

Medizinische Hochschule Hannover

Forschungs- und Lehrereinheit Medizinische Soziologie

„Länger leben, später erkranken?“

Die Morbiditäts- und Mortalitätsentwicklung von Lungenkrebs im Kontext der gestiegenen Lebenserwartung“

INAUGURALDISSERTATION

zur Erlangung des Grades eines Doktors
der Humanbiologie

-Doctor rerum biologicarum humanarum-
(Dr. rer. biol. hum.)

vorgelegt von

Fabian Tetzlaff

aus Magdeburg

Hannover 2021

Angenommen durch den Senat: 05.08.2022

Präsident: Prof. Dr. med. Michael P. Manns

Wissenschaftliche Betreuung: Prof. Dr. phil. Siegfried Geyer

Wissenschaftliche Zweitbetreuung: PD Dr. med. Heiko Golpon

1. Referent/in: Prof. Dr. phil. Siegfried Geyer

2. Referent/in: PD Dr. med. Heiko Golpon

3. Referent/in: PD Dr. med. Martin Schlaud

Tag der mündlichen Prüfung: 05.08.2022

Prüfungsausschuss

Vorsitz: Prof./in Dr. med. Dr. phil. Astrid Müller

1. Prüfer/in: Prof. Dr. phil. Siegfried Geyer

2. Prüfer /in: PD Dr. med. Heiko Golpon

3. Prüfer/in: PD Dr. med. Martin Schlaud

Zusammenfassung

Fabian Tetzlaff

„Länger leben, später erkranken? Die Morbiditäts- und Mortalitätsentwicklung von Lungenkrebs im Kontext der gestiegenen Lebenserwartung“

Lungenkrebs zählt weltweit zu den häufigsten Krebserkrankungen [1]. Aufgrund der sehr hohen Letalität gingen in Deutschland im Jahr 2017 mehr als neunhunderttausend Lebensjahre durch das Bronchialkarzinom verloren [2]. In Deutschland überleben etwa 15% bis 20% der an Lungenkrebs erkrankten Männer und Frauen die ersten fünf Jahre nach Diagnosestellung [3]. Im Kontext des Anstiegs der Lebenserwartung in Deutschland [4] stellt sich die Frage, ob die gewonnene Lebenszeit in Erkrankung oder in Gesundheit verbracht wird. Wie der Anstieg der Lebenserwartung [4, 5] und die Entwicklung des Erkrankungsgeschehenes die Lebenszeit frei von Lungenkrebs und nach Inzidenz beeinflusst besitzt daher eine hohe Public-Health-Relevanz. Dies gilt insbesondere für die Frage welche sozialen Gruppen von diesen Entwicklungen über die Zeit profitierten oder benachteiligt wurden.

Im wissenschaftlichen Diskurs wird die Entwicklung der Lebenszeit in Krankheit und Gesundheit im Kontext dreier Thesen diskutiert. Vor dem Hintergrund der beobachteten Zugewinne in der Lebenserwartung [4, 5] postulieren diese Thesen entweder eine Zunahme (These der *Expansion der Morbidität* [6]) oder Abnahme (These von der *Kompression der Morbidität* [7, 8]) der in Krankheit verbrachten Lebenszeit, bzw. ein Gleichgewicht zwischen der in Gesundheit und Krankheit verbrachten Lebenszeit (These vom *dynamischen Equilibrium* [9]).

Die Entwicklung der durchschnittlichen Lebenszeit in Gesundheit und Krankheit ist eng mit der Entwicklung der Lebenserwartung und Morbidität verbunden. Darüber hinaus spielen aber auch die Entwicklungen in den sozialen Subgruppen eine Rolle, die sich im Zeitverlauf durchaus unterscheiden können und so den Trend in der Gesamtbevölkerung bestimmen. Daher ist es wichtig die Entwicklung der Lebenserwartung auch in Abhängigkeit vom sozialem Status zu beleuchten. Hierzu ist die Evidenz für Deutschland bisher aufgrund der gegenwärtigen Erhebungspraxis der amtlichen Statistik der Sterbefälle lückenhaft [10-13].

Ziel der vorliegenden Dissertation ist es, zunächst einen vertieften Einblick in die Entwicklung der Inzidenz und Mortalität beim Bronchialkarzinom in Deutschland zu geben. Um

populationsbasierte Fragestellungen, wie der nach Kompression oder Expansion beim Bronchialkarzinom, nachzugehen und in den gesamtgesellschaftlichen Kontext einordnen zu können, wurde zunächst die Entwicklung der sozialen Ungleichheit in der Lebenserwartung in Deutschland analysiert [14]. Anschließend wird die Entwicklung im Erkrankten [15] und Versterben mit Lungenkrebs untersucht [16]. Vor dem Hintergrund der Entwicklung der Gesamtlebenserwartung und der Entwicklung der Lungenkrebsinzidenz wird dann der Frage nach Kompression oder Expansion nachgegangen [16]. Die Analyse der Entwicklungen über die Zeit wird dabei getrennt nach sozioökonomischen Gruppen durchgeführt.

Die vorliegende Dissertationsschrift basiert auf drei Teilstudien [14-16], die in internationalen Zeitschriften nach erfolgreich durchlaufenen Peer-Review-Verfahren veröffentlicht wurden. Die den Teilstudien zugrundeliegenden Analysen wurden mit Daten einer der größten deutschen Krankenversicherungen – der AOK Niedersachsen – mit mehr als 2 Millionen Versicherten durchgeführt. Zur Beantwortung der Forschungsfragen standen die Daten der Jahre 2005 bis 2017 zur Verfügung. Hierbei handelt sich um pseudonymisierte Daten der vollständigen Versichertenpopulation ab dem 18. Lebensjahr. Eine Besonderheit der Datenbasis ist, dass sämtliche Informationen zu den ambulanten und stationären Diagnosen, zur Mortalität und zu den soziodemografischen Merkmalen (wie z.B. Geschlecht, Bildungsstand, Einkommen) in personenbezogenen Versicherungsverläufen und somit auf Individualebene vorliegen.

Eines der zentralen Ergebnisse von *Teilstudie 1* ist, dass sich die sozialen Ungleichheiten in der Lebenserwartung bei Frauen reduzierten [14]. Hingegen blieben die Ungleichheiten unter den jüngeren Männern konstant und weiten sich darüber hinaus jenseits des 60. Lebensjahres aus. Diese Entwicklung ist maßgeblich durch ein unterschiedliches Tempo bei der Reduktion der Mortalität der einzelnen sozioökonomischen Gruppen getrieben [14]. So profitierten insbesondere ältere Männer mit höheren Einkommen sowie Frauen mit mittleren und niedrigen Einkommen am stärksten von der Reduktion der Mortalität und verzeichneten hierdurch die stärksten Zugewinne in der Lebenserwartung [14]. *Teilstudie 1* ist eine der wenigen deutschen Studien, in der der Frage der sozialen Ungleichheit in der Entwicklung der Lebenserwartung nachgegangen wurde [10-13]. Die Studie ist zudem die erste auf Individualdaten basierende Forschungsarbeit, die die sozialen Ungleichheiten in der Entwicklung der Lebenserwartung in Deutschland für beide Geschlechter über ein breites

Altersrange (Alter 20+) zeigen konnte und die benötigten Informationen zur Mortalität und Sozioökonomik aus einem Datensatz beziehen kann.

Bei der Betrachtung der zeitlichen Entwicklung der Lungenkrebsinzidenz zeigten sich in *Teilstudie 2* erhebliche soziale Ungleichheiten [15]. Bei Männern weiteten sich die Einkommensungleichheiten in der Lungenkrebsinzidenz zunehmend aus. Bei Frauen unterhalb des 70. Lebensjahres wurde der typische Einkommensgradient, bei älteren Frauen hingegen ein gedrehter Einkommensgradient beobachtet. Dieser verschob sich über die Zeit in immer höhere Altersstufen [15]. Diese Befunde liefern Indizien dafür, dass die im Modell von Lopez et al. beschriebenen Folgen der zeitlichen Entwicklung des Rauchens (der sog. „Smoking Epidemic“) [17-19] auch für Deutschland weitestgehend zutreffen. Die Umkehr des Sozialgradienten unter den Frauen im Zeitverlauf spricht zudem für die vielfach vertretene These, dass sich gesundheitsrelevante Verhaltensweisen nicht in allen sozioökonomischen Gruppen parallel entwickeln [17, 20-23].

Die Ergänzung der in *Teilstudien 1 und 2* gewonnenen Erkenntnisse zur Entwicklung der Lebenserwartung und Lungenkrebsinzidenz um die Trends in der lungenkrebspezifischen Mortalität erlaubt eine tiefgreifende Analyse der Kompressions- oder Expansionsfragestellung. Diese Frage wurde für Deutschland erstmalig in *Teilstudie 3* eingehender untersucht. Die Studie zeigt, dass für beide Geschlechter deutliche Zugewinne in der Lebenszeit frei von Lungenkrebs erzielt werden konnten [16]. Auch hier wurden erhebliche soziale Unterschiede gefunden. Die stärksten Zugewinne an Lebensjahren frei von Lungenkrebs konnten bei Frauen und Männern mit höheren Einkommen beobachtet werden, wodurch sich auch hier die Ungleichheiten ausweiteten [16]. Die zu erwartende Lebenszeit mit Lungenkrebs blieb bei den Männern annähernd konstant. Bei Frauen wuchs die lungenkrebsassoziierte Lebenszeit an. Insbesondere Frauen mit niedrigen Einkommen waren von dieser Entwicklung benachteiligt [16]. Die Entwicklung der lungenkrebsfreien und lungenkrebsassoziierten Lebenszeit führte bei Männern zu einer Kompression, bei Frauen hingegen zu einer Expansion [16].

Der bisherige Forschungsstand legt nahe, dass die Ursachen für diese zwischen den Geschlechtern gegensätzlich verlaufenden Entwicklungen vorrangig nicht durch jüngere Trends im Rauchverhalten verursacht werden. Vielmehr scheint es, dass die Weichen hierfür bereits Dekaden zuvor im Zuge des Verlaufs der „Smoking Epidemic“ in Deutschland gestellt wurden. Die vergangenen Entwicklungen im Hauptrisikofaktor Rauchen lassen sich dabei gut mit der

Entwicklung der Lungenkrebsinzidenz in Verbindung setzen. Durch verstärkte Präventionsbemühungen gelang es zunächst die Rauchprävalenzen bei Männern deutlich zu senken und jene der Frauen, nach vorausgegangenem längerem Anstieg, zu stabilisieren. Die Lungenkrebsinzidenz bei Männern sank daher über die Zeit während jene der Frauen nach wie vor ansteigt. Insgesamt belegen diese Entwicklungen die Wirksamkeit vorangegangener Präventionsbestrebungen. Die vorliegende Arbeit zeigte jedoch, dass bestimmte Gruppen, insbesondere Frauen mit geringem Einkommen, nicht von diesen positiven Entwicklungen profitieren konnten. Daher sollten vulnerable Gruppen verstärkt in den Fokus künftiger Bestrebungen zur Reduktion von Risikofaktoren des Lungenkarzinoms genommen werden.

Summary

Fabian Tetzlaff

"Living longer, becoming diseased later? Trends in lung cancer morbidity and mortality in the context of increasing life expectancy"

Lung cancer is one of the most common cancers worldwide [1]. Due to the very high lethality, more than nine hundred thousand years of life got lost in Germany in 2017 due to bronchial carcinoma [2]. In Germany approximately 15% to 20% of men and women with lung cancer survive the first five years after diagnosis [3]. In the context of increasing life expectancy in Germany [4], the question arises whether the years of life gained are spent in disease or in health. How the increase in life expectancy [4, 5] and the development of the incidence affect the lifetime free of lung cancer and after incidence has a special public health relevance. This applies in particular to the question of which social groups benefited or were disadvantaged by these developments over time.

In the scientific discourse, the development of life expectancy in disease and health is discussed within the framework of three theses. Against the background of the gains in life expectancy observed in the past [4, 5], these hypotheses postulate either an increase (*hypothesis of expansion of morbidity* [6]) or a decrease (*hypothesis of compression of morbidity* [7, 8]) in the time spent in morbidity, or a balance between the life time spent in health and morbidity (*hypothesis of dynamic equilibrium* [9]).

The development of average lifespan is closely linked to the development of life expectancy and morbidity. In addition, however, developments in the social subgroups also play a role, which may well differ over time and thus determine the trend in the total population. It is therefore important to examine the development of life expectancy also in relation to social status. However, the evidence for Germany insufficient due to the current data collection practice of the official statistics on deaths [10-13].

The objective of this thesis is to provide an in-depth insight into the development of incidence and mortality of bronchial carcinoma in Germany. In order to examine population-related questions, such as the question on compression or expansion in lung cancer, and to discuss the findings in the overall context, the development of social inequality in life expectancy have been

analysed [14]. After that, the development of lung cancer incidence [15] and mortality [16] over time has been investigated. Against the backdrop of the development in total life expectancy and incidence, the question on compression or expansion in lung cancer has been investigated. The development over time were analysed with respect to different socioeconomic groups.

This thesis is based on three studies [14-16] that were published in international journals after successfully passing peer-review procedures. The underlying analyses of the three studies were performed with data from one of the largest German health insurance providers - the AOK Lower Saxony - with more than 2 million insured persons. To answer the research questions pseudonymised data from the years 2005 to 2017 of the complete insurance population aged 18 and older were used. Another specific characteristic of the dataset is that all information on outpatient and inpatient diagnoses, mortality and on socio-demographic characteristics (such as gender, educational level, income, etc.) are available at individual level.

One of the main findings of *study 1* is that social inequalities in life expectancy among women decreased [14]. On the other hand, inequalities persist among younger men and even increase among men beyond the age of 60. This development is largely driven by differences in the pace of mortality reduction between social groups [14]. In particular, older men with higher incomes and women with middle and low incomes benefited most from the reduction in mortality and thus experienced the strongest gains in life expectancy [14]. *Study 1* is one of the few studies for Germany in which the question of social differences in the development of life expectancy over time was investigated [10-13]. Furthermore, the study is the first one based on individual data that was able to take a closer look at the social inequalities in the development of life expectancy of both genders over a broad age range (age 20+) and could draw the required information on mortality and socioeconomic characteristics from a single-dataset.

Considering the temporal development of social inequality in lung cancer morbidity, substantial social inequalities were shown in *study 2* [15]. In men, the income inequalities in lung cancer incidence widened continuously. For women under the age of 70, the typical income gradient was observed, while for older women, a reversed income gradient was found. This reversed gradient shifted to increasingly higher age groups over time [15]. These findings support that the consequences of the development of smoking over time (the so-called “smoking epidemic”) [17-19] described in the model of Lopez et al. also largely apply to Germany. The reversal of the social gradient among women over time also speaks in favour of the widely held thesis that

health-relevant behaviours do not develop in simultaneously in all socioeconomic groups [17, 20-23].

The extension of the knowledge gained in *studies 1 and 2* on the development of life expectancy and lung cancer incidence allows an in-depth analysis of the compression or expansion question. For Germany, this question was examined in more detail for the first time in *study 3*. The study reports substantial gains in the lifetime free of lung cancer for both genders [16]. Again, considerable social inequalities were observed. The strongest gains in life years free of lung cancer were observed among women and men with higher incomes, which widened the inequalities in lung cancer-free life years [16]. The expected lifetime in lung cancer remained almost constant for men. For women, on the other hand, the lung cancer-associated lifetime increased. This holds especially for women with low incomes [16]. The development of lung cancer-free and lung cancer-associated lifetime led to a compression among men and an expansion among women [16].

The findings so far suggest that the reasons for these opposite developments between genders are not mainly determined by short-term trends in smoking. Rather, it seems, the path was set decades earlier in the course of the “Smoking Epidemic” in Germany. The past developments in smoking as the main risk factor can be well related to the development of lung cancer incidence. Due to public health efforts smoking prevalence was initially strongly reduced among men and, after a long period of increases, stabilised among women. Therefore, lung cancer incidence rates among men declined over time while they are still increasing among women. Overall, these developments prove the effectiveness of previous prevention efforts. However, the present work showed that some groups, especially women with low incomes, could not benefit from these positive developments. Therefore, vulnerable groups should be increasingly targeted in future efforts to reduce lung cancer risk factors.

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis	12
1. Einleitung	13
2. Hintergrund und Stand der Forschung.....	17
2.1 Die Entwicklung der Lebenserwartung	17
2.2 Thesen zur Morbiditätsentwicklung	20
2.3 Smoking Epidemic (4-Phasen-Modell der Zigaretten-Epidemie).....	22
2.3.1 Das Rauchverhalten in Deutschland	26
2.3.2 Sozioökonomische Ungleichheiten in der Rauchprävalenz in Deutschland auf Basis des Sozioökonomischen Panels (SOEP).....	28
2.4 Stand der Forschung zur Entwicklung des Bronchialkarzinoms.....	34
3. Methoden	41
3.1 Datengrundlage.....	41
3.1.1 Indikatoren des sozioökonomischen Status	42
3.2 Statistisches und methodisches Vorgehen.....	44
3.2.1 Sterbetafelanalyse	47
3.2.2 Inzidenzbestimmung	48
3.2.3 Inzidenz- und Mortalitätsanalysen in den <i>Teilstudien 2 und 3</i>	49
3.2.4 Multistate Life Table Analyse.....	49
4. Vorstellung der eigenen Studien.....	51
4.1 Steigende Einkommensungleichheiten in der Lebenserwartung? Eine Analyse von Zeittrends mit Hilfe von Daten der gesetzlichen Krankenversicherung (<i>Teilstudie 1</i>)	51
4.2 Sozioökonomische Ungleichheiten bei Lungenkrebs – Eine Zeittrendanalyse mit Daten der gesetzlichen Krankenversicherung (<i>Teilstudie 2</i>).....	73
4.3 Kompression, Expansion oder vielleicht beides? Wachsende Ungleichheiten bei Lungenkrebs in Deutschland (<i>Teilstudie 3</i>).....	Fehler! Textmarke nicht definiert.
5. Diskussion	Fehler! Textmarke nicht definiert.
5.1 Diskussion und Einordnung der Ergebnisse in den Forschungsstand Fehler! Textmarke nicht definiert.	
5.2 Stärken und Limitationen	Fehler! Textmarke nicht definiert.
5.3 Ausblick	Fehler! Textmarke nicht definiert.
6. Literaturverzeichnis	Fehler! Textmarke nicht definiert.

Anhang.....Fehler! Textmarke nicht definiert.

Anhang A: Eletronic supplementary material „Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data“ ...**Fehler! Textmarke nicht definiert.**

Anhang B: Eletronic supplementary material „Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany“**Fehler! Textmarke nicht definiert.**

Abkürzungsverzeichnis

AOKN	Allgemeine Ortskrankenkasse Niedersachsen
ASTRP	Altersstandardisierte Rauchprävalenz
ATC	Anatomisch-Therapeutisch-Chemische Klassifikationssystem
DentG	Deutsches Durchschnittentgelt
DRG	diagnosis related group
EBM	Einheitlicher Bewertungsmaßstab
GKV	Gesetzliche Krankenversicherung
GEDA	Gesundheit in Deutschland Aktuell
ICD-10-GM	Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme (ICD-10-GM), deutsche Modifikation
RKI	Robert-Koch Institut
OPS	Operationen- und Prozedurenschlüssel
SES	Sozioökonomischer Status
SOEP	Sozioökonomisches Panel

1. Einleitung

Lungenkrebs zählt zu den häufigsten malignen Erkrankungen bei Männern und Frauen weltweit [1]. Das Erkranken an Lungenkrebs ist mit einer hohen Letalität verbunden, was Lungenkrebs zu einer der häufigsten Todesursachen weltweit macht. In Deutschland überleben nur etwa 20% der an Lungenkrebs erkrankten Frauen und 15% der Männer fünf Jahre nach Diagnosestellung [3]. In den meisten westlichen Ländern können ähnliche Trends bei den Neuerkrankungen an Lungenkrebs beobachtet werden. In den letzten Dekaden konnten bei Männern sukzessiv rückläufige Inzidenzraten beobachtet werden, wohingegen die Inzidenzraten bei Frauen kontinuierlich anstiegen [24-26]. Dieser Befund ist ebenfalls für Deutschland zutreffend [3]. Die Gründe für diese unterschiedlichen Entwicklungen zwischen den Geschlechtern im Erkrankungsgeschehen an Lungenkrebs liegen vor allem in der zeitlich unterschiedlichen Entwicklung des geschlechtsspezifischen Tabakkonsums begründet. In vielen Studien wurde der Zusammenhang zwischen der Zugehörigkeit zu einer sozioökonomischen Gruppe und dem gesundheitlichen Zustand, gemessen anhand von objektiven oder subjektiven Parametern, aufgezeigt. Studien belegen auch die Unterschiede im gesundheitlichen Verhalten, wie beispielsweise dem Rauchverhalten, zwischen den Geschlechtern und sozioökonomischen Gruppen [17, 27-31]. Hierbei wurden häufig zunehmende gesundheitliche Ungleichheiten im Zeitverlauf festgestellt, wobei Angehörige niedriger sozioökonomischer Gruppen benachteiligt sind [17, 27-31]. Die Autoren verschiedener internationaler Studien konnten zeigen, dass es vor allem in Bezug auf das Erkranken am Bronchialkarzinom erhebliche und über den Zeitverlauf anwachsende Ungleichheiten zwischen den Angehörigen verschiedener sozioökonomischer Gruppen existieren. Dies gilt sowohl für Männer als auch für Frauen [32-36]. Ähnlich differenzierte Analysen auf Individualebene sind aufgrund von Datenrestriktionen, insbesondere durch das Fehlen von Informationen zu Einkommen, Bildungsstand und beruflicher Stellung der an Lungenkrebs erkrankten Personen im nationalen Krebsregister, für Deutschland nicht möglich. Ebenso fehlen Analysen zur Entwicklung gesundheitlicher Ungleichheit im Erkranken und Sterben an Lungenkrebs über die Zeit bisher gänzlich.

Angesichts der demographischen Entwicklung in Deutschland wird der Anteil der Menschen jenseits des Renteneintrittsalters weiter steigen [4] und progredient verlaufende chronische Erkrankungen werden eine stärkere Bedeutung in der Versorgung der alternden Gesellschaft

gewinnen [4, 37]. Mit einem durchschnittlichen Erkrankungsalter bei Männern und Frauen um das 70. Lebensjahr [3] kommt dem Bronchialkarzinom daher eine besondere Bedeutung in der künftigen medizinischen Versorgung zu. Die Frage in welchem Maße die gestiegene Lebenserwartung [4, 5] und die Entwicklungen in den lungenkrebspezifischen Erkrankungsraten die durchschnittliche Lebenszeit frei von Lungenkrebs und nach Inzidenz beeinflusst und welche sozialen Gruppen im besonderen Maße von diesen Entwicklungen über die Zeit profitieren oder benachteiligt werden, besitzt dabei eine besondere Relevanz für die medizinische Versorgung und künftige Public-Health Bestrebungen. Zur Beantwortung dieser Fragen wird die Lebenserwartung nach sozioökonomischen Gruppen benötigt. Da die amtliche Todesursachenstatistik jedoch keine Informationen zu sozioökonomischen Charakteristika der Verstorbenen beinhaltet, existiert keine offizielle amtliche Statistik zur Mortalität und Lebenserwartung nach sozioökonomischem Status (SES) [11, 12, 37]. Hierdurch ist der Forschungsstand zur zeitlichen Entwicklung der sozialen Ungleichheit in der Lebenserwartung für Deutschland bisher lückenhaft.

Um diese für Deutschland bestehenden Forschungslücken zu schließen werden folgende Analysen benötigt:

- SES-spezifische Entwicklung der Lebenserwartung
- SES-spezifische Entwicklung der Lungenkrebsinzidenz
- SES-spezifische Entwicklung der lungenkrebspezifischen Mortalität
- SES-spezifische Entwicklung der zu erwartenden Lebensjahre mit und ohne Lungenkrebs

Die vorliegende Dissertationsschrift basiert auf drei Teilstudien, die in internationalen Zeitschriften nach erfolgreichem Peer-Review-Verfahren veröffentlicht wurden und auf Routinedaten der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) AOK Niedersachsen basieren.

Ziel der *ersten Teilstudie* [14] ist es, die zeitliche Entwicklung der Lebenserwartung in Deutschland zu analysieren. Ein besonderes Augenmerk soll hierbei auf die zeitliche Entwicklung der Ungleichheiten in der Lebenserwartung zwischen den Geschlechtern und zwischen Angehörigen sozioökonomischer Gruppen (hier Einkommensgruppen) gelegt werden. Da bis zum Zeitpunkt der Veröffentlichung dieser Studie nur sehr wenige Analysen zur Entwicklung der sozialen Ungleichheit in der Lebenserwartung für die deutsche Bevölkerung

vorlagen und in dieser Studie erstmals GKV-Daten für die Berechnung der Trends in Lebenserwartung genutzt wurden, bildet die *erste Teilstudie* eine grundlegende vorbereitende Arbeit für die weiterführenden Analysen im Rahmen dieser Dissertation.

Die *zweite Teilstudie* [15] widmet sich der zeitlichen Entwicklung des Erkrankungsgeschehens des Bronchialkarzinoms in Deutschland. Hierbei soll vor allem eine nach sozioökonomischen Gruppen differenzierte Analyse durchgeführt werden. Insbesondere für Deutschland existieren aufgrund der mangelnden Datenlage bisher nur Arbeiten zur regional aggregierten sozialen Deprivation und dem lungenkrebsassoziierten Erkrankungsgeschehen. Eine Betrachtung auf der Makroebene kann jedoch zu ökologischen Fehlschlüssen führen. Diese Fehlschlüsse können auftreten, wenn Ergebnisse, die mittels aggregierter Daten auf der Makroebene erzielt wurden (z.B. durch Zuschreibung des aggregierten Deprivationslevels auf alle Personen einer bestimmten Region), auf die Individualebene übertragen werden. Durch eine Analyse von Ungleichheiten im Auftreten des Lungenkrebses in der Bevölkerung auf Basis von Individualdaten (wie in der vorliegenden Dissertation) können diese Fehlschlüsse vermieden werden. Darüber hinaus kommt der Analyse der zeitlichen Entwicklung des Erkrankungsgeschehens besondere Bedeutung zu, da die alleinige Betrachtung im Querschnitt zu einer Maskierung der dynamischen Entwicklung der Ungleichheiten im Erkrankungsgeschehen führen kann. Dies tritt beispielsweise auf, wenn sich die sozioökonomischen Gradienten im Zeitverlauf umkehren oder nivellieren. Da die *zweite Teilstudie* auf längsschnittlichen Individualdaten basiert, leistet sie einen wesentlichen Beitrag zur Schließung dieser beschriebenen Lücken.

Die *dritte Teilstudie* [16] nimmt die Kernfrage der Dissertation nach einer Kompression oder Expansion der mit Lungenkrebs assoziierten Lebensjahre im Zeitverlauf in den Fokus. Auch hier wird ein besonderes Augenmerk auf Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern und zwischen den Angehörigen vulnerabler sozioökonomischer Gruppen (hier Einkommensgruppen) gelegt. Hierdurch kann neben der Frage, ob es im Zeitverlauf zu einer Kompression oder Expansion in den zu erwartenden Lebensjahren mit bzw. frei von Lungenkrebs kam, auch die Frage nach den im besonderen Maße von der Entwicklung der lungenkrebsassoziierten Morbidität und Mortalität betroffenen sozioökonomischen Subgruppen der Bevölkerung nachgegangen werden. Auch hier ist die Studienlage bisher unzureichend. Daher liefert die *dritte Teilstudie* einen wesentlichen Beitrag zur Betrachtung des Lungenkrebsgeschehens in Deutschland.

Zunächst werden die Fragestellungen der Dissertation in den theoretischen Kontext und in den bisherigen Stand der Forschung eingebettet. Hierbei wird ein Augenmerk auf jene Thesen [6-9] gelegt, die als wesentliche Kontextfaktoren einen Beitrag zur Erklärung der Zeittrends in Lungenkrebsinzidenz und -mortalität auf Bevölkerungsebene leisten können. Es existieren vielfältige Risikofaktoren für Lungenkrebs, u.a. Belastung der Atemluft mit karzinogenen Stoffen (z.B. Stickoxide, Feinstäube, Schimmel) [32, 38-56]. Der bei weitem wesentlichste erklärende Risikofaktor der Lungenkrebsmorbidity ist jedoch das Rauchen [3, 17, 19, 23, 28, 29, 55, 57-64]. Die vorliegende Arbeit nimmt daher vorrangig das Rauchen in den Blick. Im Abschnitt 2 wird der aktuelle Forschungsstand zu diesem Risikofaktor dargelegt. Ergänzend hierzu wird das 4-Phasen-Modell der „Smoking Epidemic“ [22] als theoretische Rahmung der Ergebnisse erläutert und die empirische Entwicklung der sozioökonomisch-spezifischen Rauchprävalenz über die Zeit in Deutschland anhand eigener Analysen dargestellt. Dies erleichtert die Einordnung der in dieser Arbeit erzielten Ergebnisse vor dem Hintergrund des wichtigsten Risikofaktors und bietet Erklärungsansätze für die berichteten Trends in der Lungenkrebsinzidenz. Die Ergebnisse zu den Zeittrends in der Rauchprävalenz basieren auf eigenen Berechnungen anhand von bevölkerungsrepräsentativen Surveydaten, wobei die Definition der Einkommens- und Bildungsgruppen zwischen den Krankenkassendaten und den Befragungsdaten vereinheitlicht wurde, um die Vergleichbarkeit zu gewährleisten. Anschließend wird ein Überblick über die verwendeten wissenschaftlichen Analyseverfahren und die für die Analysen verwendeten Daten gegeben, bevor dann die in die Dissertation eingebundenen *drei Teilstudien* detaillierter vorgestellt werden. Abschließend werden die Ergebnisse anhand des theoretischen Kontextes und des Forschungsstandes eingehend diskutiert.

2. Hintergrund und Stand der Forschung

2.1 Die Entwicklung der Lebenserwartung

Über das letzte Jahrhundert hinweg war der Anstieg der Lebenserwartung nahezu in allen westlichen Staaten ungebrochen. So stieg die weltweit gemessene Lebenserwartung um etwa 2,5 Lebensjahre pro Dekade an [5, 65]. In den meisten westlichen Nationen werden zahlreiche der in den frühen 2000er Jahren geborenen Kinder voraussichtlich ihren 100. Geburtstag feiern können [66]. Gegenwärtig zählt Deutschland mit einer durchschnittlichen Lebenserwartung von 83,4 Jahren für im Zeitraum 2017/19 geborene Mädchen und von 78,6 Jahren für Jungen [67] zu den Top-30-Ländern mit der geringsten Mortalität weltweit [68]. Kleinräumige Analysen zeigen jedoch erhebliche Ungleichheiten in der Lebenserwartung zwischen den 402 Landkreisen Deutschlands, wobei nicht nur ein Ost-West-Gefälle, sondern auch ein Nord-Süd-Gefälle beobachtet werden kann. So weisen sowohl Männer als auch Frauen in den Landkreisen Süddeutschlands (insbesondere Baden-Württemberg und Süd-Bayern) die höchsten Werte bei der Lebenserwartung auf [69]. Die niedrigste Lebenserwartung wurde bei den Frauen in mehreren Landkreisen Sachsen-Anhalts und dem Rhein-Ruhr-Gebiet beobachtet. Für Männer finden sich die niedrigsten Werte in Bremerhaven, in den ländlich geprägten Kreisen Ostdeutschlands, sowie dem Rhein-Ruhr-Gebiet [69].

Gegenwärtige Analysen deuten jedoch auf eine Verlangsamung des Anstiegs der Lebenserwartung hin [70]. Für Deutschland zeigen sich ähnliche Trends hin zu einem Abflachen der Zuwächse in der Lebenserwartung [4]. Die Gründe hierfür liegen im seit den 2010er Jahren verstärkten Auftreten von und Versterben an respiratorischen Erkrankungen in Deutschland und weiteren europäischen Ländern, vor allem der Grippe, aber auch in der Zunahme von Erkrankungen des Herz-Kreislaufsystems und neurodegenerativer Erkrankungen (z.B. Demenz) [70]. Die Entwicklung in den USA bildet unter den westlichen Nationen eine Ausnahme, da sich hier die Lebenserwartung in den letzten Jahrzehnten noch einmal deutlich schlechter entwickelte und vorrangig andere Ursachen zu dieser Entwicklung beitrugen als in Deutschland. Hier konnte bereits seit den 1990ern eine Reduktion im Anstieg der Lebenserwartung beobachtet werden. Seit den 2010er Jahren stagniert die Lebenserwartung und seit 2015 ist sogar eine Reduktion zu beobachten. Insbesondere die erhöhte Mortalität unter den jüngeren Erwachsenen treibt diese Entwicklung verstärkt an [71]. Hauptsächlich Gründe für den stagnierenden bzw. rückläufigen Trend liegen insbesondere in der Zunahme der Todesfälle

aufgrund der über Jahre hinweg vorherrschenden Opioidkrise und im Anstieg der Mortalität durch externe Ursachen (Gewalt und Suizid) [70, 71]. Einen kleineren Anteil an dieser Gesamtentwicklung tragen auch hier respiratorische Erkrankungen und Herz-Kreislauf-Erkrankungen bei, während die Mortalität durch Diabetes seit Beginn der 2000er Jahre über das gesamte Erwachsenenalter hinweg annähernd konstant blieb [71]. Darüber hinaus berichten Ho und Hendy in der von ihnen mit den Daten der WHO Mortality Database durchgeführten Dekompositionsanalyse der Lebenserwartung, dass sich die Trends in den zugrundeliegenden Todesursachen durchaus zwischen den betrachteten Ländern aber auch zwischen den Altersgruppen unterscheiden. Dies kann zu erheblichen Unterschieden zwischen jüngeren und älteren Bevölkerungen in der Mortalität führen [70]. Ursachen für diese Unterschiede können hierbei nicht nur kulturell bedingt, sondern auch ökonomisch- bzw. sozial bedingt sein. Dies kann einerseits aufgrund der allgemeinen Unterschiede in der sozioökonomischen Struktur der Bevölkerung im Ländervergleich zu erheblichen Differenzen im todesursachenspezifischen Mortalitätsgeschehen und in der Lebenserwartung beitragen, andererseits aber auch die Unterschiede zwischen den sozioökonomischen Gruppen innerhalb eines Landes determinieren [12, 13, 70, 72, 73].

Internationale Studien konnten vielfach den deutlichen Einfluss sozialer Benachteiligung auf das Erkranken und die Langlebigkeit nachweisen, die erhebliche Unterschiede zwischen den Angehörigen verschiedener sozioökonomischer Gruppen verursachen [73-81]. Vor allem der kumulative Effekt langanhaltender Benachteiligung – wie beispielsweise einer prekären Wohnsituation, eines geringen Einkommens und einer hohen Emissionsbelastung – oder der Effekt langzeitlicher Akkumulation gesundheitsgefährdenden Verhaltens, wie des Rauchens, besitzen das Potential sich auch zukünftig auf die Entwicklung der Lebenserwartung insgesamt und die Jahre in Gesundheit und Krankheit auszuwirken [27, 63, 82]. Analysen konnten zeigen, dass ein erheblicher Anteil der Verluste an Lebensjahren auf Krebserkrankungen zurückzuführen ist und dass die im Zeitverlauf angestiegene soziale Ungleichheit im Erkranken und Versterben an Krebs zum Auseinanderdriften der Lebenserwartung zwischen den sozioökonomischen Gruppen beitrug [2, 34, 83, 84]. Diese Ergebnisse unterstreichen die Public-Health-Relevanz von Bemühungen im Bereich der Krebsprävention und den hohen Stellenwert von sozioökonomisch differenzierten Analysen zum Erkrankungsgeschehen. Eine Dekomposition der Lebenserwartung für mehrere europäische Länder konnte zeigen, dass eine Reduktion der Krebssterblichkeit in Deutschland auf das Niveau von Schweden die

Lebenserwartung um etwa 0,7 Jahre ansteigen lassen würde, wobei hier etwa 0,4 Jahre auf das Bronchialkarzinom entfallen [85].

Aufgrund von Datenrestriktionen basieren die meisten Analysen für Deutschland zu den sozialen Ungleichheiten in der Lebenserwartung entweder auf Surveydaten [11, 12, 86] oder auf Daten des deutschen Rentensystems [10, 13]. Die Autoren dieser Studien berichten beachtenswerte soziale Gradienten in den drei wichtigsten Dimensionen des SES (Einkommen [10, 11, 13], Bildung [12, 86], Beruf [10]) in der Lebenserwartung der deutschen Bevölkerung. Beispielsweise berichten Lampert et al. für den Zeitraum von 1992 bis 2016 persistierende Ungleichheiten zwischen den Einkommensgruppen in der Lebenserwartung bei Geburt von annähernd 9 Lebensjahren für Männer und von 4 Jahren für Frauen (gemessen am bedarfsgewichtetem Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen) [11]. Auch in den höheren Altersstufen bestehen bedeutende sozioökonomische Ungleichheiten in der Lebenserwartung, die sich im Zeitverlauf weiter ausweiten [10, 13].

Die Frage nach der weiteren Entwicklung der Lebenserwartung ist eng mit der Entwicklung der Morbidität in den unterschiedlichen sozioökonomischen Gruppen der Gesellschaft verbunden [12]. Aufgrund von gesetzlichen Restriktionen in der Datenerhebung der amtlichen Statistik sind Mortalitätsraten nicht nach Sozialstatus verfügbar [12], wodurch Wissenschaftler in Deutschland auf andere Datenquellen angewiesen sind. Die Nutzung dieser Datensätze bringt je nach Datencharakteristika unterschiedliche Vor- und Nachteile mit sich. Analysen, die auf Surveydaten basieren, beinhalten neben der relativ begrenzten Fallzahl in den relevanten sozioökonomischen Gruppen ebenfalls Unsicherheiten in Bezug auf die Schätzung der Mortalitätsrisiken der Surveybevölkerung. Diese Unsicherheiten resultieren z.B. aus der oftmals unvollständigen Erfassung der Sterbefälle im Mortality-Follow-Up im Survey oder dadurch, dass Informationen zur sozialen Ungleichheit in den Mortalitätsrisiken der Surveybevölkerung mit Daten der amtlichen Sterbestatistik kombiniert werden müssen (z.B. [11]). Eine präzise Schätzung wird hierdurch erschwert. Darüber hinaus berichten die bisherigen Studien die Entwicklung und Ungleichheiten in der Lebenserwartung entweder nur für die Bevölkerung im mittleren Alter (z.B. [11, 12]) oder nur für bereits verrentete Männer jenseits des 65. Lebensjahres (z.B. [10, 13]). Für Analysen der Lebensjahre frei von Erkrankung und nach Erkrankungseintritt ist die Bestimmung der sozialen Ungleichheiten in der Lebenserwartung über ein möglichst breites Altersspektrum jedoch besonders wichtig und bildet eine wesentliche Grundlage für das

Verständnis und die Einordnung der gesundheitsbezogenen Prozesse auf der Populationsebene.

2.2 Thesen zur Morbiditätsentwicklung

Vor dem Hintergrund einer in nahezu allen westlichen Industrienationen steigenden Lebenserwartung [5] werden drei Thesen zur Entwicklung der Morbiditätslast in einer Bevölkerung kontrovers diskutiert.

Bereits im Jahr 1977 publizierte Gruenberg die These der *Expansion der Morbidität* [6]. Der Autor postuliert in seinem Aufsatz, dass die bemerkenswerten Anstiege in der Lebenserwartung im späten 19. und frühen 20. Jahrhundert vor allem dadurch getragen würden, dass zuvor potentiell tödlich verlaufende Erkrankungen durch Fortschritte in der Medizin immer häufiger überlebt werden. Hierdurch würden immer häufiger Altersstufen erreicht werden, in denen die Erkrankungslast hoch ist. Dies beträfe im besonderen Maße akute Folgen chronischer Erkrankungen (wie z.B. Herzinfarkt oder Schlaganfall), bei denen die Letalität besonders stark gesunken sei. Hierdurch erreichen immer größere Bevölkerungsanteile ein immer höheres Lebensalter. Da das Auftreten chronischer Erkrankungen jedoch häufig unmittelbar mit dem Alterungsprozess verbunden ist, sei dies jedoch mit einem Zuwachs an progredient verlaufenden chronischen Erkrankungen verbunden, wodurch die gewonnenen Lebensjahre vermehrt in chronischer Morbidität verbracht werden würden [6]. Die Gültigkeit dieser These kann auch anhand der Entwicklungen in den Krebserkrankungen geprüft werden. In Bezug auf Lungenkrebs läge Morbiditätsexpansion vor, wenn die Überlebenszeit nach Erkrankung im Zeitverlauf deutlich zunehmen würde und/oder die Inzidenzraten verstärkt steigen würde. Dann würde sich die mit Lungenkrebs assoziierte Lebenszeit ausweiten und es käme zu einer Expansion der lungenkrebsassoziierten Morbidität (siehe hierzu detaillierte Darstellung in Abschnitt 3.2.3 *Multistate Life Table Analyse*).

Die drei Jahre später von Fries postulierte These der *Kompression der Morbidität* [7, 8] kann als Gegenthese zu Gruenbergs Expansionsthese verstanden werden. Fries betont, dass neben dem allgemeinen sozialen Aufschwung vor allem auf dem Gebiet der Prävention und Medizin bedeutende Fortschritte erzielt wurden. Hierdurch würden Erkrankungen immer später eintreten oder könnten häufiger geheilt werden. Fries bezieht hier ein sehr breites Spektrum von Verhaltensprävention (z.B. zunehmend gesünderer Lebensstil) und Verhältnisprävention

(z.B. verminderte Risiken in der Lebens- und Arbeitswelt) ein [7, 8]. In Bezug auf Lungenkrebs könnten hier beispielsweise verstärkte Aufklärungskampagnen (z.B. Werbeverbote für Tabakprodukte in den Medien), Interventionen (z.B. Aufklärung, Beratung, verhaltenstherapeutische Intervention) aber auch Verbesserungen im Arbeitsschutz dazu führen, Erkrankungen künftig immer häufiger zu verhindern. Durch diese Maßnahmen verschiebe sich nicht nur das Inzidenzalter immer weiter in den späteren Lebensverlauf, sondern es könnten auch zusätzliche gesunde Lebensjahre gewonnen werden [7, 8]. Die von Fries vorgeschlagene These, angewendet auf die Entwicklung der zu erwartenden Lebenszeit mit und ohne Lungenkrebs, würde sich wie folgt darstellen: Wären auf Populationsebene die lungenkrebspezifischen Inzidenzraten im Zeitverlauf rückläufig und würde dieser Rückgang nicht z.B. durch deutlich längeres Überleben nach Erkrankung aufgehoben werden, dann kann eine Kompression der in Lungenkrebs zu erwartenden Lebenszeit beobachtet werden (siehe hierzu detaillierte Darstellung in Abschnitt 3.2.3 *Multistate Life Table Analyse*).

In beiden Thesen wird jeweils von einer absoluten Zunahme (Expansionsthese) oder absoluten Abnahme (Kompressionsthese) der in Erkrankung zu erwartenden Lebenszeit ausgegangen. Darüber hinaus ist auch eine Betrachtung aus relativer Perspektive sinnvoll, da auch Szenarien denkbar sind, bei denen die absolute Anzahl der Jahre in Erkrankung zwar zunimmt (absolute Expansion), ihr Anteil an der Gesamtlebenserwartung jedoch abnimmt (relative Kompression; beispielsweise, wenn die Gesamtlebenserwartung im Zeitverlauf deutlich stärker steigt als die erwarteten Jahre in Erkrankung). Heute ist es daher üblich, nicht nur zwischen Kompression und Expansion zu unterscheiden, sondern auch zwischen absoluter und relativer Kompression bzw. Expansion [87, 88].

Die dritte von Manton im Jahr 1982 formulierte These vom *dynamischen Gleichgewicht* [9] geht ebenfalls von einer Zunahme der Anfälligkeit für progrediente Erkrankungen mit steigendem Alter aus. Jedoch nimmt Manton auch den Gedanken von Fries auf, dass stetige Erfolge im Bereich der Primärprävention und der Medizin sowie sich verbesserndes gesundheitliches Verhalten dazu führen können, dass chronische Erkrankungen sich zunehmend erst in der späteren Lebensphase klinisch manifestieren. Bei steigender Lebenserwartung würde die Prävalenz chronischer Erkrankungen durch die starke Altersabhängigkeit ansteigen und die absolute Anzahl der Lebensjahre in Morbidität hierdurch zunehmen. Der relative Anteil der Lebensjahre in Morbidität an der Gesamtlebenserwartung könne durch die Zunahme der

Lebensjahre insgesamt dennoch konstant bleiben. Eine weitere Lesart zu Mantons These ist, dass chronische Erkrankungen zwar nach wie vor auftreten würden, die Erkrankungsschwere aufgrund verbesserter medizinischer Therapie und verstärkter Sekundär- und Tertiärprävention jedoch sinken würde und daher erst später im Leben zu körperlichen und funktionalen Einschränkungen führen würden. Hierdurch erhöhe sich zwar die Anzahl der Jahre, die von chronischen Erkrankungen begleitet werden, der Anteil an Lebensjahren mit deutlichen Einschränkungen bleibt aber konstant oder ist rückläufig [9].

2.3 Smoking Epidemic (4-Phasen-Modell der Zigaretten-Epidemie)

Rauchen gilt nicht nur als der wesentlichste Faktor, der das lungenkrebsassoziierte Erkrankungs- und Mortalitätsgeschehen determiniert [17, 27-29, 64, 89], sondern auch als eine der Hauptursachen für die soziökonomischen Unterschiede in der Lebenserwartung und Unterschiede zwischen den Geschlechtern [57, 63, 90]. In Bezug auf die Erkrankungsrisiken spielt vor allem die Dauerhaftigkeit des praktizierten gesundheitsschädlichen Verhaltens eine Rolle, beispielsweise Rauchen über einen längeren Zeitraum im Lebensverlauf. Aufgrund der sich kumulierenden Wirkung wird die Gesundheit der Bevölkerung nicht nur durch die aktuelle Rauchprävalenz determiniert, sondern auch durch jene in den vorangegangenen Jahrzehnten. Die kumulierte Wirkung gesundheitsabträglicher Verhaltensweisen gilt als ein wesentlicher Treiber sozialer und geschlechtsspezifischer Ungleichheiten in der Gesundheit und Sterblichkeit im höheren Lebensalter [17, 19, 23, 28, 29, 57-63, 91].

Aus epidemiologischer Perspektive beschreibt das 4-Phasen-Modell der „Zigaretten-Epidemie“, wie die Entwicklung der rauchbedingten Mortalität, insbesondere durch Lungenkrebs, mit zeitlicher Verzögerung jener der Rauchprävalenz folgt [22]. Aus denen im Modell sichtbar werdenden Differenzen in der Rauchprävalenz zwischen den Geschlechtern lässt sich laut Lopez et al. auch die Geschlechterdifferenz in der mit Rauchen assoziierten Mortalität ableiten [22], was die Bedeutung des Tabakkonsums für die allgemeinen Geschlechterunterschiede in der Mortalität unterstreicht. Über den Verlauf des 20. Jahrhunderts hinweg existierten erhebliche Unterschiede zwischen Männern und Frauen im Tabakkonsum. Seit etwa der Mitte des 20. Jahrhunderts, spätestens mit Einsetzen der Emanzipationsbewegung in den 1960er und 1970er Jahren, kam es jedoch zu einer Konvergenz im Tabakkonsum zwischen den Geschlechtern [17-19, 23, 92]. Studien legen nahe, dass sich die Tabakindustrie hierbei

geschickt der Gleichberechtigungsbestrebungen bediente, um Tabakprodukte verstärkt unter den Frauen als Symbol der Freiheit und Gleichberechtigung zu vermarkten [93]. Dabei führt der erhöhte Tabakkonsum zu einem erheblichen Anstieg des Mortalitätsrisikos aufgrund von verschiedenen malignen Erkrankungen, wie Tumorerkrankungen der oberen und unteren Atemwege und des Verdauungssystems und anderer progredient verlaufender chronischer Erkrankungen, wie des Herz-Kreislauf-Systems (z.B. Herzinsuffizienz) oder der Atemwege (z.B. chronisch obstruktive Lungenerkrankung – COPD). Im 4-Phasen-Modell folgt die Zahl der durch Rauchen verursachten Mortalität jener der Rauchprävalenz, jedoch mit deutlichem zeitlichen Versatz. Der in der Population über Jahrzehnte vorherrschende erhöhte Tabakkonsum führt hierbei zu einer Ausweitung der mit Rauchen assoziierten Erkrankungen auf immer größer Bevölkerungsanteile. Zunächst wachsen die Mortalitätsraten langsam und gehen dann in ein exponentielles Wachstum über. Nachdem das Maximum erreicht ist gehen die Mortalitätsraten, entsprechend der Reduktion der Rauchprävalenz in den Dekaden zuvor, ebenfalls zurück [17, 22, 94, 95]. Studien gehen davon aus, dass das Lungenkrebsrisiko, über den Lebensverlauf betrachtet, 20 bis 30 Jahre nach Beginn des Tabakkonsums deutlich zu erhöht ist [95-97]. Im 4-Phasen-Modell der „Smoking Epidemic“ ist grundlegend, dass der Anstieg der Rauchprävalenz und dem darauffolgenden verstärkten Erkranken an Lungenkrebs zunächst unter den Männern beginnt und bei Frauen mit einem zeitlichen Verzug von mehreren Dekaden nachzieht [17]. Laut Lopez et al. wird in der ersten Phase, insbesondere in Gesellschaften mit vorherrschend traditionell geprägten Geschlechterrollen, Tabak zunächst fast ausschließlich von Männern als eine Art Statussymbol konsumiert. Bei Frauen hingegen ist das Rauchen in dieser Phase eher weniger verbreitet. Die mit Rauchen assoziierte Mortalität ist noch gering und Rauchpräventionskampagnen und Interventionen durch den Staat oder Organisationen spielen in dieser Phase kaum eine Rolle [17, 22]. Die zweite Phase der „Smoking Epidemic“ ist vor allem von stark steigenden Rauchprävalenzen geprägt. Diese erreicht bei Männern ihr Maximum – in der Vergangenheit war in Westeuropa eine Prävalenz von 50% bis zu 80% unter den Männern nicht unüblich [22]. Durch die breite gesellschaftliche Akzeptanz des Rauchens fand der Tabakkonsum auch unter den Frauen immer mehr Verbreitung, insbesondere unter Frauen mit höherem soziökonomischen Status. Die Rauchprävalenz unter den Frauen bleibt jedoch weit hinter der der Männer zurück. Während der zweiten Phase beginnt allmählich die mit Rauchen assoziierte Mortalität zu steigen, befindet sich aber bei beiden Geschlechtern noch nicht unter den Haupttodesursachen [22]. Im Zuge der dritten

Phase beginnen die Rauchprävalenzen unter den Männern zu sinken. Gründe liegen in der verstärkten öffentlichen Wahrnehmung der gesundheitlichen Folgen des Tabakkonsums und der hohen rauchbedingten Mortalität [22]. Gleichzeitig kommt es zu einem Angleichen zwischen den Geschlechterrollen und im sozioökonomischen Status, im Zuge dessen Frauen nicht nur höhere Bildungsabschlüsse erwerben und verstärkt am Erwerbsleben partizipieren, sondern ihre gesundheitsrelevanten Verhaltensweisen (förderlich wie schädigend) verstärkt jenen der Männer angleichen. Dies führt dazu, dass sich auch die Mortalitätsrisiken zwischen den Geschlechtern angleichen [17, 23, 59, 94, 98-100]. Es wird angenommen, dass sich die verstärkten Präventionsbemühungen ebenfalls auf die Rauchprävalenz der Frauen auswirken, weswegen das Maximum der Prävalenz mit 35% bis 45% deutlich hinter jenem der Männer zurückbleibt [22]. Hervorzuheben ist, dass wie zuvor der Anstieg der Rauchprävalenz unter den Frauen auch die Abnahme der Prävalenz nicht in allen SES-Gruppen gleichermaßen erfolgte. Die Forschung zeigt, dass die Reduktion in der Rauchprävalenz verstärkt durch Verhaltensänderungen von Personen mit höherem SES getragen wurde [22]. Im wissenschaftlichen Diskurs wird daher eine Ergänzung des Smoking-Epidemic-Modells um Elemente der sozialen Diffusionstheorie vorgeschlagen [17, 101]. Entsprechend dieser nehmen Angehörige höherer sozioökonomischer Gruppen innerhalb einer Bevölkerung Innovationen als erste an [20, 21]. Historisch betrachtet wurde zu Beginn des 20. Jahrhunderts Tabak als Luxusgut hauptsächlich von Personen mit höherem sozialen Status konsumiert und galt gesellschaftlich als „Innovation“ des guten Lebens. Nachdem die mit Rauchen assoziierte Mortalität Dekaden später sehr stark anstieg und rauchassoziierte Erkrankungen zu den Haupttodesursachen wurden, galten hingegen Antirauch- und Aufklärungskampagnen (z.B. an Schulen) als „Innovation“. So wandelte sich das gemeinhin akzeptierte Bild des Rauchens als gemeinschaftlich akzeptiert hin zu „deviantem“ Verhalten, was das Potential hat, die Bevölkerungsgesundheit zu gefährden [17, 22, 23]. Ebenfalls charakteristisch für diese Phase ist der deutliche Anstieg in den lungenkrebspezifischen Mortalitätsraten unter beiden Geschlechtern [22]. Die letzte Phase der „Smoking Epidemic“ ist geprägt von weiterhin rückläufigen Rauchprävalenzen innerhalb der Bevölkerung. Nachdem die Lungenkrebsinzidenz unter den Männern ihr Maximum in der vorangegangenen Phase erreichte, sinkt diese ebenfalls. Bei den Frauen hingegen bleibt der Trend steigender Lungenkrebsinzidenzen und -mortalitätsraten bestehen. Frauen profitieren jedoch im besonderen Maße von den gesellschaftlichen Entwicklungen und dem späteren Einsetzen der „Smoking Epidemic“,

wodurch die Inzidenzraten zunächst zwar weiterhin steigen, aber im weiteren Verlauf nicht das gleiche Niveau der Inzidenzraten der Männer erreichen. Auf Populationsebene sind die Frauen einer deutlich kürzeren Zeitspanne der „Epidemie des Rauchens“ ausgesetzt und weisen daher geringere Verläufe in der Rauchprävalenz und Lungenkrebsinzidenz auf [22]. Folgt man den Modellannahmen, so sollte das zeitlich unterschiedliche Eintreten der Geschlechter in die „Smoking Epidemic“, verbunden mit einem späteren Angleichen im Tabakkonsum, zu einer Reduktion der Geschlechterungleichheiten in der Lungenkrebsinzidenz führen [17]. Die Unterschiede zwischen den sozioökonomischen Gruppen sollten jedoch aufgrund des unterschiedlichen Timings und Ausmaßes der Adaption des Rauchens bestehen bleiben. Folgt man der Annahme, dass die Rauchprävalenz bei Männern und Frauen mit höherem sozialen Status (gemessen am Bildungsstand und dem Einkommen) durch Public-Health-Maßnahmen frühzeitiger effektiv gesenkt werden konnte, wären sie am Ende der „Smoking Epidemic“ gegenüber den Angehörigen anderer sozioökonomischer Gruppen hinsichtlich des Lungenkrebsrisikos im Vorteil. Hierdurch würde sich der Abstand zwischen den sozioökonomischen Gruppen vergrößern und die Ungleichheiten im Lungenkrebsrisiko würden sich weiter verschärfen [17].

In den nordeuropäischen Ländern, wie Schweden, Finnland und Norwegen, sinken die Lungenkrebsraten unter den Männern, während die Raten unter den Frauen noch stagnieren oder bereits beginnen zu sinken. Im Modell der „Smoking Epidemic“ können diese Länder daher dem Ende der vierten und letzten Phase zugeordnet werden [95, 102]. Da die Inzidenzraten unter den Männern zwar bereits sinken, unter den Frauen jedoch weiterhin ansteigen [3], ist Deutschland eher der späten dritten Phase beziehungsweise der beginnenden vierten Phase der „Smoking Epidemic“ zuzuordnen [95]. Unklar bleibt jedoch, ob jedes Land die vier Phasen modelltypisch durchläuft. Denkbar ist auch, dass z.B. aufgrund der kulturellen Verankerung des Rauchens (z.B. in Lateinamerika [103]) oder der hohen Bedeutung weiterer Risikofaktoren des Lungenkrebses (z.B. Ländern mit sehr hoher Luftverschmutzung [104]), der Verlauf der Lungenkrebsinzidenz nicht maßgeblich durch den Verlauf der Rauchprävalenz bestimmt wird oder die Lungenkrebsinzidenz keiner bestimmten Phase in der „Smoking Epidemic“ im klassischen Sinne zugeordnet werden kann.

2.3.1 Das Rauchverhalten in Deutschland

Aus Lebensverlaufsperspektive ist ein früher Beginn des Rauchens stark mit einem vorzeitigen Auftreten von durch Tabakkonsum hervorgerufenen Erkrankungen verbunden. Je früher der Raucheinstieg im Lebensverlauf erfolgt, desto eher treten Erkrankungen der Atemwege, wie COPD oder eben Lungenkrebs, auf [105, 106]. Eine Analyse unterschiedlicher Datenquellen durch das Robert-Koch Institut (RKI) konnte zeigen, dass der Anteil von rauchenden Kindern und Jugendlichen im Zeitraum von 2001 bis 2015 sukzessive gesunken ist [106]. Es bestehen jedoch erhebliche Unterschiede im Rauchverhalten von Kindern und Jugendlichen in Abhängigkeit der besuchten Schulform. So sind 12- bis 17-jährige, die ein Gymnasium besuchen, deutlich häufiger Nichtraucher als Kinder und Jugendliche, die eine Realschule, Hauptschule oder eine Gesamtschule besuchen. Die Rauchprävalenzen sinken zwar auch bei Kindern in diesen Schulformen im Zeitverlauf merklich, sind im Jahr 2015 aber immer noch etwa doppelt so hoch wie bei Kindern und Jugendlichen, die ein Gymnasium besuchten [106]. Ein weiterer maßgeblich beeinflussender Faktor für Kinder und Jugendliche mit dem Rauchen zu beginnen ist das Elternhaus und der soziale Hintergrund, die die frühe Entwicklung prägen und beeinflussen. Studien konnten zeigen, dass nicht nur das Passivrauchen Kinder und Jugendliche gesundheitlich beeinträchtigt, sondern auch das Erleben elterlicher Verhaltensmuster determiniert und so das Risiko ebenfalls mit dem Rauchen zu beginnen maßgeblich beeinflusst [105].

Für die Analyse der zeitlichen Entwicklung des Rauchverhaltens von Erwachsenen haben Forscher des RKI die Daten mehrerer Gesundheitssurveys ausgewertet [19]. Hierbei zeigten sich erhebliche Reduktionen im Rauchverhalten bei Männern im Alter zwischen 18 und 79 Jahren [19]. Bei Frauen gleichen Alters reduzieren sich die Rauchprävalenzen ebenfalls. Die Reduktion findet jedoch auf geringerem Niveau statt. Hierdurch ist im Zeitverlauf eine deutliche Konvergenz in den Rauchprävalenzen zwischen den Geschlechtern zu beobachten [19]. Zu ähnlichen Befunden kommen auch Analysen basierend auf den Daten des Mikrozensus, des Sozioökonomischen Panels und des Epidemiologischen Suchtsurveys [31, 60, 107-109]. Differenziert man jedoch nach der Intensität des Tabakkonsums in Form gerauchter Zigaretten pro Tag zeigt sich, dass sich die Prävalenz des Starkrauchens zunächst zwar bei beiden Geschlechtern halbiert, seit dem Jahr 2009 jedoch stagniert [19]. Zeiher et al. fanden zudem eine Reduktion des Raucheinstiegsalters im Zeitverlauf. Während in der Kohorte der 1930-1939 geborenen Frauen häufig auch noch im höheren Alter mit dem Rauchen begonnen wurde,

wandelte sich dieses Bild in späteren Geburtsjahrgängen. Das mittlere Einstiegsalter der jüngeren Geburtskohorten liegt bei beiden Geschlechtern um das 17. Lebensjahr [19]. Pointek et al. fanden in den Daten des Epidemiologischen Suchtsurveys ebenfalls sinkende Rauchprävalenzanteile [60]. Dieser Rückgang ist unabhängig von der Zugehörigkeit zur sozioökonomischen Gruppe (hier gemessen als Summenscore aus den drei Dimensionen Bildungsabschluss, berufliche Position und Haushaltseinkommen) bei beiden Geschlechtern zu finden. Die höchsten Prävalenzanteile fanden sich zudem unabhängig vom sozioökonomischen Status bei Personen, die zwischen 1951 und 1970 geboren wurden. Über den betrachteten Zeitraum von 1980 bis 2009 wiesen Personen mit niedrigem SES jeweils das höchste Risiko auf zu Rauchen. Die stärksten Reduktionen in der Prävalenz wiesen Personen mit hohem SES-Status auf [60]. Pointek et al. berichten zudem, dass sich die größten Ungleichheiten zwischen den sozioökonomischen Gruppen im mittleren Erwachsenenalter finden, sich bis zum Renteneintrittsalter aber deutlich reduzieren [60]. Auf Basis der vier Wellen des RKI-Surveys „Gesundheit in Deutschland aktuell“ der Jahre 2003 bis 2012 berichten Hoebel et al. sinkende Rauchprävalenzen für beide Geschlechter im Zeitverlauf. Die Studie zeigt jedoch, dass die Bildungsungleichheiten im Rauchen im beobachteten Zeitraum anwuchsen. Dies ergibt sich aufgrund von sinkenden Rauchprävalenzen bei Personen mit mittleren und hohen Bildungsabschlüssen und konstante Rauchprävalenzen bei Personen mit niedrigen Bildungsabschlüssen. Die Ungleichheiten sind zudem unter den Männern stärker ausgeprägt als bei den Frauen [30].

Eine frühere Studie auf Basis der Daten des Bundes-Gesundheitssurveys von 1998 kommt zu ähnlichen Befunden und beschreibt zudem, dass der gedrehte Bildungsgradient im Rauchen bei Frauen späterer Geburtskohorten verschwindet, was bei Männern bereits früher in älteren Kohorten beobachtet werden konnte [110]. Ähnliche Ergebnisse wurden auch für Frankreich und die USA berichtet. Jedoch finden sich hier die Kippunkte im Bildungsgradienten bereits bei älteren Kohorten, weshalb Pampel et al. schlussfolgern, dass die „Smoking Epidemic“ in diesen Ländern bereits weiter fortgeschritten ist als in Deutschland [18]. Im Vergleich der europäischen Länder rangiert Deutschland, was die Höhe der bildungsgruppenspezifischen Ungleichheiten im Tabakkonsum unter den Männern angeht, im Mittelfeld. Die Ungleichheiten zwischen deutschen Frauen mit niedriger und hoher Bildung liegen jedoch deutlich über dem europäischen Mittel der Bildungsungleichheiten im Tabakkonsum [111]. Nachdem der Kippunkt im sozialen Gradienten in Deutschland erreicht war, weiteten sich die

Ungleichheiten über die Geburtskohorten zunehmend aus. Schulze und Mons berichten zudem, dass zwischen den Bildungsgruppen deutlich stärkere Ungleichheiten bestehen als zwischen den Geschlechtern [110].

Die beschriebenen Entwicklungen in der Rauchprävalenz können zumindest teilweise auf strengere Maßnahmen im Rahmen der Präventionspolitik der 2000er Jahre zurückgeführt werden. So führten partielle Werbeverbote, Warnhinweisen auf Zigarettenschachteln, deutlich erhöhte Tabaksteuern, Rauchverbote im öffentlichen Raum, die Anhebung des Verkaufsalters von 16 auf 18 Jahre und Restriktionen bei der Vermarktung von Tabakprodukten [19, 30, 112-114] zu einem deutlichen Absatzrückgang von Tabakprodukten (vor allem bei Feinschnittzigaretten) [115]. Dabei trug nicht nur der Preisdruck, sondern vor allem die öffentlichen Anstrengungen im Bereich der Verhaltensprävention zu einer sich wandelnden Wahrnehmung des Tabakkonsums vom vormals akzeptierten zu immer weniger akzeptiertem, oder sogar sozial und gesellschaftlich sanktioniertem Verhalten [22]. Gerade bei Personen mit höherem SES reduzierten sich der Anteil der Raucher durch diese Public-Health-Maßnahmen erheblich. Um die anwachsenden gesundheitlichen Ungleichheiten zu reduzieren, müssten insbesondere sozial benachteiligte Gruppen stärker in den Fokus von primärpräventiven Maßnahmen genommen werden. Hierdurch würde sich nicht nur das Wissen um den gesundheitsschädlichen Effekt des Rauchens erhöhen, sondern vor allem die individuellen Ressourcen gestärkt werden, die nötig sind um das Rauchen aufzugeben. Dies könnte die Chancengleichheit auf ein gutes Gesundheitsverhalten in den vulnerablen Gruppen steigern und dazu beitragen den Anteil der rauchenden Bevölkerung nachhaltig zu senken. Deutschland scheint durch diese Maßnahmen allmählich das häufig verlautbare Image des „Paradies der Tabakindustrie“ [116] abzustreifen. Nichts desto trotz ist anzumerken, dass Deutschland im Vergleich mit anderen europäischen Ländern trotz ambitionierter Antirauchmaßnahmen und sichtlicher Erfolge in der Reduktion des Tabakkonsums bei Kindern und Jugendlichen eine nach wie vor liberale Tabakpräventionspolitik aufweist [117].

2.3.2 Sozioökonomische Ungleichheiten in der Rauchprävalenz in Deutschland auf Basis des Sozioökonomischen Panels (SOEP)

Auf Grund der sehr unterschiedlichen Definitionen der Indikatoren des SES ist es meist nicht möglich eine eindeutige Vergleichbarkeit zwischen einzelnen Studien herzustellen. Dies betrifft

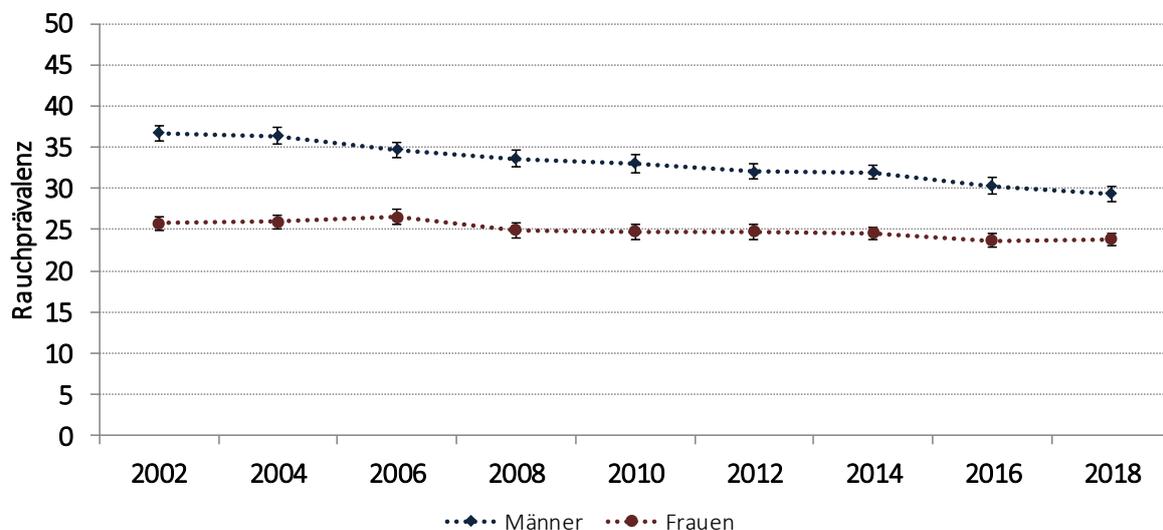
auch die Vergleichbarkeit der bisher zur Entwicklung des Rauchgeschehens publizierten Studien (siehe Abschnitt 2.3.1) und den in den Artikeln dieser Dissertation genutzten SES-Indikatoren zur Bestimmung der gesundheitlichen Ungleichheiten im Auftreten von Lungenkrebs. Das Herstellen einer direkten Vergleichbarkeit mit früheren Studien war auf Basis der genutzten GKV-Daten leider nicht möglich, da die Daten nur einen begrenzten Spielraum bei der Definition der unterschiedlichen SES-Indikatoren zulassen. Da ohne eine direkte Vergleichbarkeit der Indikatoren die Möglichkeit der Schlussfolgerung des Effektes des Rauchens auf die Entwicklung der Inzidenz erheblich erschwert wird, liegt das Hauptaugenmerk dieses Abschnitts auf der Analyse der Geschlechter- und SES-Ungleichheiten im Rauchverhalten auf der Basis jener Operationalisierungen, die auch in den *Teilstudien 1 bis 3* verwendet wurden. Als geeignete Datenbasis wurde das Sozioökonomischen Panel (SOEP) identifiziert, das eine vergleichbare Definition des SES erlaubt. Das SOEP ist eine jährlich seit 1984 stattfindende für Deutschland repräsentative Umfrage [118, 119].

Diverse Themenschwerpunkte werden jedoch in unterschiedlichem Rhythmus abgefragt. Der für die Analyse des Rauchverhaltens notwendige Themenschwerpunkt wird zweijährlich seit dem Jahr 2002 erhoben. Für die Auswertungen der Ungleichheit im Rauchverhalten stehen somit die Daten aus neun Befragungswellen der Jahre 2002 bis 2018 zur Verfügung. Für die Bestimmung der Rauchprävalenz konnten die Daten von jährlich rund 20.000 Personen im Alter von 20 Jahren und älter ausgewertet werden. Um zwischen den Erhebungswellen direkte Vergleichbarkeit herzustellen und Vergleiche mit der deutschen Bevölkerung zu ermöglichen wurden die aus den SOEP-Daten ermittelten Rauchprävalenzanteile altersstandardisiert. Als Basis für die altersstandardisierten Prävalenzanteile dienen die altersspezifischen Rauchprävalenzen (hier nach Einzelaltersstufen) aus den Befragungsdaten. Die in die Altersstandardisierung eingehenden Prävalenzanteile wurden aus logistischen Regressionsmodellen geschätzt.

Hierdurch konnte eine deutliche Glättung der Zufallsschwankungen über den Altersverlauf bei guter Abbildung der direkt aus den Daten beobachteten Anteilen erzielt werden¹. Die deutsche Bevölkerung der Männer und Frauen im Jahr 2002 diente hierbei als Standardbevölkerung. Genutzt wurden die vom Statistischen Bundesamt auf DESTIS.de öffentlich zugänglichen Daten der amtlichen Bevölkerungsstatistik [120].

Die eigenen Analysen der SOEP-Daten zeigen für Deutschland ebenfalls deutliche Rückgänge in der altersstandardisierten Rauchprävalenz (ASTRP) bei Männern. Sie verringerte sich in den betrachteten Jahren um etwa ein Viertel (absolut 7,4 Prozentpunkte) von 36,7% im Jahr 2002 auf 29,3% im Jahr 2018 (vgl. Grafik 1). Bei Frauen hingegen befindet sich die ASTRP zwar auf einem geringeren Niveau als bei Männern, über die Zeit betrachtet ist sie jedoch sehr viel stabiler und nahm zwischen 2002 und 2018 um circa 8% (absolut 2 Prozentpunkte) ab (vgl. Grafik 1).

Grafik 1 Altersstandardisierte Rauchprävalenz nach Geschlecht in den Jahren 2002 bis 2018 (in %)



Datenquelle Rauchprävalenz: Sozio-ökonomisches Panel (SOEP), Erhebungswellen 2002 bis 2018; Tabakkonsum zweijährig erhoben; eigene Berechnung
Datenquelle Altersstandardisierung: Amtlich gemeldete deutsche Bevölkerung des Jahres 2002 [120]; eigene Berechnung

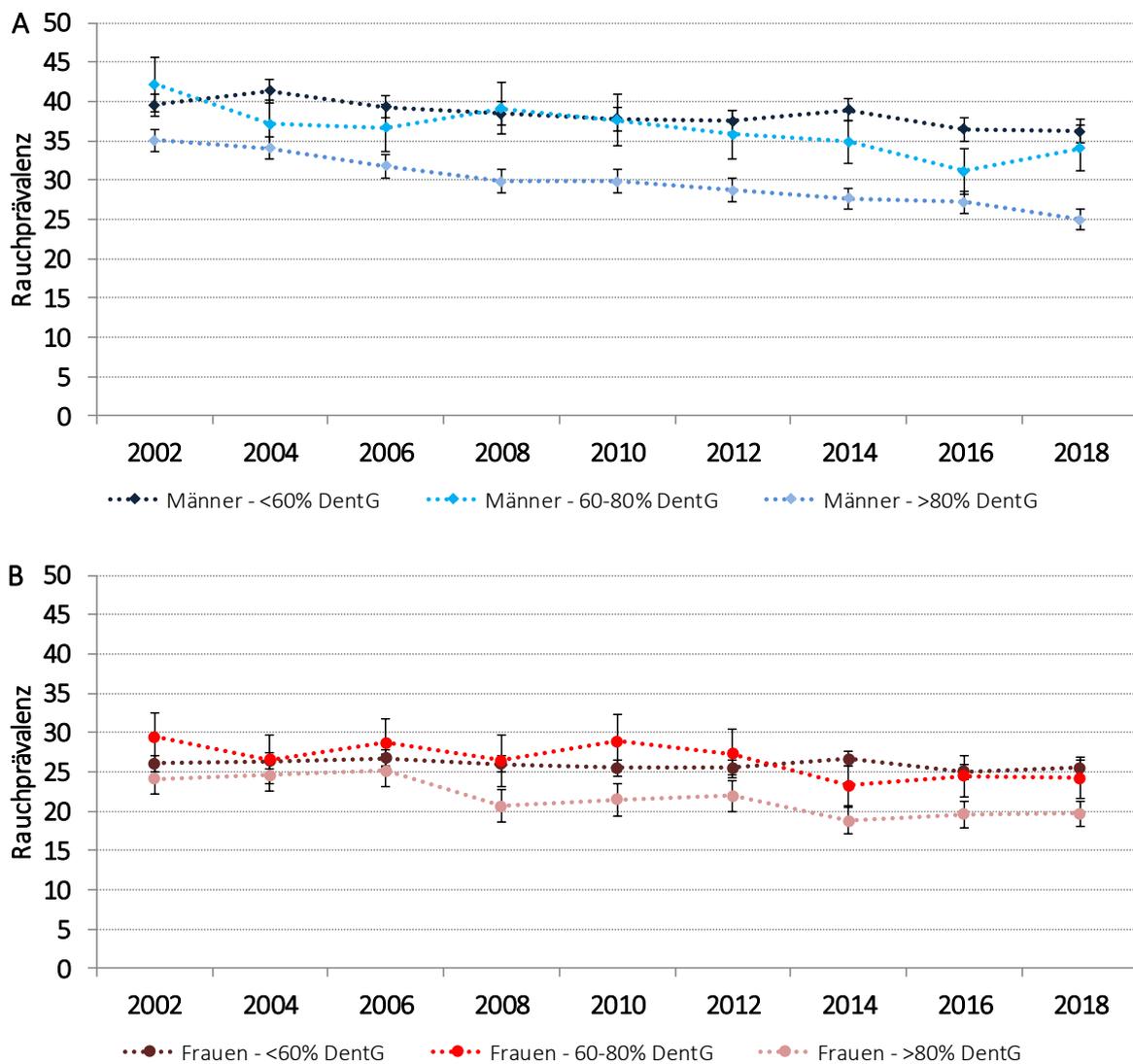
¹ Die Regressionsmodelle wurden mit der Statistiksoftware STATA 14 unter Verwendung des Befehls „logit“ und des post-estimation-Befehls „margin, (pr)“ geschätzt.

Es wurden für Geschlecht (Abbildung 1) bzw. Geschlecht und Ausprägung der beiden SES-Indikatoren (Einkommen (Abbildung 2), Bildung (Abbildung 3)) getrennte Modellschätzungen vorgenommen. Alle Modelle sind für Alter (in Einzelaltersstufen) kontrolliert und enthalten das Jahr der Erhebung als kategorial-kodierte Kovariate. Die Standardfehler und Konfidenzintervalle sind für die mehrfache Beobachtung der teilnehmenden Personen adjustiert und tragen so der Panelstruktur der Daten Rechnung (robuste Standardfehler). Um eine Anpassung der Surveydaten an die Sozialstruktur der Grundgesamtheit der deutschen Bevölkerung zu erreichen, wurden die Daten mit der im SOEP-Datensatz zur Verfügung gestellten GewichtungsvARIABLEN gewichtet.

Im nächsten Schritt werden die Ungleichheiten in der ASTRP näher betrachtet. Um Vergleichbarkeit herzustellen wurden die gleichen Definitionen für Einkommen und Bildung verwendet, wie in der Analyse des Erkrankungsgeschehens auf Basis der GKV-Daten (vgl. hierzu auch 1. Absatz Kapitel 2.3.2.). Eine detaillierte Erläuterung zur Operationalisierung der Einkommens- und Bildungsvariablen erfolgt im Abschnitt 3.1.1 *Indikatoren des sozioökonomischen Status*. Aufgrund von Beschränkungen der in den Datensätzen enthaltenen Informationen ist die Anwendung einer vergleichbaren Definition hinsichtlich der Berufsgruppe nicht möglich. Daher wird auf die Analyse von berufsgruppenspezifischen Ungleichheiten verzichtet.

Differenziert nach dem Einkommen (hier relativ zum Deutschen Durchschnittsentgelt (DentG) (vgl. SGB VI Anlage 1) in drei Gruppen) ergeben sich im Zeitverlauf deutliche Ungleichheiten in der ASTRP zwischen Personen der höchsten und niedrigsten Einkommensgruppe. Zwischen den Jahren reduzierte sich die ASTRP zwar in allen Einkommensgruppen, der Rückgang war jedoch in der höchsten Einkommensgruppe am stärksten, woraus wachsende Ungleichheiten resultieren (vgl. Grafik 2). Bei Frauen stagnierten die ASTPR Rauchprävalenzen der niedrigsten und mittleren Einkommensgruppe. Nur bei Frauen, die jährlich mehr als 80% des DentG zur Verfügung haben, reduzierte sich die ASTRP merklich. In der höchsten Einkommensgruppe sank die ASTRP zwischen 2002 und 2018 um circa 22% (absolut 4 Prozentpunkte). Dies ließ die Ungleichheiten zwischen den Frauen der höchsten zu den beiden anderen Einkommensgruppen seit dem Jahr 2008 kontinuierlich anwachsen (vgl. Grafik 2).

Grafik 2 Altersstandardisierte Rauchprävalenz für Männer (A) und Frauen (B) in den Jahren 2002 bis 2018 nach dem Einkommen (in %)

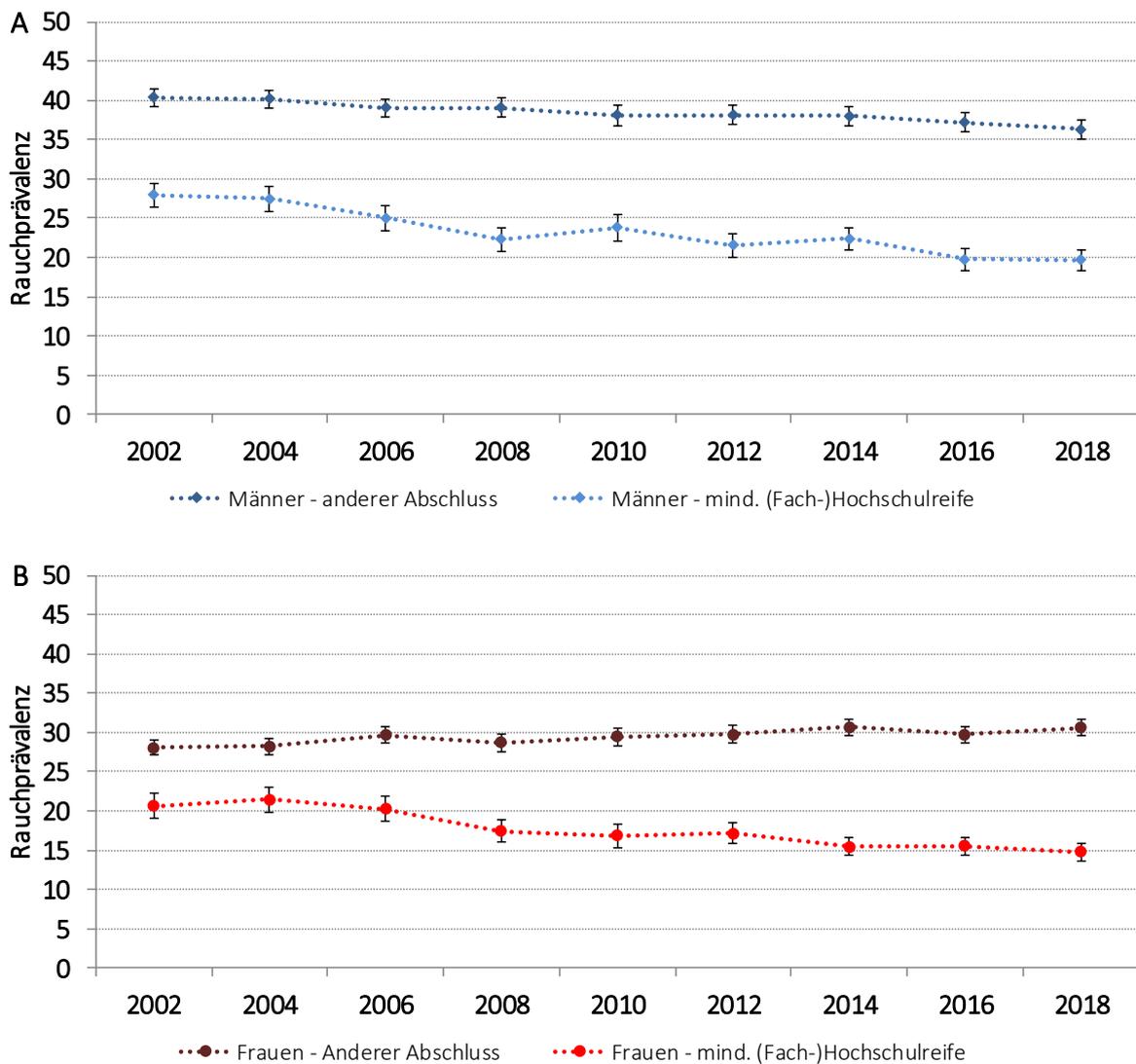


Datenquelle Rauchprävalenz: Sozio-ökonomisches Panel (SOEP), Erhebungswellen 2002 bis 2018; Tabakkonsum nur zweijährig erhoben; eigene Berechnung
Datenquelle Altersstandardisierung: Amtlich gemeldete deutsche Bevölkerung des Jahres 2002 [120]; eigene Berechnung

Bei Männern zeigt sich hinsichtlich der Bildungsunterschiede in der ASTRP ein ähnliches Bild. Sowohl bei Männern mit mindestens (Fach-)Abitur als auch bei Männern mit einem anderen Abschluss sank die ASTRP über die Zeit. Der Rückgang ist wiederum bei Personen mit einem höheren Status am stärksten, wodurch sich auch hinsichtlich des Bildungsstandes die Ungleichheiten in der Rauchprävalenz leicht ausweiteten (vgl. Grafik 3). Auch bei den Frauen weiteten sich die Ungleichheiten aus.

Verursacht wurde dies ebenfalls durch einen Rückgang in den ASTRP von Frauen mit (Fach-)Abitur. Gleichzeitig stieg die ASTRP zwischen 2002 und 2018 um rund 8% bei Frauen mit niedrigerem Bildungsabschluss (vgl. Grafik 3).

Grafik 3 Altersstandardisierte Rauchprävalenz für Männer (A) und Frauen (B) in den Jahren 2002 bis 2018 nach dem Bildungsstand (in %)



Datenquelle Rauchprävalenz: Sozio-ökonomisches Panel (SOEP), Erhebungswellen 2002 bis 2018; Tabakkonsum nur zweijährig erhoben; eigene Berechnung
Datenquelle Altersstandardisierung: Amtlich gemeldete deutsche Bevölkerung des Jahres 2002 [120]; eigene Berechnung

2.4 Stand der Forschung zur Entwicklung des Bronchialkarzinoms

Lungenkrebs zählt weltweit in vielen Ländern zu den am häufigsten auftretenden Krebsarten bei Männern und Frauen [1, 3] und ist unter den häufigsten Todesursachen zu finden [2, 37, 121]. Über den Zeitverlauf betrachtet sind in vielen westlichen Ländern gegensätzliche Trends zwischen den Geschlechtern im Auftreten des Bronchialkarzinoms zu beobachten. Während die Inzidenzraten bei Männern sukzessive sinken, steigen sie bei den Frauen seit den letzten Jahrzehnten deutlich an [24-26, 89, 95, 122, 123]. Im internationalen Vergleich zeigt sich, dass der Geschlechterabstand in der Lungenkrebsinzidenz in den USA, Kanada, Neuseeland, den Niederlanden, sowie den skandinavischen Ländern abgenommen hat [94, 95, 123]. In Schweden, Dänemark, Island und den Niederlanden werden für Frauen unterhalb des 50. Lebensjahres sogar höhere Neuerkrankungsraten berichtet als unter den Männern [95, 124]. Für die Länder des Baltikums, sowie für die Länder West-, Ost- und Südeuropas bleiben die Geschlechterdifferenzen, trotz merklich ansteigenden Inzidenzraten unter den Frauen, jedoch beachtlich [95].

Für die deutsche Bevölkerung ergibt sich ein ähnliches Bild wie für die europäischen Nachbarländer. Die Konvergenz zwischen den Geschlechtern wird dabei durch die sinkenden Inzidenzraten bei Männern und den deutlich zunehmenden Raten bei Frauen getragen [3]. Prognosen gehen davon aus, dass sich diese Trends zunächst in den nächsten Jahrzehnten weiter fortsetzen werden [3, 25, 125]. In der Entwicklung der durchschnittlichen Überlebenszeit nach Diagnosestellung zeigte sich für beide Geschlechter eine deutliche Erhöhung des Anteils an Personen, die mindestens 5 Jahre nach Diagnosestellung überleben. Der Anteil an überlebenden inzidenten Frauen ist laut der Krebsberichterstattung des RKI zwischen den Jahren 1994/95 und 2015/16 um 5 Prozentpunkte gestiegen. Bei Männern betrug der Anstieg 6 Prozentpunkte (vgl. Tabelle 1). Das mittlere Erkrankungsalter für Männer und Frauen ist kontinuierlich von rund 66 auf rund 70 Jahren angestiegen [3, 126-136].

Tabelle 1 Verlauf des 5-Jahressurvival nach Diagnosestellung Bronchialkarzinom in Deutschland in den Jahren 1994/95 bis 2015/16 auf Basis der amtlichen Krebsberichterstattung

Krebsberichterstattung des Robert-Koch Instituts	Geschlecht	
	Männer	Frauen
1994/95 ^[126]	9%	17%
1997 ^[127]	9%	17%
1998 ^[128]	9%	17%
2000 ^[129]	13%	14%
2002 ^[130]	12%	14%
2003/04 ^[131]	15%	18%
2005/06 ^[132]	13-17% ¹	13-19% ¹
2007/08 ^[133]	15%	19%
2009/10 ^[134]	16%	21%
2011/12 ^[135]	16%	21%
2013/14 ^[136]	15%	20%
2015/16 ^[3]	15%	21%

¹Für den Krebsbericht der Jahre 2005/06 lagen keine Angaben für Gesamtdeutschland vor. Es wurde lediglich das Minimum und Maximum der Bundesländer berichtet.
Eigene Darstellung

Wie bereits im vorangegangenen Abschnitt beschrieben, weist eine breite Anzahl wissenschaftlicher Arbeiten auf den engen Zusammenhang von gesundheitsrelevantem Verhalten und dem SES hin, woraus nicht nur Ungleichheiten in der Morbidität resultieren, sondern auch in der Mortalität und in der Lebenserwartung [10-13, 27, 57, 73, 75, 77-82, 86, 89, 137-143]. Mehrere internationale Studien konnten den Zusammenhang zwischen SES und Erkranken auch in Bezug auf Lungenkrebs zeigen, wobei Personen mit niedrigerem SES ein deutlich erhöhtes Lungenkrebsrisiko aufweisen [32-36, 38, 55, 56, 64, 72, 144-149]. Der überwiegende Teil der Studien untersucht den Einfluss von sozialer Benachteiligung auf das Erkrankungsrisiko mit Hilfe räumlicher, d.h. makrostruktureller, Deprivationsmaße. So weisen Menschen, die in Stadtvierteln, Distrikten, oder Landesteilen mit niedrigem Einkommen oder mit einer hohen Arbeitslosigkeit leben, deutlich höhere Inzidenzraten auf als Menschen, die in weniger benachteiligten Regionen leben (Ländervergleich [38, 146], Vergleich europäischer Städte [72], Frankreich [56], Großbritannien [35, 36], Neuseeland [34], Belgien [147, 148], Katalonien [144]). Studien, die den Effekt des SES auf Individualebene messen, sind vergleichsweise rar. Eine Analyse schwedischer Daten berichtete hier ähnliche Zusammenhänge. Es konnte gezeigt werden, dass Menschen mit niedrigeren

Bildungsabschlüssen und Einkommen nicht nur ein höheres Erkrankungsrisiko aufweisen, sondern auch eine höhere Lungenkrebsmortalität [55]. Li et al. verweisen darüberhinaus auf die entscheidende Rolle der Lage des Wohnortes [55]. So weisen Personen mit höherem Bildungsabschluss zwar niedrigere Inzidenz- und Mortalitätsraten auf, wenn diese jedoch in benachteiligten Regionen leben, besitzen sie ein deutlich höheres Erkrankungs- und Sterberisiko als Menschen mit vergleichbarem Bildungsabschluss mit einem Wohnort in einer weniger deprivierten Region. Als ursächlich sehen die Autoren die stärkeren Umweltbelastungen (z.B. Belastung der Atemluft mit Stickoxiden und Feinstäuben) und unsicherere Lebenslagen, die zu gesundheitsschädlichem Verhalten beitragen können [55].

Für Deutschland existieren wenige Studien, die soziale Ungleichheiten im Erkranken und Versterben an Lungenkrebs oder anderer mit Rauchen assoziierter Erkrankungen analysieren. Aufgrund von Datenrestriktionen können diese Studien häufig nur auf auf makrostruktureller Ebene aggregierte Daten zurückgreifen [97, 145, 150]. Eine Studie, die auf den Daten des deutschen Krebsregisters und makrostrukturellen Deprivation basiert, konnte zeigen, dass deutliche Ungleichheiten beim Erkranken an Lungenkrebs in Abhängigkeit von der Wohnregion bestehen. So hatten Männer, die in Landkreisen mit hohem Deprivationslevel leben, die höchsten Neuerkrankungsraten an Lungenkrebs. Bei Frauen zeigten sich hingegen keine Ungleichheiten [145]. Die Studie bezog sich bei der Messung des regionalen Deprivationslevels auf einen Index regionaler Maßzahlen der SES-Dimensionen Einkommen (Haushaltsnettoeinkommen, Steuereinnahmen, Schuldnerquoten), Bildung (Beschäftigte mit Hochschulabschluss, Anteil Beschäftigter ohne Sekundarschulabschluss, Anteil Schulabgänger mit Abitur, Anteil Schulabbrecher ohne Abschluss) und Berufstatus (Erwerbsquote, Arbeitslosenquote, Durchschnittsbruttolohn) [145]. Eine der wenigen auf Individualdaten basierenden Studien berichtet für Deutschland ebenfalls erhöhte Risiken im Auftreten des Bronchialkarzinoms bei sozial benachteiligten Personen [64, 149]. Soziale Unterschiede in der Lungenkrebsmortalität zeigten sich hingegen nicht. Schröder et al. begründen diesen Befund mit der für alle Menschen in Deutschland nahezu gleichwertig zur Verfügung stehenden Krankenhausversorgung [149].

Weitere Studien analysieren das lungenkrebspezifische Erkrankungs- und Mortalitätsgeschehen anhand eines Vergleichs der neuen und alten Bundesländer. Aufgrund der unterschiedlichen gesellschaftlichen und kulturellen Entwicklungsprozesse nach der deutschen Teilung und der

Transformationsprozesse nach der Wiedervereinigung ergaben sich auch unterschiedliche im Rauchen. Darüber hinaus bestehen auch 30 Jahre nach der Wiedervereinigung nicht zu vernachlässigende ökonomische und soziale Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland [97, 143, 150]. Demzufolge könnte auch hier mit unterschiedlichen Trends in der Morbidität und Mortalität zu rechnen sein. Medenwaldt und Kollegen fanden in ihren Analysen der deutschen Todesursachenstatistik heraus, dass die Sterberaten aufgrund von Lungenkrebs nach der Wiedervereinigung sowohl für westdeutsche als auch für ostdeutsche Frauen nahezu identisch stark angestiegen sind. Für westdeutsche Männer fanden sie hingegen rückläufige Sterberaten über die Zeit. Bei ostdeutschen Männern war die Lungenkrebssterblichkeit zunächst ebenfalls rückläufig, stagnierte jedoch in jüngerer Vergangenheit [150]. Neuere und auch zukünftige Trends in der regionalen (bzw. sozialen) Ungleichheit in der Lungenkrebssterblichkeit von Frauen könnten laut Voigt et al. auch auf das nach der Wiedervereinigung veränderte Gesundheitsverhalten ostdeutscher Frauen zurückgeführt werden: So stiegen nach der Wiedervereinigung die Rauchprävalenzen der nach 1975 geborenen ostdeutschen Frauen erheblich an. Die Autoren rechnen damit, dass dieser Nachholeffekt, unter Berücksichtigung des zeitlichen Abstandes des Raucheinstiegs bis zur klinischen Manifestation des Lungenkrebses, die Lungenkrebsmortalität ostdeutscher Frauen in den nächsten Dekaden deutlich stärker ansteigen lassen wird als jene westdeutscher Frauen [97].

Bisher existiert nur eine begrenzte Anzahl längsschnittlicher internationaler Studien zur Entwicklung der SES-Ungleichheit im Erkranken und Versterben an Lungenkrebs. Mehrheitlich weisen diese Studien für beide Geschlechter auf wachsende Ungleichheiten im Erkrankungsgeschehen im Zeitverlauf hin [28, 32-36, 61, 94, 95, 151]. Vergleichbare Analysen sind für Deutschland rar und beschränken sich auf die Analyse von Geschlechterungleichheit. Darüber hinaus beschränken sie sich auf die Nutzung von aggregierten Daten [24, 94, 95, 122, 125], oder zielen auf Ost-West-Vergleiche ab [97, 150]. Studien zu den Zeittrends im Erkranken an Lungenkrebs bzw. zur Entwicklung der Lebensjahre frei von Lungenkrebs und nach dem Erkranken fehlen bisher gänzlich.

Bisherige Studien legen nahe, dass insbesondere die Ungleichheiten in den wesentlichen Risikofaktoren des Lungenkrebses, wie beispielsweise im Rauchverhalten oder in der erhöhten Disposition von karzinogenen Stoffen am Arbeitsplatz (Asbest, Arsen, Cadmium, Chromate, Nickel, Siliziumdioxid und polyzyklische aromatische Kohlenwasserstoffe, ionisierende

Strahlung) oder im Wohnumfeld (Belastung des Wohnraums durch Schimmel, Radon, Stickoxide (z.B. Dieselabgase)) wesentliche Treiber für die SES-Ungleichheiten im Erkranken am Bronchialkarzinom sind [32, 38-56]. Darüber hinaus könnten die unterschiedlichen Risikofaktoren zur Ausbildung unterschiedlicher histologischer Subtypen des Bronchialkarzinoms beitragen. Zu den am häufigsten diagnostizierten histologischen Subtypen zählen das Adenokarzinom, das Plattenepithelkarzinom und das kleinzellige Karzinom. In Deutschland wird sowohl bei Männern als auch bei Frauen das Adenokarzinom am häufigsten diagnostiziert [3, 134-136]. Der Anteil der Adenokarzinome nimmt dabei seit 2009/10 deutlich zu. Es kann ein Anstieg von einem Drittel im Jahr 2009/10 auf annähernd die Hälfte aller inzidenten Personen im Jahr 2015/16 beobachtet werden. Die Häufigkeit der anderen Subtypen stagniert hingegen. Eine Ausnahme bildet hier die unspezifische Gruppe der „anderen Subtypen“, die im Zeitverlauf tendenziell seltener diagnostiziert wurden sowie das kleinzellige Karzinom ab dem Jahr 2013/14 (vgl. Tabelle 2).

Tabelle 2 Häufigkeit der auftretenden histologischen Subtypen des Bronchialkarzinoms bei neuerkrankten Personen in den Jahren 2009/10 bis 2015/16 auf Basis der amtlichen Krebsberichterstattung

Histologischer Subtyp des Bronchialkarzinoms	2009/10 ^[134]	2011/12 ^[135]	2013/14 ^[136]	2015/16 ^[3]
Adenokarzinom	33%	33%	50%	42%
Plattenepithelkarzinom	25%	25%	25%	25%
Kleinzelliges Karzinom	25%	25%	20%	20%
Andere Subtypen	17%	17%	5%	13%

Bemerkung: Hierbei handelt es sich um gerundete Werte aus der Krebsberichterstattung des RKI; Die Häufigkeit der diagnostizierten histologischen Subtypen wurden erstmalig in der 9. Ausgabe des Krebsberichtes veröffentlicht. Eigene Darstellung.

Der Zusammenhang zwischen den Veränderungen in der Häufigkeit des Auftretens der unterschiedlichen Subtypen mit etwaigen Veränderungen im Tabakkonsum oder anderen Risikofaktoren ist eine spannende Frage, die für Deutschland aufgrund der insgesamt begrenzten Studienlage zu den Zeittrends im Erkranken bisher nicht beantwortet werden konnte. Studien aus anderen Ländern verweisen jedoch auf eine Wechselwirkung zwischen der sich verändernden Rauchprävalenz und den Verschiebungen in der Häufigkeit der Subtypen über die Zeit. In einer schwedischen Studie war das Adenokarzinom ebenfalls der häufigste Subtyp des Lungenkrebses, gefolgt vom Plattenepithelkarzinom und dem kleinzelligen

Karzinom bei beiden Geschlechtern. Ekberg-Aronsson et al. fanden die größten Ungleichheiten zwischen den sozioökonomischen Gruppen beim Plattenepithelkarzinom. Hier wiesen bei beiden Geschlechtern Personen mit niedrigem SES die größten Erkrankungsrisiken auf [151]. Eine Metaanalyse (48 eingeschlossene Studien aus den Jahren 1970-1999), die den Zusammenhang vom Tabakkonsum mit dem diagnostizierten histologischen Typ des Lungenkarzinoms untersuchte, fand die stärkste Assoziation zwischen Tabakkonsum und Inzidenz beim Plattenepithelkarzinom [152]. Dieses Ergebnis, insbesondere in Verbindung mit dem im vorangegangenen Abschnitt dargelegten verstärkten Rauchen von Personen mit niedrigem SES, können den Befund von Ekberg-Aronsson et al. erklären, dass Plattenepithelkarzinome den stärksten sozialen Gradienten aufweisen. Lortet-Tieulent et al. untersuchten die Entwicklung der diagnostizierten histologischen Typen anhand von Krebsregisterdaten der Jahre 1973 bis 2002 im internationalem Vergleich. Über die Geburtskohorten hinweg konnte ein Wandel in den auftretenden Subtypen beobachtet werden. Bei Männern, die bis in die 1930er Jahre hinein geboren wurden, war das Plattenepithelkarzinom der vorherrschende Subtyp. Frauen folgten dieser Entwicklung, je nach betrachtetem Land, mit einem zeitlichen Abstand von 20 bis 55 Jahren, nach denen das Plattenepithelkarzinom auch unter den Frauen zum vorherrschenden Subtyp wurde. In den jüngeren Geburtskohorten war das Adenokarzinom der vorherrschende Subtyp [123]. Als verantwortlich hierfür sehen die Autoren verschiedene Gründe. Eine mögliche Erklärung kann im Wandel des gesundheitsgefährdenden Verhaltens gesehen werden. Vor allem die gegensätzlichen Entwicklungen in der Rauchprävalenz bei Männern und Frauen in der Vergangenheit könnten ein wesentlicher Faktor in der Änderung der diagnostizierten histologischen Subtypen sein [123]. Eine weitere Hauptursache kann in der Änderung der Komposition von Zigaretten während des letzten Jahrhunderts gesehen werden. Die Tabakindustrie entwickelte ihre Produkte weiter und führte im Zeitverlauf vermehrt Filterzigaretten mit anderen Tabakzusammensetzungen und Zusatzstoffen ein. Moderne Filterzigaretten erleichtern die tiefe Inhalation des karzinogenen Tabakrauchs und fördern die Ausprägung peripherer Tumore, wie des Adenokarzinoms und großzelliger Karzinome, wodurch zentrale Tumore, wie Plattenepithel- und kleinzellige Karzinome, im Zeitverlauf in vielen Ländern seltener auftreten. Auch die Nutzung tabakspezifischer N-Nitrosamine (Erhöhung des Erkrankungsrisikos an Adenokarzinomen) anstelle polyzyklischer aromatischer Kohlenwasserstoffe (Erhöhung des Erkrankungsrisikos an Plattenepithelkarzinomen) tragen zu

dieser Entwicklung bei [153, 154]. Lortet-Tieulent et al. folgern aus diesen Zusammenhängen, dass unter Personen älterer Geburtskohorten andere histologische Subtypen diagnostiziert werden sollten, als bei Personen jüngerer Geburtskohorten [123]. Die veränderte Zusammensetzung der Zigaretten könnte somit, zumindest teilweise, auch den Rückgang des kleinzelligen Karzinoms in Deutschland erklären (vgl. Tabelle 2). Darüber hinaus identifizieren Studien die Dauer des Tabakkonsums über den Lebensverlauf als einen weiteren wesentlichen Faktor für den Wandel des vorherrschenden Subtyps, da mit steigender Dauer des Konsums vor allem das Risiko eines Plattenepithelkarzinoms stark ansteigt. Gleichzeitig reduziert sich das Erkrankungsrisiko nach dem Rauchausstieg deutlich [155]. Im Vergleich zum Plattenepithelkarzinom steigt das Erkrankungsrisiko an Adenokarzinomen mit steigender Rauchdauer nur sehr langsam an und wird vorwiegend bei Personen jenseits des 70. Lebensjahres diagnostiziert. Daher ist beim Adenokarzinom eher von einem Langzeiteffekt des Rauchens auszugehen [155]. Weiterhin ist anzumerken, dass Adenokarzinome, im Gegensatz zu Plattenepithelkarzinomen, ebenso häufig unter Nichtrauchern zu finden sind wie unter Rauchern [155]. Daher ist anzunehmen, dass Veränderungen in der Rauchprävalenz neben den Veränderungen in der Zusammensetzung der Zigaretten ebenfalls einen bedeuten Einfluss auf Veränderungen der relativen Anteile der Subtypen unter den inzidenten Fällen besitzen. Es ist zu vermuten, dass weitere mögliche Erklärungen für den Wandel in den vorherrschenden histologischen Subtypen in der deutlichen Zunahme gesundheitsgefährdender Umweltbedingungen in den letzten Dekaden, wie beispielsweise die Höhe der Konzentration von Stickoxiden in der Atemluft, gesehen werden könnten oder die Schadstoffbelastung am Arbeitsplatz eine Rolle spielen könnte [32, 38-56]. Aufgrund des ausgeweiteten Arbeitsschutzes kann hier jedoch davon ausgegangen werden, dass durch die Belastung am Arbeitsplatz hervorgerufene Bronchialkarzinome im Zeitverlauf seltener auftreten. Darüber, welche Subtypen dies im Einzelnen betrifft, ist die Datenlage bisher jedoch unzureichend [32, 38-56]. Ebenfalls können Adenokarzinome zu einem gewissen Grad durch die Belastung der Innenraumluft durch radioaktive Zerfallsprodukte der Bausubstanz in Wohnhäusern (z.B. Radon) hervorgerufen werden [3, 123]. Auch hier ist die Studienlage zum Beitrag dieses Risikofaktors zur Veränderung der Subtypen über die Zeit und zur der Lungenkrebsinzidenz insgesamt, lückenhaft.

3. Methoden

3.1 Datengrundlage

Die in *Teilstudie 1 bis 3* [14-16] durchgeführten Analysen basieren auf den Daten des gesetzlichen Krankensversicherers „Allgemeine Ortskrankenkasse Niedersachsen“ (AOKN). In der AOKN sind rund ein Drittel der niedersächsischen Bevölkerung versichert. Damit ist die AOKN der größte Krankensversicherer in Niedersachsen [156]. Bei GKV-Daten handelt es sich um Daten die zu Abrechnungszwecken erhoben wurden [157]. Durch die Vielzahl an epidemiologisch relevanten Informationen ermöglicht sie Forschenden nach sorgfältiger Datenaufbereitung die Bearbeitung vielfältiger Fragestellungen. Alle Daten stehen auf Individualebene zur Verfügung, sodass für die Analysen nicht auf aggregierte, makrostrukturelle Daten zurückgegriffen werden muss und das Spektrum an Analysemethoden deutlich erweitert werden kann (bspw. die Durchführung von Survival-Analysen nach SES).

Neben abrechnungsrelevanten Informationen, wie die Inanspruchnahme ambulanter (z.B. über den Einheitlichen Bewertungsmaßstab (EBM)) und stationärer Leistungen (z.B. diagnosis-related groups (DRG), Operationen- und Prozedurenschlüssel (OPS)) beinhalten die Daten auch Informationen zu allen im ambulanten und stationären Bereich kodierten Diagnosen (vorliegend auf Basis der internationalen statistischen Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme (ICD-10-GM)). Darüber hinaus sind Informationen zu den abgerechneten Medikamenten (vorliegend in kompletter Kodierung nach Anatomisch-Therapeutischen-Klassifikationssystem (ATC)) sowie zur Mortalität der Versicherten (insbesondere zum Sterbezeitpunkt) enthalten. Hervorzuheben ist auch das für GKV-Daten besonders lange Intervall von 12 Jahren (2005 bis 2017) für das die Daten für alle Versicherten ab dem 18. Lebensjahr zur Verfügung stehen. Diese Datenbasis kann daher nicht nur zur Beantwortung querschnittlicher, sondern auch längsschnittlicher Fragestellungen verwendet werden. Im Normalfall ist es die Regel, dass die Versicherer ihre Daten als Stichprobe für wissenschaftliche Untersuchungen zur Verfügung stellen. Bei den in dieser Arbeit genutzten Daten handelt es sich hingegen um den vollständigen Datenbestand, die der Abteilung der Medizinischen Soziologie im Rahmen des Projektes „Morbiditätskompression und Alternativen“ durch die AOKN zur Verfügung gestellt wurden. Alle Daten liegen in pseudonymisierter Form vor. Die Pseudonymisierung erfolgt durch den Dateneigner, wodurch keine Rückschlüsse auf die Identität der Versicherten durch die Forschenden oder etwaiger

Dritter durch das Lesen von Publikationen erfolgen kann. Diese besondere Datenbasis ermöglicht die eingehende Untersuchung des Morbiditäts- und Mortalitätsgeschehens einer großen Studienpopulation von mehr als 2 Millionen Individuen ab dem 18. Lebensjahr.

3.1.1 Indikatoren des sozioökonomischen Status

Eine weitere Besonderheit der Daten der AOKN liegt in der Verfügbarkeit von Variablen des sozioökonomischen Status, die in den Forschungsdatensätzen anderer Krankenkassen in aller Regel nicht zur Verfügung stehen. So ist sowohl für sozialversicherungspflichtig Versicherte als auch für verrentete Versicherte die Höhe des jährlichen Bruttoeinkommens verfügbar. Die Informationen zum ausgeübten Beruf und zu Bildungsabschlüssen liegen in der Regel jedoch nur für Versicherte im erwerbsfähigen Alter vor, da diese durch den Arbeitgeber an die Krankenkasse gemeldet werden. Daher sind die für Bildung und Beruf stratifizierten Analysen auf diese Lebensphase beschränkt. Darüber hinaus konnten frühere Analysen zeigen, dass jeder einzelne Indikator des SES einen eigenen Aspekt der Ungleichheiten und SES-spezifischen Ressourcen und Risiken in einer Bevölkerung abbildet. Aufgrund dieses unterschiedlichen latenten Gehalts der SES-Indikatoren ist es angemessen, Ungleichheiten in der Morbidität und Mortalität wann immer möglich separat für die Indikatoren zu untersuchen und auf die Anwendung zusammenfassender Maße, wie SES-Indizes, möglichst zu verzichten [158]. Die Verfügbarkeit der drei Indikatoren Einkommen, Bildung und Beruf ermöglicht differenzierte Analysen des Lungenkrebsgeschehens in den jeweiligen Subpopulationen des SES.

Frühere Arbeiten der Forschungsgruppe konnten zudem zeigen, dass die Daten der AOKN in Bezug auf die Alters- und Geschlechtsstruktur vergleichbar sind mit der deutschen Bevölkerung [159, 160]. Personen mit niedrigem sozialem Status sind in den Daten jedoch überrepräsentiert [159, 160]. Ohne Berücksichtigung dieser sozialstrukturellen Unterschiede können daher keine verlässlichen Aussagen für die deutsche Bevölkerung getroffen werden. Um die Aussagen der Analysen verlässlich übertragen zu können, ist es notwendig, alle Analysen für SES stratifiziert bzw. adjustiert durchzuführen. Für die in *Teilstudie 1 bis 3* vorgesehen altersspezifischen, nach SES stratifizierten Analysen, wurden einzelne Beobachtungsjahre zu Beobachtungsperioden (2005-2008, 2009-2012, und 2013-2016 in *Teilstudie 1*; 2006-2009, 2010-2013 und 2014-2017 in *Teilstudie 2*; 2006-2009 und 2014-2017 in *Teilstudie 3*) zusammengefasst [14-16]. Dieser Schritt war notwendig, da die Durchführung der differenzierten SES- und altersspezifischen

Analysen aufgrund von zu schwach besetzten Altersstufen im jeweiligen Stratum, insbesondere bei der Analyse von Trends unter den an Lungenkrebs erkrankten Personen, nicht möglich gewesen wären.

Als erster Indikator des SES wurde in allen drei Teilstudien das Jahresbruttoeinkommen aus Erwerbsarbeit bzw. Rentenzahlungen verwendet. Um eine bessere Vergleichbarkeit mit anderen Studien herzustellen, wurde das Bruttoeinkommen an der Höhe des Deutschen Durchschnittsentgelts (vgl. SGB VI Anlage 1) adjustiert. Um gesundheitliche Ungleichheiten zwischen den Individuen verschiedener Einkommensgruppen analysieren zu können, war es aufgrund begrenzter Fallzahlen in den altersspezifischen Neuerkrankungsraten jedoch nötig, das Einkommen in drei (<60% DentG, 60-80% DentG, >80% DentG; in *Teilstudie 1 und 2*) [14, 15] bzw. zwei (<60% DentG, ≥60% DentG; in *Teilstudie 3*) [16] Gruppen zusammenzufassen.

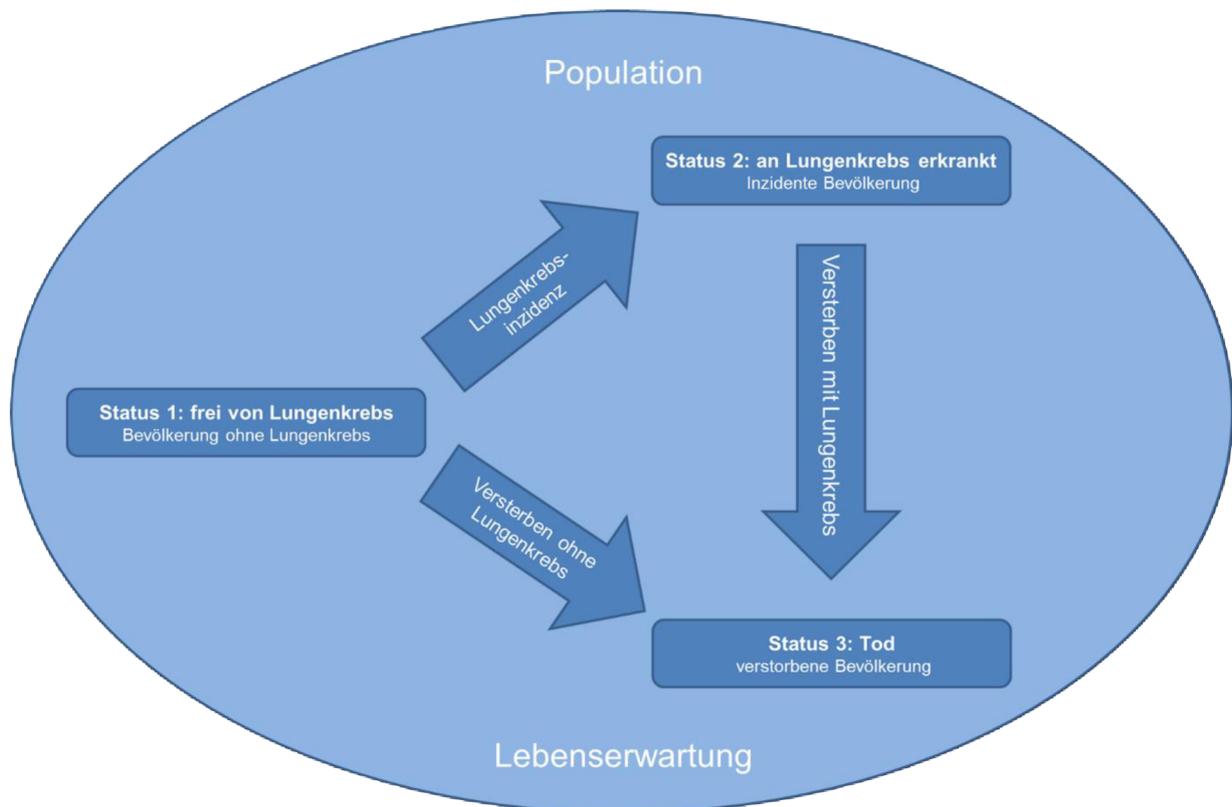
In *Teilstudie 2* [15] wurde für Personen im erwerbsfähigen Alter als weiterer Indikator der gegenwärtig ausgeübte Beruf verwendet. Für die Operationalisierung wurde auf die Berufsqualifikationsklassifikation nach Blossfeld zurückgegriffen [161]. Innerhalb dieser Klassifikation ähneln sich Berufe einer Gruppe hinsichtlich ihrer Art, der Höhe des Bildungsabschlusses bzw. der beruflichen Ausbildung, die in der Regel benötigt wird um den jeweiligen Beruf auszuüben, sowie ihres Tätigkeitsfeldes. Um die Fallzahlen in den einzelnen Subgruppen nicht zu gering werden zu lassen war es notwendig, die 12 Originalkategorien in drei Kategorien zusammenzufassen (ohne Berufsausbildung, mit Berufsausbildung, Spezialisten und Hochqualifizierte).

Als dritter Indikator des SES wird der Bildungsstand verwendet (*Teilstudie 2*) [15]. Dieser wird anhand des am höchsten erworbenen Schulabschlusses gemessen. Da die deutschen Bildungsabschlüsse international nicht ohne Weiteres vergleichbar sind, wurde auf das in internationalen Studien übliche Kriterium der erfolgreich absolvierten Schuljahre zurückgegriffen. Personen, mit mindestens 12 erfolgreich absolvierten Schuljahren, d.h. jene mit mindestens (Fach-)Hochschulreife, bildeten die höhere Bildungsgruppe. Alle anderen Personen wurden der niedrigeren Bildungsgruppe zugeordnet.

3.2 Statistisches und methodisches Vorgehen

Um sich der zentralen Fragestellung nach einer Kompression oder Expansion von Lungenkrebs zu nähern, sind im Vorfeld methodische Vorüberlegungen notwendig. Wie in den vorangegangenen Abschnitten verdeutlicht, ist neben der Entwicklung der Lungenkrebsinzidenz über die Zeit auch die Entwicklung der Mortalität entscheidend. Da in den Thesen zur Morbiditätsentwicklung gesamtgesellschaftliche Entwicklungen beschrieben werden, müssen populationsbasierte Methoden zum Einsatz gebracht werden. Zentral ist, wie viele der insgesamt von einer Person eines bestimmten Alters (noch) zu erwartenden Lebensjahre (Lebenserwartung) frei von Lungenkrebs verbracht werden und wie viele mit Lungenkrebs assoziierte Lebensjahre unter dem gegebenen Inzidenz- und Mortalitätsgeschehen in der jeweiligen Population zu erwarten sind. Demzufolge müssen neben dem Erkranken (altersspezifischen Inzidenz) auch das Versterben mit und ohne Lungenkrebs (altersspezifische Mortalitätsraten) berücksichtigt werden. Diese Raten bilden die Häufigkeit der Übergänge (bezogen auf die jeweilige Risikozeit) zwischen dem Zustand „frei von Lungenkrebs“ zu „erkrankt“ (Inzidenz) und zwischen „erkrankt“ bzw. „frei von Lungenkrebs“ hin zum „Tod“ (Mortalität) im Verhältnis zur jeweiligen Risikozeit ab und determinieren somit die zu erwartenden durchschnittlichen Lebensjahre in einer Bevölkerung. Erst die Betrachtung aller drei Übergänge ermöglicht es, die Lebensjahre mit und ohne Lungenkrebs zu bestimmen und erlaubt es somit der Frage nachzugehen, ob eine Kompression oder Expansion von Lungenkrebs vorliegt.

Grafik 4 Einfluss von Erkranken und Sterben auf die erwartete Lebenszeit frei von Lungenkrebs und nach Inzidenz in einer Population



Grafik 4 verdeutlicht diesen Wirkungsmechanismus. Die einzelnen Übergänge zu den unterschiedlichen Status stellen die möglichen Stellschrauben in diesem komplexen Wirkungsmechanismus dar. Die Entwicklung jedes einzelnen der in Grafik 4 dargestellten Übergänge wirkt sich direkt auf die Entwicklung der zu erwartenden durchschnittlichen Lebenszeit mit und ohne Lungenkrebs aus. Dieser Wirkungsmechanismus soll an einem vereinfachten hypothetischen Beispiel verdeutlicht werden. Zunächst soll gezeigt werden, welchen Einfluss eine steigende Lungenkrebsinzidenz auf die Entwicklung der Lebensjahre mit und ohne Lungenkrebs besitzt und zwar unter der Annahme, dass die altersspezifischen Mortalitätsraten in der Population mit und ohne Lungenkrebs über die Zeit konstant bleiben. Im System (vgl. Grafik 4) verändert sich alleinig die Lungenkrebsinzidenz über die Zeit. Dieser Anstieg würde sich unmittelbar auf die durchschnittlich in der Bevölkerung zu erwartenden mit Lungenkrebs assoziierten Lebensjahre auswirken und diese ansteigen lassen. Zudem würden sich die Lebensjahre frei von Lungenkrebs verringern, da hier nun Individuen fehlen, die bei niedrigerer Inzidenzrate zur Steigerung der Lebenszeit frei von Lungenkrebs beigetragen hätten. Die Folge dieser einseitigen Entwicklung wäre eine Expansion der durchschnittlich in Lungenkrebs verbrachten Lebenszeit in der betrachteten Population. Eine sinkende Inzidenz

hätte einen gegensätzlichen Effekt zur Folge: Unter konstanter Mortalität mit und ohne Lungenkrebs in der Population und sinkenden Inzidenzen würde eine Kompression (d.h. Anstieg der lungenkrebsfreien Lebensjahre und Rückgang der mit Lungenkrebs assoziierten Lebensjahre) beobachtet werden. Eine alleinige Änderung der Mortalität nach Lungenkrebs würde sich hingegen erhöhend bzw. senkend auf die Lebensjahre nach Inzidenz auswirken.

Für die Beantwortung der Frage nach einer Kompression oder Expansion ist es daher unerlässlich sich allen drei Übergängen in dem beschriebenen gesamtgesellschaftlichen Rahmen zu widmen. Die erste Teilstudie [14] steckt hierfür den übergeordneten Rahmen ab, indem die Entwicklung der Mortalität und Lebenserwartung nach Einkommen eingehend untersucht wird. Hingegen widmet sich *Teilstudie 2* [15] dem Übergang des Erkrankens und bildet somit das Bindeglied hin zu *Teilstudie 3* [16], in der die Lungenkrebsmorbidity und -mortalität im populationsbezogenen Rahmen analysiert und der Frage nach Kompression oder Expansion von Lungenkrebs und ihren sozioökonomischen Subgruppen nachgegangen wird.

Im Folgenden soll auf das hierfür notwendige methodische Vorgehen und die verwendeten statistischen Verfahren näher eingegangen werden. Dabei wird beschrieben, wie die Lebenserwartung (Abschnitt 2.3.1) und die Inzidenz (Abschnitt 2.3.2) operationalisiert bzw. berechnet wird, um diese bevölkerungsstatischen Kennziffern dann miteinander in Verbindung zu setzen und der Frage nach Kompression oder Expansion von Lungenkrebs in Deutschland nachzugehen (Abschnitt 3.2.3).

3.2.1 Sterbetafelanalyse

Teilstudie 1 [14] quantifiziert die gesundheitlichen Ungleichheiten in der Lebenserwartung und analysiert die Zeittrends in der Entwicklung der Lebenserwartung nach SES-Gruppen. Durch das Aufzeigen dieser Ungleichheiten in der allgemeinen Lebenserwartung nach SES können die in späteren Analysen erzielten Ergebnisse zu den Trends in den Lebensjahren mit und ohne Lungenkrebs nach SES eingeordnet werden.

Bei der Lebenserwartung handelt es sich um ein Maß auf Populationsebene, das die in einem gegebenen Jahr und Alter durchschnittlich noch zu erwartende Anzahl an Lebensjahren angibt [162, 163]. Für die Messung der tatsächlichen Lebenserwartung (im Sinne des durchschnittlichen Sterbealters) einer Geburtskohorte wäre es notwendig, dass diese vollständig ausgestorben ist. Da dies erst nach Ablauf von 100 Jahren oder mehr möglich ist [163] (das statistische Bundesamt hat gegenwärtig die Kohortensterbetafel des Geburtsjahrganges 1920 bis 1925 veröffentlicht [164]), wurde das Verfahren der Periodensterbetafel etabliert, um die Entwicklung der Lebenserwartung zeitnah messen zu können. Dabei wird angenommen, dass die zu einem gegebenen Jahr geltenden Mortalitätsverhältnisse über den weiteren Lebensverlauf einer Person im Alter x konstant bleiben [163]. Zur Berechnung der Periodensterbetafel wurde auf das von Preston et al. beschriebene methodologische Vorgehen zurückgegriffen [163]. Hierbei handelt es sich um ein in der Praxis etabliertes, mehrstufiges Verfahren, auf dem auch die jährlich im Rahmen der amtlichen Statistik veröffentlichte Lebenserwartung für Deutschland beruht (z.B. [67]).

Ausgangspunkt für die Anwendung der Sterbetafelmethode ist die Berechnung der nach SES und Geschlecht stratifizierten altersspezifischen Mortalitätsraten aus den GKV-Daten. Die in den Daten vorliegenden Informationen zum Sterbezeitpunkt erlauben die Bestimmung der Mortalitätsraten nach SES und Kalenderjahr. Da die Informationen zum Bildungsstand und der Berufsgruppe in aller Regel nur für die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter vorliegen, wurde für die Bestimmung der Ungleichheiten in der Lebenserwartung auf die Einkommensinformationen zurückgegriffen. Die statistische Güte der Analysen wurde über 1000 Replikation (Bootstrap Sampling) gewonnen 95%-Konfidenzintervalle abgesichert [14].

3.2.2 Inzidenzbestimmung

Zur Identifikation von lungenkrebsinzidenten Fällen in den Daten wurden die ambulanten und stationären ICD-10 Diagnoseschlüssel C34.1 bis C34.9 genutzt [15, 16]. Von besonderem Interesse bei der Bestimmung der jährlichen Lungenkrebsinzidenz ist das erste mögliche Auftreten einer Lungenkrebsdiagnose in den individuellen Versicherungsverläufen der Studienpopulation. Um prävalente von inzidenten Fällen zu unterscheiden, wurde eine Vorbeobachtungszeit von einem Quartal angelegt. Demnach mussten die Versicherungsverläufe vor der Inzidenzdiagnose mindestens 90 Tage frei von einer C34 Diagnose sein. Personen, die vor ihrer individuellen Erstdiagnose keine 90 Tage am Stück bei der AOKN versichert waren, erfüllen dieses Vorbeobachtungskriterium nicht und wurden aus den Analysen ausgeschlossen. Gezählt wurde jeweils nur die erste individuelle Diagnose. Längere Vorbeobachtungszeiten ermöglichen immer eine präzisere Bestimmung der „wahren Inzidenz“, da so mehr falschinzidente Fälle identifiziert werden können. Das Ansetzen längerer Vorbeobachtungszeiten erhöht jedoch die Selektivität der im Datensatz verbleibenden Versicherten zum Teil deutlich und kann darüber hinaus zum Ausschluss tatsächlich inzidenter Fälle mit verkürzten Versicherungszeiten führen [165]. Daher ist ein erkrankungsspezifisches Vorgehen abzuwägen. Da es sich bei Lungenkrebs um eine der Krebsarten mit der höchsten Letalität handelt bei der deutlich weniger als 50% das erste Jahr nach Diagnosestellung überleben und die Behandlung nach Diagnosestellung im deutschen Gesundheitswesen nach Leitlinie sehr engmaschig ist, kann angenommen werden, dass der wesentliche Anteil falschinzidenter Personen auch bei 90 Tagen Vorbeobachtungszeit identifiziert werden kann, wobei die Selektivität in der Studienpopulation minimal gehalten wird [15, 16].

3.2.3 Inzidenz- und Mortalitätsanalysen in den Teilstudien 2 und 3

In den ersten Analysen zu den Ungleichheiten in der Lungenkrebsinzidenz ab dem 20. Lebensjahr (siehe *Teilstudie 2* [15]) ergab sich, dass weniger als 0,5% der Lungenkrebsfälle bei Männern und 1,5% der Fälle bei Frauen vor dem 40ten Lebensjahr auftreten. Da es sich hier um eine kleine Anzahl an neuerkrankten Fällen handelt, beschränkte sich *Teilstudie 3* [16] auf die Lungenkrebsmorbidity und -mortality der Bevölkerung ab dem 40. Lebensjahr, um ausreichende Fallzahlen in den Einzelaltersstufen, insbesondere in Bezug auf das Versterben nach Inzidenz, zu gewährleisten. Um Zufallsschwankungen in den altersspezifischen Inzidenz- [15, 16] und Mortalitätsraten [16] zu glätten wurden die Raten über nach Geschlecht und SES stratifizierte *parametrische proportional Hazard Modelle* mit konstantem Baseline Hazard geschätzt. Um Altersstruktureffekte über die Zeit auszuschließen, sind sämtliche Modelle in dieser Arbeit für Alter kontrolliert. Zur Bestimmung des Zeittrends in den drei Übergängen wurde zusätzlich die Variable „Beobachtungsperiode“ in die Modelle aufgenommen. Zur Sicherung der statistischen Güte der Analysen wurden 95%-Konfidenzintervalle über ein auf 1000 Replikationen basierendes *Bootstrapping* geschätzt.

3.2.4 Multistate Life Table Analyse

Die in *Teilstudie 3* [16] zur Anwendung gebrachten statistischen Verfahren ermöglichen es, der Frage nach einer Kompression oder Expansion von Lungenkrebs nachzugehen. Dafür ist es notwendig für die Bevölkerung die durchschnittlich zu erwartenden Lebensjahre, die mit Lungenkrebs assoziiert sind, und jene, die frei von Lungenkrebs zu erwarten sind, zu bestimmen. Hierfür fand das von Palloni vorgeschlagene methodologische Vorgehen zur Berechnung von Multistate Sterbetafeln Anwendung [166]. Dieses ermöglicht die Berechnung von Periodensterbetafeln unter Berücksichtigung von Statusübergängen. In dem hier angewendeten Modell können die Individuen einer Bevölkerung drei mögliche Status innehaben (vgl. Grafik 4). Es beinhaltet zwei Lebendstatus (frei von Lungenkrebs, an Lungenkrebs erkrankt) und den Status „Tod“. Es sind zudem drei Übergänge zwischen diesen Status möglich. Zunächst von der Studienpopulation ohne Lungenkrebs hin zur an Lungenkrebs erkrankten Bevölkerung (Lungenkrebsinzidenz). Zusätzlich können beide Subpopulationen versterben (Versterben ohne Lungenkrebs, Versterben mit Lungenkrebs) (vgl. Grafik 4). Für die Berechnung der Multistate Life Table werden die altersspezifischen Übergangsraten zwischen den drei Zuständen benötigt, die, wie im Abschnitt 3.2.3 beschrieben, über Regressionsmodelle

geschätzt wurden. Dabei kommen Verfahren der Survivalanalyse zum Einsatz. Das Model Fit der geschätzten mit den beobachteten Raten wurde grafisch geprüft und führt bei guter Passung zu einer deutlichen Glättung der Zufallsschwankungen der Raten über den Altersverlauf (vgl. Anhang B). Um die dynamische Wechselwirkung zwischen allen Statusübergängen anhand der Raten korrekt zu berücksichtigen, sind explizite Anforderungen bei der Datenaufbereitung zu erfüllen. Insbesondere die exakte Definition der jeweiligen Zeit (Risikozeit), die ein Individuum in jedem Status dem Risiko ausgesetzt ist ein Ereignis zu erfahren (hier Inzidenz, Versterben ohne Lungenkrebs, Versterben mit Lungenkrebs), ist hierbei elementar [167]. Darüber hinaus sind die drei Events korrekt zu identifizieren, was durch die Abfolge der Ereignisse von Inzidenz und Versterben im Versicherungsverlauf der Personen (v.a. bzgl. Versterben ohne Lungenkrebsdiagnose, Versterben mit Lungenkrebs) ermöglicht wird.

Die für diese Multistate Life Table benötigten Übergangsraten zu den jeweiligen Status wurden mittels Methoden der Survival Analyse – hier, durch für Geschlecht und SES stratifizierte *parametrische proportional Hazard Modelle* – geschätzt. Die statistische Güte der Analysen wurde über 95%-Konfidenzintervalle (Bootstrap Sampling mit 1000 Replikation) abgesichert.

4. Vorstellung der eigenen Studien

4.1 Steigende Einkommensungleichheiten in der Lebenserwartung? Eine Analyse von Zeittrends mit Hilfe von Daten der gesetzlichen Krankenversicherung (*Teilstudie 1*)

Die Lebenserwartung stieg in Deutschland im Verlauf der letzten Jahrzehnte nahezu kontinuierlich an [67]. Jedoch ist wenig darüber bekannt, ob alle sozioökonomischen Gruppen gleichermaßen vom Anstieg der Lebenserwartung profitiert haben. Das gilt insbesondere für die Entwicklung in Deutschland, da durch das Fehlen der Information zum sozioökonomischen Status der Verstorbenen in der amtlichen Statistik entsprechende Analysen häufig nicht durchgeführt werden können [12]. GKV-Daten bilden eine geeignete Basis für solche Analysen, da sie es als eine der wenigen Datentypen in Deutschland erlauben, die Mortalität nach SES auf Individualebene für ein breites Altersintervall und eine große Studienpopulation zu bestimmen. Die *erste Teilstudie* [14] tritt in diese Forschungslücke und bildet daher eine grundlegende vorbereitende Arbeit für die populationsbasierte Analyse von Kompression und Expansion bei Lungenkrebs sowie für die Untersuchung gesundheitlicher Ungleichheiten unter Verwendung von GKV-Routinedaten.

Ziel von *Teilstudie 1* ist die Analyse des Ausmaßes der Ungleichheiten in der Lebenserwartung zwischen Angehörigen verschiedener Einkommensgruppen (Forschungsfrage 1). Darüber hinaus wird analysiert ob Unterschiede zwischen den unterschiedlichen Einkommensgruppen in der Entwicklung der Lebenserwartung existieren und ob sich die Ungleichheiten im Zeitverlauf hierdurch ausweiten oder verringern (Forschungsfrage 2).

Die Studie ist eine von wenigen wissenschaftlichen Arbeiten, die sich der Frage der sozialen Ungleichheit in der zeitlichen Entwicklung der Lebenserwartung in Deutschland widmet [10-13] und die erste Studie, die dies für beide Geschlechter, über ein breites Altersrange (Alter 20+) und unter Berücksichtigung individueller Einkommensinformationen analysiert. Die in der Studie aufgedeckten zeitlichen Trends unterscheiden sich hinsichtlich des Geschlechts, der Alters- und der Einkommensgruppen [14]. Unter den Männern stieg die Lebenserwartung in allen Einkommensgruppen und allen betrachteten Altersgruppen an. Am deutlichsten profitierten jedoch ältere Männer mit höheren Einkommen, was zu einer Ausweitung der Ungleichheit gegenüber Männern mit niedrigen Einkommen führte. Die bestehenden

Ungleichheiten bei jüngeren Männern sind hingegen konstant geblieben. Bei den Frauen profitierten vor allem jene mit mittleren und niedrigen Einkommen von den Zugewinnen in der Lebenserwartung. Diese Entwicklung führte zu einer Reduktion der Ungleichheit in der Lebenserwartung zwischen den Einkommensgruppen [14].

Teilstudie 1^{3,4,5}

Widening income inequalities in life expectancy?

Analysing time trends based on German health insurance data

Fabian Tetzlaff^{1*}, Jelena Epping², Stefanie Sperlich², Juliane Tetzlaff²

¹ Institute for General Practice, Hannover Medical School, Carl-Neuberg-Str. 1, 30625 Hanover, Germany

² Medical Sociology Unit, Hannover Medical School, Carl-Neuberg-Str. 1, 30625 Hanover, Germany

*Corresponding author

E-mail: tetzlaff.fabian@mh-hannover.de

¹Veröffentlicht in der Zeitschrift „Journal of Epidemiology and Community Health“ 2020: Tetzlaff F, Epping J, Sperlich S, Tetzlaff J. Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data. *Journal of epidemiology and community health* 2020;74:592-7.

²Spezifikation der Rolle der Koautoren:

FT und JT entwickelten die Idee und die Forschungsfragen der Studie. FT analysierte die Daten und schrieb den ersten Entwurf des Manuskripts. JE, SSp und JT trugen zur Diskussion der Studie bei und überprüften die Arbeit kritisch. JE und JT beteiligten sich am Review-Prozess. Alle Autoren lasen und genehmigten die endgültige Version des Manuskripts.

³ Die veröffentlichte Version des Artikels enthält zusätzlich einen elektronischen Anhang mit Ergebnissen der Sensitivitätsanalyse zur Überprüfung der Robustizität der Ergebnisse und Informationen zu den ausgeschlossenen Fällen, siehe Anhang A: Electronic supplementary material: „Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data“

Abstract

Background

While social disparities in mortality have been shown in the majority of high-income countries, research on inequalities in the German population is still limited. This applies especially to studies investigating time trends in social inequalities with respect to life expectancy. The aim of this study is to examine income inequalities in life expectancy and whether inequalities have narrowed or widened over time.

Methods

The analyses are based on the claims data of a large German health insurance provider, which facilitates the combining of information on individual income and mortality. Life expectancy is calculated separately for three income groups (<60%, 60% to 80%, and \geq 80% of the average income in Germany) and for sex by applying period life table analyses. Trends are assessed by comparing the time periods 2005-2008 (N=1,773,122), 2009-2012 (N=1,792,735), and 2013-2016 (N=1,987,114).

Results

Trends in life expectancy differed by sex, age, and income group. Especially among elderly men, the gap between low- and higher-income groups widened over time, disadvantaging men with low incomes. Among women, a slight reduction in inequalities was observed, which was driven by the increases in life expectancy in lower income groups.

Conclusion

Our study shows that not all population subgroups benefited equally from the continuing rise in life expectancy. The persisting inequalities emphasise the importance of public health efforts concentrating on reducing mortality risks among individuals in lower socioeconomic positions. Special attention should be paid to elderly men with low incomes. Further research is needed on the mechanisms underlying increasing health inequalities over time.

Introduction

With a life expectancy of 78.4 years for men and 83.2 years for women [1] Germany is among the top 30 low-mortality countries worldwide [2]. Nevertheless, health inequality rooted in socioeconomic disparities represents a substantial burden on the German health care system and society as a whole [3]. In particular, the cumulative harmful effects of social deprivation and health-related behaviour during the life course determine the outcome of social inequalities in health and mortality [4]. Social disparities in mortality and longevity have become evident in the vast majority of industrialised countries [5-13]. Compared to other countries, studies on social inequalities in life expectancy in Germany are still rare and the evidence is mixed [14]. This holds especially true for studies investigating the development of social inequalities in life expectancy over time.

The wide body of international research proves that social inequalities in mortality have been a frequently studied issue. In contrast, there is a limited number of studies in Germany investigating this issue due to the fact that the official population statistics do not provide information on mortality by socioeconomic status (SES). Therefore, studies analysing social inequalities in life expectancy are most frequently based on survey data with mortality follow-up [14-16] or on data from the German Federal Pension Fund [17, 18]. Previous studies concur that social gradients are also present in the German population, in terms of occupational groups (e.g., [17]) or educational (e.g., [16]) or income levels (e.g., [3, 15, 17, 18]). However, due to data limitations, most studies on social inequalities in life expectancy are not directly comparable to international studies. This holds not only for the data source used but also for the methods used to calculate life expectancies. With regard to the restricted case numbers in survey data, life expectancy by SES is usually obtained by using estimations other than classical period life table approaches [14]. This includes approaches that combine relative mortality risks between SES groups estimated from survey data with mortality information from official population statistics [3, 15]. Furthermore, the studies only report life expectancy for middle-aged [3] or older individuals [14, 15], as data often do not cover the full age range.

So far, there is little evidence on how trends in socioeconomic inequalities in life expectancy vary by age group. As in other high-income countries, a slowdown in life expectancy increases can also be observed in Germany. The reasons for this slowdown differ by country according to recent trends in causes of death [19]. Moreover, international research shows that these trends

also vary by age, leading to differing trends in mortality and life expectancy among the younger and older population [19]. Recent studies indicate that trends in health also differ according to age. While self-rated health (SRH) has improved among the older German population, younger age groups have tended to show stagnating trends in good SRH [20]. Similar results for SRH and functional health have also been reported for other European countries [21-23].

For Germany, previous research on time trends in inequalities in life expectancy showed mixed evidence [15-18, 24]. Considerable inequalities were reported in studies that combine mortality risks by income estimated from survey data with data from official population statistics [15, 16]. In the period 1992 to 2016, life expectancy at birth was reported to differ between the highest and the lowest income groups by 8.6 years in males and by 3.7 years in females [15]. The results also indicate that inequalities have remained fairly stable over time [15, 16].

Other studies examining social inequalities in life expectancy are based on data from the German Federal Pension Fund and focus on trends in the remaining life expectancy of men at age 65 [17, 18]. In these studies, income inequalities were assessed considering lifetime earnings registered for calculations of pension payments by the German Federal Pension Fund [17, 18]. For the period 1995-1996, a gap of 3.2 years between pensioners in the lowest and the highest income group was reported. In contrast to the studies mentioned above, this gap increased over time, amounting to 4.9 years in 2007-2008. Smaller but also widening inequalities were found in terms of occupational groups [17]. Current research suggests that these inequalities in life expectancy have continued to increase until the recent past [18]. The analyses reveal that especially younger cohorts of East German men with low income were disadvantaged compared to men with higher income, who benefited most from mortality reductions over time [18]. On the other hand, it has been shown that regional disparities in life expectancy in Germany have decreased over time, despite persisting large economic inequalities [24].

The limited number of studies and the mixed evidence stress the importance of further research on trends in life expectancy inequalities in the German population. The aim of our study is to investigate these trends based on health insurance claims data. The major advantage of using health insurance data is that these datasets contain complete records of all deaths in the insurance population. Furthermore, the datasets include information on individual income, which facilitates calculation of life expectancy by applying classic period life table analyses

based on the observed deaths by individual income. The study is guided by the following research questions:

- Are there differences in life expectancy between income groups?
- Are there differing time trends in life expectancy between income groups that lead to widening or narrowing inequalities over time?

Methods

Data

In Germany, it is mandatory for all inhabitants to be insured either by a statutory health insurance or by a private health insurance company. As statutory health insurance coverage is part of the welfare-state system, approximately 90% of the German population is insured by a statutory health insurance provider [25].

For this study, we used the claims data of a large statutory health insurance provider located in the federal state Lower Saxony (AOK Niedersachsen (AOKN)), which insures more than one third of the inhabitants of the state [26]. The data cover the years 2005 to 2016. Single years of observation were combined into time periods, as case numbers of deaths within income groups are limited. For this study, the data that containing all insured individuals aged 20 and older for the time periods 2005-2008, 2009-2012, and 2013-2016 were analysed. The data include sociodemographic information (e.g., age, sex, date of death, and income), outpatient and inpatient diagnoses, treatments, and medications of all individuals insured by the AOKN. An earlier study has shown that the AOKN population is representative of the total German population in terms of sex and age distributions, while individuals with lower incomes and lower occupational status are overrepresented [27].

Definition of income groups

As insurance fees depend on income, the dataset contains detailed information on individual income. This information includes the annual pre-tax income from salaries and pension payments. Income groups were defined in relation to the average income in Germany, which is annually reported as part of the official statistics [28]. Because of increases in general income levels, the average income varied over time. Over the observation period, the increases in the average income clearly exceeded the inflation rate in Germany [28, 29]. Thus, a person with an

average income during the third period (2013-2016) could afford a much higher standard of living than a person with an average income during the first period (2005-2008). To increase comparability over time, we adjusted the individual income reported in the data for the annual inflation rate. In a second step, we classified individuals relative to the average income level of the first observation period.

After these adjustments, individuals were assigned to three groups. The low-income group comprises a pre-tax annual income of <60% of the average income, the higher-income group includes individuals with ≥80% of the average income and the middle-income group was defined as falling in between these categories (Table 1).

Since we used annual income information, individuals who were not insured over a full-year period were excluded from analyses. An exception was made by including individuals who died in the respective year. With a proportion of 12% to 15%, only a minor share of the insurance population could not be included in the analyses (Table A1, supplement). During the three periods, a total of 5,552,971 individuals, 375,506 deaths, and 15,504,553 person-years of exposure were included in the analyses, with the highest case numbers in the low-income group (Table 1).

Table 1 Characteristics of the study population: number of insured individuals, exposures in person-years and number of deaths by time period and sex

		2005-2008		2009-2012		2013-2016		
		Men	Women	Men	Women	Men	Women	
Income groups	low	Number of individuals	410,574	649,558	402,367	640,167	431,065	673,855
		Person-years	1,080,031	1,962,040	1,105,577	1,940,482	1,101,054	1,913,249
		Number of deaths	36,347	60,519	37,382	58,002	38,031	54,626
	middle	Number of individuals	187,837	137,650	193,750	145,123	213,337	176,634
		Person-years	458,621	339,149	468,057	351,205	488,071	400,543
		Number of deaths	13,226	7,716	12,941	8,251	13,693	10,190
	higher	Number of individuals	290,562	96,941	299,803	111,525	345,639	146,584
		Person-years	901,714	276,625	927,543	314,724	1,068,457	407,411
		Number of deaths	4,923	2,600	4,815	2,874	5,477	3,893

Statistical analyses

To analyse the development of income inequalities in life expectancy over time, we calculated age-specific mortality rates by income group, sex and time period. Using these rates as input, period life tables were calculated [30, 31]. To determine whether differences between income groups and over time were significant, 95%-confidence intervals of life expectancy were

estimated by drawing 1000 bootstrap samples. To depict trends in life expectancy over time, we calculated absolute differences between periods within income groups as well as between income groups. As the general level in life expectancy differed substantially between income groups, relative differences were also reported. All analyses were stratified for sex and income group and were performed in Stata 14 [32] and R Version 3.5.1 [33].

Sensitivity analyses

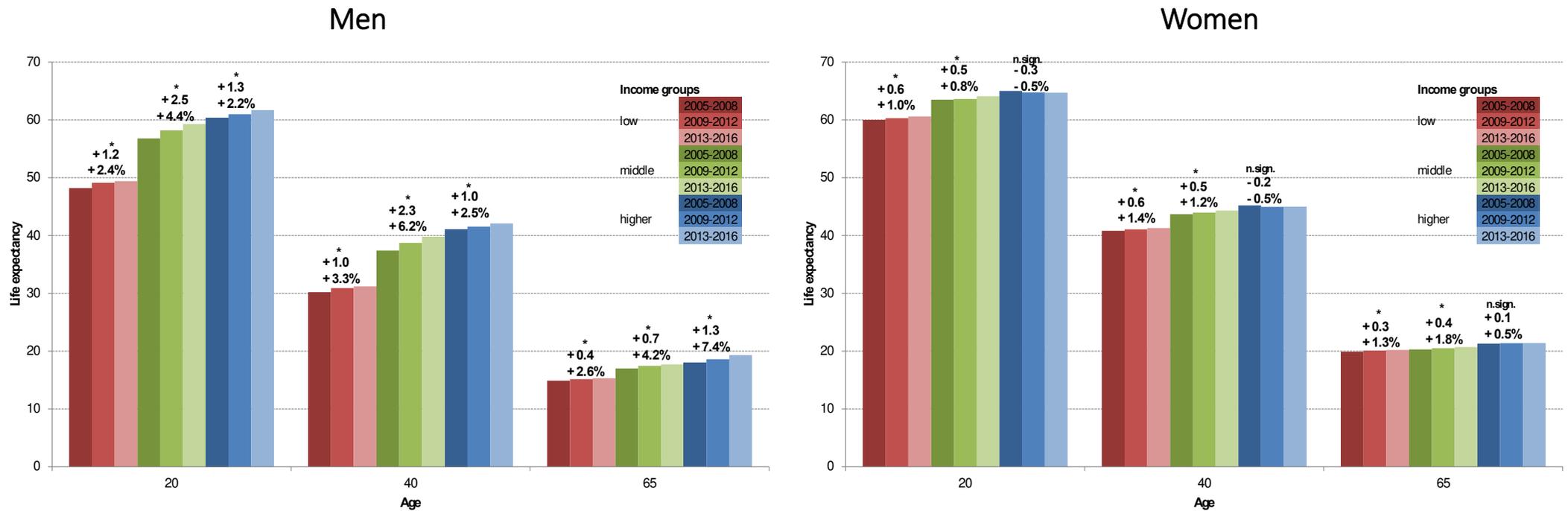
To test the robustness of the reported time trends, sensitivity analyses were performed using different types of redistribution strategies for individuals with missing information on income: a) redistribution according to the age-specific proportion of the low-, middle-, and higher-income group among the study population with income information, b) redistribution to the low-income group, and c) redistribution to the higher-income group.

Results

Figure 1 displays life expectancies for men and women in the three periods. Comparing our calculations with the total German life expectancy, the life expectancy of the low-income group is below and that of the higher-income group above the total German life expectancy. This holds for both sexes and all periods (Tables A2 and A3, supplement). In both sexes, we found significant increases in life expectancy over time (Figure 1). These increases exist in all income groups except for women in the higher-income group, for whom no significant changes occurred. The strongest gains in life expectancy over time were observed for men in the middle-income group. In this group, the change in the expected number of remaining life years varies between 0.7 years at age 65 and 2.5 years at age 20. With increases of 0.6 years at age 20 and 0.3 years at age 65, the highest gains for women emerged in the low-income group (Figure 1). Absolute and relative differences in life expectancy between income groups indicate whether income inequalities have widened or narrowed over time (Table 2). Overall, the trend observed in the first and second periods continued in the third period. Among younger and middle-aged men, inequalities between the higher- and low-income groups remained quite constant. This does not hold for men at age 65, for whom a substantial increase in income disparities was observed (+1.0 life years, +6 percentage points). However, driven by the strong increase in life expectancy among younger and middle-aged men belonging to the middle-income group, the difference to the high-income group narrowed over time, whereas the gap to the low-income

group increased. Among women, the gap in life expectancy between the low- and higher-income groups narrowed over time, irrespective of whether age 20, 40, or 65 was considered. In each of these age groups, the differences were reduced by approximately 1 to 2 percentage points, which equals a reduction ranging from 0.9 years at age 20 and 0.2 years at age 65 (Table 2). While differences between the middle- and low-income groups remained constant over time, decreases were observed between the higher- and middle-income groups. Due to the clear increases in the low- and middle-income groups, women benefited from decreasing inequalities in life expectancy (Table 2).

Figure 1 Life expectancy by income group and period as well as changes in life expectancy between periods within income groups by age and sex



Note:

Absolute change refers to the difference in life expectancy between the third and the first time period in life years.

Relative change refers to the difference in life expectancy between the third and the first time period divided by life expectancy at the first time period in percentage points

*Significant difference in life expectancy between periods at the 5%-level

Table 2 Absolute and relative income inequalities in life expectancy between income groups by period, age and sex

		Difference between higher and low income group			Difference between higher and middle income group			Difference between middle and low income group						
		2005-2008	2009-2012	2013-2016	2005-2008	2009-2012	2013-2016	2005-2008	2009-2012	2013-2016				
Men	20	absolute ^{a)}	12.2	11.9	12.4	→	3.6	2.8	2.5	↘	8.6	9.1	9.9	↗
		relative ^{b)}	25%	24%	25%		6%	5%	4%		18%	18%	20%	
	40	absolute ^{a)}	10.8	10.6	10.9	→	3.7	2.8	2.4	↘	7.2	7.8	8.5	↗
		relative ^{b)}	36%	34%	35%		10%	7%	6%		24%	25%	27%	
	65	absolute ^{a)}	3.1	3.5	4.1	↗	1.0	1.1	1.6	↗	2.1	2.3	2.4	↗
		relative ^{b)}	21%	23%	27%		6%	7%	9%		14%	15%	16%	
Women	20	absolute ^{a)}	5.0	4.5	4.1	↘	1.4	1.2	0.6	↘	3.5	3.3	3.4	→
		relative ^{b)}	8%	7%	7%		2%	2%	1%		6%	5%	6%	
	40	absolute ^{a)}	4.4	3.9	3.7	↘	1.4	1.0	0.7	↘	3.0	2.9	2.9	→
		relative ^{b)}	11%	10%	9%		3%	2%	2%		7%	7%	7%	
	65	absolute ^{a)}	1.4	1.3	1.2	↘	0.8	0.9	0.7	↘	0.4	0.4	0.5	→
		relative ^{b)}	7%	6%	6%		5%	4%	3%		2%	2%	2%	

Note:

^{a)} absolute difference: absolute difference in life expectancy between income groups (in life years)

^{b)} relative difference = [(life expectancy in the first income group divided by life expectancy in the second income group)-1]*100

Discussion

The aim of this study was to investigate the development of income inequalities in life expectancy over time. The analyses show that life expectancy between 2005-2008 and 2013-2016 increased in both sexes. This holds true for men, irrespective of income group, and for women belonging to the low- and middle-income groups. However, not all individuals benefited equally from this trend. In particular, elderly men with low income are disadvantaged, as the gap between the higher- and low-income groups widened over time, exacerbating the existing inequalities in life expectancy at age 65. This trend did not occur in men at ages 20 and 40. Similar results were not found for women, where a slight reduction in inequalities in life expectancy was observed in all age groups. This reduction is driven by the clear increases in life expectancy among women in the low- and the middle-income groups.

This paper is one of the rare studies on the time trends of social inequalities in life expectancy in the German population. Previous research on this topic shows mixed evidence [14, 15, 17, 18]. While other studies demonstrate substantial social inequalities in life expectancy as well, the reported trends indicate either constant [15, 16] or increasing disparities [17, 18] over time. Similar to Kibele et al. and Wenau et al., the present analyses are based on individual income information. Our results are in line with these studies, which also reported widening inequalities among elderly men over time based on pension fund data [17, 18]. In accordance with previous research [5-13, 15, 17, 18, 34], our analyses reveal higher social disparities in life expectancy for men than for women. This finding might be due to greater differences in occupational burden between SES groups among men than among women [14, 35, 36]. Overall, the increase in life expectancy for women is much weaker than for men, leading to a narrowing gender gap, which can also be observed for the total German population [1]. Due to the considerably small increase in female life expectancy, changes in inequalities over time were expected to be less pronounced for women than for men, which holds true for our study population.

Strengths and limitations

Our study is based on a large number of cases, which allowed us to investigate time trends among different subgroups of the study population by stratifying for observation periods. The data represent a complete health insurance population that includes all insured individuals regardless of their current health status. Thus, the analyses are unaffected by health-related non-response, which occurs in survey data if individuals refrain from study participation for health reasons [37].

Previous research on the development of income inequalities in life expectancy among the German population is either restricted to trends in the remaining life years at older ages among men [17, 18] or based on survey data containing limited case numbers of deceased individuals [3, 14-16]. An advantage of using health insurance data derives from the completeness of information on mortality. As death terminates health insurance, the date of death of all deceased individuals can be identified precisely. Furthermore, the dataset includes detailed information on annual individual income. These data characteristics allowed us to estimate the life expectancy of different income groups by applying classical period life table analyses based on a single dataset rather than using estimation strategies that combine information from different datasets [15, 16]. Furthermore, life expectancy can be calculated for both sexes and at various ages, as the data include information on mortality and individual income from age 20 up to the oldest old.

Considering sex and age distributions, the data are comparable to the total population of Germany and Lower Saxony but differ in terms of the social structure [27]. Whereas the average income in Lower Saxony differs only slightly from that in Germany [38], high-income earners are underrepresented in our data [27]. However, the general trend in income inequalities is comparable to that of the German population [39], tending towards increasing inequalities. Due to the lower income level, the total life expectancy of the insurance population is lower than that of the total German population (Tables A2 and A3, supplement). This is taken into account, as all calculations are stratified for income. Furthermore, comparisons show that the life expectancy of the low-income group is below and that of the higher-income group above the total German life expectancy. This holds for each of the three periods and for both sexes (Tables A2 and A3, supplement).

Since the data contain only information on the annual income for individuals who are insured over a full year, individuals with shorter insurance periods were excluded from the life table analyses. Shorter insurance periods mainly result from changing the health insurance provider or a change in residence to another federal state, which is more frequent in younger age groups (Table A4, supplement). The question of whether the SES characteristics of the excluded individuals differ from those included in the analyses cannot be answered straightforwardly, because information on annual incomes in this subgroup is missing. However, as the proportion of individuals who were not insured over a full-year period is small and remained stable over time (Table A1, supplement), we expected the reported time trends in life expectancy to be robust. We tested this assumption by applying different redistribution strategies for individuals with missing information on income. Furthermore, the effect of excluding individuals without income information was assessed by comparing the total life expectancies of the insurance population with and without this exclusion. While total life expectancy in these additional analyses tended to be higher, the general time trend in life expectancy remained nearly unchanged (Table A5, supplement). The same applies with regard to time trends of the income-specific life expectancy, irrespective of the strategy used for redistribution (Table A6, supplement).

As our dataset does not facilitate matching of the income information of spouses, and since no information on household composition is available, household income could not be used in this study. This may have led to an underestimation of financial resources, especially among women, as their general income level is lower than that among men [28]. Therefore, the results for women should be interpreted with some caution. However, research on the effects of income type on health shows that individual income is an appropriate measure to analyse SES disparities in health, although social gradients are more pronounced if household income is applied [40].

Among men, our findings point towards a growing effect of income inequalities on mortality with increasing age. This could partly be explained by the cumulative effect of social deprivation over the life course. From a short-term perspective, income determines the quality of the current living conditions and health-related behaviour. Furthermore, belonging to a higher income group increases the chances of accumulating property and wealth over the life course [4], which may contribute to the higher effect of income among older men.

Since case numbers within income groups are limited, the reported trends are based on a comparison of three time periods. Analyses based on single years may provide more differentiated information on short-term developments in inequalities in life expectancy, but would affect the robustness of the results. To gain deeper insight into these developments, the analyses are not limited to the highest and lowest income earners but also include the group in between. Focusing only on the highest and the lowest income groups would have provided an incomplete picture, as a considerable share of the population cannot be assigned to these extremes. Since the case numbers within the income groups are limited, no more than three different groups could be defined and no differentiation above $\geq 80\%$ of the average income could be made.

To increase comparability over time, income has been adjusted for inflation, and individuals are assigned to groups relative to the average income in the German population in the first observation period. Without applying these adjustments, gains in life expectancy in the low- and middle-income groups would have been somewhat higher, as income heterogeneity within these groups would have increased over time. This holds especially for the lowest income group. However, as the differences between these two income definitions are limited, the trends in income inequalities in life expectancy are similar. Furthermore, individuals were assigned to income groups according to their relative position to the German average income. An assignment based on the income distribution within our dataset (e.g., income quintiles) would have reduced the comparability with the total German population, as low income earners are overrepresented in the data. This was prevented through the use of the external criterion of the average German income as a reference for the assignment to the income groups.

Conclusion

The study shows persisting or even widening income inequalities in life expectancy over time. While life expectancy increased for both sexes, not all individuals benefited equally from this trend. Our analyses indicate that time trends differ not only with regard to income groups but also according to age groups. Thus, further research should not be limited to studying time trends in life expectancy at birth or retirement age but should include a broader age range to account for these differences. Moreover, changes over time occurred not only in differences between the higher and the low-income group but also in comparisons between the middle-

and the higher-income group or between the middle- and the low-income group. More research is needed to reveal the underlying mechanisms causing widening inequalities in mortality. As gains in life expectancy are not only caused by changes in morbidity but also by increasing survival after disease onset, studies aiming to investigate these mechanisms should not be limited to social inequalities in all-cause mortality. Health insurance data are an appropriate data source for such analyses, as they allow for the combination of individual information on specific diseases, mortality and socioeconomic position.

What is already known on this subject?

Social inequalities in mortality have been shown in high-income countries. Previous research indicates that social inequalities in mortality are also present in the German population. As official population statistics do not provide mortality information by SES, studies on the time trends of social disparities in life expectancy in Germany are still rare and the evidence is mixed.

What this study adds?

The aim of the study is to investigate time trends in social inequalities over time based on German health insurance data. As the data contain individual information on income as well as on mortality, the classical period life table approach based on a single dataset can be applied. Our results show that not all population subgroups benefited equally in terms of life expectancy gains. In particular, older men with low incomes are disadvantaged, leading to increasing inequalities over time. The findings emphasise the importance of public health efforts aimed at reducing health inequalities.

Contributors

FT and JT developed the idea and research questions of the study. FT analysed the data and wrote the first draft of the manuscript. JE and JT were major contributors to the final manuscript. JE, SSp, and JT contributed to the conception and discussion of the study and reviewed the work critically. All authors read and approved the final version of the manuscript.

Funding Statement

The work done by JT was funded by the AOK Niedersachsen (Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony) as part of a project on morbidity compression.

Licence for Publication

The Corresponding Author has the right to grant on behalf of all authors and does grant on behalf of all authors, an exclusive licence (or non exclusive for government employees) on a worldwide basis to the BMJ Publishing Group Ltd to permit this article (if accepted) to be published in JECH and any other BMJPG products and sublicences such use and exploit all subsidiary rights, as set out in our licence (<http://group.bmj.com/products/journals/instructions-for-authors/licence-forms>).

Competing Interest

None declared.

Acknowledgements

We thank the AOK Niedersachsen (Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony) for providing the data. In particular, the support of Dr. Jürgen Peter, Dr. Jona Stahmeyer, and Dr. Sveja Eberhard made it possible to carry out this study.

Availability of data and materials

The datasets generated and analysed during the current study are not publicly available due to protection of data privacy of the insured individuals by the Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony (AOK Niedersachsen).

Ethics approval and consent to participate

Our study is based on claims data, i.e., on routinely collected data. The use of this sort of data for scientific purposes is regulated by federal law, and the data protection officer of the Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony (AOK Niedersachsen) has approved its use.

References

- 1 Statistisches Bundesamt. Sterbetafel 2015/2017 - Methoden- und Ergebnisbericht zur laufenden Berechnung von Periodensterbetafeln für Deutschland und die Bundesländer. Wiesbaden 2018. Available: <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Sterbefaelle-Lebenserwartung/inhalt.html>
- 2 World Health Organization. World health statistics 2016: monitoring health for the SDGs sustainable development goals: World Health Organization 2016.
- 3 Lampert T, Kroll LE, Kuntz B, et al. Health inequalities in Germany and in international comparison: trends and developments over time. *Journal of Health Monitoring* 2018.
- 4 Lampert T, Hoebel J. Socioeconomic inequalities in health in later life. *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie* 2019;52:91-9.
- 5 Valkonen T. Social inequalities in mortality. In: Caselli GV, Jacques; Wunsch, Guillaume, ed. *Demography: analysis and synthesis A treatise in population studies*. Amsterdam: Elsevier 2006:195-206.
- 6 Corsini V. Highly educated men and women likely to live longer. Life expectancy by educational attainment. *Statistics in focus* 2010;24/2010 Brussels: Brussels, Statistical Office of the European Communities (Eurostat).
- 7 Caselli G DS, Wegner-Siegmundt C, Luy, M. Future mortality in low mortality countries. In: Lutz W BW, KC, ed. *World population and human capital in the 21st century*. Oxford: Oxford University Press 2014:226–72.
- 8 van Raalte AA, Kunst AE, Deboosere P, et al. More variation in lifespan in lower educated groups: evidence from 10 European countries. *International journal of epidemiology* 2011;40:1703-14.
- 9 Firebaugh G, Acciai F, Noah AJ, et al. Why lifespans are more variable among blacks than among whites in the United States. *Demography* 2014;51:2025-45.
- 10 Aburto JM, van Raalte A. Lifespan Dispersion in Times of Life Expectancy Fluctuation: The Case of Central and Eastern Europe. *Demography* 2018;55:2071-96.
- 11 Aburto JM, Wensink M, van Raalte A, et al. Potential gains in life expectancy by reducing inequality of lifespans in Denmark: an international comparison and cause-of-death analysis. *BMC public health* 2018;18:831.
- 12 Bronnum-Hansen H. Socially disparate trends in lifespan variation: a trend study on income and mortality based on nationwide Danish register data. *BMJ open* 2017;7:e014489.
- 13 Chetty R, Stepner M, Abraham S, et al. The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014. *Jama* 2016;315:1750-66.
- 14 Luy M, Wegner-Siegmundt C, Wiedemann A, et al. Life expectancy by education, income and occupation in Germany: estimations using the longitudinal survival method. *Comparative Population Studies* 2015;40:339-436.
- 15 Lampert T, Hoebel J, Kroll LE. Social differences in mortality and life expectancy in Germany. Current situation and trends. *Journal of Health Monitoring* 2019;4.
- 16 Unger R, Schulze A. Can We Really (All) Work Longer? Trends in Healthy Life Expectancy According to Social Stratum in Germany. *Comparative Population Studies* 2013;38:545-64.
- 17 Kibele EU, Jasilionis D, Shkolnikov VM. Widening socioeconomic differences in mortality among men aged 65 years and older in Germany. *Journal of epidemiology and community health* 2013;67:453-7.

- 18 Wenau G, Grigoriev P, Shkolnikov V. Socioeconomic disparities in life expectancy gains among retired German men, 1997–2016. *Journal of epidemiology and community health* 2019;73:605-11.
- 19 Ho JY, Hendi AS. Recent trends in life expectancy across high income countries: retrospective observational study. *BMJ (Clinical research ed)* 2018;362:k2562.
- 20 Sperlich S, Tetzlaff J, Geyer S. Trends in good self-rated health in Germany between 1995 and 2014: do age and gender matter? *International journal of public health* 2019;64:921-33.
- 21 Wolff JK NS, Spuling SM Altern nachfolgende Kohorten gesünder? Selbstberichtete Erkrankungen und funktionale Gesundheit im Kohortenvergleich. In: Mahne K W, JK SJ, Tesch-Römer C eds. *Altern im Wandel Zwei Jahrzehnte Deutscher Alterssurvey (DEAS)*. Wiesbaden: Springer 2017:125–38.
- 22 Clause-Verdreau AC, Audureau E, Leplege A, et al. Contrasted trends in health-related quality of life across gender, age categories and work status in France, 1995-2016: repeated population-based cross-sectional surveys using the SF-36. *Journal of epidemiology and community health* 2019;73:65-72.
- 23 Johansson SE, Midlov P, Sundquist J, et al. Longitudinal trends in good self-rated health: effects of age and birth cohort in a 25-year follow-up study in Sweden. *International journal of public health* 2015;60:363-73.
- 24 van Raalte AA, Klusener S, Oksuzyan A, et al. Declining regional disparities in mortality in the context of persisting large inequalities in economic conditions: the case of Germany. *International journal of epidemiology* 2020.
- 25 Statistisches Bundesamt. Welfare spendings; Data on health insurance (results from the microcensus). Wiesbaden 2016. Available: https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/HaushalteMikrozensus/KrankenversicherungMikrozensus2130110159004.pdf;jsessionid=B212C632E42E8B604A2D004CA503FA7F.InternetLive1?_blob=publicationFile
- 26 Allgemeine Ortskrankenkasse Niedersachsen. Geschäftsbericht 2017. Remshalden-Grunbach: Wacker Offsetdruck GmbH 2017.
- 27 Jaunzeme J, Eberhard S, Geyer S. How "representative" are SHI (statutory health insurance) data? Demographic and social differences and similarities between an SHI-insured population, the population of Lower Saxony, and that of the Federal Republic of Germany using the example of the AOK in Lower Saxony. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2013;56:447-54.
- 28 Statistisches Bundesamt. Arbeitnehmerverdienste - Lange Reihen. Fachserie 16 Reihe 2.4. Wiesbaden 2019. Available: https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Verdienste-Verdienstunterschiede/_inhalt.html#sprg233158
- 29 Statistisches Bundesamt. Verbraucherpreisindizes für Deutschland. Jahresbericht 2017. Wiesbaden 2018. Available: https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Preise/Verbraucherpreisindex/_inhalt.html#sprg238948
- 30 Chiang CL. *The Life Table and Its Applications*. USA: Robert E. Krieger Publishing Company, Malabar, FL 1984.
- 31 Preston SH, Heuveline P, Guillot M. *Demography. Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell Publishing 2001.

- 32 Stata_Corp. *Stata statistical software. release 14*: Stata Corp, College Station 2015.
- 33 R Core Team. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria 2015.
- 34 Johnson B. Deriving trends in life expectancy by the National Statistics Socioeconomic Classification using the ONS Longitudinal Study. *Health statistics quarterly* 2011;9-51.
- 35 Bertuccio P, Alicandro G, Sebastiani G, et al. Mortality by occupation-based social class in Italy from 2012 to 2014. *International journal of public health* 2018;63:865-74.
- 36 Lallo C, Raitano M. Life expectancy inequalities in the elderly by socioeconomic status: evidence from Italy. *Population health metrics* 2018;16:7.
- 37 Geyer S, Jaunzeme J. Möglichkeiten und Grenzen von Befragungsdaten und Daten gesetzlicher Krankenversicherungen. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, et al., eds. *Routinedaten im Gesundheitswesen: Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven*. Bern: Verlag Hans Huber 2014:223-33.
- 38 Statistisches Bundesamt. Verdienste auf einen Blick. Wiesbaden 2017. Available: https://www.destatis.de/GPStatistik/servlets/MCRFileNodeServlet/DEMonografie_derivate_00001610/BroschuereVerdiensteBlick0160013179004.pdf;jsessionid=9F4F77A9B9E4D46192B5B8DD1031EAF0
- 39 Grabka MM, Goebel J, Liebig S. Wiederanstieg der Einkommensungleichheit: Aber auch deutlich steigende Realeinkommen. *DIW-Wochenbericht* 2019;86:343-53.
- 40 Geyer S. Income, income, or income? The effects of different income measures on health in a national survey. *Journal of epidemiology and community health* 2011;65:491-6.

4.2 Sozioökonomische Ungleichheiten bei Lungenkrebs – Eine Zeittrendanalyse mit Daten der gesetzlichen Krankenversicherung (*Teilstudie 2*)

Das allgemeine Krebsgeschehen in Deutschland ist durch die amtliche Berichterstattung gut dokumentiert [3]. Aufgrund der Erhebungspraxis der amtlichen Statistik können jedoch keine Aussagen zum individuellen Erkrankungs- und Mortalitätsgeschehen bestimmter sozialer Gruppen gemacht werden (vgl. z.B. [12]). Diese Forschungslücke soll mit der *zweiten Teilstudie* [15] geschlossen werden. Neben der Untersuchung des allgemeinen Erkrankungsgeschehens an Lungenkrebs bei beiden Geschlechtern (Forschungsfrage 1), soll insbesondere analysiert werden, welche SES-Gruppen maßgeblich zur Änderung des Erkrankungsgeschehens über die Zeit beitrugen. Dabei wird auch ersichtlich, ob bestimmte SES-Gruppen im besonderen Maße von den Reduktionen in der Lungenkrebsinzidenz profitierten oder von der Entwicklung benachteiligt wurden (Forschungsfrage 2).

Die *zweite Teilstudie* berichtet ähnliche Verläufe der Entwicklung im geschlechtsspezifischen Erkrankungsgeschehens an Lungenkrebs [15] wie die amtliche Krebsberichterstattung des Robert-Koch Instituts [3]. Das besondere gegenüber anderen Studien [34-36, 38, 56, 72, 97, 144-148, 150] ist, dass die Analysen von *Teilstudie 2* auf Individualinformationen zum Bildungsstand, der gegenwärtigen beruflichen Position, sowie des Einkommens beruhen. Die Nutzung aller drei SES-Indikatoren ist für die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter möglich und bietet den Vorteil, dass die parallele Analyse mehrerer Indikatoren einen vertieften Einblick in die Entwicklung der gesundheitlichen Ungleichheiten erlaubt. Diesbezüglich weisen die Ergebnisse der *zweiten Teilstudie* auf merkliche Ungleichheiten in allen drei Indikatoren des SES hin [15]. Die deutlichsten Ungleichheiten zeigten sich beim Einkommen. Die Ungleichheit in der Lungenkrebsinzidenz weitet sich zudem über die Zeit, aufgrund der Reduktionen in der Inzidenz in der höheren und mittleren Einkommensgruppe, bei Männern aus. Bei Frauen konnte zunächst ein gedrehter Einkommensgradient gefunden werden, der sich jedoch mit der Zeit in immer höhere Altersstufen verschiebt, wohingegen in den jüngeren Altersgruppen der „typische“ Gradient gefunden wurde [15]. Dieser Befund ist bemerkenswert, da er die zeitliche Entwicklung der Folgen im Risikoverhalten, insbesondere im Rauchen [17-19], abzubilden scheint. Darüber hinaus ist anzumerken, dass eine alleinige Betrachtung der altersstandardisierten Inzidenz sowie die alleinige querschnittliche Betrachtung zu einer Maskierung der dynamischen Entwicklung im Erkrankungsgeschehen führen kann. Dies betrifft

insbesondere die in *Teilstudie 2* aufgezeigten Ungleichheiten in der Lungenkrebsinzidenz und deren Entwicklung unter den Frauen in der jüngeren Vergangenheit, die in früheren Studien aufgrund der beschränkten Datenbasis nicht gefunden werden konnten [145].

Die Beobachtung des Erkrankungsgeschehens an Lungenkrebs und die Auswirkungen in den unterschiedlichen SES-Gruppen ist essenziell, um die Dynamik im Zusammenspiel von Erkrankung und Versterben und deren Einfluss auf die Entwicklung der zu erwartenden Lebenszeit mit und ohne Lungenkrebs näher zu beleuchten. Demnach kann die *zweite Teilstudie* als wichtiges Bindeglied zwischen der Studie zur Entwicklung der zu erwartenden Lebenszeit insgesamt (*Teilstudie 1*) und jener zur Entwicklung der mit Lungenkrebs assoziierten Lebensjahre (*Teilstudie 3*) verstanden werden.

Teilstudie 2^{5,6}

Socioeconomic inequalities in lung cancer – a time trend analysis with German health insurance data

Fabian Tetzlaff^{1*}, Jelena Epping^{2,3}, Juliane Tetzlaff², Heiko Golpon⁴, Siegfried Geyer²

¹ Institute for General Practice, Hannover Medical School, Hanover, Germany

² Medical Sociology Unit, Hannover Medical School, Hanover, Germany

³ Comprehensive Cancer Center Hannover, Hannover Medical School, Hanover, Germany

⁴ Department of Pneumology, Hannover Medical School, Hanover, Germany

*Corresponding author

E-mail: tetzlaff.fabian@mh-hannover.de

⁵ Veröffentlicht in der Zeitschrift „BMC Public Health“ 2021:
Tetzlaff F, Epping J, Tetzlaff J, Golpon H, Geyer S. Socioeconomic inequalities in lung cancer - a time trend analysis with German health insurance data. *BMC public health*. 2021;21:538.

⁶ Spezifikation der Rolle der Koautoren:
FT und SG entwickelten die Idee und die Forschungsfragen der Studie. FT analysierte die Daten, erstellte die Grafiken und schrieb den ersten Entwurf des Manuskripts. JE und JT trugen maßgeblich zum endgültigen Manuskript bei. JE, JT, HG und SG trugen zur Diskussion der Studie bei und überprüften die Arbeit kritisch. Alle Autoren lasen und genehmigten die endgültige Version des Manuskripts.

RESEARCH ARTICLE

Open Access

Socioeconomic inequalities in lung cancer – a time trend analysis with German health insurance data



Fabian Tetzlaff^{1*} , Jelena Epping^{2,3}, Juliane Tetzlaff², Heiko Golpon⁴ and Siegfried Geyer²

Abstract

Background: Lung Cancer (LC) is one of the most prevalent cancer diseases. Due to the lack of databases which allow the combination of information on individual socioeconomic status (SES) and cancer incidence, research on social inequalities in LC among the German population is rare. The aim of the study is to analyse time trends in social inequalities in LC in Germany.

Methods: The analyses are based on data of a large statutory health insurance provider. The data contain information on diagnoses, occupation and education (working age), and income (full age range) of the insurance population. Trends were analysed for two subpopulations (retirement age and working age) and stratified by sex. The analyses are based on incidence rates and proportional hazard models spanning the periods 2006–2009, 2010–2013 and 2014–2017.

Results: Incidence rates declined in men but increased in women. For men, inequalities were strongest in terms of income and the decline in incidence was most pronounced in middle- and higher-income men. Among women at retirement age, a reversed income gradient was found which disappeared in the second period. The educational gradient among the working-age population decreased over time due to the trend towards increasing incidence among individuals with higher education. Declining gradients were also found for occupational position.

Conclusion: The findings reveal considerable inequalities in LC and that trends vary with respect to SES, sex and age. Widening income inequalities were found in the retired population, while educational and occupational inequalities tend to narrow among the working-age population.

Keywords: Lung cancer, Time trend, Incidence, Socioeconomic inequalities, Germany

Background

Lung cancer (LC) is one of the most common cancer diseases and ranks among the most frequent causes of death in Germany [1, 2]. With regard to the development of incidence over time, different trends were observed for men and women. In the last decades, a decreasing number of incident cases was reported for men. In contrast, the yearly incidence in women rose continuously [2–4]. The strong link between socioeconomic status (SES) and

morbidity has been emphasised in many studies (e.g. for Germany [5, 6]). International studies show that there are also strong inequalities with regard to LC, especially among men [7–16]. So far, however, little is known on how social inequalities in the incidence of LC developed over time. This holds especially true for Germany.

Few international studies investigated trends in social inequalities in LC morbidity and mortality. These studies mostly reported increasing social inequalities for men and women [11, 12, 15, 16]. Studies investigating social inequalities in the incidence of LC among the German population are rare. This is due to the fact that the data

* Correspondence: tetzlaff.fabian@mh-hannover.de

¹Institute for General Practice, Hannover Medical School, Hanover, Germany
Full list of author information is available at the end of the article



© The Author(s). 2021 **Open Access** This article is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits use, sharing, adaptation, distribution and reproduction in any medium or format, as long as you give appropriate credit to the original author(s) and the source, provide a link to the Creative Commons licence, and indicate if changes were made. The images or other third party material in this article are included in the article's Creative Commons licence, unless indicated otherwise in a credit line to the material. If material is not included in the article's Creative Commons licence and your intended use is not permitted by statutory regulation or exceeds the permitted use, you will need to obtain permission directly from the copyright holder. To view a copy of this licence, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>. The Creative Commons Public Domain Dedication waiver (<http://creativecommons.org/publicdomain/zero/1.0/>) applies to the data made available in this article, unless otherwise stated in a credit line to the data.

required for such analyses are scarce as official cancer registries do not include socioeconomic information of the diseased individuals. Current research from Germany based on cross-sectional data investigates whether social deprivation, measured by regional levels of income, education, and labour force participation, is associated with cancer. For these analyses, the macro-level information on regional social deprivation on district level was combined with cancer site-specific incidence rates. For LC, a social gradient was found in men but not in women [9]. However, as this solution is susceptible to ecological fallacies, the use of SES information on individual level should be preferred whenever possible. Furthermore, studies analysing time trends in SES inequalities in LC incidence in the German population are still lacking. Our study aims to step into this gap by using individual data on SES and incidence to examine time trends in inequalities in LC in Germany.

From a life course perspective, the cumulative disadvantage effects of potentially harmful behaviours determine the outcome of social inequalities in health and mortality in later life [5, 17–19]. This holds especially for the harmful effects of smoking, as the risk of developing smoking-related diseases increases with the duration of smoking. The earlier individuals start smoking the more likely they are to suffer from a smoking-related disease later in life [20, 21]. Until the 1970s, smoking became more and more common but increasingly restrictive tobacco control policies in the 1990s and later had led to declining smoking rates, especially among highly educated individuals [17, 18, 21–26]. This development also had a positive impact on trends in mortality and life expectancy [27]. At the same time, smoking rates among individuals with low SES were quite stable or decreased at a slower pace than the rates among highly educated individuals [21, 26]. Moreover, a convergence of smoking rates between men and women has been observed in many industrialised countries since the 1960s and 1970s [18, 21, 25]. This convergence is rooted in changes in the social position of women and the adoption of risky health-related behaviours [18, 21, 25, 28, 29]. This has led to declining differences in smoking-related morbidity between men and women [13, 18, 21, 25, 28–32]. As a result, the burden of smoking-related diseases can be expected to concentrate in groups with lower SES. However, since the trends in smoking vary between sex and age groups, differing trends in social inequalities in LC incidence between men and women may also be expected [21, 33].

Due to data restrictions, many studies combined different indicators of SES (e.g. income, educational level, and occupation) into a single deprivation index. However, previous research has shown that these indicators measure

different aspects of social inequality and should therefore be analysed independently whenever possible [34].

The aim of the study is to investigate time trends in LC incidence in Germany. Special attention will be paid to time trends of social inequalities in incidence and whether these trends differ between men and women, and between younger and older age groups. The analyses are based on claims data of a large German statutory health insurer, which contains large case numbers and different information on SES characteristics of the insured individuals.

The study is guided by the following research questions:

1. Are there socioeconomic inequalities in lung cancer incidence? Do these inequalities exist in men and women, and all age groups equally?
2. Are there different time trends in lung cancer incidence between socioeconomic groups? Are these trends in inequalities similar in men and in women?

Methods

Data

In this study, claims data of a large statutory health insurance provider (AOK Niedersachsen [AOKN]) were used, which insures approximately one third of the inhabitants of the federal state Lower Saxony [35]. The data of the years 2005 to 2017 were available for our analyses. As the number of incident cases of LC in the different SES groups was limited, single calendar years were summarised into three time periods (2006–2009, 2010–2013 and 2014–2017). While it had been shown that the age and sex distribution of the insurance population is comparable to those of the total German population, individuals with low income and lower occupational position are overrepresented [36]. More detailed information on data characteristics can be found in previous studies [37–40]. The analyses were performed for all individuals aged 20 and older.

Definition of lung cancer incidence

According to a previously published study based on the same data [39], cases of LC were identified based on the occurrence of an in- or outpatient LC ICD-10 diagnosis (C34.0 to C34.9) in the individual insurance history. Incident cases were defined for individuals having a LC diagnosis in the respective time period and who had a LC diagnosis-free period of at least 90 days preceding their initial diagnosis.

Definition of socioeconomic indicators

Since insurance fees are based on the level of the individual income, the data contain information on the

annual gross income from salaries and pension payments. Furthermore, information on educational level and occupational position is available for the employed population. Previous research has shown that each SES indicator depicts a different aspect of social inequalities and should thus not be used interchangeably due to their moderate or weak correlation [34, 41]. Therefore, each of these indicators was analysed separately to gain a deeper understanding of the underlying processes in SES inequalities in LC.

Income groups

The income information contained in the data is based on the individual annual income reported to the insurer by the employer (working population) or by the Federal Pension Fund (retired population) [37–40]. Self-employed persons were also included in the analyses, as their insurance contributions also depend on their gross earnings [37–40]. As in previous studies, we defined income in relation to the German average income of a given year and adjusted it for inflation, which allows direct comparability over time as the purchasing power is kept constant [37–40]. Individuals were classified into three income groups according to their relative income level: Individuals with less than 60% of the German average income were assigned to the low, with 60 to 80% to the middle, and with more than 80% to the higher-income group [38]. The case number underlying the analyses of income inequalities in LC are presented in Table 1.

Educational level

Educational level was defined using the years of schooling, which refer to different levels of school-leaving qualifications: 9 to 11 (low educational level), and 12 to 13 (high educational level) years of schooling. Since information on educational attainment is only available for the working-age population, the analyses of educational inequalities in LC incidence were limited to the age range 20 to 65 (Table 2).

Occupational position

We defined occupational position according to the occupation classification system proposed by Blossfeld [42]. Within this system, individuals of the same occupational group are similar in terms of school-leaving qualification, vocational training, and professional activity. Due to the limited case numbers, we decided to combine the original 12 occupational subgroups into three groups: 1) unskilled, 2) skilled, and 3) specialists and highly qualified individuals. Individuals in the middle group usually have at least vocational training but no management function. In contrast, specialists and highly qualified individuals usually have a higher qualification (special professional training or university degree, e.g. bachelor or

master level) and a higher level of decision latitude. The analyses concerning occupational inequalities in LC are also restricted to the working-age population (Table 2).

Statistical analyses

Social inequalities in incidence risks were estimated using a two-stage approach, which has been well applied in previous studies (e.g. [37, 39, 40]). First, general inequalities in LC incidence risks among men and women were estimated by combining the data of the three periods and fitting parametric exponential proportional hazard regression models with constant baseline hazard over time. All analyses are controlled for the mean age in the period (as second-degree polynomial) and for period. To test the robustness of our models, we ran the same analyses with cox proportional hazard models, which, however, did not affect the results.

To analyse whether inequalities in LC incidence are age-patterned, we calculated the observed age-specific incidence rates and plotted them against the smoothed predicted incidence rates in a second step. The predicted rates were estimated from parametric proportional hazard models with an exponential distribution using the STATA command “predict” [43]. To examine whether inequalities increased or decreased over time we estimated interaction models (period*SES indicator).

All analyses were performed separately for the population at working age (20–65 years) and for the population at retirement age (66+ years) and for sex using Stata 14 [43]. All confidence intervals were estimated by drawing 1000 bootstrap samples.

Results

Social inequalities in lung cancer incidence

With respect to income inequalities, a clear gradient in LC incidence emerged in men at working and retirement age (Fig. 1). Among women, the picture is less clear and the inequality patterns differ considerably between age-groups. While a tendency towards the typical income gradient can also be found among women of working age, the gradient turns at higher ages. Hence, the highest risks of LC incidence among women at retirement age were found for the higher-income group (HR = 1.2) (Fig. 1). With regard to educational inequalities, the analyses reveal that there are clear gradients in both sexes. Men and women with a high educational level have a 26 and 33% lower incidence risk than individuals with low educational level, respectively (Fig. 1). In men, the risk of developing LC decreases with the level of occupational qualification with the lowest risks among specialists and highly qualified men (HR = 0.7). Similar to men, the highest incidence risks were also found among women with the lowest level of occupational qualification (Fig. 1).

Table 1 Characteristics of the study population aged 20 and older: number of insured individuals, exposures in person-years, number of incident cases, and incidence per 100,000 by income group, time period, and gender

			2006–2009		2010–2013		2014–2017	
	Income		Men	Women	Men	Women	Men	Women
working age (20–65)	low	no. of individuals	232,254	290,532	251,755	341,196	271,634	375,622
		person-years	760,708	1,001,294	768,372	1,104,466	863,493	1,285,994
		no. of incident cases	1277	611	1197	781	1245	850
		incidence per 100,000	168	61	156	71	144	66
	middle	no. of individuals	72,486	58,126	97,185	70,631	113,485	89,995
		person-years	250,072	208,108	313,313	240,014	392,402	323,015
		no. of incident cases	192	94	242	105	252	135
		incidence per 100,000	77	45	77	43	64	42
	higher	no. of individuals	235,350	63,064	294,146	83,275	346,191	116,415
		person-years	848,419	228,704	1,015,157	288,553	1,252,295	414,364
		no. of incident cases	573	103	660	141	721	148
		incidence per 100,000	68	45	65	49	58	36
retirement age (66+)	low	no. of individuals	131,946	309,848	147,313	301,180	142,666	283,057
		person-years	465,746	1,114,705	506,319	1,062,912	497,975	1,011,342
		no. of incident cases	2957	1716	3183	1847	3189	2067
		incidence per 100,000	635	154	628	174	640	204
	middle	no. of individuals	66,519	39,639	63,839	40,211	65,993	46,095
		person-years	238,302	141,400	223,701	141,509	233,868	162,445
		no. of incident cases	1330	267	1166	282	1135	288
		incidence per 100,000	558	189	521	199	485	177
	higher	no. of individuals	18,310	12,635	17,545	13,268	23,468	17,277
		person-years	65,356	45,036	61,133	46,776	84,567	61,227
		no. of incident cases	347	101	266	101	306	125
		incidence per 100,000	531	224	435	216	362	204
full age range (20+)	low	no. of individuals	364,200	600,380	399,068	642,376	414,300	658,679
		person-years	1,226,453	2,115,999	1,274,691	2,167,378	1,361,468	2,297,336
		no. of incident cases	4234	2327	4380	2628	4434	2917
		incidence per 100,000	345	110	344	121	326	127
	middle	no. of individuals	139,005	97,765	161,024	110,842	179,478	136,090
		person-years	488,375	349,508	537,014	381,523	626,270	485,460
		no. of incident cases	1522	361	1408	387	1387	423
		incidence per 100,000	311	103	262	101	221	87
	higher	no. of individuals	253,660	75,699	311,691	96,543	369,659	133,692
		person-years	913,775	273,739	1,076,289	335,329	1,336,861	475,591
		no. of incident cases	920	204	926	242	1027	273
		incidence per 100,000	101	74	86	72	77	57

Time trends in social inequalities in age-specific lung cancer incidence rates

To analyse whether inequalities in LC incidence are age-patterned, age-specific incidence rates were analysed. Between the periods, decreasing age-specific incidence

rates in LC were found among men, while the rates increased among women (Fig. 1). Furthermore, incidence rates among men shifted to higher ages which led to an increase in the age of incidence (Fig. 2).

Table 2 Characteristics of the study population aged 20–65: number of insured individuals, exposures in person-years, number of incident cases, and incidence per 100,000 by educational level, occupational group, time period, and gender

			2006–2009		2010–2013		2014–2017	
			Men	Women	Men	Women	Men	Women
Educational level	low	no. of individuals	410,758	304,628	486,722	351,816	509,839	375,616
		person-years	1,330,153	1,014,507	1,509,178	1,117,602	1,751,062	1,291,625
		no. of incident cases	845	335	1115	524	1357	665
		incidence per 100,000	64	33	74	47	78	51
	high	no. of individuals	55,354	61,794	77,235	86,732	95,232	110,026
		person-years	174,158	200,030	227,245	261,709	303,379	355,062
		no. of incident cases	24	12	53	30	95	59
		incidence per 100,000	14	6	23	11	31	17
Occupational position	unskilled	no. of individuals	214,665	141,850	199,094	144,150	171,384	138,432
		person-years	665,237	454,168	565,614	436,411	489,151	439,820
		no. of incident cases	571	237	506	282	330	302
		incidence per 100,000	86	52	89	65	67	69
	skilled	no. of individuals	167,548	64,081	267,444	101,476	350,375	149,766
		person-years	558,088	212,315	848,694	319,632	1,158,700	492,718
		no. of incident cases	260	44	494	100	769	175
		incidence per 100,000	47	21	58	31	66	36
	specialist & highly qualified	no. of individuals	59,285	108,140	92,970	147,217	122,805	187,899
		person-years	188,233	355,075	290,067	469,682	396,893	613,502
		no. of incident cases	66	98	136	163	148	199
		incidence per 100,000	35	28	47	35	37	32

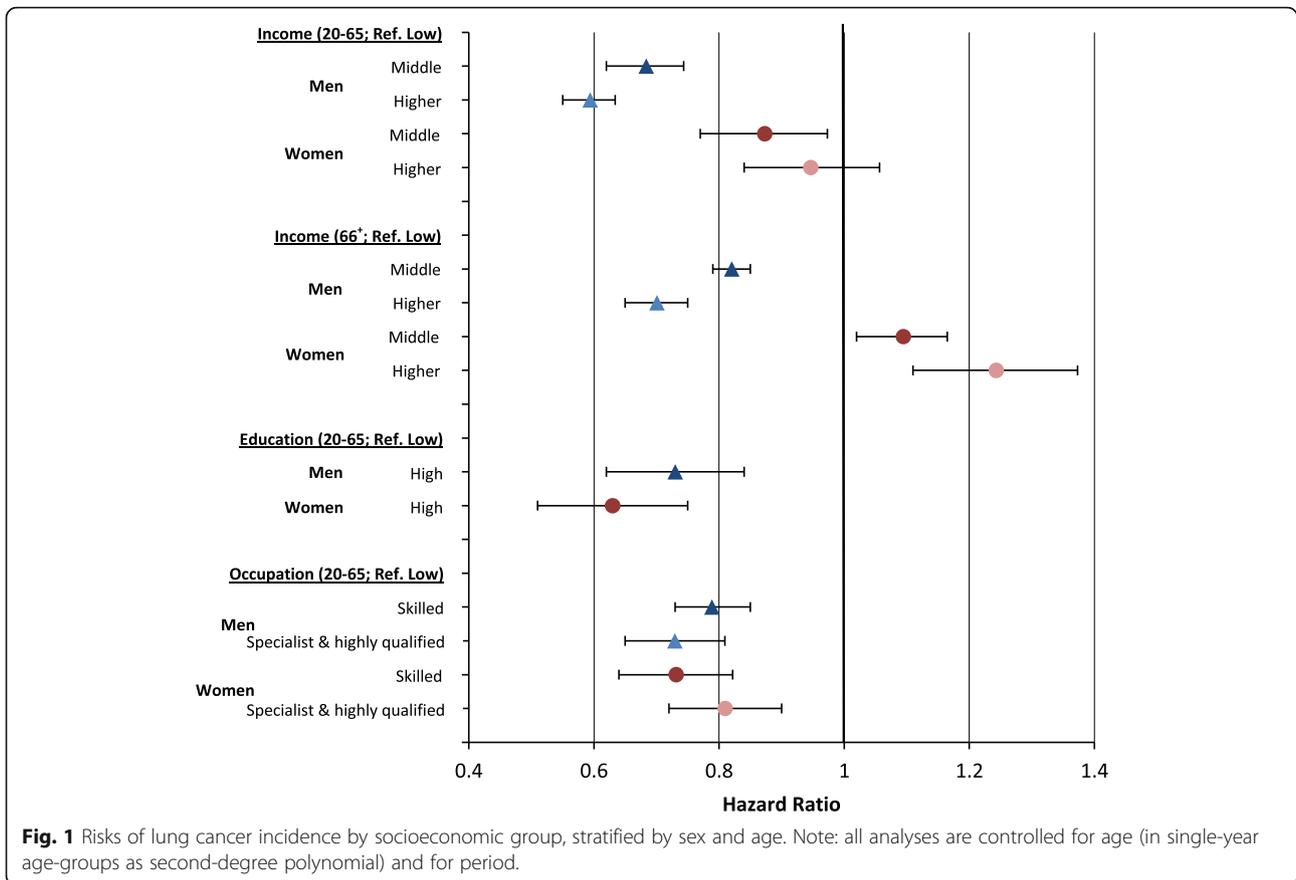
With respect to changes in income inequalities between the two periods, decreasing incidence rates in the middle- and higher-income groups among men were observed while the rates remained quite stable among men with low incomes (Figs. 1 and 3). A different trend was found in women. In the first period, differences in incidence rates between income groups were small for women at working-age. At older age, a reversed gradient emerged with the highest incidence rates among elderly women having higher incomes. Over time, the gradient turned. In the third period the highest incidence rates were found for women with low incomes at working age (Fig. 3). Accordingly, decreasing incidence risks in women with higher incomes and by decreasing incidence risks in women with low incomes were found (Fig. 1).

Among individuals at working age, a slight increase in incidence rates among highly educated men led to decreasing differences between the educational groups over time. Similar trends were also observed among women (Figs. 1 and 4). With respect to occupational position, decreasing rates in men without vocational training (Fig. 1) led to a convergence between the different occupational groups (Fig. 5). In women, occupational

inequalities are less pronounced than in men and tend to decrease over time as rates decreased slightly among women without vocational training (Fig. 5).

Trends of social gradients in predicted lung cancer incidence rates

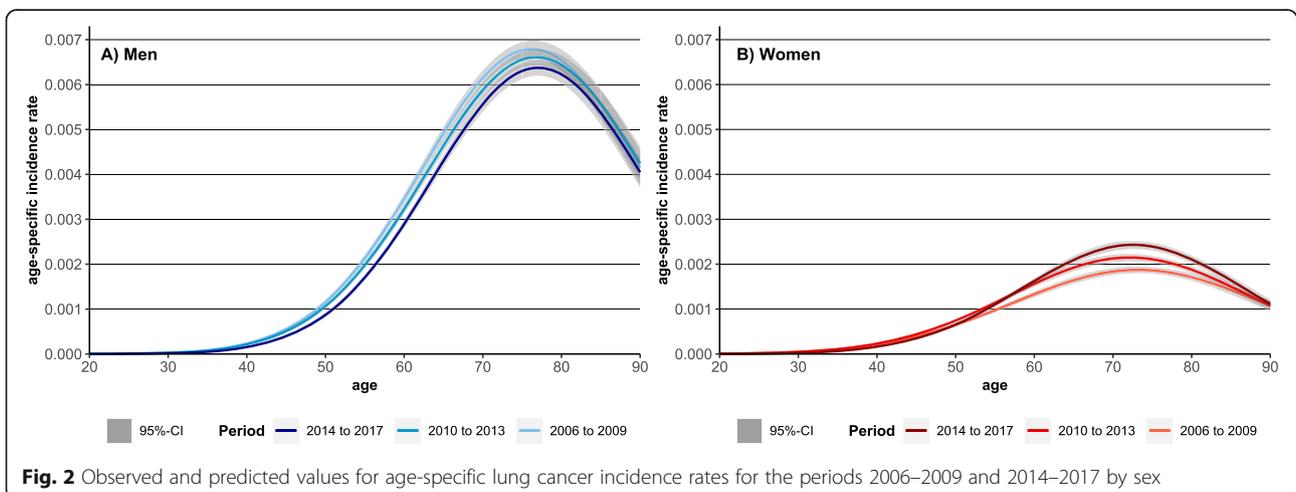
To identify whether inequalities narrowed or widened over time and which SES group accounted for these changes, we predicted LC incidence rates for different SES groups in the three time periods 2006–2009, 2010–2013, and 2014–2017 from interaction models (period*SES indicator). While income inequalities remained largely stable among men at working age, the gradient widened considerably among men at retirement age. This widening is mainly driven by the decline in rates in the middle and even more clearly in the higher-income group (Fig. 6). The reversed gradient observed in women at retirement age in the first period disappeared in the third period. Among women aged 20 to 65, the typical gradient emerged in the third period, indicating widening inequalities over time. In both subgroups, these developments are driven by the strong increase in incidence rates among women with low incomes and

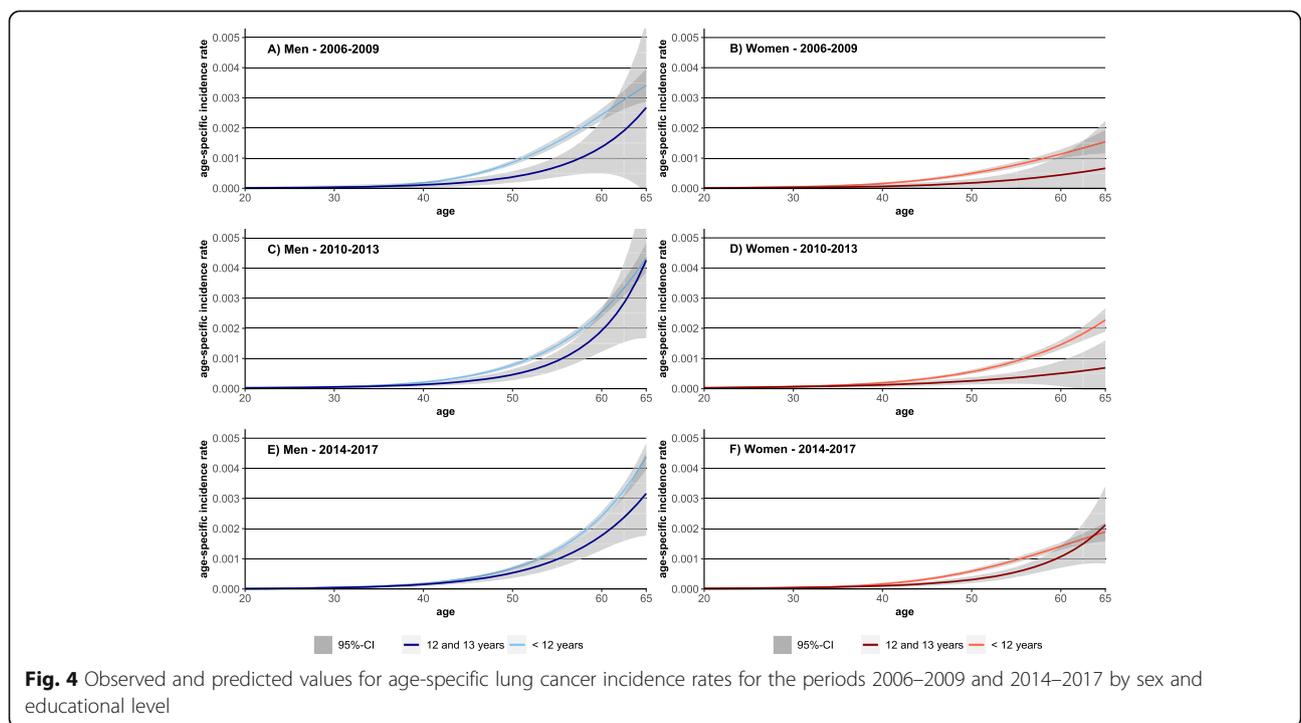
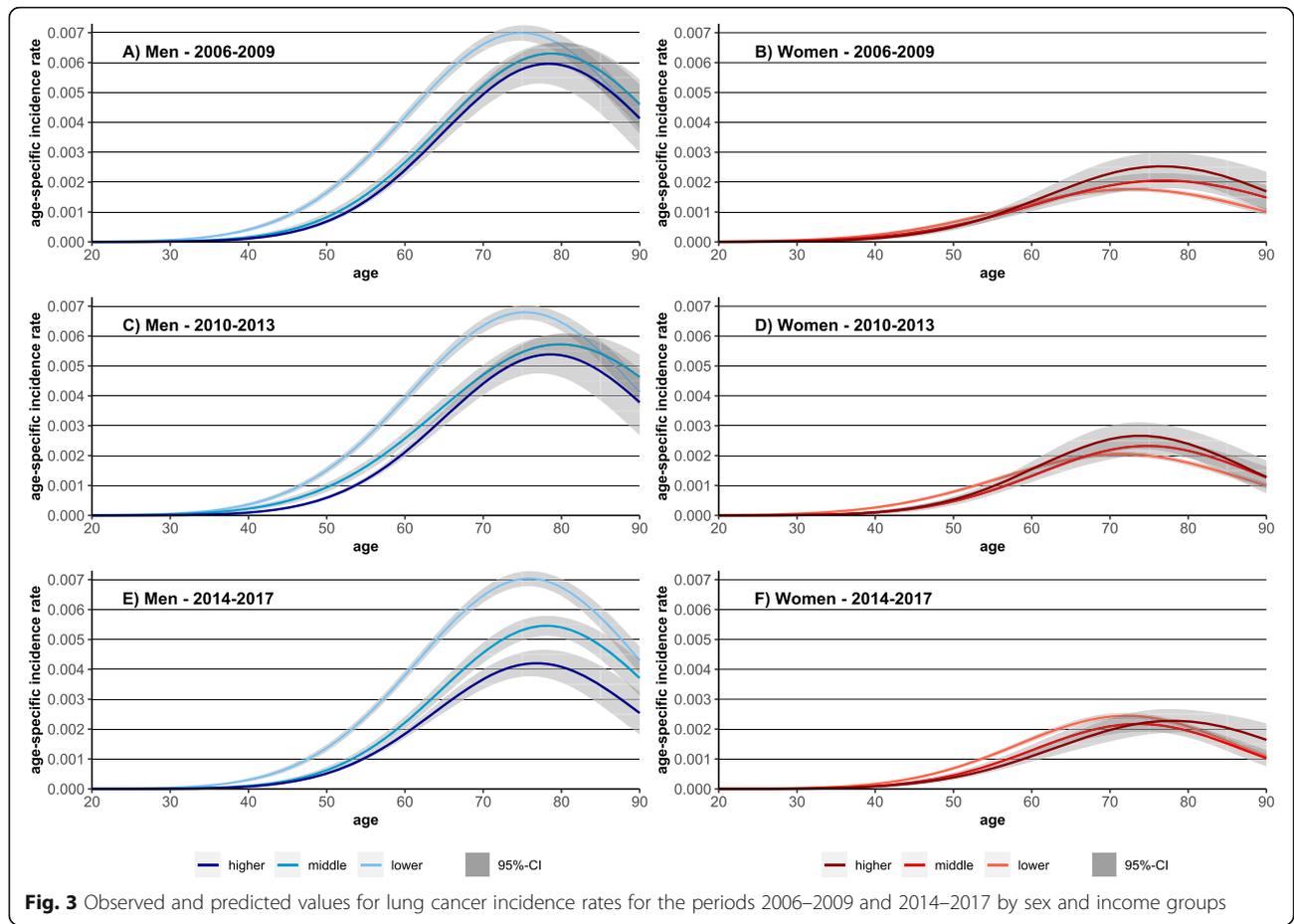


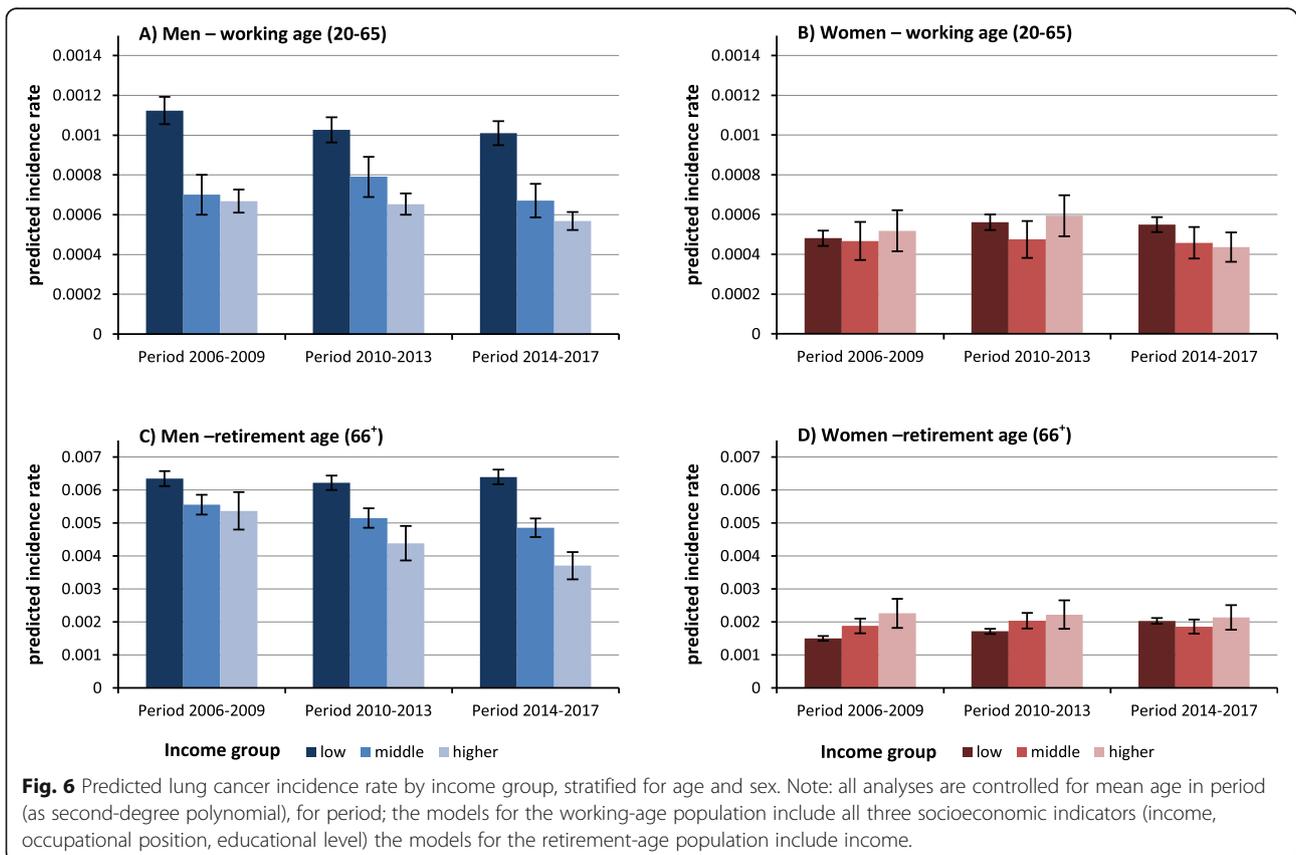
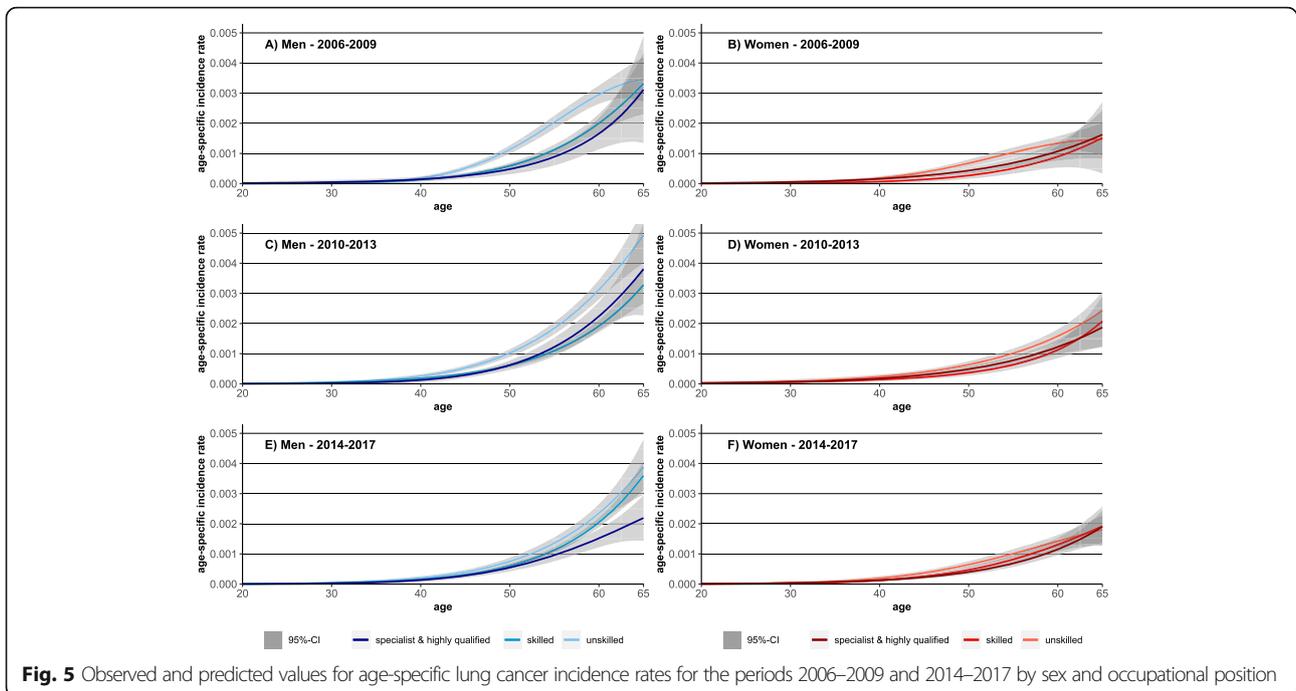
decreasing (age 20–65) or stable (age 66+) rates in the higher-income group (Fig. 6).

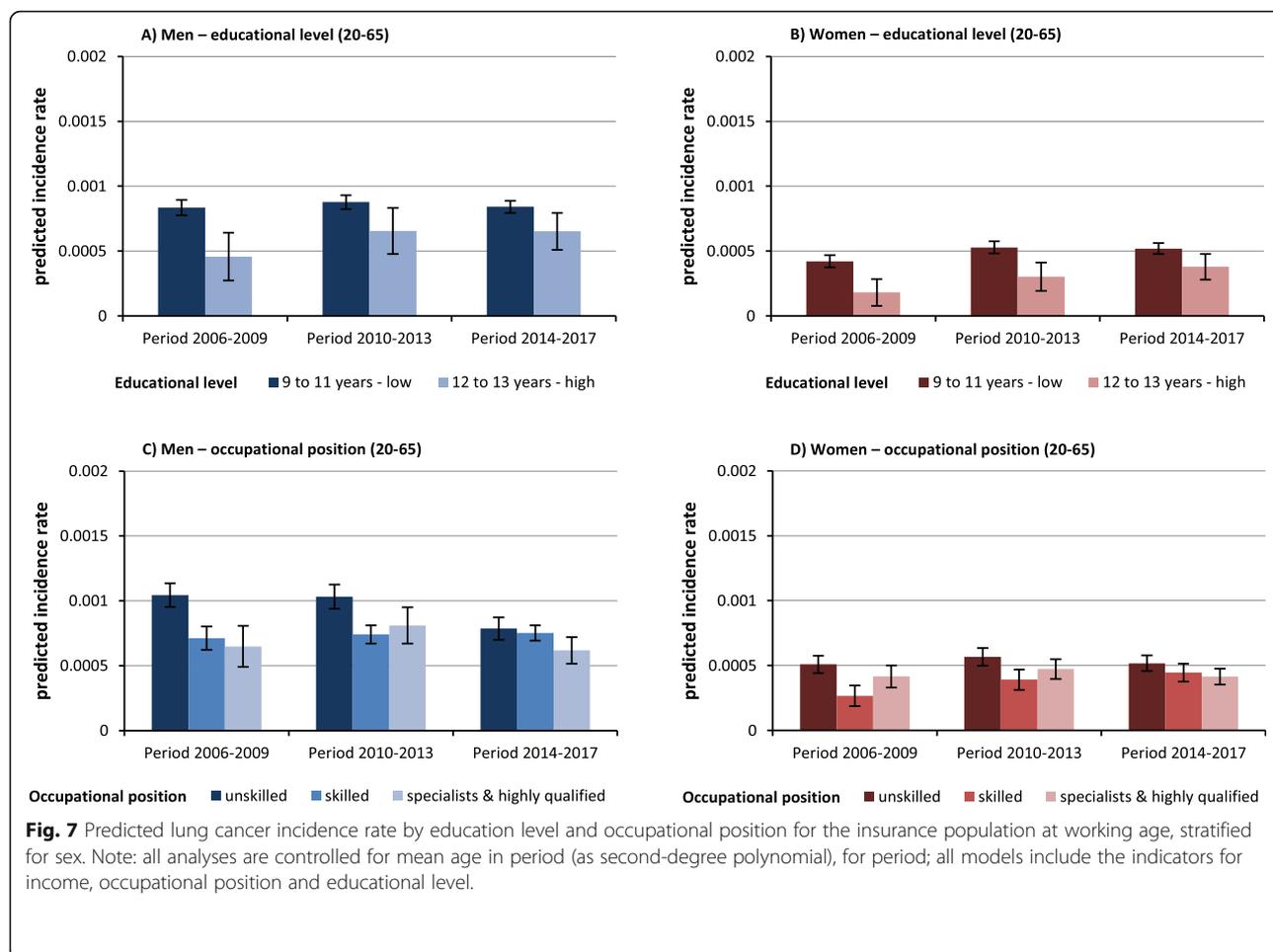
The educational inequalities in LC incidence among the working-age population narrowed over time. In particular, the tendency towards increasing rates among females and males with high educational level led to this converging trend between educational groups (Fig. 7).

With respect to occupational groups narrowing inequalities in LC incidence were observed over time. In men, the strong decrease in the rate of men without vocational training led to this development. In women, on the other hand, it is the rising incidence rate among skilled women with vocational training that led to this trend (Fig. 7).









Discussion

The aim of the study was to investigate time trends in socioeconomic inequalities in LC incidence in Germany. Our results concerning time trends in sex-specific incidence of LC are in line with the official statistics for Germany [2]. We found decreasing incidence rates in LC for men and increasing rates for women. This development had an impact on the gap between the sexes as the differences were reduced over time. In accordance with previous research [7–16], our findings reveal higher social disparities in LC for men than for women. These disparities were most pronounced in terms of income inequalities in LC incidence in men. Driven by the decline in LC incidence among the middle- and higher-income group, income inequalities widened in men. This increase in inequalities was strongest in men at retirement-age. In contrast, a reversed income gradient was found among women in the period 2006–2009. Due to rising LC incidence rates among women with low incomes and the decline in rates among women at working age with higher incomes, this gradient disappeared over time. Among men at working-age, the strongest

inequalities in LC incidence were found in terms of income, the weakest in terms of occupational group, while among women, educational inequalities were strongest. Overall, occupational and educational inequalities tend to narrow over time.

Our study is one of the few that examines time trends in socioeconomic inequalities in LC incidence [11, 12]. International studies reported increasing inequalities in terms of social deprivation levels in LC morbidity for men and women for Great Britain [12, 16] and New Zealand [11]. Our findings are in line with current findings on LC incidence by regional deprivation level in Germany based on cross-sectional data, which reported substantial inequalities in men but not in women without considering differences in the working-age and retirement-age population [9]. In our analyses we may have indirectly depicted the results of changing regimes in harmful smoking behaviour in the 1960s and 1970s [18, 21, 25, 33], especially in women with higher SES, which is in accordance with a recently published study [39]. This underlines the importance of analysing time trends in SES inequalities in LC since cross-sectional

approaches do not allow to depict the dynamics in cancer incidence within the different SES groups over time. This holds especially true for women. Thus, our findings may depict the effect of increased efforts in smoking prevention of the last decades [22, 24]. It should be noted that established tobacco prevention measures in Germany are weaker than in other European countries. Although progress has been made (e.g. smoking ban in public places), stricter anti-smoking measures are often called for but have not yet been implemented [4, 44]. However, our findings of the present and a recent study [39] indicate that 20 to 30 years later previous efforts in smoking prevention seem to have an impact on LC rates in women and men. Nevertheless, smoking-related diseases are still among the main driving forces of sex differences in mortality in Germany [32]. In contrast to the development at retirement age, inequalities among the working-age population are persisting or tend to narrow over time. This holds for educational as well as for occupational inequalities. With respect to occupational inequalities, this can most probably be explained by increasing standards of occupational safety, which among other things, resulted in lower exposure of carcinogens in the working environment over time. Among women at working-age, inequalities were strongest in terms of education while income inequalities in LC were much weaker than in men. This may be explained by the overall lower income level among women, which persists even when men and women with the same level of education are compared [45].

The findings indicate that trends in social inequalities in LC incidence may vary between age groups or birth cohorts. This holds especially true for women. However, as the majority of incident cases lies above the age of 70, the analyses concerning educational level and occupational positions are based on low numbers of incident cases. Therefore, it is important to continue to monitor developments to see whether trends in educational and occupational inequalities continue into old ages.

Strengths and limitations

Our study is based on health insurance data spanning the time period from 2005 to 2017 that provide high case numbers and includes information on individual diagnoses as well as on socioeconomic characteristics. This permitted to analyse time trends in social inequalities in LC based on three SES indicators and among different age groups.

A major strength of our data is that all information is available at individual level, which prevents economic fallacies in the interpretation of the results [39]. Furthermore, the data contain the complete insurance population and are therefore not subject to selection bias with regard to health status [37–40, 46]. More detailed

information on general strengths can be found in previous studies (e.g. [37–40]).

The precise information on individual income and high case numbers allow to obtain a detailed picture of the development in LC incidence in different income groups from age 20 to the oldest old as well as in the population subgroups at working and at retirement age. As for other studies based on health insurance data the results concerning income inequalities should be interpreted carefully since the data do not include information on household income (e.g. [37–40]). However, previous analyses have shown that social gradients in health obtained from estimates based on household income can largely be replicated using individual income, which suggests individual income to be an adequate measure to study social inequalities in health [47].

The data on educational graduation and occupational position are restricted to the population at working age. Due to this limitation, the analyses of trends in educational and occupational inequalities could not be conducted for individuals above age 65. It can be assumed that inequalities in LC caused by the former occupational position or the educational level persist into old age. Additional information on educational level and former occupation would have allowed a deeper insight into the developments of LC inequalities, especially among women, but cannot be analysed on the basis of our data.

As described in previous studies based on this data (e.g. [37–40]), the data are representative for the total population of Germany in terms of sex and age structure but differ in terms of social distribution [36]. We addressed this limitation by stratifying or controlling all analyses for socioeconomic indicators. Therefore, the reported results should be unaffected.

Conclusion

Our study reveals that social inequalities in LC are considerable and that trends vary with respect to SES group. The findings indicate that income inequalities widened among the elderly, but occupational and educational differences remained fairly stable or even narrowed among the working-age population. Most disadvantaged are men at retirement age with low income, for whom the increase in inequalities was most pronounced. More research is needed to uncover the underlying mechanisms that explain the widening inequalities in men and the observed trends in women. Our findings indicate that time trends in LC differ not only with respect to SES but also according to age range or birth cohort. The findings also suggest that focussing on social inequalities without considering differences between age-groups and time trends in health inequalities could lead to existing inequalities remaining undetected. In LC, this holds

especially for the trajectories in inequalities among women over time.

It is important to foster public health interventions (e.g. complete ban of tobacco advertising and smoking in public places) to reduce LC incidence in the German population. Against the backdrop of existing inequalities, interventions should mainly focus on deprived social groups.

Abbreviations

LC: Lung cancer; SES: Socioeconomic status; AOKN: Allgemeine Ortskrankenkasse niedersachsen; ICD-10: International classification of diseases 10th revision; HR: Hazard ratio

Acknowledgements

We thank the AOK Niedersachsen (Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony) for providing the data. In particular, the support of Dr. Jürgen Peter, Dr. Jona Stahmeyer, and Dr. Sveja Eberhard made it possible to carry out this study.

Authors' contributions

FT and SG developed the idea and research questions of the study. FT analysed the data and wrote the first draft of the manuscript. JE and JT were major contributors to the final manuscript. JE, JT, HG, and SG contributed to the conception and discussion of the study and reviewed the work critically. All authors read and approved the final version of the manuscript.

Funding

JT's work is supported by the AOK Niedersachsen (Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony) [grant number: not applicable] as part of an ongoing project on morbidity compression. JE's work is supported by the German Research Foundation (DFG) [grant number: GE 1167/15-1]. The funders had no role in study design, data collection and analysis, decision to publish, or preparation of the manuscript. Open Access funding enabled and organized by Projekt DEAL.

Availability of data and materials

The data analysed in this study are not publicly available due to protection of data privacy of the insured individuals by the AOK Niedersachsen (AOKN-Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony). The data underlying this study belong to the AOKN. Interested researchers can send data access requests to Jona Stahmeyer at the AOKN using the following e-mail address: Jona.Stahmeyer@aok.nds.de. The authors did not have any special access privileges.

Declarations

Ethics approval and consent to participate

Our study is based on claims data, i.e., on routinely collected data of a statutory health insurance provider. We confirm that all data are fully anonymised before we accessed them. The use of this sort of data for scientific purposes is regulated by federal law. The data protection officer of the Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony (AOK Niedersachsen) has approved its use.

Consent for publication

Not applicable.

Competing interests

None declared.

Author details

¹Institute for General Practice, Hannover Medical School, Hanover, Germany.

²Medical Sociology Unit, Hannover Medical School, Hanover, Germany.

³Comprehensive Cancer Center Hannover, Hannover Medical School, Hanover, Germany. ⁴Department of Pneumology, Hannover Medical School, Hanover, Germany.

Received: 13 November 2020 Accepted: 7 March 2021

Published online: 19 March 2021

References

1. Statistisches Bundesamt. Causes of death in Germany. 12(4). Statistisches Bundesamt, editor. Wiesbaden; 2015.
2. Robert Koch-Institut. Krebs in Deutschland für 2015/2016. vol. 12. Robert Koch-Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V., editor. Berlin; 2019.
3. Quante AS, Ming C, Rottmann M, Engel J, Boeck S, Heinemann V, Westphalen CB, Strauch K. Projections of cancer incidence and cancer-related deaths in Germany by 2020 and 2030. *Cancer Med.* 2016;5(9):2649–56. <https://doi.org/10.1002/cam4.767>.
4. John U, Hanke M. Age- and sex-specific trends in lung Cancer mortality over 62 years in a nation with a low effort in Cancer prevention. *Int J Environ Res Public Health.* 2016;13(4):362. <https://doi.org/10.3390/ijerph13040362>.
5. Lampert T, Hoebel J. Socioeconomic inequalities in health in later life. *Z Gerontol Geriatr.* 2019;52(1):91–9. <https://doi.org/10.1007/s00391-018-01487-y>.
6. Lampert T, Kroll LE, Kuntz B, Hoebel J. Health inequalities in Germany and in international comparison: trends and developments over time. *J Health Monit.* 2018;3(51):1–24.
7. Bryere J, De Jardin O, Bouvier V, Colonna M, Guizard AV, Troussard X, Pomet C, Galateau-Salle F, Bara S, Launay L, Guittet L, Launoy G. Socioeconomic environment and cancer incidence: a French population-based study in Normandy. *BMC Cancer.* 2014;14(1):87. <https://doi.org/10.1186/1471-2407-14-87>.
8. Garcia-Gil M, Elorza JM, Banque M, Comas-Cufi M, Blanch J, Ramos R, Méndez-Boo L, Hermosilla E, Bolibar B, Prieto-Alhambra D. Linking of primary care records to census data to study the association between socioeconomic status and cancer incidence in southern Europe: a nationwide ecological study. *PLoS One.* 2014;9(10):e109706. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0109706>.
9. Hoebel J, Kroll LE, Fiebig J, Lampert T, Katalinic A, Barnes B, Kraywinkel K. Socioeconomic inequalities in Total and site-specific Cancer incidence in Germany: a population-based registry study. *Front Oncol.* 2018;8:402. <https://doi.org/10.3389/fonc.2018.00402>.
10. Li X, Sundquist J, Zoller B, Sundquist K. Neighborhood deprivation and lung cancer incidence and mortality: a multilevel analysis from Sweden. *J Thorac Oncol.* 2015;10(2):256–63. <https://doi.org/10.1097/jto.0000000000000417>.
11. Teng AM, Atkinson J, Disney G, Wilson N, Blakely T. Changing socioeconomic inequalities in cancer incidence and mortality: cohort study with 54 million person-years follow-up 1981–2011. *Int J Cancer.* 2017;140(6):1306–16. <https://doi.org/10.1002/ijc.30555>.
12. Tweed EJ, Allardice GM, McLoone P, Morrison DS. Socio-economic inequalities in the incidence of four common cancers: a population-based registry study. *Public Health.* 2018;154:1–10. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2017.10.005>.
13. van Raalte A, Myrskylä M, Martikainen P. The role of smoking on mortality compression: an analysis of Finnish occupational social classes, 1971–2010. *Demogr Res.* 2015;32(20):589–620. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2015.32.20>.
14. Mari-Dell'Olmo M, Gotsens M, Palencia L, et al. Socioeconomic inequalities in cause-specific mortality in 15 European cities. *J Epidemiol Community Health.* 2015;69(5):432–41. <https://doi.org/10.1136/jech-2014-204312>.
15. Koch MB, Diderichsen F, Gronbaek M, Juel K. What is the association of smoking and alcohol use with the increase in social inequality in mortality in Denmark? A nationwide register-based study. *BMJ Open.* 2015;5(5):e006588. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2014-006588>.
16. Rowan S. Trends in cancer incidence by deprivation, England and Wales, 1990–2002. *Health Stat Q.* 2007;36:24–35.
17. Pampel FC, Krueger PM, Denney JT. Socioeconomic disparities in health behaviors. *Annu Rev Sociol.* 2010;36(1):349–70. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102529>.
18. Pampel FC, Bricard D, Khat M, Legleye S. Life course changes in smoking by gender and education: a cohort comparison across France and the United States. *Popul Res Policy Rev.* 2017;36(3):309–30. <https://doi.org/10.1007/s11113-016-9424-y>.
19. Caleyachetty R, Tehranifar P, Genkinger JM, Echouffo-Tcheugui JB, Muennig P. Cumulative social risk exposure and risk of cancer mortality in adulthood. *BMC Cancer.* 2015;15(1):945. <https://doi.org/10.1186/s12885-015-1997-z>.
20. Kuntz B, Waldhauer J, Moor I, Rathmann K, Richter M, Orth B, Piontek D, Kraus L, Zeiher J, Lampert T. Trends in educational inequalities in smoking

- among adolescents in Germany : evidence from four population-based studies. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2018;61(1):7–19. <https://doi.org/10.1007/s00103-017-2636-4>.
21. Pampel F, Legleye S, Goffette C, Piontek D, Kraus L, Khlal M. Cohort changes in educational disparities in smoking: France, Germany and the United States. *Soc Sci Med*. 2015;127:41–50. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.06.033>.
 22. Wilson LM, Avila Tang E, Chander G, Hutton HE, Odelola OA, Elf JL, Heckman-Stoddard BM, Bass EB, Little EA, Haberl EB, Apelberg BJ. Impact of tobacco control interventions on smoking initiation, cessation, and prevalence: a systematic review. *J Environ Public Health*. 2012;2012:961724–36. <https://doi.org/10.1155/2012/961724>.
 23. Schulze A, Mons U. The evolution of educational inequalities in smoking: a changing relationship and a cross-over effect among German birth cohorts of 1921–70. *Addiction*. 2006;101(7):1051–6. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2006.01458.x>.
 24. Jha P, Peto R. Global effects of smoking, of quitting, and of taxing tobacco. *N Engl J Med*. 2014;370(1):60–8. <https://doi.org/10.1056/NEJMra1308383>.
 25. Zeiher J, Finger JD, Kuntz B, Hoebel J, Lampert T, Starker A. Trends in smoking among adults in Germany : evidence from seven population-based health surveys from 1991–2015. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2018;61(11):1365–76. <https://doi.org/10.1007/s00103-018-2817-9>.
 26. Schaap MM, Kunst AE, Leinsalu M, Regidor E, Ekholm O, Dzurova D, Helmer U, Klumbiene J, Santana P, Mackenbach JP. Effect of nationwide tobacco control policies on smoking cessation in high and low educated groups in 18 European countries. *Tob Control*. 2008;17(4):248–55. <https://doi.org/10.1136/tc.2007.024265>.
 27. van Meijgaard J, Fielding JE. Estimating benefits of past, current, and future reductions in smoking rates using a comprehensive model with competing causes of death. *Prev Chronic Dis*. 2012;9.
 28. Thun M, Peto R, Boreham J, Lopez AD. Stages of the cigarette epidemic on entering its second century. *Tob Control*. 2012;21(2):96–101. <https://doi.org/10.1136/tobaccocontrol-2011-050294>.
 29. Thun MJ, Carter BD, Feskanich D, Freedman ND, Prentice R, Lopez AD, Hartge P, Gapstur SM. 50-year trends in smoking-related mortality in the United States. *N Engl J Med*. 2013;368(4):351–64. <https://doi.org/10.1056/NEJMsa1211127>.
 30. Janssen F, van Poppel F. The adoption of smoking and its effect on the mortality gender gap in Netherlands: a historical perspective. *Biomed Res Int*. 2015;2015(12):370274. <https://doi.org/10.1155/2015/370274>.
 31. Janssen F, Spiensma A. The contribution of smoking to regional mortality differences in the Netherlands. *Demogr Res*. 2012;27(9):233–60. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2012.27.9>.
 32. Luy M, Wegner-Siegmund C. The impact of smoking on gender differences in life expectancy: more heterogeneous than often stated. *Eur J Pub Health*. 2015;25(4):706–10. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku211>.
 33. Piontek D, Kraus L, Müller S, Pabst A. To what extent do age, period, and cohort patterns account for time trends and social inequalities in smoking? *SUCHT*. 2010;56(5):361–71. <https://doi.org/10.1024/0939-5911/a000047>.
 34. Geyer S, Hemstrom O, Peter R, Vagero D. Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(9):804–10. <https://doi.org/10.1136/jech.2005.041319>.
 35. AOK Niedersachsen. Geschäftsbericht 2017. Remshalden-Grunbach: Wacker Offsetdruck GmbH; 2017.
 36. Jaunzeme J, Eberhard S, Geyer S. How "representative" are SHI (statutory health insurance) data? Demographic and social differences and similarities between an SHI-insured population, the population of Lower Saxony, and that of the Federal Republic of Germany using the example of the AOK in Lower Saxony. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*. 2013;56(3):447–54. <https://doi.org/10.1007/s00103-012-1626-9>.
 37. Tetzlaff J, Geyer S, Tetzlaff F, Epping J. Income inequalities in stroke incidence and mortality: trends in stroke-free and stroke-affected life years based on German health insurance data. *PLoS One*. 2020;15(1):e0227541. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0227541>.
 38. Tetzlaff F, Epping J, Sperlich S, Tetzlaff J. Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data. *J Epidemiol Community Health*. 2020;74(7):592–7. <https://doi.org/10.1136/jech-2019-212966>.
 39. Tetzlaff F, Epping J, Golpon H, et al. Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany. *PLoS one*. 2020;15: e0242433.
 40. Tetzlaff J, Geyer S, Westhoff-Bleck M, Sperlich S, Epping J, Tetzlaff F. Social inequalities in mild and severe myocardial infarction: how large is the gap in health expectancies? *BMC Public Health*. 2021;21(1):259. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10236-7>.
 41. Braveman PA, Cubbin C, Egerter S, Chideya S, Marchi KS, Metzler M, Posner S. Socioeconomic status in health research: one size does not fit all. *Jama*. 2005;294(22):2879–88. <https://doi.org/10.1001/jama.294.22.2879>.
 42. Blossfeld H-P. Labor-market entry and the sexual segregation of careers in the Federal Republic of Germany. *Am J Sociol*. 1987;93(1):89–118. <https://doi.org/10.1086/228707>.
 43. Stata_Corp. Stata statistical software. release 14. College Station: Stata Corp; 2015.
 44. Joossens L, Feliu A, Fernandez E. The tobacco control scale 2019 in Europe. Brussels: Association of European Cancer Leagues, Catalan Institute of Oncology; 2020. Available from: <http://www.tobaccocontrolscale.org/TCS2019.pdf>.
 45. Federal Ministry for Family Affairs, Senior Citizens, Women and Youth. Pay inequality between men and women in Germany. Federal Ministry for Family Affairs, Senior Citizens, Women and Youth – BMFSFJ, editor. Berlin; 2009.
 46. Geyer S, Jaunzeme J. Möglichkeiten und Grenzen von Befragungsdaten und Daten gesetzlicher Krankenversicherungen. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, Matusiewicz D, editors. *Routinedaten im Gesundheitswesen: Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven*. 2nd ed. Bern: Verlag Hans Huber; 2014. p. 223–33.
 47. Geyer S. Income, income, or income? The effects of different income measures on health in a national survey. *J Epidemiol Community Health*. 2011;65(6):491–6. <https://doi.org/10.1136/jech.2009.103390>.

Publisher's Note

Springer Nature remains neutral with regard to jurisdictional claims in published maps and institutional affiliations.

Ready to submit your research? Choose BMC and benefit from:

- fast, convenient online submission
- thorough peer review by experienced researchers in your field
- rapid publication on acceptance
- support for research data, including large and complex data types
- gold Open Access which fosters wider collaboration and increased citations
- maximum visibility for your research: over 100M website views per year

At BMC, research is always in progress.

Learn more biomedcentral.com/submissions



4.3 Kompression, Expansion oder vielleicht beides? Wachsende Ungleichheiten bei Lungenkrebs in Deutschland (*Teilstudie 3*)

Teilstudie 3 [16] widmet sich der Kernfrage der Dissertation, nämlich ob eine Kompression oder eine Expansion von Lungenkrebs stattfand. Bisher ist unklar welcher der Thesen zur Morbiditätsentwicklung (vgl. Abschnitt 2.2) die Entwicklung im Lungenkarzinom folgt. Ziel von *Teilstudie 3* ist es, einen genaueren Einblick in die Entwicklungen von Morbidität und Mortalität bei Lungenkrebs zu geben indem die Entwicklung der erwarteten Jahre mit und ohne Lungenkrebs bestimmt werden (Forschungsfrage 1). Darüber hinaus wird der Frage nachgegangen wie die einzelnen sozioökonomische Gruppen zu der gesamtgesellschaftlichen Entwicklung der Lebensjahre mit und ohne Lungenkrebs beitragen und ob sich Ungleichheiten in der Lebensspanne mit und ohne Lungenkrebs über die Zeit ausgeweitet oder verringert haben (Forschungsfrage 2) [16]. Da für die Analyse der altersspezifischen Inzidenz- und Mortalitätsraten die Informationen zum SES auch im höheren Alter zur Verfügung stehen müssen, beschränkt sich diese Studie auf die Analyse der einkommensspezifischen Ungleichheiten.

Teilstudie 3 ist zum jetzigen Kenntnisstand des Autors die erste Studie, die sich mit der zeitlichen Entwicklung der zu erwartenden Lebensjahre mit und ohne Lungenkrebs beschäftigt und dabei gesundheitliche Ungleichheiten und Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern analysiert. Bisher wurden sozioökonomische Ungleichheiten nur in Bezug auf das Erkranken und Versterben an Lungenkrebs analysiert [28, 32-36, 61, 94, 95, 151]. Die verfügbaren Studien aus Deutschland sind meist auf Geschlechterunterschiede begrenzt [24, 94, 95, 97, 122, 125, 150] oder betrachten Ungleichheiten im Erkranken und Versterben an Lungenkrebs auf Basis von regionalen Vergleichen [97, 150]. Die alleinige Analyse der Lungenkrebsinzidenz oder -mortalität ermöglicht jedoch keine Aussage darüber, wie sich die mit und ohne Lungenkrebs assoziierte Lebenszeit entwickelt hat und ob eine Kompression oder Expansion von Lungenkrebs stattgefunden hat (vgl. Grafik 4, Abschnitt 3.2).

Bei beiden Geschlechtern stieg die Lebenserwartung frei von Lungenkrebs deutlich an. Jedoch profitierten nicht alle SES-Gruppen gleichermaßen von dieser Entwicklung. So sind es vor allem die Zugewinne gesunder Lebensjahre unter Männern und Frauen mit höherem Einkommen die diese Entwicklung begünstigten. Dies führte zu einer Ausweitung der Ungleichheiten in der lungenkrebsfreien Lebenserwartung [16]. Die mit Lungenkrebs assoziierten Lebensjahre

bleiben unter den Männern über die Zeit annähernd konstant. Dadurch, dass die Zugewinne an lungenkrebsfreien Lebensjahren anteilig an der Gesamtlebenserwartung stärker ausfallen als der Anstieg der mit Lungenkrebs assoziierten Lebensjahre, ist bei Männern eine relative Kompression von Lungenkrebs zu beobachten [16]. Der stärkere Anstieg der mit Lungenkrebs assoziierten Lebensjahre unter den Frauen führt jedoch sowohl zu einer absoluten als auch zu einer relativen Expansion von Lungenkrebs. Diese ist bei Frauen mit niedrigem Einkommen durch die deutlich stärkeren Anstiege der Lungenkrebsinzidenz am stärksten ausgeprägt [16].

Teilstudie 3^{5,6,7}

Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany

Fabian Tetzlaff^{1*}, Jelena Epping^{2,3}, Heiko Golpon⁴, Juliane Tetzlaff²

¹ Institute for General Practice, Hannover Medical School, Hanover, Germany

² Medical Sociology Unit, Hannover Medical School, Hanover, Germany

³ Comprehensive Cancer Center Hannover, Hannover Medical School, Hanover, Germany

⁴ Department of Pneumology, Hannover Medical School, Hanover, Germany

*Corresponding author

E-mail: tetzlaff.fabian@mh-hannover.de

¹Veröffentlicht in der Zeitschrift „Plos One“ 2020:

Tetzlaff F, Epping J, Golpon H, Tetzlaff J. Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany. *PLoS one*. 2020;15:e0242433.

²Spezifikation der Rolle der Koautoren:

FT und JT entwickelten die Idee und die Forschungsfragen der Studie. FT analysierte die Daten, erstellte die Grafiken und schrieb den ersten Entwurf des Manuskripts. JE, JT trugen zur Diskussion der Studie bei und überprüften die Arbeit kritisch. JE, HG und JT beteiligten sich am Review-Prozess. Alle Autoren lasen und genehmigten die endgültige Version des Manuskripts.

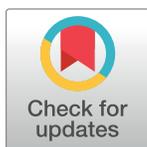
³ Die veröffentlichte Version des Artikels enthält zusätzlich einen elektronischen Anhang mit Ergebnissen der den Multistate Life Table Analyse zugrundeliegenden altersspezifischen Inzidenz- und Mortalitätsraten, siehe Anhang B: Electronic supplementary material „Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany“

RESEARCH ARTICLE

Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany

Fabian Tetzlaff^{1*}, Jelena Epping^{2,3}, Heiko Golpon⁴, Juliane Tetzlaff²

1 Institute for General Practice, Hannover Medical School, Hanover, Germany, **2** Medical Sociology Unit, Hannover Medical School, Hanover, Germany, **3** Comprehensive Cancer Center Hannover, Hannover Medical School, Hanover, Germany, **4** Department of Pneumology, Hannover Medical School, Hanover, Germany

* tetzlaff.fabian@mh-hannover.de

Abstract

Background

Lung Cancer (LC) is one of the most common malign diseases worldwide. So far, it is unclear if the development of LC incidence and mortality leads to morbidity compression or expansion and whether these developments differ by socioeconomic characteristics. This study analyses time trends in social and gender inequalities in life years with and without LC in Germany.

Methods

The study is based on data of a large German statutory health insurance provider (N = 2,511,790). Incidence and mortality risks were estimated from multistate survival models. Trends in life years with and without LC were analysed using multistate life table analyses. All analyses were performed separately for gender, time period (2006–2009 and 2014–2017), and income group (<60% and \geq 60% of the German average income).

Results

Among men, declining LC incidence rates resulted in gains of life years free of LC and declining LC-affected life years and led to a relative compression, which was strongest in men with higher incomes. Among women, a clear increase in life years with LC led to an expansion of the lifespan affected by LC. This expansion was mainly driven by increasing incidence rates in women with low incomes. Overall, income inequalities in LC increased in both genders.

Conclusions

Our analyses reveal that developments in the length of life affected by LC differed substantially by gender and income and led to widening health inequalities over time. Public health efforts should mainly focus on vulnerable groups to reduce the persisting social inequalities in LC.

OPEN ACCESS

Citation: Tetzlaff F, Epping J, Golpon H, Tetzlaff J (2020) Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany. PLoS ONE 15(11): e0242433. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242433>

Editor: Brecht Devleesschauwer, Sciensano, BELGIUM

Received: August 10, 2020

Accepted: November 2, 2020

Published: November 20, 2020

Copyright: © 2020 Tetzlaff et al. This is an open access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Data Availability Statement: The data analysed in this study are not publicly available due to protection of data privacy of the insured individuals by the AOK Niedersachsen (AOKN-Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony). The data underlying this study belong to the AOKN. Interested researchers can send data access requests to Jona Stahmeyer at the AOKN using the following e-mail address: Jona.Stahmeyer@aok.nds.de. The authors did not have any special access privileges.

Funding: JT's work is supported by the AOK Niedersachsen (Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony) [grant number: not applicable] as part of an ongoing project on morbidity compression. JE's work is supported by the German Research Foundation (DFG) [grant number: GE 1167/15-1].

Competing interests: The authors have declared that no competing interests exist.

Introduction

Lung cancer (LC) is one of the most frequent cancer diseases that cause a considerable share of premature deaths globally [1]. While decreasing incidence rates were reported for men, the LC burden in women has increased over the last decades in almost all western countries [2–4]. However, research on social epidemiological trends in LC incidence and mortality is still insufficient and little is known on whether trends in the average lifespan free of LC and after LC incidence differ by socioeconomic characteristics. This holds especially true for the German population, since the official cancer registries do not include information on socioeconomic status (SES) of the diseased individuals.

A wide body of international research has shown the strong link between SES and harmful health-related behaviour and the increased risks of morbidity and mortality (e.g. for Germany [5,6]). This association between SES, harmful health-related behaviour (especially smoking) and increased morbidity risks applies particularly to LC [7–15], causing substantial inequalities in LC incidence. So far, however, there is only a limited number of international studies which investigated time trends in social inequalities in LC morbidity and mortality. The majority of these studies reported growing social inequalities in LC for both genders [10,13–15]. Due to data limitations (especially the lack of sociodemographic information in the official cancer registries), SES inequalities in LC in Germany are still under researched. In a recent study data from German cancer registries were linked with information on the regional deprivation level. The study reported SES inequalities in LC incidence for men, but not for women [9]. However, studies analysing time trends in inequalities in LC and in the average lifespan free of LC and after morbidity onset are still lacking.

With regard to time trends in the average lifespan spent free of LC and after incidence, different scenarios are possible. Rising incidence rates and increased survival after disease onset may foster prolonged periods spent in ill health and lead to an expansion of morbidity [16]. In contrast, the hypothesis of morbidity compression postulated by Fries [17,18] assumes that efforts in the field of prevention lead to a shift of disease onset to higher ages and extend the period of life spent in good health. With respect to LC, the tobacco control policies established at the end of the last century were the main driving factors in prevention, reduced smoking prevalence and had positive effects on the development of life expectancy, especially in men [19]. However, research suggests that smoking reduced more strongly in individuals with higher education [20–27], which may have increased health inequalities. Furthermore, historical trends in smoking prevalence differ between men and women. While smoking prevalence was already high in men, smoking became more and more common in women in the 1960s and 1970s, which led to a convergence of smoking rates between men and women in many industrialised countries [21,22,27]. Due to the cumulative disadvantaging effect of harmful health-related behaviour, these trends in smoking determine population health in the following decades and may foster social and gender inequalities in health and mortality in later life [22,23,27–35]. Hence, diverging trends in SES-, age- and gender-specific LC incidence may have also caused diverging trends in life years free of LC and those affected by LC.

The aim of the study is to gain a more detailed insight into recent trends in social inequalities in LC incidence and mortality. In particular, the question of compression or expansion of life years affected by LC should be examined in more depth. To analyse these aspects, we used data of a large German statutory health insurance provider. Due to the large number of cases, it was feasible to analyse the development of LC incidence and mortality over time by socio-economic group and gender and to investigate the resulting trends in life years with and without LC.

This study addresses the following questions:

1. Are there differing time trends in LC incidence and mortality between SES groups? Do these trends differ between men and women?
2. Do time trends in life years free of LC and affected by LC differ by SES group? Do these trends differ between men and women?

Materials and methods

Data

As part of the welfare-state system, health insurance is compulsory in Germany. Above a certain income level, inhabitants can choose between statutory health insurance and private health insurance. In total, approximately 90% of the German inhabitants are insured within the statutory health insurance system [36]. Our analyses are based on the data of a large statutory health insurance provider (AOK Niedersachsen [AOKN]) located in the federal state Lower Saxony, which cover the years 2005 to 2017. About 37% of the total population of Lower Saxony is insured with this provider [37]. Our study is based on claims data, i.e., on routinely collected data of a statutory health insurance provider. We confirm that all data are fully anonymised before we accessed them. The use of this sort of data for scientific purposes is regulated by federal law. The data protection officer of the Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony (AOK Niedersachsen) has approved its use.

Since the number of LC incident cases in the different subgroups (income, gender, age groups) within one year is limited, time trend analyses are based on comparisons of two time periods (2006–2009 and 2014–2017). The data include detailed sociodemographic (e.g. age, gender, and income) and medical information (e.g. in- and outpatient ICD-10 diagnoses, procedures, and medication) of the insured individuals. Previous analyses have shown that the AOKN population is very similar to the total German population in terms of age and gender distributions, but differs with respect to SES distributions, since individuals without vocational training are overrepresented (approximately +10%) and individuals with university degree are underrepresented (approximately -10%), while the proportion of individuals with vocational training is similar [38]. The analyses focus on individuals aged 40 and older as numbers of incident cases are very limited in younger age groups (0.5% of all LC incidence cases in men and 1.5% in women occur before age 40). The definition of LC incidence is based on the occurrence of an in- or outpatient ICD-10 diagnosis (C34.0 to C34.9) during observation periods. To prevent recurrent diagnoses from being defined as initial diagnoses, pre-observation periods of 90 days were used.

Socioeconomic characteristics

In this study, trends in SES inequalities in LC incidence and mortality were assessed using information on the annual income of the insured individuals. In Germany, employers are legally bound to report the incomes of their employees to the statutory health insurance providers. Since insurance fees depend on income, self-employed individuals are also obliged to report their incomes. For retired individuals, the income is reported by the Federal Pension Fund. Therefore, the data contain detailed information on annual income, e.g. on salaries and pension payments. The individual income was adjusted for the annual inflation rate to allow direct comparability between the two time periods by keeping the purchasing power constant over time. Finally the study population was classified relative to their income level: The low-income group includes all individuals with an annual income of <60% of the average income from employment in Germany in the respective period as reported by the Federal Statistics

Office [39]. Individuals with $\geq 60\%$ of the average German income were assigned to the higher-income group.

Statistical analyses

To gain a deeper insight into the dynamic mechanisms of inequalities in LC we analysed trends in gender- and income-specific LC incidence and mortality. Furthermore, we paid special attention to trends in inequalities in life years affected by LC and life years free of LC. To analyse these inequalities we used a multistate approach based on an illness-death model without recovery. The model defines two living states (LC free and LC incident), one death state and three possible transitions between the states (LC incidence, death with LC, and death without LC). Within this illness-death model, LC incidence and death without LC represent competing events (Fig 1).

Based on this illness-death model, proportional hazard survival models with constant baseline hazard were estimated separately for each type of transition, income group, and gender. Since LC incidence and death without LC represent competing events, cases with LC incidence were censored in the model death without LC at the exact time of LC incidence as they were no longer at risk for this transition (Fig 1, for more details on data preparation, see [40]). All models include a covariate for individual mean age in the respective period (in single-year age-groups as second-degree age polynomial). In order to analyse whether time trends in LC incidence and mortality risks differ between income groups, the data of the two time periods were combined into one model. Time trends were assessed by including time period as covariate in the models.

In a second step, the survival models were stratified by time period. From these models, smoothed age-specific rates for LC incidence, death with LC, and death without LC were

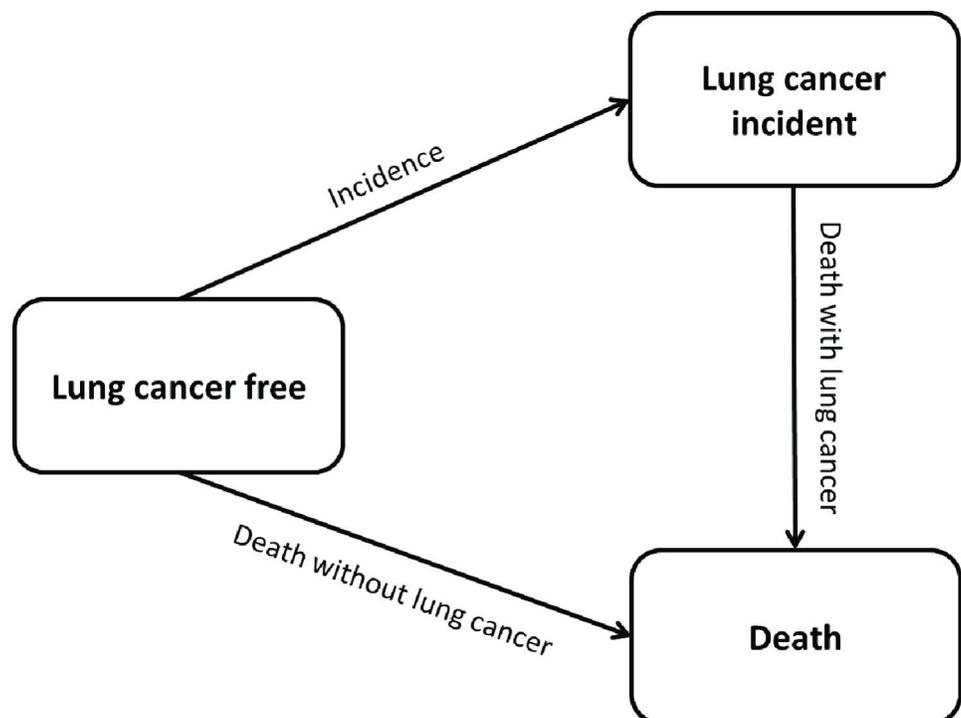


Fig 1. Three-state illness-death model (LC free, LC incident, and death) and the corresponding transitions (LC incidence, death without LC, and death with LC).

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242433.g001>

predicted. The predicted transition rates were derived using the post-estimation command “predict” in STATA 14 [41].

The number of life years with and without LC was estimated using multistate life table analyses. The calculation of multistate life tables is largely based on matrix multiplication. For these analyses, we used the methodological approach described by Palloni [42]. To account for the interplay between incidence and mortality, age-specific hazard rates of all three transitions are needed to calculate the expected number of life years free of LC and affected by LC [42]. The number of life years with and without LC was calculated with multistate life tables in R 3.5.1 [43] using the predicted age-specific incidence and mortality rates as input. All confidence intervals are bootstrapped by performing 1000 replications.

Results

In the two time periods, a total number of 2,511,790 individuals with 19,882 cases of LC incidence and 244,433 deaths (12,255 deaths with LC and 232,178 deaths without LC) were observed. Detailed information on the sex- and income-specific number of individuals, person-years of exposure, and number of incidence and death events can be found in Table 1.

Time trends in inequalities in incidence and mortality risks

In a first step, we estimated time trends in the risk of LC incidence, LC mortality and mortality without LC from proportional hazard models. The results are displayed in Fig 2. The analyses show that incidence risks in men decreased over time. With a reduction of about 20%, the decrease was much greater among men with higher incomes than in low-income men. For women, we found opposite trends. The analyses reveal that incidence risks among low-income

Table 1. Characteristics of the study population aged 40 and older: number of insured individuals, exposures in person-years, and number of incident and death cases by type of transition, income group, time period, and gender.

	Income group		2006–2009		2014–2017	
			Men	Women	Men	Women
LC incidence	low	number of individuals	264,908	485,546	284,877	501,603
		person-years	921,316	1,740,619	983,645	1,793,461
		incident cases (% ¹⁾)	4,211 (1.59)	2,305 (0.47)	4,409 (1.55)	2,895 (0.58)
	higher	number of individuals	288,872	132,446	368,830	184,708
		person-years	1,041,619	478,576	1,337,328	661,389
		incident cases (% ¹⁾)	2,427 (0.84)	556 (0.42)	2,393 (0.65)	686 (0.37)
Death with LC	low	number of individuals	4,211	2,305	4,409	2,895
		person-years	7,936	4,314	8,366	5,565
		death cases (% ¹⁾)	2,755 (65.42)	1,350 (58.57)	2,948 (66.87)	1,674 (57.82)
	higher	number of individuals	2,427	556	2,393	686
		person-years	4,438	1,069	4,619	1,323
		death cases (% ¹⁾)	1,467 (60.44)	319 (57.37)	1,378 (57.58)	364 (53.06)
Death without LC	low	number of individuals	264,908	485,546	284,877	501,603
		person-years	921,315	1,740,619	983,646	1,793,462
		death cases (% ¹⁾)	34,435 (12.99)	58,960 (12.14)	39,718 (13.94)	56,596 (11.28)
	higher	number of individuals	288,872	132,446	368,830	184,708
		person-years	1,041,619	478,576	1,337,332	661,389
		death cases (% ¹⁾)	17,893 (6.19)	10,380 (7.84)	20,244 (5.49)	13,952 (7.55)

¹⁾ Proportion of events (LC incidence, death with LC, death without LC) on the total number of individuals in the respective group.

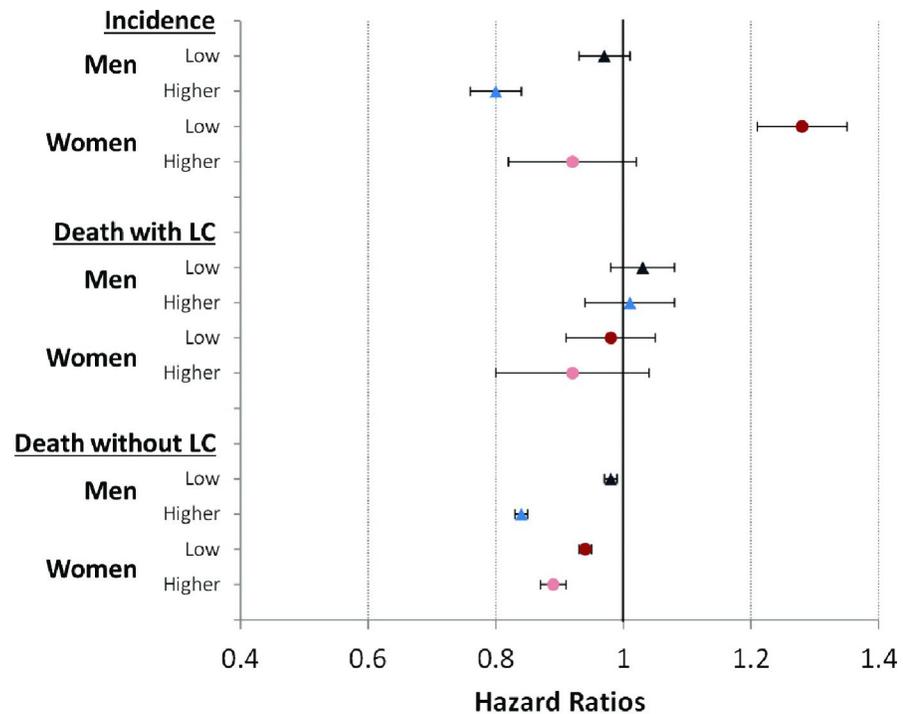


Fig 2. Time trends in risks of lung cancer incidence, death with lung cancer, and death without lung cancer by gender and income group (2014–2017 compared to 2006–2009 (Ref.)). Note: 95%-CI bootstrapped (with replacement) using 1000 replications; all analyses are controlled for age (in single-year age-groups as second-degree polynomial); LC lung cancer; Ref. Reference group.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242433.g002>

women increased by more than 25%, while risks tend to decrease in women with higher incomes. While LC mortality risks in men remained largely stable over time, there might be a tendency towards decreasing mortality risks for women with higher incomes. However, the trends in mortality risks without LC are consistent and indicate declines in mortality for men and women. These declines were stronger in the higher than in the low-income group (Fig 2).

According to our illness-death model, we fitted proportional hazard models and predicted age-specific LC incidence rates, mortality rates after LC diagnosis, and mortality rates free of LC in a second step. The predicted rates fit the observed rates quite well although mortality rates after LC showed higher fluctuations as the number of deaths is limited in this group (see S1–S3 Figs).

Time trends in inequalities in life years without LC and with LC

Due to the substantial income inequalities in LC incidence and mortality (see S1–S3 Figs), the number of life years free of LC is lower among individuals having low incomes. This difference was most pronounced among men. Between the periods, life years free of LC increased in both gender. This development was mainly driven by the substantial gains in life years among men and women with higher incomes which can be found in nearly all ages. With respect to the low-income group, only slight increases were observed (Fig 3).

In men, trends in life years after LC incidence remained quite stable over time. However, below the age of 60 we found a slight trend towards decreasing life years affected by LC in total as well as in men with low and higher incomes. In contrast, an opposing trend was observed in

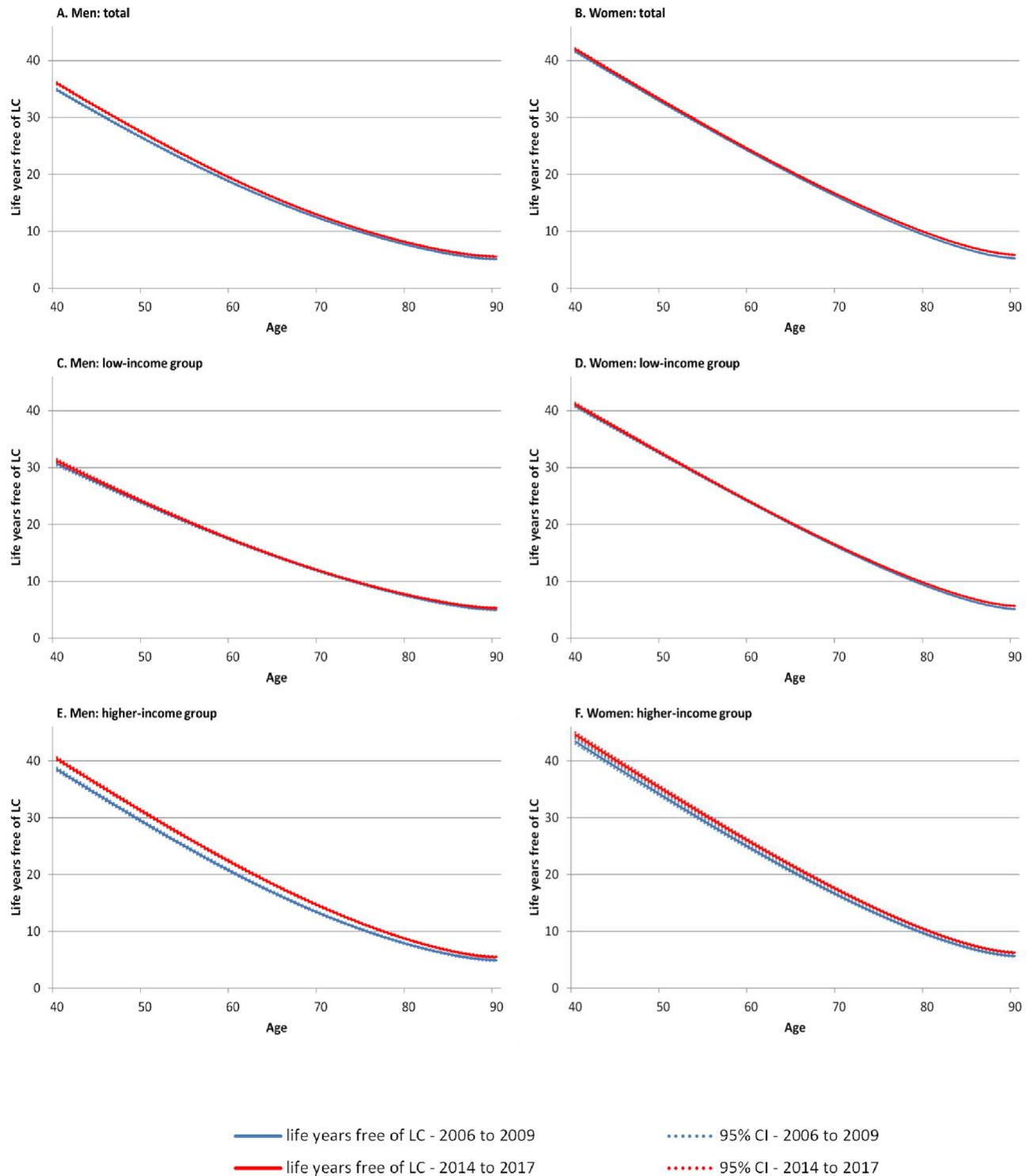


Fig 3. Time trends in remaining life years free of LC at age 40 and above by gender, period, and income group. Note: 95%-CI bootstrapped (with replacement) using 1000 replications, LC lung cancer.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242433.g003>

women, where life years with LC increased clearly. This trend was particularly driven by the strong increase in the number of life years after LC incidence among women with low incomes (Fig 4).

To differentiate between relative and absolute compression or expansion, we calculated the morbidity ratio, which depicts changes in the proportion of life years with LC in total life expectancy. Between the periods, the proportion of life years affected by LC decreased in men but increased in women. While the reduction in men with low incomes is limited to age 60 and below, men with higher incomes benefitted over the full age range between 40 and 90 years. This finding indicates that life years free of LC increased at a faster pace than total life expectancy, leading to a relative compression among men irrespective of income. For women, however, the strong increase in the proportion of life years with LC in the low-income group is responsible for the increases in morbidity ratio of the total female population, leading to a relative expansion of LC among low-income women (Fig 5).

Discussion

The aim of the study was to gain a deeper insight into the dynamic developments of gender- and income-specific inequalities in LC incidence and mortality over time and how these developments affected time trends in life years with and without LC in Germany. In particular, we wanted to investigate whether a compression or expansion in LC has taken place and whether time trends are socially patterned.

Our analyses showed that the incidence of LC decreased among men but increased among women (see S1 Fig). However, time trends differed with respect to income leading to increased inequalities in the length of life with and without LC over time. While life years free of LC increasing in both genders, this trend was mainly driven by individuals with higher incomes. Furthermore, life years affected by LC remained quite stable over time in men but increased in women. This increase in life years with LC in women is due to the strong growth in incidence rates in the low-income group over the last decade. The developments described above led to a relative compression among men, which, however, was more pronounced within the higher-income group due to stronger decreases in incidence rates over time. For women on the other hand, the increase in life years affected by LC in the low-income group led to a clear expansion in both absolute and relative terms while no substantial changes were found among women with higher incomes.

Our study is in line with the official cancer reports of the national public health institute [44], which also reported declining LC incidence rates in men but increasing rates in women. With respect to the reported time trends in life years free of LC and after morbidity onset changes in mortality after LC incidence played only a minor role since mortality rates remained largely stable over time. However, some studies report social inequalities in mortality after LC diagnosis [28,45,46], which were also evident for men and women below age 65 in our study (see S2 Fig). While previous research based on a linkage of German cancer registry data and information on the regional deprivation level reported SES inequalities in LC incidence for men but not for women [9], we also found substantial inequalities among the female population. This discrepancy can be explained by the shift in the income gradient in women over time which cannot be detected without conducting time trend analyses. While in the first period incidence rates in elderly women with higher incomes were higher than in the low-income group, this gradient turned in the second period as rates increased substantially in low-income women (see S1 Fig). This shift is mainly due to changes in rates at age 70 and above, i.e. the age range which accounts for the largest share of LC incidence cases. Therefore, our results suggest that focusing on social inequalities without addressing the development of inequalities over time could lead to a masking of inequalities in LC incidence, in particular

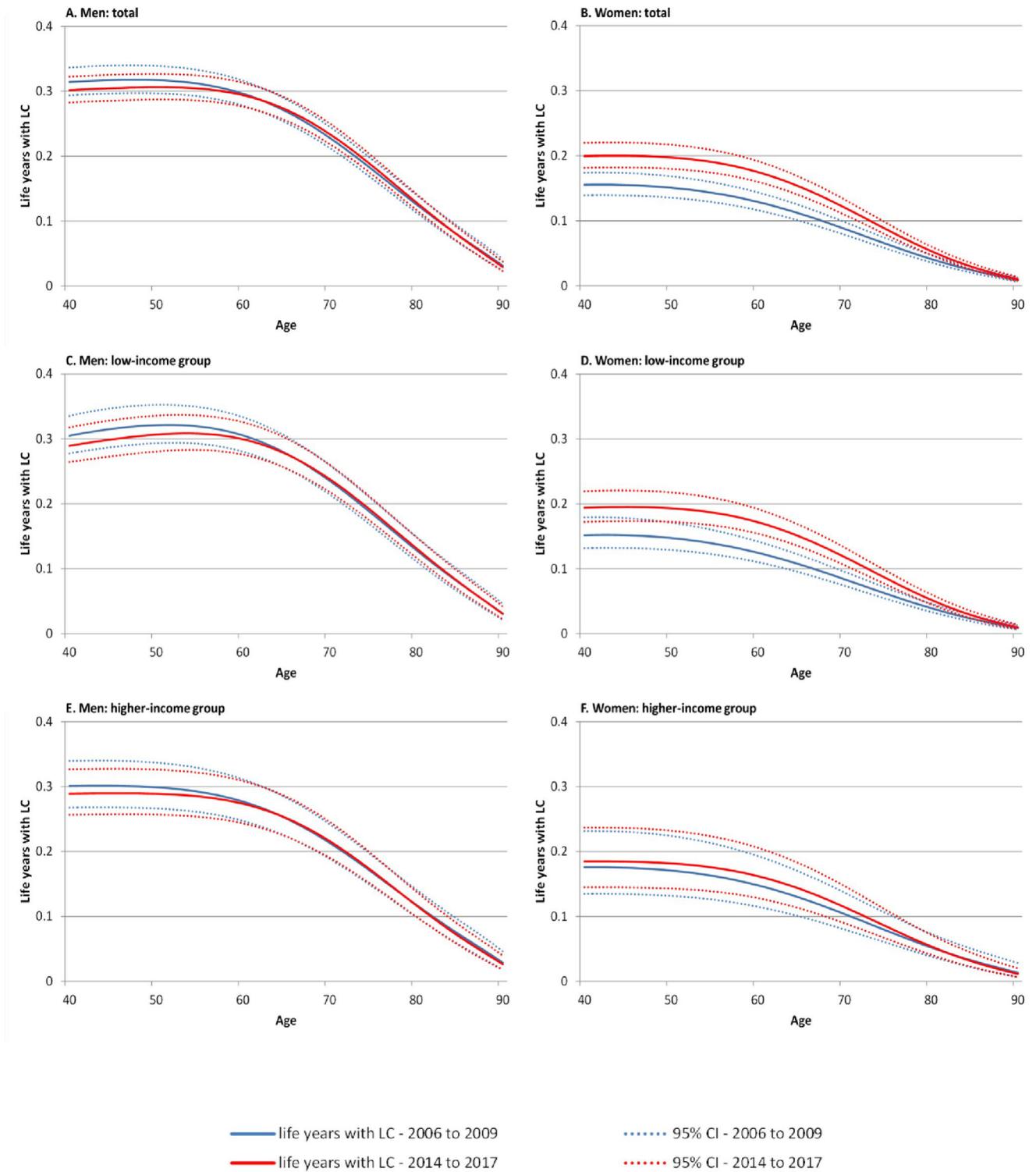


Fig 4. Time trends in remaining life years at age 40 and above with LC by gender, period, and income group. Note: 95%-CI bootstrapped (with replacement) using 1000 replications, LC lung cancer.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242433.g004>

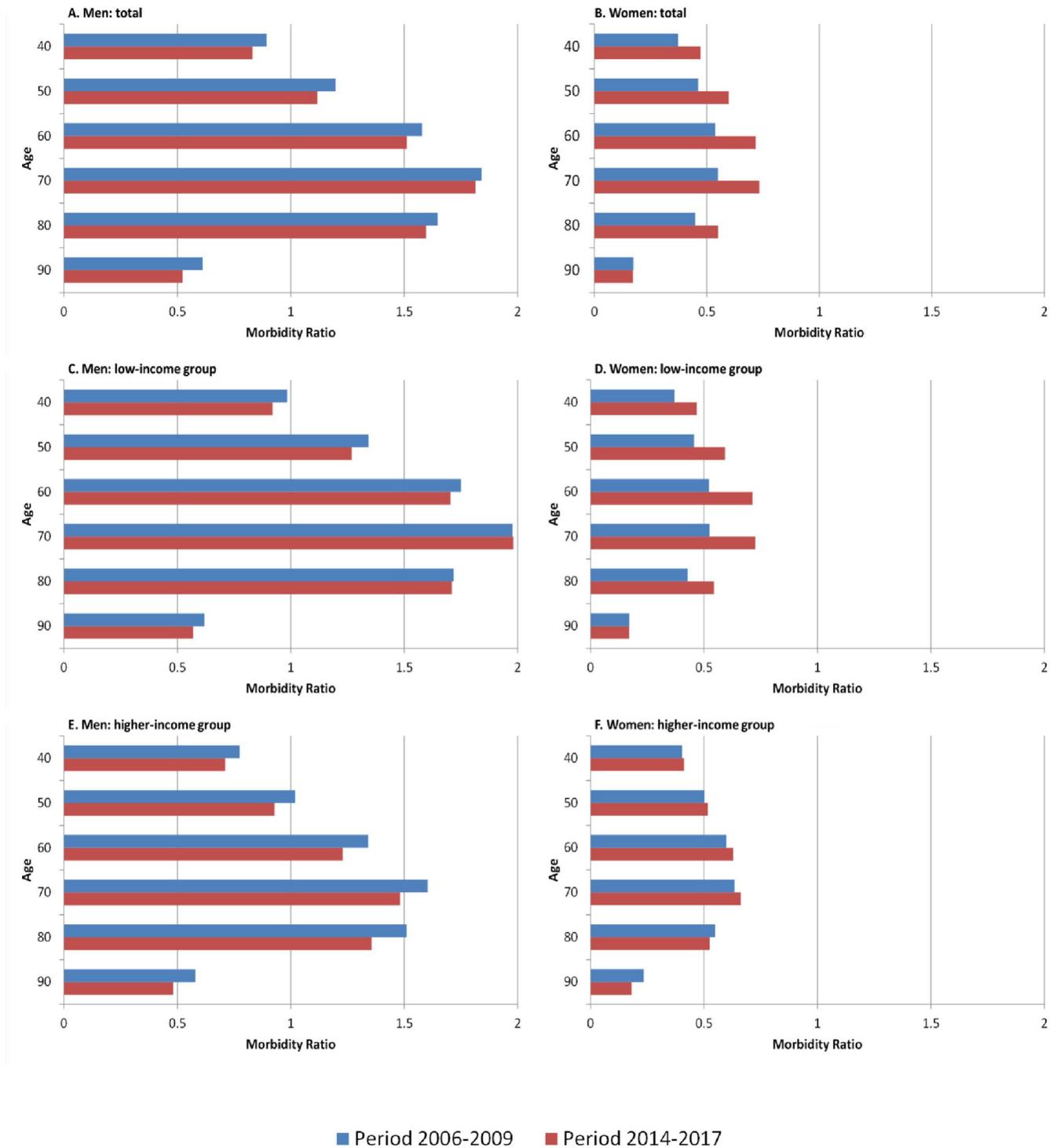


Fig 5. Time trends in proportion (in %) of life years with LC in total life years (Morbidity Ratio) by gender, period, income group, and age. Note: Morbidity Ratio = (life years with LC/(life years with LC + life years free of LC))* 100, LC lung cancer.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242433.g005>

among women. Moreover, it seems important to analyse changes over time also with respect to different age groups.

The most important explanation of trends in LC incidence lies in the development of risk factors over time, especially in smoking. Rising smoking rates among women in the 1960s and 1970s led to a convergence in smoking behaviour between genders and increased LC rates among women during the last decades substantially [21,22,27,32]. On the other hand, smoking prevention interventions and tobacco control policies implemented at the end of the 20th century reduced the high smoking rates among men [20,26] and fostered decreasing LC incidence rates in Germany. Progress in tobacco prevention was made and further prevention strategies have been proposed and discussed. However, tobacco control regulations remain weaker than in other European countries [2,47]. Although smoking prevalence is declining, this does not apply equally to all SES groups as smoking decreased more rapidly in men and women with high SES [27,48], which contributed to growing inequalities in LC.

Recent studies report substantial income inequalities in life expectancy. In particular, men with higher incomes are most advantaged since gains of additional life years over time were considerably higher than in men with low income, which led to increasing inequalities in life expectancy over time [49–51]. Since smoking-related diseases are among the main causes of gender and SES differences in mortality and life expectancy [31,49], further research is needed to understand the factors causing inequalities in smoking behaviour and to identify trends in health expectancy, particularly for smoking-related diseases.

Strengths and limitations

This study is based on longitudinal data of large German health insurance provider covering a time period of 12 years. This dataset represents a complete insurance population and includes individual information on in- and outpatient diagnoses and income. Furthermore, individuals could be included in the analyses independent of their current health status. Hence, our findings are not influenced by health-related non-response, which occurs in survey data if participants drop out for health reasons [52]. Another strength of our study is that all information on diagnoses, mortality and SES needed for the analyses is included in one dataset and can be accessed at individual level. Analyses based on individual data are preferable to those at macro level because ecological fallacies, which might affect the interpretation of results, are avoided.

Furthermore the long observation period of 12 years, high case numbers, and the detailed individual information on LC incidence, mortality and income allowed us to conduct complex analyses on time trends in inequalities even if models were stratified by gender and income group. The data do not provide information on household income or household composition. Therefore, household income could not be used as SES indicator in our study. As the general income level among women is lower than that among men [53], using individual income information rather than household income may have affected the results. However, previous research has shown that, compared to other definitions of income (e.g. household income), individual income is an appropriate and robust SES indicator in studies investigating health inequalities [54]. In this study, the analyses on income inequalities in LC incidence and mortality are based on two income groups. Using more than two income groups would have provided a deeper insight into income inequalities in lung cancer incidence and mortality. However, since the number of incidence cases is limited within age, period, sex, and income groups, it was not possible to classify the population into more than two income groups. The analyses are based on a three-state illness-death model ignoring the possibility of recovery from LC as LC still represents one of the most fatal cancer diseases worldwide and the rate of 5-years survival is low (approximately 15% in men and 21% in women in Germany [44]). Moreover, research indicates that LC patients often suffer from several limitations, even after a successful surgery and therapy (e.g. loss of a lung wing, chemotherapy-induced

polyneuropathy, psychological problems and fear of recurrence, cognitive impairment, and chronic fatigue) [55]. From a methodological perspective, considering recovery would require a post-observation period for at least five to ten years after the initial LC diagnosis (which had to be free of further LC diagnoses in recovered individuals) for all individuals who become LC incident within the two periods (2006–2009 and 2014–2017). Given that the database covers a total of 12 years, the analysis of time trends would have been severely limited. Therefore, we consider the used illness-death model without recovery to be most appropriate to investigate temporal trends in LC-associated health expectancies.

In terms of gender and age distributions the data are representative for the total population of Germany, but differ, however, in the composition of SES characteristics [38]. To address this issue, all analyses are controlled for or stratified by income. Therefore, our analyses remain unaffected by this limitation.

Conclusion

Our study shows that the proportion of the average length of life spent with LC declined in men, leading to a relative compression in LC. For women on the other hand, the number of life years affected by LC increased over time which caused a clear expansion in women with low incomes. Moreover, the study reveals rising social inequalities in LC incidence as well as in life years with and without LC in both genders. In particular, men and women with lower incomes are disadvantaged since individuals with higher incomes experienced more favourable developments in life years free of LC and affected by LC over time.

Over the last decades there have been some effort in tobacco control (e.g. smoking ban in public places) and progress has been made to counteract the growing smoking epidemic in Germany. However, it is still important to strengthen efforts in primary prevention in order to reduce the smoking rate and thus smoking-related diseases in the German population. Policy makers and public health interventions should focus in particular on vulnerable groups to reduce the persisting social inequalities in LC.

Supporting information

S1 Fig. Observed and predicted values for lung cancer incidence rates for the periods 2006–2009 and 2014–2017 by gender and income group.

(PDF)

S2 Fig. Observed and predicted values for death rates after lung cancer incidence for the periods 2006–2009 and 2014–2017 by gender and income group.

(PDF)

S3 Fig. Observed and predicted values for death without lung cancer for the periods 2006–2009 and 2014–2017 by gender and income group.

(PDF)

Acknowledgments

We thank the AOK Niedersachsen (Statutory Local Health Insurance of Lower Saxony) for providing the data. In particular, the support of Dr. Jürgen Peter, Dr. Jona Stahmeyer, and Dr. Sveja Eberhard made it possible to carry out this study.

Author Contributions

Conceptualization: Fabian Tetzlaff, Juliane Tetzlaff.

Data curation: Fabian Tetzlaff, Jelena Epping.

Formal analysis: Fabian Tetzlaff.

Methodology: Fabian Tetzlaff, Juliane Tetzlaff.

Supervision: Heiko Golpon, Juliane Tetzlaff.

Validation: Fabian Tetzlaff, Juliane Tetzlaff.

Visualization: Fabian Tetzlaff.

Writing – original draft: Fabian Tetzlaff.

Writing – review & editing: Jelena Epping, Heiko Golpon, Juliane Tetzlaff.

References

1. International Agency for Research on Cancer. GLOBOCAN cancer fact sheets: lung cancer. 2019.
2. John U, Hanke M. Age- and Sex-Specific Trends in Lung Cancer Mortality over 62 Years in a Nation with a Low Effort in Cancer Prevention. *International journal of environmental research and public health* 2016; 13:362. <https://doi.org/10.3390/ijerph13040362> PMID: 27023582
3. Didkowska J, Wojciechowska U, Mańczuk M, et al. Lung cancer epidemiology: contemporary and future challenges worldwide. *Annals of translational medicine* 2016; 4:150. <https://doi.org/10.21037/atm.2016.03.11> PMID: 27195268
4. Torre LA, Siegel RL, Jemal A. Lung Cancer Statistics. In: Ahmad A, Gadgeel S, eds. *Lung Cancer and Personalized Medicine: Current Knowledge and Therapies*. Cham: Springer International Publishing 2016:1–19.
5. Lampert T, Hoebel J. Socioeconomic inequalities in health in later life. *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie* 2019; 52:91–9. <https://doi.org/10.1007/s00391-018-01487-y> PMID: 30569288
6. Lampert T, Kroll LE, Kuntz B, et al. Health inequalities in Germany and in international comparison: trends and developments over time. *Journal of Health Monitoring* 2018; 3(S1):1–24.
7. Bryere J, Dejardin O, Bouvier V, et al. Socioeconomic environment and cancer incidence: a French population-based study in Normandy. *BMC cancer* 2014; 14:87. <https://doi.org/10.1186/1471-2407-14-87> PMID: 24524213
8. Garcia-Gil M, Elorza JM, Banque M, et al. Linking of primary care records to census data to study the association between socioeconomic status and cancer incidence in Southern Europe: a nation-wide ecological study. *PloS one* 2014; 9:e109706. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0109706> PMID: 25329578
9. Hoebel J, Kroll LE, Fiebig J, et al. Socioeconomic Inequalities in Total and Site-Specific Cancer Incidence in Germany: A Population-Based Registry Study. *Frontiers in oncology* 2018; 8:402. <https://doi.org/10.3389/fonc.2018.00402> PMID: 30319967
10. Koch MB, Diderichsen F, Gronbaek M, et al. What is the association of smoking and alcohol use with the increase in social inequality in mortality in Denmark? A nationwide register-based study. *BMJ open* 2015; 5:e006588. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2014-006588> PMID: 25967987
11. Li X, Sundquist J, Zoller B, et al. Neighborhood deprivation and lung cancer incidence and mortality: a multilevel analysis from Sweden. *Journal of thoracic oncology: official publication of the International Association for the Study of Lung Cancer* 2015; 10:256–63. <https://doi.org/10.1097/JTO.0000000000000417> PMID: 25376515
12. Mari-Dell'Olmo M, Gotsens M, Palencia L, et al. Socioeconomic inequalities in cause-specific mortality in 15 European cities. *Journal of epidemiology and community health* 2015; 69:432–41. <https://doi.org/10.1136/jech-2014-204312> PMID: 25631857
13. Rowan S. Trends in cancer incidence by deprivation, England and Wales, 1990–2002. *Health statistics quarterly* 2007:24–35. PMID: 18092540
14. Teng AM, Atkinson J, Disney G, et al. Changing socioeconomic inequalities in cancer incidence and mortality: Cohort study with 54 million person-years follow-up 1981–2011. *International journal of cancer* 2017; 140:1306–16. <https://doi.org/10.1002/ijc.30555> PMID: 27925183
15. Tweed EJ, Allardice GM, McLoone P, et al. Socio-economic inequalities in the incidence of four common cancers: a population-based registry study. *Public health* 2018; 154:1–10. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2017.10.005> PMID: 29128730

16. Gruenberg EM. The Failures of Success. *The Milbank Memorial Fund Quarterly Health and Society* 1977; 55:3–24. PMID: [141009](#)
17. Fries JF. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *The New England journal of medicine* 1980; 303:130–5. <https://doi.org/10.1056/NEJM198007173030304> PMID: [7383070](#)
18. Fries JF. The theory and practice of active aging. *Current gerontology and geriatrics research* 2012; 2012:420637. <https://doi.org/10.1155/2012/420637> PMID: [23118746](#)
19. van Meijgaard J, Fielding JE. Estimating benefits of past, current, and future reductions in smoking rates using a comprehensive model with competing causes of death. *Preventing chronic disease* 2012; 9:E122. <https://doi.org/10.5888/pcd9.110295> PMID: [22765931](#)
20. Jha P, Peto R. Global effects of smoking, of quitting, and of taxing tobacco. *The New England journal of medicine* 2014; 370:60–8. <https://doi.org/10.1056/NEJMra1308383> PMID: [24382066](#)
21. Pampel F, Legleye S, Goffette C, et al. Cohort changes in educational disparities in smoking: France, Germany and the United States. *Social science & medicine* (1982) 2015; 127:41–50. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.06.033> PMID: [25037853](#)
22. Pampel FC, Bricard D, Khlal M, et al. Life Course Changes in Smoking by Gender and Education: A Cohort Comparison Across France and the United States. *Population research and policy review* 2017; 36:309–30. <https://doi.org/10.1007/s11113-016-9424-y> PMID: [29056801](#)
23. Pampel FC, Krueger PM, Denney JT. Socioeconomic Disparities in Health Behaviors. *Annual review of sociology* 2010; 36:349–70. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102529> PMID: [21909182](#)
24. Schaap MM, Kunst AE, Leinsalu M, et al. Effect of nationwide tobacco control policies on smoking cessation in high and low educated groups in 18 European countries. *Tobacco control* 2008; 17:248–55. <https://doi.org/10.1136/tc.2007.024265> PMID: [18483129](#)
25. Schulze A, Mons U. The evolution of educational inequalities in smoking: a changing relationship and a cross-over effect among German birth cohorts of 1921–70. *Addiction* (Abingdon, England) 2006; 101:1051–6. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2006.01458.x> PMID: [16771897](#)
26. Wilson LM, Avila Tang E, Chander G, et al. Impact of tobacco control interventions on smoking initiation, cessation, and prevalence: a systematic review. *Journal of environmental and public health* 2012; 2012:961724. <https://doi.org/10.1155/2012/961724> PMID: [22719777](#)
27. Zeiher J, Finger JD, Kuntz B, et al. [Trends in smoking among adults in Germany: Evidence from seven population-based health surveys from 1991–2015]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2018; 61:1365–76. <https://doi.org/10.1007/s00103-018-2817-9> PMID: [30215104](#)
28. Caleyachetty R, Tehranifar P, Genkinger JM, et al. Cumulative social risk exposure and risk of cancer mortality in adulthood. *BMC cancer* 2015; 15:945. <https://doi.org/10.1186/s12885-015-1997-z> PMID: [26675142](#)
29. Janssen F, Spiensma A. The contribution of smoking to regional mortality differences in the Netherlands. *Demographic Research* 2012; 27:233–60.
30. Janssen F, van Poppel F. The Adoption of Smoking and Its Effect on the Mortality Gender Gap in Netherlands: A Historical Perspective. *BioMed research international* 2015; 2015:370274. <https://doi.org/10.1155/2015/370274> PMID: [26273613](#)
31. Luy M, Wegner-Siegmundt C. The impact of smoking on gender differences in life expectancy: more heterogeneous than often stated. *European journal of public health* 2015; 25:706–10. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku211> PMID: [25505018](#)
32. Piontek D, Kraus L, Müller S, et al. To What Extent Do Age, Period, and Cohort Patterns Account for Time Trends and Social Inequalities in Smoking? *SUCHT* 2010; 56:361–71.
33. Thun M, Peto R, Boreham J, et al. Stages of the cigarette epidemic on entering its second century. *Tobacco control* 2012; 21:96–101. <https://doi.org/10.1136/tobaccocontrol-2011-050294> PMID: [22345230](#)
34. Thun MJ, Carter BD, Feskanich D, et al. 50-year trends in smoking-related mortality in the United States. *The New England journal of medicine* 2013; 368:351–64. <https://doi.org/10.1056/NEJMsa1211127> PMID: [23343064](#)
35. van Raalte A, Myrskylä M, Martikainen P. The role of smoking on mortality compression: An analysis of Finnish occupational social classes, 1971–2010. *Demographic Research* 2015; 32:589–620.
36. Statistisches Bundesamt. Welfare spendings; Data on health insurance (results from the microcensus). Wiesbaden 2016.
37. Allgemeine Ortskrankenkasse Niedersachsen. Geschäftsbericht 2017. Remshalden-Grunbach: Wacker Offsetdruck GmbH 2017.
38. Jaunzeme J, Eberhard S, Geyer S. How "representative" are SHI (statutory health insurance) data? Demographic and social differences and similarities between an SHI-insured population, the population

- of Lower Saxony, and that of the Federal Republic of Germany using the example of the AOK in Lower Saxony. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2013; 56:447–54. <https://doi.org/10.1007/s00103-012-1626-9> PMID: 23334292
39. Statistisches Bundesamt. Arbeitnehmerverdienste—Lange Reihen. Fachserie 16 Reihe 2.4. 2019.
 40. Putter H, Fiocco M, Geskus RB. Tutorial in biostatistics: competing risks and multi-state models. *Statistics in Medicine*. 2007; 26(11):2389–430. <https://doi.org/10.1002/sim.2712> PMID: 17031868
 41. Stata_Corp. Stata statistical software. release 14: Stata Corp, College Station 2015.
 42. Palloni A. Increment-decrement life tables. In: Preston H, Guillot, ed. *Demography Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell Publishing 2001:256–72. <https://doi.org/10.1111/j.1749-6632.2001.tb02751.x> PMID: 11797855
 43. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria 2015.
 44. Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. *Krebs in Deutschland für 2015/2016*. Berlin 2019.
 45. Finke I, Behrens G, Weisser L, et al. Socioeconomic Differences and Lung Cancer Survival-Systematic Review and Meta-Analysis. *Frontiers in oncology* 2018; 8:536. <https://doi.org/10.3389/fonc.2018.00536> PMID: 30542641
 46. Vanthomme K, Van den Borre L, Vandenheede H, et al. Site-specific cancer mortality inequalities by employment and occupational groups: a cohort study among Belgian adults, 2001–2011. *BMJ open* 2017; 7:e015216. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2016-015216> PMID: 29133313
 47. Joossens L FA, Fernandez E. The Tobacco Control Scale 2019 in Europe. Association of European Cancer Leagues 2020.
 48. Hoebel J, Kuntz B, Kroll LE, et al. Trends in Absolute and Relative Educational Inequalities in Adult Smoking Since the Early 2000s: The Case of Germany. *Nicotine & tobacco research: official journal of the Society for Research on Nicotine and Tobacco* 2018; 20:295–302. <https://doi.org/10.1093/ntr/ntx087> PMID: 28431153
 49. Lampert T, Hoebel J, Kroll LE. Social differences in mortality and life expectancy in Germany. *Current situation and trends. Journal of Health Monitoring* 2019; 4:3–14.
 50. Tetzlaff F, Epping J, Sperlich S, et al. Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data. *Journal of epidemiology and community health* 2020; 74:592–7. <https://doi.org/10.1136/jech-2019-212966> PMID: 32277000
 51. Wenau G, Grigoriev P, Shkolnikov V. Socioeconomic disparities in life expectancy gains among retired German men, 1997–2016. *Journal of epidemiology and community health* 2019; 73:605–11. <https://doi.org/10.1136/jech-2018-211742> PMID: 30971422
 52. Geyer S, Jaunzeme J. Möglichkeiten und Grenzen von Befragungsdaten und Daten gesetzlicher Krankenversicherungen. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, et al., eds. *Routinedaten im Gesundheitswesen: Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven*. Bern: Verlag Hans Huber 2014:223–33.
 53. Statistisches Bundesamt. Arbeitnehmerverdienste—Lange Reihen. Fachserie 16 Reihe 2.4. Wiesbaden. 2019.
 54. Geyer S. Income, income, or income? The effects of different income measures on health in a national survey. *Journal of epidemiology and community health* 2011; 65:491–6. <https://doi.org/10.1136/jech.2009.103390> PMID: 21071560
 55. Schilling G. Langzeitüberlebende nach Krebs: Geheilt, aber nicht richtig gesund. *Dtsch Arztebl International*. 2017; 114(24):-4-. <https://doi.org/10.3238/PersOnko/2017.06.16.01>

5. Diskussion

Ziel der vorliegenden Dissertation war es, einen vertieften Einblick in die Morbiditätsentwicklung beim Bronchialkarzinom in Deutschland zu geben. Um populationsbasierte Fragestellungen, wie der nach Kompression oder Expansion beim Bronchialkarzinom, nachzugehen und in den gesamtgesellschaftlichen Kontext einzuordnen, war es zunächst nötig die Entwicklung der Lebenserwartung und ihrer sozialen Ungleichheit näher zu beleuchten [14]. Anschließend wurde die Entwicklung der Inzidenz anhand unterschiedlicher sozioökonomischer Indikatoren untersucht, was einen tieferen Einblick in die Dynamiken des Erkrankungsgeschehens über die Zeit ermöglichte [15]. Vor dem Hintergrund der Entwicklung der Lebenserwartung insgesamt war es möglich der Frage nach Kompression oder Expansion nachzugehen und auch hier wieder auf die Unterschiede zwischen den verschiedenen sozioökonomischen Gruppen zu fokussieren [16].

Im folgenden Abschnitt werden die Hauptergebnisse der drei Studien anhand des Forschungsstandes und der Thesen der Morbiditätsentwicklung diskutiert und eingeordnet. Darüber hinaus werden die Stärken und Schwächen der durchgeführten Analysen aufgezeigt.

5.1 Diskussion und Einordnung der Ergebnisse in den Forschungsstand

Die Frage zur Entwicklung der Morbidität in der Population ist nicht nur eng mit der Entwicklung der Lebenserwartung verbunden, sondern auch mit der sozialen Ungleichheit in der Entwicklung von Morbidität und Mortalität. Daher widmet sich *Teilstudie 1* der Analyse der sozialen Ungleichheit in der Entwicklung der Lebenserwartung [14]. Die Studie zeigt, dass die Lebenserwartung seit 2005 bei beiden Geschlechtern, jedoch verstärkt unter den Männern, angestiegen ist und alle Einkommensgruppen von diesem Anstieg profitieren konnten. Allerdings wird auch deutlich, dass der Anstieg nicht in allen Einkommensgruppen gleich stark verläuft und sich auch zwischen den Altersgruppen und Geschlechtern unterscheidet. Insbesondere unter den älteren Männern ab dem 65. Lebensjahr zeigt sich ein Ausweiten der Ungleichheiten, während sich die Ungleichheiten unter den Frauen im Zeitverlauf altersunabhängig reduzierten. Trotz der deutlichen Zugewinne in der Lebenserwartung bei Männern ist die Ungleichheit in der Lebenserwartung zwischen den Geschlechtern auch im Jahr 2016 immer noch beachtlich [14].

Übereinstimmend mit internationalen Studien wurden in *Teilstudie 1* [14] stärkere soziale Ungleichheiten in der Lebenserwartung bei Männern gefunden als bei Frauen [73-81, 140]. Studien zeigen, dass die substanziellen Differenzen im Ausmaß der sozialen Ungleichheit in der Lebenserwartung unter anderem auf unterschiedliche geschlechterspezifische berufliche Belastungen zurückgeführt werden können [12, 137, 141]. So arbeiten deutlich mehr Männer als Frauen in körperlich fordernden Berufen, die dem Erhalt einer guten Gesundheit abträglich sind [12, 137, 141]. Hinzu kommen Geschlechterunterschiede im gesundheitsrelevanten Risikoverhalten (z.B. Rauchen, Alkoholkonsum, etc.), die zudem zusätzlich sozial ungleich verteilt sind. Dies trägt zu höheren Ungleichheiten unter den Männern als unter den Frauen bei [11, 12, 27, 57, 70, 82, 168].

Aufgrund der fehlenden routinemäßigen Erhebung der Sterblichkeit nach SES im Rahmen der amtlichen Statistik, ist die Studienlage zur sozialen Ungleichheit in der Lebenserwartung in Deutschland rar. Um diese Forschungslücke zu verkleinern, wurden unter Zuhilfenahme diverser Datensätze verschiedene Studien durchgeführt [10-13, 69, 86]. Kibele et al. und Wenau et al. nutzten in ihren Analysen die Daten der deutschen Rentenversicherung, um die Ungleichheit in der Lebenserwartung für Männer ab dem 65. Lebensjahr zu bestimmen [10, 13]. Ebenso wie *Teilstudie 1* [14] berichten die Autoren wachsende soziale Ungleichheiten in der Lebenserwartung bei Männern jenseits des 65. Lebensjahres [10, 13]. Weitere, auf Surveydaten basierende Studien, berichten ebenfalls persistierende soziale Ungleichheiten in der Lebenserwartung bei Männern in jüngeren Altersstufen in Deutschland [11, 86]. Entgegen den Ergebnissen aus *Teilstudie 1* [14] fanden die Autoren der genannten Surveystudien für Frauen konstante Ungleichheiten über die Zeit [11, 86]. Dabei ist hervorzuheben, dass die unterschiedlichen Studien nur eingeschränkt miteinander vergleichbar sind und die unterschiedlichen Ergebnisse in Bezug auf die Frauen auch hieraus resultieren könnten. Die auf Surveydaten basierenden Analysen ermöglichen zwar die Betrachtung der Ungleichheit in der Lebenserwartung über eine deutlich breitere Altersspanne [11, 12, 86], haben aber den Nachteil, dass sie auf Befragungen mit einer Nacherhebung der Mortalität beruhen. Hier ist davon auszugehen, dass die retrospektive Ermittlung und Meldung von Todesfällen der Befragtenpopulation unvollständig ist, bspw. aufgrund von Wohnortwechseln. Hinzu kommt, dass Personen mit schlechtem Gesundheitszustand seltener an Befragungsstudien teilnehmen und hierdurch die Gesamtmortalität deutlich niedriger liegt als in der Allgemeinbevölkerung [169, 170]. Darüber hinaus sind einzelne Altersstufen mit niedrigen Fallzahlen besetzt was das

Analysepotential der Daten einschränkt [169]. Aufgrund der Unterschätzung der Mortalität und der recht geringen Fallzahlen in diesen Datensätzen ist anzunehmen, dass auch gewisse Unsicherheiten hinsichtlich der Robustheit der abgebildeten Entwicklung der Lebenserwartung bestehen, insbesondere wenn nach soziökonomischen Merkmalen stratifiziert wird [169]. Die in *Teilstudie 1* [14] durchgeführten Analysen basieren hingegen, ebenso wie die Analysen von Kibele et al. und Wenau et al., auf Individualinformationen zu SES und Mortalität, welche routinemäßig in den Daten erfasst wurden [10, 13]. Die bisher mit Hilfe der Rentendaten durchgeführten Studien können aufgrund der beschränkten Altersspanne jedoch nur ein begrenztes Bild der Entwicklung der sozialen Ungleichheit in der Lebenserwartung zeichnen. Die genutzten Routinedaten der AOKN ermöglichen hingegen eine detailliertere Betrachtung der Entwicklungen der Ungleichheit in Lebenserwartung ab dem 20. Lebensjahr.

Bei der Betrachtung der Fragestellungen zur Kompression bzw. Expansion der Morbidität wird meist von einer stabilen Zunahme der Lebenserwartung ausgegangen. Dabei soll ermittelt werden, ob die zugewonnen Jahre in Gesundheit oder Krankheit verbracht werden. In Deutschland wie in anderen Hocheinkommensländern der Welt kam es im Verlauf des letzten Jahrhunderts zu beispiellosen Zugewinnen in der Lebenserwartung [5, 65]. Ob diese Entwicklung auch künftig im gleichen Maße und Tempo weitergehen wird wie in der Vergangenheit bleibt abzuwarten. So konnten neuere Studien zeigen, dass die Periodenlebenserwartung in mehreren Ländern stagniert [70] oder wie im Falle der USA sogar sinkt [70, 71]. Auch Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes deuten auf ein Abflachen der Zuwächse in der Lebenserwartung hin [4] und zeigen damit ähnliche Ergebnisse wie *Teilstudie 1* für die Frauen [14]. Vor allem das vermehrte Auftreten starker Grippewellen seit den 2010er Jahren und die Zunahme der Sterblichkeit aufgrund chronischer Erkrankungen (z.B. Erkrankungen des Herzkreislaufsystems, neurodegenerative Erkrankungen) gelten hierfür als verantwortlich [4, 70, 71, 171].

Es ist festzuhalten, dass die jährlich berichtete Lebenserwartung auf Basis der Periodensterbetafel eine Momentaufnahme des jährlich vorherrschenden Mortalitätsgeschehens in der Bevölkerung darstellt [172]. Gerade in Bezug auf das Auftreten von Periodeneffekten weisen Luy et al. darauf hin, dass dies die Abschätzung der zukünftigen Entwicklung der Lebenserwartung erschweren kann. Hierzu zählt beispielsweise das plötzliche Auftreten akuter Erkrankungen, wie der Grippe, die die Mortalität auch in der jüngeren

Vergangenheit zeitweise sprunghaft ansteigen ließ [172]. Die korrekte Schätzung der tatsächlichen Lebenserwartung wird insbesondere dann erschwert, wenn diese Periodeneffekte, wie im letzten Jahrzehnt, vermehrt und in kürzeren Frequenzen auftreten [172]. Ebenso kann der Effekt der gegenwärtigen Covid-19-Pandemie auf die zukünftige Entwicklung der Lebenserwartung bisher kaum abgeschätzt werden. Die Lebenserwartung sank aufgrund von Covid-19 im Jahr 2020 in einer Vielzahl von Ländern erheblich [173-179]. Die Autoren gehen zwar von einer schnellen Rückkehr der Zuwächse in der Lebenserwartung aus [173, 179], dies ist jedoch abhängig davon, wie gut die Länder durch die Pandemie kommen und in welchem Maße es gelingt, vorzeitige Todesfälle zu verhindern. Aufgrund der Ungleichheiten im Erkranken von Covid-19 [180, 181] wäre es zudem durchaus denkbar, dass die Ungleichheiten in der Lebenserwartung künftig weiter ansteigen. Fragen nach der Entwicklung der „gesunden“ und morbiden Lebensjahre in den unterschiedlichen sozioökonomischen Gruppen besitzen zudem nicht nur vor dem Hintergrund einer steigenden Lebenserwartung eine hohe Public-Health-Relevanz, sondern ebenso bei einer steigenden (oder gar rückläufigen) Lebenserwartung in der Gesamtbevölkerung. Dies trifft insbesondere zu, wenn die Lebenserwartung nicht in allen SES-Gruppen stagniert, sondern bestimmte Gruppen weiterhin von den Zugewinnen an Lebensjahren profitieren. Zudem weisen die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Studien deutlich darauf hin, dass sich die Trends zwischen den SES-Gruppen, insbesondere in der Inzidenz, deutlich unterscheiden und dadurch Verschiebungen in den Lebensjahren frei von Lungenkrebs und mit Lungenkrebs innerhalb der SES-Gruppen über die Zeit auch künftig zu erwarten sind. Mit Blick auf die Ergebnisse der Frauen zeigt sich zudem, dass diese Verschiebungen auch bei einem vergleichsweise geringen Anstieg der Gesamtlebenserwartung auftreten.

Wenn über Potenziale und Möglichkeiten der Entwicklung der Lebenserwartung diskutiert wird, empfiehlt es sich, die Entwicklungen in der Lebenserwartung längerfristig zu beobachten. Um Fehlinterpretationen zu vermeiden, sollten die beobachteten Trends in der Lebenserwartung (Abflachen des Zugewinns vs. Stagnation vs. Rückgang) darüber hinaus in den jeweiligen zeitlichen, länderspezifischen und gesamtgesellschaftlichen Kontexten eingeordnet und diskutiert werden. Insbesondere die Entwicklung der in chronischer Erkrankung verbrachten Lebenszeit hat einen erheblichen Einfluss auf die Potenziale der Entwicklung der Lebenserwartung. Für Deutschland weisen neuere Befunde darauf hin, dass sich die in Multimorbidität und Diabetes Mellitus Typ 2 verbrachte Lebenszeit im Zeitverlauf ausgeweitet

hat [64, 182, 183]. Wenn zukünftig immer mehr Menschen mit chronischen Erkrankungen leben müssen, könnte sich dies auf die künftige Entwicklung der Lebenserwartung auswirken. Darüber hinaus wurde in Studien beobachtet, dass sich das Alter bei Auftreten eines ersten Herzinfarktes reduziert [64, 184, 185] und es im Zeitverlauf unter den Jüngeren häufiger zu Herzinfarkten kam [185]. Ebenso stagniert in den jüngeren Geburtskohorten der Trend hin zu sich verbessernder subjektiv eingeschätzter Gesundheit, gesundheitsbezogener Lebensqualität und Greifkraft oder tendiert sogar zu einer Verschlechterung im Vergleich zu älteren Geburtskohorten [64, 142, 186-188]. Ähnliches konnte auch bei Menschen mit Diabetes Mellitus Typ 2 in Bezug auf funktionale Einschränkungen (IADL) beobachtet werden. Auch hier stieg der Anteil bei jüngeren Menschen mit Diabetes verstärkt an. Die Autoren sehen insbesondere die Zunahme von Adipositas bei Jüngeren als hierfür ursächlich [64, 189]. Ein weiterer Faktor, der in Bezug auf die Entwicklungspotenziale der Lebenserwartung eine wesentliche Rolle spielt, ist die Entwicklung der sozialen Ungleichheit in Gesundheit und Krankheit. Hier weisen die Befunde für Deutschland darauf hin, dass nicht nur erhebliche Ungleichheiten im Auftreten von chronischen Erkrankungen bestehen [149, 184, 189-191] sondern auch in der subjektiven Gesundheit und der gesundheitsbezogenen Lebensqualität [188]. Berichtet werden konstante oder sich im Zeitverlauf weiter ausweitende Ungleichheiten [192, 193]. Diese Entwicklungen könnten erheblichen Einfluss auf die in Erkrankung verbrachte Lebenszeit und die Mortalität in der Gesamtbevölkerung haben und sich negativ auf Entwicklung der Lebenserwartung auswirken. Eine weitere Ausweitung der Ungleichheiten in Morbidität und Mortalität könnte somit langfristig zu einer deutlich schlechteren Entwicklung der Lebenserwartung auf Populationsebene führen.

Mehrere Studien konnten zeigen, dass ein Großteil der sozialen Ungleichheit in der Mortalität und der Lebenserwartung auf Unterschiede im Erkranken und Versterben an Krebs zurückgeführt werden kann [34, 83, 84, 145]. Insbesondere Lungenkrebs zählt zu den häufigsten Todesursachen bei Männern und Frauen in Deutschland [2, 37, 121]. Daher geht ein nicht unerheblicher Anteil an Lebensjahren vorzeitig aufgrund von Lungenkrebs verloren [2]. Eine deutliche Reduktion der Lungenkrebssterblichkeit in Deutschland würde daher einen nicht unerheblichen Zugewinn in der Lebenserwartung in Deutschland ermöglichen [85]. Eine eingehende Analyse der mit Krebs assoziierten Lebensjahre, einschließlich der lungenkrebsassoziierten Jahre, besitzt daher eine hohe Public-Health-Relevanz und erleichtert

die Abschätzung des Bedarfs an medizinischer Versorgung von Lungenkrebspatientinnen und -patienten.

Obwohl das allgemeine onkologische Erkrankungsgeschehen durch die amtliche Krebsberichterstattung gut dokumentiert ist und die wesentlichen epidemiologischen Kennziffern seit 1994 im zweijährigem Rhythmus publiziert werden [3, 126-136], ist der Forschungsstand zur sozialen Ungleichheit im Erkranken und Versterben an Krebs unzureichend. Dies gilt insbesondere in Bezug auf die mit Krebs assoziierte Lebenszeit. Da die Informationen zur sozialen Position der Erkrankten oftmals nicht vorliegen (vgl. z.B. [12]), behelfen sich Studien zur Analyse der sozialen Ungleichheit eines Konstrukts aus mehreren sozioökonomischen Informationen auf aggregierter Ebene. Hierbei wird die soziale Ungleichheit in der Bevölkerung oftmals unter Zuhilfenahme des regionalen Deprivationslevels einzelner Landkreise, Gemeinden, oder Stadtbezirke gemessen. Jedoch birgt dieser Ansatz die Gefahr von ökologischen Fehlschlüssen, da kein direktes Matching der SES-Informationen mit den Daten zur Erkrankung auf Individualebene erreicht werden kann. Zudem kann die Verwendung dieser Makroindikatoren zur Messung der sozialen Ungleichheit zur Unterschätzung der Ungleichheiten im Erkranken und Versterben führen. Ursache hierfür ist, dass die Einheit, für die die Daten auf aggregierter Ebene vorliegen (bspw. ein Landkreis), im Verhältnis zu anderen Einheiten zwar ein höheres oder niedrigeres Einkommensniveau aufweist, die Einkommensverteilung innerhalb der Einheit jedoch nicht homogen ist. Der Wohnort kann zwar als Indikator der sozioökonomischen Lage eines Individuums dienen, ist aber im Einzelfall (d.h. auf der Individualebene) nicht präzise. Beispielsweise erhöhen besser situierte Individuen das durchschnittliche Einkommen einer strukturell-einkommensschwachen Region und erhöhen damit die Heterogenität in Bezug auf die Einkommensverteilung und in Bezug auf die Gesundheitschancen und -risiken innerhalb der Region. Dabei kann angenommen werden, dass diese steigende Heterogenität in Teilen zu einer „Ausmittelung“ der Ungleichheiten auf aggregierter Ebene führt, wodurch nicht das gleiche Ausmaß sozialer Ungleichheit abgebildet werden kann wie unter Verwendung von SES-Merkmalen auf der Individualebene. Demnach ist die Analyse auf Basis von Individualdaten, sofern diese zur Verfügung stehen, der Analyse von aggregierten Daten vorzuziehen. Darüber hinaus liegen keine Studien vor, die sich mit der mit Lungenkrebs assoziierten Lebenszeit bzw. lungenkrebsfreien Lebenszeit beschäftigen. Hier liefern *Teilstudien 2 und 3* [15, 16] einen wesentlichen Beitrag zur Schließung dieser Forschungslücke für Deutschland.

Die in *Teilstudie 2 und 3* [15, 16] berichteten geschlechts- und altersspezifischen Inzidenzraten entsprechen im Trend und Verlauf jenen aus der amtlichen Krebsberichterstattung des Robert-Koch Instituts [3]. Die Erkrankungsraten der Männer sinken im Zeitverlauf, wohingegen jene der Frauen kontinuierlich anstiegen [15, 16]. Erste populationsbezogene Studien für Deutschland weisen auf soziale Gradienten im Erkranken an Lungenkrebs hin [64, 145, 149]. Insbesondere Menschen mit niedrigem sozioökonomischen Status haben ein höheres Risiko an Lungenkrebs zu erkranken, als Menschen mit in höheren sozioökonomischen Positionen. Hoebel et al. konnten anhand von Krebsregisterdaten zeigen, dass bei Männern ein sozialer Gradient im Erkranken an Lungenkrebs vorhanden ist. Bei Frauen zeigte sich hingegen keine Ungleichheit [145]. Zur Analyse der sozialen Ungleichheiten in der Inzidenz wurden die Krebsregisterdaten durch aggregierte Daten zur sozialen Deprivation in den einzelnen Landkreisen ergänzt [145]. Die Studie analysiert jedoch keine Zeittrends und ermöglicht daher keine Aussagen über die Entwicklung der Inzidenz und der sozialen Ungleichverteilung im Erkranken an Lungenkrebs. Eine der wenigen Studien auf Basis von Individualdaten trifft zwar Aussagen zur sozialen Ungleichheit bei Lungenkrebs, fokussiert jedoch ebenfalls nicht auf die zeitliche Entwicklung [149]. Ohne die Betrachtung der Zeittrends bleiben die dynamischen Entwicklungen in der Inzidenz in den letzten beiden Dekaden, insbesondere die Entwicklung der sozialen Ungleichheit unter den Frauen, jedoch verdeckt [15, 16]. Wie *Teilstudie 2* zeigt [15], kann das Fehlen des Gradienten bei Hoebel et al. [145] mit hoher Wahrscheinlichkeit auf die alleinige Analyse der altersstandardisierten Inzidenz (fehlende altersgruppenunspezifische Analyse) und die Beschränkung auf kumulierte Inzidenzwerte einer einzelnen Periode (das Fehlen von Informationen zum Zeittrend) in der Inzidenz zurückgeführt werden. Dies führte zu einer Maskierung der in *Teilstudie 2* gezeigten vorhandenen altersspezifischen Ungleichheiten unter den Frauen [15]. Längsschnittliche Designs und der Einschluss von Zeittrendanalysen können demnach ein wesentlich deutlicheres Bild des dynamischen Erkrankungsgeschehens zeichnen. *Teilstudie 2* [15] zeigt diese dynamische Entwicklung in den altersspezifischen Inzidenzraten im Zeitverlauf. Bei Männern ist die in der Gesamtpopulation insgesamt sinkende Inzidenz vor allem auf die deutlichen Reduktionen in den Erkrankungsraten bei Männern mit mittleren und höheren Einkommen zurückzuführen. Bei Frauen zeigt sich, dass die Zuwächse in den Inzidenzraten über die Zeit in der höheren Einkommensgruppe geringer ausfielen als unter Frauen mit geringeren Einkommen. Hierdurch verschob sich der gedrehte Einkommensgradient im Zeitverlauf in immer höhere Altersstufen [15]. Die in *Teilstudie 2*

aufgezeigten Muster scheinen indirekt die zeitliche Entwicklung der Folgen im Risikoverhalten, insbesondere im Rauchen [17-19], abzubilden. Besonders die in Abschnitt 2.3.2 gezeigten Ergebnisse der Analysen der SOEP-Daten zur zeitlichen Entwicklung der SES-spezifischen Rauchprävalenz unterstützen diese Vermutung. Hier deutet sich ein rückläufiger Trend der Rauchprävalenzen unter den Frauen mit höherem SES an (vgl. Grafik 2 und 3, Abschnitt 2.3.2). Wenn dieser Trend sich auch zukünftig weiter fortsetzt, wird sich dies deutlich positiv auf die Erkrankungsraten unter den Frauen mit höherem SES auswirken. Anzunehmen ist, dass sich dies auch in der Gesamtinzidenz der weiblichen Bevölkerung bemerkbar machen wird. Ursächlich hierfür ist, dass der Anteil der Gruppe der Frauen mit höherem SES aufgrund der gestiegenen Bildungs- und Erwerbsbeteiligung auf Populationsebene deutlich an Gewicht gewonnen hat. Die Ergebnisse legen nahe, dass sich die Erkrankungsraten in ihrem Verlauf ähnlich verhalten werden, wie jener der Männer Dekaden zuvor. Der Rückgang der Rauchprävalenz unter den Frauen (vgl. Grafik 2 und 3, Abschnitt 2.3.2) entspricht dabei weitgehend dem modelltypischen Verlauf der „Smoking Epidemic“ Hypothese, nach dem Frauen mit deutlichem zeitlichen Verzug der Entwicklung der Männer, zunächst in den Raucherquoten, später in der Lungenkrebsinzidenz, folgen. Im wissenschaftlichen Diskurs wurde außerdem vorgeschlagen das Smoking-Epidemic-Modell um Aspekte der Diffusionstheorie [20, 21] zu ergänzen, nach der Innovationen zuerst von Personen mit höherem sozioökonomischen Status übernommen werden. Zu nennen ist hier der Anstieg des Rauchens in Phase 1 und 2 bei den Männern und in Phase 3 und 4 bei Frauen sowie die anschließende Reduktion des Rauchens durch Prävention und höheres Gesundheitswissen und -bewusstsein in den darauffolgenden Phasen. Die in dieser Arbeit vorgestellten Ergebnisse untermauern diese Annahme und zeigen, dass der Rückgang der Rauchprävalenz und der Lungenkrebsinzidenz über die Zeit, und damit einhergehend auch der Anstieg der lungenkrebsfreien Lebensjahre, unter Personen mit höherem Einkommen stärker ausfällt. Insbesondere die Ergebnisse der *Teilstudie 2* zur Verschiebung des gedrehten Sozialgradienten in der Lungenkrebsinzidenz unter den Frauen in immer höhere Altersstufen und die endgültige Umkehr zum „typischen“ Gradienten untermauern dies eindrücklich. Würden diese beobachteten Entwicklungen auch weiterhin modelltypisch verlaufen, sollte auch unter den Frauen in den nächsten Jahrzehnten mit Reduktionen in der Lungenkrebsmorbidity zu rechnen sein.

Eine Reduktion der lungenkrebspezifischen Sterberaten in Deutschland, beispielsweise auf das Niveau von Schweden, würde die Lebenserwartung in Deutschland um etwa 0,4 Jahre ansteigen lassen [85]. Dies zeigt die Potentiale auf, die eine Reduktion von wesentlichen ursächlichen Risikofaktoren bieten können. Der Primärprävention kommt hierbei eine besondere Rolle zu. Insbesondere das Verhindern des Raucheinstiegs bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen sollte hierbei verstärkt durch die Politik in den Fokus genommen werden. Gegenwärtige Studien [19, 31, 105, 106] und die in Abschnitt 2.3.2 durchgeführten Analysen weisen darauf hin, dass sich die Entwicklung in Deutschland auf einem guten Weg befindet. Es wurden deutliche Erfolge in der Reduktion der Rauchprävalenz, vor allem bei Männern, erzielt. Andererseits rauchen insgesamt gesehen zwar weniger Frauen als Männer, aber die Rauchprävalenz unter den Frauen stagniert seit den letzten Jahren. Ebenso nehmen die Einkommens- und Bildungsungleichheiten über die Zeit zu ([31, 106] und vgl. Abschnitt 2.3.2). Mit Blick auf das Modell der „Smoking Epidemic“ befindet sich Deutschland in der Phase der Abnahme rauchbedingter Inzidenz bei Männern und der Zunahme bei Frauen (Anfang Phase 4) [18, 95, 102, 122]. Vor diesem Hintergrund konnten *Teilstudie 2 und 3* zeigen, dass insbesondere Frauen mit niedrigem sozialen Status bei der zeitlichen Entwicklung des Erkrankungsgeschehens benachteiligt sind. Bei ihnen sind die Inzidenzraten gegenüber Frauen mit höherem SES über die Zeit deutlich erhöht. Zudem weiteten sich die Ungleichheiten, insbesondere die Einkommensungleichheiten, bei den Frauen aus. Es ist anzunehmen, dass diese Entwicklungen sich weiterhin steigernd auf die Entwicklung der sozialen Ungleichheit in der Lungenkrebsinzidenz auswirken, wobei abzuwarten bleibt ob und wann die Gesamtinzidenz unter den Frauen sinken wird. Externe und verhaltensbedingte Faktoren sind maßgeblich für das individuelle Risiko verantwortlich, an Lungenkrebs zu erkranken. Präventionsmaßnahmen, die beim Hauptrisikofaktor Rauchen ansetzen, haben in der Vergangenheit insbesondere bei Männern zu einer Senkung der Rauchprävalenz geführt. Sollten diese Erfolge auch zukünftig weiter Bestand haben wird die Rolle anderer Risikofaktoren der Lungenkrebsinzidenz, wie z.B. die Stickoxydbelastung der Atemluft (z.B. [39, 51]) ein zunehmend höheres Gewicht einnehmen. Entsprechend sollten auch bei diesen Faktoren Präventionsmaßnahmen vorangetrieben werden, um die Lungenkrebsinzidenz auch in Zukunft weiter zu senken.

Teilstudie 3 [16] erweitert die Analysen um die Mortalität an Lungenkrebs und erlaubt somit Aussagen über die auf Populationsebene zu erwartenden Lebensjahre mit und ohne Lungenkrebs. Erst diese Erweiterung des Fokus um die Entwicklung der Mortalität mit und ohne

Lungenkrebs erlaubt Aussagen darüber, ob in Deutschland eine Kompression oder Expansion bei Lungenkrebs stattfand. Es konnte gezeigt werden, dass nach den Herz-Kreislaufkrankungen die meisten Lebensjahre in Deutschland aufgrund von Lungenkrebs verloren gehen [2]. Abgesehen von *Teilstudie 3* [16] existieren bisher keine nationalen oder internationalen Studien zu den zu erwartenden Lebensjahren mit und ohne Lungenkrebs. Neben den bereits beschriebenen Entwicklungen der Erkrankung an Lungenkrebs wurde in *Teilstudie 3* [16] die Ungleichheit in der Mortalität an Lungenkrebs näher betrachtet. Hier fanden sich, vergleichbar zu Schröder et al. [149], keine nennenswerten Unterschiede zwischen den SES-Gruppen im Versterben mit Lungenkrebs [16]. Darüber hinaus konnte *Teilstudie 3* zeigen, dass sich die Mortalitätsrisiken nach Lungenkrebs bei Männern und Frauen in allen SES-Gruppen tendenziell positiv entwickelten beziehungsweise konstant blieben [16]. Schröder et al. begründen das Fehlen des sozialen Gradienten im Versterben mit Lungenkrebs mit der für alle Menschen in Deutschland annähernd gleichwertig zur Verfügung stehenden Krankenhausversorgung [149]. Dies kann ebenfalls auf die Ergebnisse von *Teilstudie 3* übertragen werden, da gesetzlich Versicherten unabhängig von ihrem gegenwärtigen Sozialstatus grundsätzlich die gleichen Möglichkeiten der Krankenversorgung zur Verfügung stehen. Studien zeigen zwar bestehende Ungleichheiten in der Inanspruchnahme von Leistungen im Gesundheitswesen (z.B. [194-196]), jedoch ist bei einer stark progredient verlaufenden Erkrankung wie Lungenkrebs nicht davon auszugehen, dass die Angehörigen der verschiedenen SES-Gruppen die Therapiemöglichkeiten stark unterschiedlich in Anspruch nehmen. Aufgrund der hohen Symptomlast und hohen Letalität, ist davon auszugehen, dass sich nahezu alle Erkrankten in einer eng begleiteten ambulanten oder stationären Therapie befinden sollten.

Bei nahezu unveränderten Mortalitätsrisiken nach Lungenkrebs erhöhen sich die Lebensjahre in Lungenkrebs bei Frauen deutlich. Diese Entwicklung ist vorrangig von der steigenden Inzidenz bei Frauen getrieben. Insbesondere Frauen mit niedrigem Einkommen sind bei der Entwicklung der Lebensjahre in Erkrankung gegenüber Frauen mit höheren Einkommen deutlich benachteiligt. Hingegen ist der Anstieg der Inzidenzen und der Lebensjahre in Erkrankung unter den Frauen mit höheren Einkommen nahezu zum Erliegen gekommen. Die zum überwiegenden Teil aus den steigenden Erkrankungsraten determinierte relative Expansion von Lungenkrebs in der weiblichen Bevölkerung wird demnach vorrangig von der Entwicklung der Inzidenz, insbesondere in der Gruppe der Frauen mit niedrigem Einkommen,

hervorgerufen. Die soziale Ungleichheit in den Lebensjahren frei von Lungenkrebs und nach Inzidenz weitet sich daher seit Ende der 2010er Jahre aus. Bei Männern hingegen sinken die Raten kontinuierlich. Zudem profitierten unter den Männern alle sozioökonomischen Gruppen von der Senkung der Inzidenzraten. Der Grundstein hierfür kann wiederum in der Reduktion der Rauchprävalenzen gesehen werden. Durch diese Entwicklung kann bei Männern eine relative Kompression beobachtet werden [16]. Insgesamt betrachtet liefern *Teilstudie 2 und 3* einen deutlichen, aber indirekten Nachweis des von Pampel et al. modellhaft beschriebenen Wirkungsmechanismus der „Smoking Epidemic“.

Abschließend ist festzuhalten, dass in Deutschland in Bezug auf Lungenkrebs sowohl die von Fries beschriebene These der Kompression [7, 8] als auch Gruenbergs Expansionsthese [6] Gültigkeit besitzen. In Deutschland findet parallel also beides, eine Expansion von Lungenkrebs bei Frauen und eine Kompression von Lungenkrebs bei Männern [16] statt.

5.2 Stärken und Limitationen

Die Analysen der *Teilstudien 1 bis 3* basieren auf den längsschnittlichen Daten einer der größten gesetzlichen Krankenversicherungen in Deutschland. Die die Kalenderjahre 2005 bis 2017 umfassende Datenbasis beinhaltet die Individualinformationen zur Mortalität, zu ambulanten und stationären Diagnosen, medikamentöser und nicht-medikamentöser Therapie, sowie Informationen zum Einkommen, Bildungsabschlüssen und beruflicher Position der vollständigen Versichertenpopulation. Die Daten der AOKN weisen mit jährlich mehr als 2 Millionen Versicherten ab dem 18. Lebensjahr zudem hohe Fallzahlen auf. Erst die Nutzung dieser besonderen Datenbasis ermöglichte es, die in den Teilstudien [14-16] beschriebenen detaillierten Zeittrendanalysen in ihrer Komplexität durchzuführen. Weiterhin ist hervorzuheben, dass eine der wesentlichen Stärken der genutzten Daten im Vorhandensein der relevanten Informationen zum Erkranken, Versterben und zum sozialen Status auf der Individualebene liegt. Da die Daten zum Erkranken, Versterben und zum SES aus einem Datenbestand stammen, erhöht sich die Aussagekraft und Robustheit der Analysen. Eine Verknüpfung verschiedener Datensätze, beispielsweise von Informationen zum SES auf der Makroebene mit den individuellen Erkrankungsverläufen, hätte die Prüfung der Passung der Daten zwischen Makro- und Individualebene der verschiedenen zu verknüpfenden Datenbestände erforderlich gemacht. Durch die Nutzung von Individualdaten können zudem ökologische Fehlschlüsse vermieden werden, die oftmals zu Fehlinterpretationen der Ergebnisse führen können, wenn Rückschlüsse zu kausalen Zusammenhängen zwischen Makroebene (z.B. SES) und Individualebene (z.B. Erkranken) gezogen werden. Darüber hinaus liegen die Informationen aller Individuen unabhängig von ihrem gegenwärtigen Gesundheitszustand in den Daten vor. In Surveystudien nehmen potentielle Teilnehmer oftmals aufgrund ihres schlechten Gesundheitszustandes nicht an der Befragung teil, wodurch Surveydaten häufig von einer gesundheitsbezogenen non-response betroffen sind. Dieses Problem verschärft sich meist bei Surveystudien mit längsschnittlichem Erhebungsdesign, wenn sich der Gesundheitszustand der Befragten über die Erhebungswellen hinweg verschlechtert und zur verstärkten Ausfällen führt [157]. Die Analysen der drei Teilstudien sind hierdurch jedoch unbeeinflusst, sodass die Höhe und Trends in der Morbidität in den einzelnen SES-Subgruppen gut dargestellt werden können. Die genannten Stärken der verwendeten Daten der AOKN mit ihren detaillierten Informationen zum SES, Morbiditäts- und Mortalitätsgeschehen sowie der hohen Fallzahl erlaubten es ein detailliertes Bild der

Entwicklung der Lungenkrebsinzidenz und Mortalität in verschiedenen Einkommens-, Bildungs- und Berufsgruppengruppen vom 20. Lebensjahr bis zu den Hochaltrigen zu zeichnen. Die Eigenschaften der Daten erlaubten auch, dass für Deutschland erstmals Analysen zu Trends der sozialen Ungleichheiten in der Lebenserwartung auf Basis von Individualdaten aus einem Datenbestand und unter Verwendung der Standardverfahren der Sterbetafelanalyse für Männer und Frauen ab dem 20. Lebensjahr durchgeführt werden konnten [14]. Ein Rückgriff auf sonst übliche Verfahren zur Schätzung relativer Mortalitätsrisiken und Übertragung dieser auf die amtlichen Sterbetafeln war hierbei nicht notwendig.

Die genutzten Daten stellen neben den angesprochenen Vorteilen diverse Herausforderungen an die Forschenden. Dies gilt insbesondere bei der Definition von Inzidenzen, da hier besondere Anforderungen an die Datenaufbereitung gestellt werden. Zur Bestimmung des Inzidenzdatums aus den Daten müssen Vorbeobachtungszeiten – Versicherungszeiten, die frei von der zu analysierenden Diagnose sind – berücksichtigt werden, um falschinzidente Fälle ausschließen zu können [165]. Diese können bei verschiedenen chronischen Erkrankungen und Akutereignissen (wie z.B. Herzinfarkt) problematisch sein, da bei einer geringen Vorbeobachtungszeit etwaige vorangegangene Diagnosen nicht erkannt werden und eigentlich Prävalente als Neuerkrankte gezählt werden. Auch zu lange Vorbeobachtungszeiten bergen Nachteile. Sie erlauben zwar eine große Sicherheit bei der Identifizierung falschinzidenter Personen, verkürzen jedoch den Beobachtungszeitraum und somit das Analysepotenzial der Daten zuweilen erheblich [165]. Das Ansetzen von längeren Vorbeobachtungszeiten führt auch zum verstärkten Ausschluss von Personen mit kurzen Versicherungszeiten. Wie eine Studie auf Basis der AOKN-Daten zeigen konnte, führt dies, insbesondere bei sehr langen Vorbeobachtungszeiten, zu einer erheblichen Selektivität der weiterhin für die Analysen zur Verfügung stehenden Versicherten, insbesondere in Bezug auf die SES-Struktur [165]. Demnach ist es angemessen, die Vorbeobachtungszeit erkrankungsspezifisch zu wählen, um diese Selektion zu minimieren. Für die Identifizierung der lungenkrebsinzidenten Studienpopulation wurde eine Vorbeobachtungszeit von 90 Tagen angesetzt [15, 16]. Personen, die vor ihrer individuellen Erstdiagnose weniger als 90 Tage beobachtet werden konnten, erfüllen die Vorbeobachtungszeit nicht und wurden von den Analysen ausgeschlossen. Gezählt wurde jeweils nur die erste Lungenkrebsdiagnose innerhalb des Versicherungsverlaufs der Person. Demzufolge müssen etwaige Nachteile und Vorteile bei der Festsetzung der Vorbeobachtungszeiten gegeneinander abgewogen werden. Lungenkrebs zählt weltweit zu

den tödlichsten Erkrankungen, die oftmals mit einer fatalen Prognose für die Patienten verbunden ist. Die Mehrzahl der Todesfälle werden innerhalb des ersten Jahres nach Diagnosestellung beobachtet und das 5-Jahres-Survival lag im Jahr 2016 in Deutschland zwischen 15% bei Männern und 21% bei Frauen [3]. Gerade bei Erkrankungen mit engmaschiger Betreuung und sehr hoher Letalität kann angenommen werden, dass auch kürzere Vorbeobachtungszeiten angemessen sind. Dies gilt besonders, da Deutschland über ein für alle Patienten universell zugängliches Gesundheitswesen verfügt, in dem die Patientinnen und Patienten im Zusammenspiel von ambulanter und stationärer Versorgung sehr engmaschig betreut werden. Vor allem die Verwendung von ambulanten und stationären Versicherungsverläufen aus den GKV-Daten bildet hier, nach sorgfältiger Prüfung und Definition von Vorbeobachtungszeiten, eine gute Basis für die Bestimmung der Inzidenz und die Anwendung komplexer Multistate-Survivalverfahren.

Die Daten beinhalten keine Informationen zur Todesursache der verstorbenen Versicherten. Demzufolge kann nicht bestimmt werden, ob der diagnostizierte Lungenkrebs oder eine andere Ursache zum Tode führte. Aufgrund der hohen Letalität von Lungenkrebs kann jedoch angenommen werden, dass Lungenkrebs in der Mehrheit der Fälle auch die Todesursache der verstorbenen Erkrankten darstellte. Zur Bestimmung der Erkrankungslast in Form der erwarteten Lebensjahre nach der Krebserkrankung ist die eigentliche Todesursache zudem nebensächlich. Vielmehr ist hier, ähnlich wie z.B. beim 5-Jahres-Survival, die Häufigkeit und Dauer des Überlebens nach Erkrankungseintritt relevant, die mit den in den Studien bestimmten Mortalitätsraten abgebildet werden kann.

In den Daten liegen die Informationen zu den jeweiligen Diagnosen anhand von ICD-10-GM Kodierungen vor. Sie lassen daher keine Aussagen zu der Tumorphistologie zu. Somit ist die Darstellung der zeitlichen Entwicklung und des Wandels der diagnostizierten Histologie des Lungenkarzinoms nicht möglich. Darüber hinaus liefern die Daten keine Information über das individuelle Risikoverhalten (z.B. Rauchen) oder umweltbedingte Exposition karzinogener Stoffe in der Atemluft. Daher wurde auf eine detaillierte Aufbereitung des Forschungsstandes zu den histologischen Subtypen des Lungenkrebses und den Risikofaktoren, mit besonderem Fokus auf die Entwicklung des Rauchverhaltens, Wert gelegt (siehe Abschnitt 2.3.1) und mit zusätzlichen Analysen zur Entwicklung der SES-spezifischen Rauchprävalenz (siehe Abschnitt 2.3.2) untermauert. Weiterhin ist festzuhalten, dass zwar eine Exploration von Risikofaktoren

oder der Histologie wünschenswert gewesen wäre, jedoch eine statistische Kontrolle der Erkrankungs- und Mortalitätsraten die Beantwortung der Forschungsfragen erschwert hätten. Ziel war es, die um den Effekt der Risikofaktoren unbereinigte Entwicklung in der Erkrankungslast anhand der Lebensjahre mit und ohne Lungenkrebs auf Populationsebene zu untersuchen. Hierfür werden unbereinigte, tatsächlich in der Population beobachtete, Verläufe von Inzidenz und Mortalität benötigt. Durch die Kontrolle der Risikofaktoren in den Regressionsmodellen wäre ihr Einfluss aus den Erkrankungs- und Mortalitätsrisiken eliminiert wurden, wodurch auch die Vergleichbarkeit mit Beobachtungsstudien auf Bevölkerungsebene erschwert worden wäre.

In allen Teilstudien wurde das Individualeinkommen als ein Indikator des sozioökonomischen Status verwendet. In einer Vielzahl von Studien wird die Verwendung des bedarfsgewichteten Haushaltseinkommens vorgeschlagen. Da in den Daten jedoch keine Informationen zur Haushaltskomposition und dem im Haushalt verfügbarem Einkommen enthalten sind, konnte dieser Indikator zur Betrachtung der Einkommensungleichheiten nicht verwendet werden. Da das Einkommensniveau von Frauen in Deutschland insgesamt niedriger ist als jenes der Männer [197], könnte die Verwendung des Individualeinkommens zu einer Unterschätzung des tatsächlichen sozialen Ungleichheitsniveaus bei den Inzidenz- und Mortalitätsraten bei Frauen geführt haben. Dies sollte bei der Einordnung und Interpretation der Resultate der drei Teilstudien bedacht werden. Geyer et al. konnten jedoch in einer Studie zeigen, dass das Individualeinkommen neben dem Haushaltseinkommen ebenfalls ein adäquates Maß zur Betrachtung sozialer Ungleichheiten in der Gesundheit darstellt [198].

Vorrangegangene Studien mit den Daten der AOKN konnten zeigen, dass diese Datenbasis in der Geschlechter- und Altersverteilung vergleichbar mit der deutschen Bevölkerung ist [159, 160]. Jedoch weicht die SES-Verteilung von jener in der deutschen Bevölkerung ab [159, 160]. Um dieser Limitation zu begegnen, wurden alle statistischen Analysen für SES stratifiziert beziehungsweise in Regressionsmodellen für SES kontrolliert durchgeführt. Da die Zeittrends zudem vorrangig innerhalb der einzelnen SES-Gruppen betrachtet wurden, bleiben die Ergebnisse der *Teilstudien 1 bis 3* hiervon weitestgehend unberührt.

Die Sterbetafelanalyse nimmt in der vorliegenden Arbeit einen hohen Stellenwert ein und wird sowohl für die Berechnung der sozialen Ungleichheiten in der Lebenserwartung (*Teilstudie 1*) als auch in der Analyse der Anzahl erwarteter Lebensjahre frei von Lungenkrebs und nach

Inzidenz (*Teilstudie 3*) verwendet. Insgesamt ist zu betonen, dass die Lebenserwartung ein etabliertes Maß und zudem sensitiv für Mortalitätsänderungen ist. Mortalitätsentwicklungen über die Zeit können mit Hilfe der Lebenserwartung in der Regel gut abgebildet werden. Periodensterbetafelanaysen sind jedoch anfällig für plötzlich auftretende Schwankungen in der Mortalität (sog. Periodeneffekte), wie sie beispielsweise in der aktuellen COVID-19-Pandemie, aber auch während der saisonalen Grippeepidemien auftreten. Wann immer mehrere Altersstufen von einer spürbaren Übersterblichkeit betroffen sind, wirkt sich dies aufgrund der Berechnungsmethode stärker auf die Periodenlebenserwartung aus als es sich auf die tatsächliche Kohortenlebenserwartung auswirken würde. Grund hierfür ist die Annahme, dass die im aktuellen Jahr (oder in der aktuellen Periode) geltenden altersspezifischen Mortalitätsraten auch über den weiteren Lebensverlauf einer Person im Alter x gelten würden [163]. Da starke Anstiege in der Mortalität, beispielsweise im Rahmen von Epidemien, jedoch meist nur von kurzer Dauer sind, erholt sich die Sterblichkeit meist nach kurzer Zeit wieder und die Lebenserwartung steigt schnell wieder an. Zu dieser Erholung trägt auch bei, dass die Population nach überstandenen Perioden mit besonders hoher Sterblichkeit aufgrund der selektiven Mortalität häufig ein günstigeres Morbiditätsprofil aufweist [172]. Die Berechnung der Lebenserwartung über Kohortensterbetafeln stellt keine Alternative zur Periodenlebenserwartung dar, da diese erst berechnet werden kann wenn der weitaus überwiegende Teil der Angehörigen einer Geburtskohorte verstorben ist [163] und Trends über die Geburtskohorten daher nicht zeitnah bestimmt werden können. Daher ist hervorzuheben, dass bei der Betrachtung der Periodenlebenserwartung eher auf Langzeittrends über mehrere Jahre fokussiert werden sollte und vereinzelte Schwankungen oder Einbrüche nicht überinterpretiert werden sollten [172]. Das Zusammenfassen einzelner Kalenderjahre zu Perioden, wie in den *Teilstudien 1* [14] und *3* [16] geschehen, kann diese vereinzelt auftretenden Schwankungen jedoch abpuffern. Bei dem Zusammenfassen von einzelnen Kalenderjahren zu Perioden handelt es sich um ein übliches Verfahren was unter anderem auch vom Statistischen Bundesamt zur Berechnung der Periodenlebenserwartung anhand gemittelter Sterberaten in 3-Jahresperioden angewendet wird [67].

Die Berechnung der erwarteten Lebensjahre mit und ohne Morbidität findet immer weitere Verbreitung und wird seit einigen Jahren auch im Jahresbericht des Europäischen Gesundheitsmonitorings routinemäßig berichtet [199]. Berichtet werden hier die sogenannten „Healthy Life Years“, die Lebensjahre frei von Behinderungen, die auf Basis der im europäischen

Surveys EU Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) [200] ermittelt werden. Die Berechnung der Healthy Life Years basiert dabei auf der Sullivanmethode [201], die Informationen aus den nationalen Sterbetafeln mit altersspezifischen Prävalenzanteilen verbindet. Diese werden, wie auch im europäischen Monitoring, häufig aus Surveystudien ermittelt. Die Verwendung von Multistate-Ansätzen zur Berechnung der erwarteten Lebensjahre mit und ohne Morbidität stellt zwar deutlich höhere Anforderungen an die Datenbasis, bietet jedoch den Vorteil, dass Veränderungen im Erkranken und Versterben zeitnah abgebildet werden können. Der Grund hierfür liegt zum einen in der Verwendung von Inzidenzraten statt Prävalenzanteilen, die eine höhere Sensitivität für Veränderungen im Erkrankungsgeschehen aufweisen. Zum anderen wird, im Gegensatz zur Sullivanmethode, in dem hier verwendeten Multistate-Ansatz zwischen der Mortalität mit und ohne Erkrankung unterschieden. Dies erlaubt eine differenzierte Betrachtung des Mortalitätsgeschehens und erhöht damit die Sensitivität für die unterschiedlichen Trends in den spezifischen Mortalitätsraten über die Zeit. Daher sollten Multistate-Verfahren, wann immer es die Datenbasis zulässt, der Sullivanmethode vorgezogen werden [202].

5.3 Ausblick

Die Entwicklung der Inzidenz und der zu erwartenden Lebenszeit in Lungenkrebs sind bei den Geschlechtern gegensätzlich. Bei Männern konnte eine Kompression und bei Frauen eine Expansion beobachtet werden. Dies ist jedoch keine kurzfristige Entwicklung. Vielmehr legen die Ergebnisse nahe, dass die Weichen für diesen Trend bereits Dekaden zuvor im Verlauf der „Smoking Epidemic“ in Deutschland gestellt worden sind. Insbesondere der Reduktion der Rauchprävalenz im Zeitverlauf kam und wird aller Voraussicht nach auch zukünftig eine wesentliche Rolle in der Entwicklung der Inzidenz zukommen. So trug diese Reduktion im Hauptrisikofaktor von Lungenkrebs in der Vergangenheit entscheidend zur Reduktionen in der Inzidenz bei Männern über die Zeit bei. Diese Entwicklungen sollten auch weiterhin durch Public-Health-Maßnahmen gestärkt werden, um die Inzidenz weiter zu senken. Nach langzeitlichen Anstiegen in den Rauchprävalenzen ist der Anteil rauchender Frauen in den letzten Jahren nahezu konstant geblieben. Die zusätzlichen Analysen auf Basis der SOEP-Daten konnten darüber hinaus zeigen, dass die Rauchprävalenz bei Frauen mit höheren Bildungsabschlüssen ebenfalls sinkt. Entsprechend ist vor allem bei Frauen mit höherem SES in der näheren Zukunft damit zu rechnen, dass die Lungenkrebsinzidenz verstärkt sinken wird. Mit

Blick auf Frauen aus vulnerablen Gruppen sollten verhaltenspräventive Maßnahmen zur Reduktion der Rauchprävalenz verstärkt in den Blick genommen werden, um die Neuerkrankungsraten künftig zu senken. Die betrachteten Geburtsjahrgänge nehmen die karzinogenen Stoffe vorwiegend in Form von Feinschnittzigaretten zu sich. Bei der zukünftigen Entwicklung im Erkranken und Versterben an Lungenkrebs könnten jedoch gegenwärtig populäre Alternativen zum Zigarettenkonsum eine zunehmend tragende Rolle spielen. So sollten diese präventiven Maßnahmen neuere Trends im Rauchverhalten unter den jüngeren Erwachsenen, wie beispielsweise das Rauchen von E-Zigaretten oder Wasserpfeifen, nicht unberücksichtigt lassen.

Zu den langzeitlichen Folgen des Rauchens von E-Zigaretten oder Wasserpfeifen für die Gesundheit ist der Forschungsstand bisher jedoch noch sehr begrenzt. Künftige Studien sollten sich daher auch der Frage widmen, welchen Einfluss diese alternativen Formen des Tabakkonsums auf das Lungenkrebsrisiko besitzen und wie sich der verstärkte Konsum künftig auf die Lungenkrebsinzidenz auswirken wird. Da anzunehmen ist, dass sich auch bei diesen alternativen Rauchformen die Risiken zunächst über die Zeit aufkumulieren, kann ihr Einfluss auf die Lungenkrebsinzidenz wahrscheinlich frühestens in einigen Jahren abgeschätzt werden. Darüber hinaus wurde ein Wandel in den histologischen Subtypen des Bronchialkarzinoms beobachtet. Nachdem lange Zeit das Plattenepithelkarzinom vorherrschend war, werden gegenwärtig vermehrt Adenokarzinome diagnostiziert. Auch hier sollte in längsschnittlichen Studien untersucht werden, ob der vermehrte Konsum von in E-Zigaretten enthaltenen Substanzen diesen Wandel in den Subtypen weiter beschleunigt oder sich ein erneutes Verschieben in den Subtypen einstellen wird. In der künftigen Forschung könnte eine Verknüpfung verschiedener Datenquellen, die Informationen zur Inzidenz, zum Rauchverhalten und der sozialen Stellung beinhalten – wie zum Beispiel Daten der gesetzlichen Krankenversicherung und Befragungsdaten – dazu beitragen diesen offenen Fragen nachzugehen.

6. Literaturverzeichnis

- 1 International Agency for Research on Cancer. GLOBOCAN cancer fact sheets: lung cancer. 2019. Online Link: <https://gco.iarc.fr/today/data/factsheets/cancers/15-Lung-fact-sheet.pdf> (letzter Zugriff: 15.07.2021).
- 2 Wengler A, Rommel A, Plaß D, *et al.* Verlorene Lebensjahre durch Tod. Eine umfassende Analyse des Sterbegeschehens in Deutschland, durchgeführt im Rahmen des Projekts BURDEN 2020. [Years of life lost to death—a comprehensive analysis of mortality in Germany conducted as part of the BURDEN 2020 project]. *Deutsches Arzteblatt international* 2021;**118**:137-44.
- 3 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland für 2015/2016. Berlin 2019;**12**: 60-63.
- 4 Statistisches Bundesamt. *Bevölkerung Deutschlands bis 2060. Ergebnisse der 14. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung. Hauptvarianten 1 bis 9*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt 2019.
- 5 Oeppen J, Vaupel JW. Demography. Broken limits to life expectancy. *Science (New York, NY)* 2002;**296**:1029-31.
- 6 Gruenberg EM. The Failures of Success. *The Milbank Memorial Fund Quarterly Health and Society* 1977;**55**:3-24.
- 7 Fries JF. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *The New England journal of medicine* 1980;**303**:130-5.
- 8 Fries JF. The theory and practice of active aging. *Current gerontology and geriatrics research* 2012;**2012**:420637.
- 9 Manton KG. Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population. *Milbank Mem Fund Q Health Soc* 1982;**60**:183-244.
- 10 Kibele EU, Jasilionis D, Shkolnikov VM. Widening socioeconomic differences in mortality among men aged 65 years and older in Germany. *Journal of epidemiology and community health* 2013;**67**:453-7.
- 11 Lampert T, Hoebel J, Kroll LE. Social differences in mortality and life expectancy in Germany. Current situation and trends. *Journal of Health Monitoring* 2019;**4**:3-14.
- 12 Luy M, Wegner-Siegmundt C, Wiedemann A, *et al.* Life expectancy by education, income and occupation in Germany: estimations using the longitudinal survival method. *Comparative Population Studies* 2015;**40**:339-436.
- 13 Wenau G, Grigoriev P, Shkolnikov V. Socioeconomic disparities in life expectancy gains among retired German men, 1997–2016. *Journal of epidemiology and community health* 2019;**73**:605-11.
- 14 Tetzlaff F, Epping J, Sperlich S, *et al.* Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data. *Journal of epidemiology and community health* 2020;**74**:592-7.
- 15 Tetzlaff F, Epping J, Tetzlaff J, *et al.* Socioeconomic inequalities in lung cancer - a time trend analysis with German health insurance data. *BMC public health* 2021;**21**:538.
- 16 Tetzlaff F, Epping J, Golpon H, *et al.* Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany. *PloS one* 2020;**15**:e0242433.
- 17 Pampel FC, Bricard D, Khlal M, *et al.* Life Course Changes in Smoking by Gender and Education: A Cohort Comparison Across France and the United States. *Population research and policy review* 2017;**36**:309-30.

- 18 Pampel FC, Legleye S, Goffette C, *et al.* Cohort changes in educational disparities in smoking: France, Germany and the United States. *Social science & medicine (1982)* 2015;**127**:41-50.
- 19 Zeiher J, Finger JD, Kuntz B, *et al.* [Trends in smoking among adults in Germany : Evidence from seven population-based health surveys from 1991-2015]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2018;**61**:1365-76.
- 20 Rogers EM. *Diffusion of innovations*. New York: Free Press 1995.
- 21 Rogers EM. Diffusion of preventive innovations. *Addictive behaviors* 2002;**27**:989-93.
- 22 Lopez AD, Collishaw NE, Piha T. A descriptive model of the cigarette epidemic in developed countries. *Tobacco control* 1994;**3**:242-7.
- 23 Thun M, Peto R, Boreham J, *et al.* Stages of the cigarette epidemic on entering its second century. *Tobacco control* 2012;**21**:96-101.
- 24 John U, Hanke M. Age- and Sex-Specific Trends in Lung Cancer Mortality over 62 Years in a Nation with a Low Effort in Cancer Prevention. *International journal of environmental research and public health* 2016;**13**:362.
- 25 Didkowska J, Wojciechowska U, Mańczuk M, *et al.* Lung cancer epidemiology: contemporary and future challenges worldwide. *Annals of translational medicine* 2016;**4**:150.
- 26 Torre LA, Siegel RL, Jemal A. Lung Cancer Statistics. In: Ahmad A, Gadgeel S, eds. *Lung Cancer and Personalized Medicine: Current Knowledge and Therapies*. Cham: Springer International Publishing 2016:1-19.
- 27 Lampert T, Hoebel J. Socioeconomic inequalities in health in later life. *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie* 2019;**52**:91-9.
- 28 Caleyachetty R, Tehranifar P, Genkinger JM, *et al.* Cumulative social risk exposure and risk of cancer mortality in adulthood. *BMC cancer* 2015;**15**:945.
- 29 Pampel FC, Krueger PM, Denney JT. Socioeconomic Disparities in Health Behaviors. *Annual review of sociology* 2010;**36**:349-70.
- 30 Hoebel J, Kuntz B, Kroll LE, *et al.* Trends in Absolute and Relative Educational Inequalities in Adult Smoking Since the Early 2000s: The Case of Germany. *Nicotine & tobacco research : official journal of the Society for Research on Nicotine and Tobacco* 2018;**20**:295-302.
- 31 Kuntz B, Kroll LE, Hoebel J, *et al.* Zeitliche Entwicklung berufsgruppenspezifischer Unterschiede im Rauchverhalten von erwerbstätigen Männern und Frauen in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheitsschutz* 2018;**61**:1388-98.
- 32 Koch MB, Diderichsen F, Gronbaek M, *et al.* What is the association of smoking and alcohol use with the increase in social inequality in mortality in Denmark? A nationwide register-based study. *BMJ open* 2015;**5**:e006588.
- 33 Rowan S. Trends in cancer incidence by deprivation, England and Wales, 1990-2002. *Health statistics quarterly* 2007:24-35.
- 34 Teng AM, Atkinson J, Disney G, *et al.* Changing socioeconomic inequalities in cancer incidence and mortality: Cohort study with 54 million person-years follow-up 1981-2011. *International journal of cancer* 2017;**140**:1306-16.
- 35 Tweed EJ, Allardice GM, McLoone P, *et al.* Socio-economic inequalities in the incidence of four common cancers: a population-based registry study. *Public health* 2018;**154**:1-10.
- 36 Syriopoulou E, Bower H, Andersson TM, *et al.* Estimating the impact of a cancer diagnosis on life expectancy by socio-economic group for a range of cancer types in England. *British journal of cancer* 2017;**117**:1419-26.

- 37 Statistisches Bundesamt. Causes of Death in Germany. 12(4). Statistisches Bundesamt (editor). Wiesbaden 2015.
- 38 Finke I, Behrens G, Weisser L, *et al.* Socioeconomic Differences and Lung Cancer Survival-Systematic Review and Meta-Analysis. *Frontiers in oncology* 2018;**8**:536.
- 39 Morelli X, Rieux C, Cyrus J, *et al.* Air pollution, health and social deprivation: A fine-scale risk assessment. *Environmental research* 2016;**147**:59-70.
- 40 Nilssen Y, Strand TE, Fjellbirkeland L, *et al.* Lung cancer treatment is influenced by income, education, age and place of residence in a country with universal health coverage. *International journal of cancer* 2016;**138**:1350-60.
- 41 Perol O, Charbotel B, Perrier L, *et al.* Systematic Screening for Occupational Exposures in Lung Cancer Patients: A Prospective French Cohort. *International journal of environmental research and public health* 2018;**15**.
- 42 Lorenzo-González M, Ruano-Ravina A, Torres-Durán M, *et al.* Lung cancer risk and do-it-yourself activities. A neglected risk factor for lung cancer. *Environmental research* 2019;**179**:108812.
- 43 Ou JY, Fowler B, Ding Q, *et al.* A statewide investigation of geographic lung cancer incidence patterns and radon exposure in a low-smoking population. *BMC cancer* 2018;**18**:115.
- 44 Rankantha A, Chitapanarux I, Pongnikorn D, *et al.* Risk patterns of lung cancer mortality in northern Thailand. *BMC public health* 2018;**18**:1138.
- 45 Seltenrich N. Radon Risk: A Global Estimate of Radon's Contribution to Lung Cancer. *Environmental health perspectives* 2019;**127**:24001.
- 46 Cohen G, Steinberg DM, Yuval, *et al.* Cancer and mortality in relation to traffic-related air pollution among coronary patients: Using an ensemble of exposure estimates to identify high-risk individuals. *Environmental research* 2019;**176**:108560.
- 47 Corrales L, Rosell R, Cardona AF, *et al.* Lung cancer in never smokers: The role of different risk factors other than tobacco smoking. *Critical reviews in oncology/hematology* 2020;**148**:102895.
- 48 Gaskin J, Coyle D, Whyte J, *et al.* Global Estimate of Lung Cancer Mortality Attributable to Residential Radon. *Environmental health perspectives* 2018;**126**:057009.
- 49 Hamra GB, Laden F, Cohen AJ, *et al.* Lung Cancer and Exposure to Nitrogen Dioxide and Traffic: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Environmental health perspectives* 2015;**123**:1107-12.
- 50 Lim SM, Choi JW, Hong MH, *et al.* Indoor radon exposure increases tumor mutation burden in never-smoker patients with lung adenocarcinoma. *Lung cancer (Amsterdam, Netherlands)* 2019;**131**:139-46.
- 51 Moon DH, Kwon SO, Kim SY, *et al.* Air Pollution and Incidence of Lung Cancer by Histological Type in Korean Adults: A Korean National Health Insurance Service Health Examinee Cohort Study. *International journal of environmental research and public health* 2020;**17**:915-26.
- 52 Raaschou-Nielsen O, Andersen ZJ, Beelen R, *et al.* Air pollution and lung cancer incidence in 17 European cohorts: prospective analyses from the European Study of Cohorts for Air Pollution Effects (ESCAPE). *The Lancet Oncology* 2013;**14**:813-22.
- 53 Raaschou-Nielsen O, Andersen ZJ, Hvidberg M, *et al.* Lung cancer incidence and long-term exposure to air pollution from traffic. *Environmental health perspectives* 2011;**119**:860-5.
- 54 Sax SN, Goodman JE. Residential air pollution and lung cancer. *Epidemiology (Cambridge, Mass)* 2014;**25**:159.

- 55 Li X, Sundquist J, Zoller B, *et al.* Neighborhood deprivation and lung cancer incidence and mortality: a multilevel analysis from Sweden. *Journal of thoracic oncology : official publication of the International Association for the Study of Lung Cancer* 2015;**10**:256-63.
- 56 Bryere J, Dejardin O, Bouvier V, *et al.* Socioeconomic environment and cancer incidence: a French population-based study in Normandy. *BMC cancer* 2014;**14**:87.
- 57 Luy M, Wegner-Siegmundt C. The impact of smoking on gender differences in life expectancy: more heterogeneous than often stated. *European journal of public health* 2015;**25**:706-10.
- 58 Janssen F, Spiensma A. The contribution of smoking to regional mortality differences in the Netherlands. *Demographic Research* 2012;**27**:233-60.
- 59 Janssen F, van Poppel F. The Adoption of Smoking and Its Effect on the Mortality Gender Gap in Netherlands: A Historical Perspective. *BioMed research international* 2015;**2015**:370274.
- 60 Piontek D, Kraus L, Müller S, *et al.* To What Extent Do Age, Period, and Cohort Patterns Account for Time Trends and Social Inequalities in Smoking? *SUCHT* 2010;**56**:361-71.
- 61 Thun MJ, Carter BD, Feskanich D, *et al.* 50-year trends in smoking-related mortality in the United States. *The New England journal of medicine* 2013;**368**:351-64.
- 62 van Raalte A, Myrskylä M, Martikainen P. The role of smoking on mortality compression: An analysis of Finnish occupational social classes, 1971-2010. *Demographic Research* 2015;**32**:589-620.
- 63 Janssen F. Changing contribution of smoking to the sex differences in life expectancy in Europe, 1950-2014. *European journal of epidemiology* 2020;**35**:835-41.
- 64 Geyer S, Eberhard S. *Später krank und länger gesund? Die Morbiditätskompression und ihre Alternativen*. Bern: Hogrefe Verlag 2021.
- 65 Doblhammer G, Kreft D. [Live longer, suffer more? Trends in life expectancy and health]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2011;**54**:907-14.
- 66 Christensen K, Doblhammer G, Rau R, *et al.* Ageing populations: the challenges ahead. *Lancet (London, England)* 2009;**374**:1196-208.
- 67 Statistisches Bundesamt. Sterbetafel 2017/2019 - Methoden- und Ergebnisbericht zur laufenden Berechnung von Periodensterbetafeln für Deutschland und die Bundesländer. Statistisches Bundesamt (editor). Wiesbaden 2020.
- 68 Organization WH. *World health statistics 2016: monitoring health for the SDGs sustainable development goals*: World Health Organization (editor). Geneva: WHO Press 2016.
- 69 Rau R, Schmertmann CP. District-Level Life Expectancy in Germany. *Deutsches Arzteblatt international* 2020;**117**:493-9.
- 70 Ho JY, Hendi AS. Recent trends in life expectancy across high income countries: retrospective observational study. *BMJ (Clinical research ed)* 2018;**362**:k2562.
- 71 Woolf SH, Schoemaker H. Life Expectancy and Mortality Rates in the United States, 1959-2017. *Jama* 2019;**322**:1996-2016.
- 72 Mari-Dell'Olmo M, Gotsens M, Palencia L, *et al.* Socioeconomic inequalities in cause-specific mortality in 15 European cities. *Journal of epidemiology and community health* 2015;**69**:432-41.
- 73 Valkonen T. Social inequalities in mortality. In: Caselli G, Vallin J, Wunsch G, eds. *Demography: analysis and synthesis A treatise in population studies*. Amsterdam: Elsevier 2006:195-206.
- 74 Caselli G DS, Wegner-Siegmundt C, Luy, M. Future mortality in low mortality countries. In: Lutz W BW, KC,, ed. *World population and human capital in the 21st century*. Oxford: Oxford University Press 2014:226-72.

- 75 Corsini V. Highly educated men and women likely to live longer. Life expectancy by educational attainment. *Statistics in focus* 2010;**24/2010** Brussels: Brussels, Statistical Office of the European Communities (Eurostat).
- 76 Aburto JM, van Raalte A. Lifespan Dispersion in Times of Life Expectancy Fluctuation: The Case of Central and Eastern Europe. *Demography* 2018;**55**:2071-96.
- 77 Aburto JM, Wensink M, van Raalte A, *et al.* Potential gains in life expectancy by reducing inequality of lifespans in Denmark: an international comparison and cause-of-death analysis. *BMC public health* 2018;**18**:831.
- 78 Firebaugh G, Acciai F, Noah AJ, *et al.* Why lifespans are more variable among blacks than among whites in the United States. *Demography* 2014;**51**:2025-45.
- 79 van Raalte AA, Kunst AE, Deboosere P, *et al.* More variation in lifespan in lower educated groups: evidence from 10 European countries. *International journal of epidemiology* 2011;**40**:1703-14.
- 80 Bronnum-Hansen H. Socially disparate trends in lifespan variation: a trend study on income and mortality based on nationwide Danish register data. *BMJ open* 2017;**7**:e014489.
- 81 Chetty R, Stepner M, Abraham S, *et al.* The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014. *Jama* 2016;**315**:1750-66.
- 82 Lampert T, Kroll LE, Kuntz B, *et al.* Health inequalities in Germany and in international comparison: trends and developments over time. *Journal of Health Monitoring* 2018;**3(S1)**:1-24.
- 83 Stephens AS, Blyth F, Gupta L, *et al.* Age and cause-of-death contributions to area socioeconomic, sex and remoteness differences in life expectancy in New South Wales, 2010-2012. *Australian and New Zealand journal of public health* 2018;**42**:180-5.
- 84 Strand BH, Steingrimsdóttir Ó A, Grøholt EK, *et al.* Trends in educational inequalities in cause specific mortality in Norway from 1960 to 2010: a turning point for educational inequalities in cause specific mortality of Norwegian men after the millennium? *BMC public health* 2014;**14**:1208.
- 85 Doblhammer G, Kreft D, Dethloff A. [Life years gained. Long-term trends in mortality by causes of death in Germany and in an international perspective]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2012;**55**:448-58.
- 86 Unger R, Schulze A. Can We Really (All) Work Longer? Trends in Healthy Life Expectancy According to Social Stratum in Germany. *Comparative Population Studies* 2013;**38**:545-64.
- 87 Howse K. Increasing life expectancy and the compression of morbidity: a critical review of the debate. *Oxf Inst Ageing* 2006.
- 88 Kroll LE ZT. Kompression oder Expansion der Morbidität? In: Böhm K T-RC, Ziese T ed. *Gesundheit und Krankheit im Alter: Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes*. Berlin: Robert Koch-Institut 2009:105-12.
- 89 Wienecke A, Barnes B, Lampert T, *et al.* Changes in cancer incidence attributable to tobacco smoking in Germany, 1999–2008. *International journal of cancer* 2014;**134**:682-91.
- 90 van Meijgaard J, Fielding JE. Estimating benefits of past, current, and future reductions in smoking rates using a comprehensive model with competing causes of death. *Preventing chronic disease* 2012;**9**:E122.
- 91 Kulik MC, Hoffmann R, Judge K, *et al.* Smoking and the potential for reduction of inequalities in mortality in Europe. *European journal of epidemiology* 2013;**28**:959-71.
- 92 Preston S, Wang H. Sex Mortality Differentials in the United States: The Role of Cohort Smoking Patterns. *Boettner Center for Pensions and Retirement Research, the Wharton School, University of Pennsylvania Working Paper* 2005;**1**.

- 93 Amos A, Haglund M. From social taboo to "torch of freedom": the marketing of cigarettes to women. *Tobacco control* 2000;**9**:3-8.
- 94 Pampel FC. Declining sex differences in mortality from lung cancer in high-income nations. *Demography* 2003;**40**:45-65.
- 95 Lortet-Tieulent J, Renteria E, Sharp L, *et al.* Convergence of decreasing male and increasing female incidence rates in major tobacco-related cancers in Europe in 1988-2010. *European journal of cancer (Oxford, England : 1990)* 2015;**51**:1144-63.
- 96 Rubin MS, Clouston S, Link BG. A fundamental cause approach to the study of disparities in lung cancer and pancreatic cancer mortality in the United States. *Social science & medicine (1982)* 2014;**100**:54-61.
- 97 Vogt T, van Raalte A, Grigoriev P, *et al.* The German East-West Mortality Difference: Two Crossovers Driven by Smoking. *Demography* 2017;**54**:1051-71.
- 98 Pampel FC. Gender equality and the sex differential in mortality from accidents in high income nations. *Population research and policy review* 2001;**20**:397-421.
- 99 Pampel FC. Cigarette use and the narrowing sex differential in mortality. *Population and development review* 2002;**28**:77-104.
- 100 Luy M, Gast K. Do women live longer or do men die earlier? Reflections on the causes of sex differences in life expectancy. *Gerontology* 2014;**60**:143-53.
- 101 Di Novi C, Marenzi A. The smoking epidemic across generations, genders, and educational groups: A matter of diffusion of innovations. *Economics and human biology* 2019;**33**:155-68.
- 102 Wensink M, Alvarez JA, Rizzi S, *et al.* Progression of the smoking epidemic in high-income regions and its effects on male-female survival differences: a cohort-by-age analysis of 17 countries. *BMC public health* 2020;**20**:39.
- 103 Palloni A, Novak B, Pinto-Aguirre G. The enduring effects of smoking in Latin America. *American journal of public health* 2015;**105**:1246-53.
- 104 Yin P, Brauer M, Cohen AJ, *et al.* The effect of air pollution on deaths, disease burden, and life expectancy across China and its provinces, 1990-2017: an analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *Lancet Planet Health* 2020;**4**:e386-e98.
- 105 Kuntz B, Lampert T. Social disparities in parental smoking and young children's exposure to secondhand smoke at home: a time-trend analysis of repeated cross-sectional data from the German KiGGS study between 2003-2006 and 2009-2012. *BMC public health* 2016;**16**:485.
- 106 Kuntz B, Waldhauer J, Moor I, *et al.* [Trends in educational inequalities in smoking among adolescents in Germany : Evidence from four population-based studies]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2018;**61**:7-19.
- 107 Kraus L, Pabst A, Gomes de Matos E, *et al.* Kurzbericht Epidemiologischer Suchtsurvey Tabellenband: Trends der Prävalenz des Tabakkonsums und der Nikotinabhängigkeit nach Geschlecht und Alter 1980–2012. Institut für Therapieforchung, München, Germany 2014.
- 108 Kraus L, Piontek D, Atzendorf J, *et al.* Zeitliche Entwicklungen im Substanzkonsum in der deutschen Allgemeinbevölkerung. *Sucht* 2016.
- 109 Heilert D, Kaul A. *Smoking behaviour in Germany: Evidence from the SOEP. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research. No. 920. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW).* Berlin 2017.
- 110 Schulze A, Mons U. The evolution of educational inequalities in smoking: a changing relationship and a cross-over effect among German birth cohorts of 1921-70. *Addiction (Abingdon, England)* 2006;**101**:1051-6.

- 111 Finger JD, Hoebel J, Kuntz B, *et al.* Educational differences in the prevalence of behavioural risk factors in Germany and the EU—Results from the European Health Interview Survey (EHIS) 2. *Journal of Health Monitoring* 2019;**4**.
- 112 Kröger C, Mons U, Klärs G, *et al.* [Assessing the health target "Reduce tobacco consumption"]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2010;**53**:91-102.
- 113 Mons U, Pötschke-Langer M. [Tobacco control politics in Germany. Evidence, success, and barriers]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2010;**53**:144-51.
- 114 Kurzer P, Cooper A. The dog that didn't bark: Explaining change in Germany's tobacco control policy at home and in the EU. *German politics* 2016;**25**:541-60.
- 115 Kuntz B, Zeiher J, Lange C, *et al.* Zeitliche Entwicklung des Absatzes von Tabakwaren in Deutschland. *JHealthMonit* 2017;**2(2)**:82-9.
- 116 Poetschke-Langer M, Schunk S. Germany: tobacco industry paradise. *Tobacco control* 2001;**10**:300-3.
- 117 Joossens L, Feliu A, Fernandez E. The Tobacco Control Scale 2019 in Europe. *Association of European Cancer Leagues, Catalan Institute of Oncology*. Brussels 2020.
- 118 Schupp J. [The Socioeconomic Panel (SOEP)]. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2012;**55**:767-74.
- 119 Goebel J, Grabka MM, Liebig S, *et al.* The German socio-economic panel (SOEP). *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 2019;**239**:345-60.
- 120 Statistisches Bundesamt. Die Datenbank des Statistischen Bundesamtes. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt 2021. Online Link: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online> (letzter Zugriff: 15.07.2021).
- 121 World Health Organisation. The top 10 causes of death. 2020. Online Link: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/the-top-10-causes-of-death> (letzter Zugriff: 15.07.2021).
- 122 Wienecke A, Kraywinkel K. Tabakassoziierte Krebserkrankungen in Deutschland – Entwicklung der Inzidenz und Mortalität seit 1995. *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz* 2018;**61**:1399-406.
- 123 Lortet-Tieulent J, Soerjomataram I, Ferlay J, *et al.* International trends in lung cancer incidence by histological subtype: Adenocarcinoma stabilizing in men but still increasing in women. *Lung cancer (Amsterdam, Netherlands)* 2014;**84**:13-22.
- 124 Karim-Kos HE, Janssen-Heijnen MLG, van Iersel CA, *et al.* The beginning of the end of the lung cancer epidemic in Dutch women? *International journal of cancer* 2008;**123**:1472-5.
- 125 Quante AS, Ming C, Rottmann M, *et al.* Projections of cancer incidence and cancer-related deaths in Germany by 2020 and 2030. *Cancer medicine* 2016;**5**:2649-56.
- 126 Arbeitsgemeinschaft Bevölkerungsbezogener Krebsregister in Deutschland. Krebs in Deutschland. aktualisierte Ausgabe. Saarbrücken 1997.
- 127 Arbeitsgemeinschaft Bevölkerungsbezogener Krebsregister in Deutschland. Krebs in Deutschland. 2. aktualisierte Ausgabe. Saarbrücken 1999.
- 128 Arbeitsgemeinschaft Bevölkerungsbezogener Krebsregister in Deutschland. Krebs in Deutschland. 3. erweiterte, aktualisierte Ausgabe. Saarbrücken 2002.
- 129 Arbeitsgemeinschaft Bevölkerungsbezogener Krebsregister in Deutschland. Krebs in Deutschland. 4. überarbeitete, aktualisierte Ausgabe. Saarbrücken 2004.

- 130 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland. 5. überarbeitete, aktualisierte Ausgabe. Saarbrücken 2006.
- 131 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland für 2003/2004. Berlin 2008.
- 132 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland für 2005/2006. Berlin 2010.
- 133 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland für 2007/2008. Berlin 2012.
- 134 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland für 2009/2010. Berlin 2013.
- 135 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland für 2011/2012. Berlin 2015.
- 136 Robert Koch Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. Krebs in Deutschland für 2013/2014. Berlin 2017.
- 137 Bertuccio P, Alicandro G, Sebastiani G, *et al.* Mortality by occupation-based social class in Italy from 2012 to 2014. *International journal of public health* 2018;**63**:865-74.
- 138 Clause-Verdreau AC, Audureau E, Leplege A, *et al.* Contrasted trends in health-related quality of life across gender, age categories and work status in France, 1995-2016: repeated population-based cross-sectional surveys using the SF-36. *Journal of epidemiology and community health* 2019;**73**:65-72.
- 139 Johansson SE, Midlov P, Sundquist J, *et al.* Longitudinal trends in good self-rated health: effects of age and birth cohort in a 25-year follow-up study in Sweden. *International journal of public health* 2015;**60**:363-73.
- 140 Johnson B. Deriving trends in life expectancy by the National Statistics Socioeconomic Classification using the ONS Longitudinal Study. *Health statistics quarterly* 2011:9-51.
- 141 Lallo C, Raitano M. Life expectancy inequalities in the elderly by socioeconomic status: evidence from Italy. *Population health metrics* 2018;**16**:7.
- 142 Sperlich S, Tetzlaff J, Geyer S. Trends in good self-rated health in Germany between 1995 and 2014: do age and gender matter? *International journal of public health* 2019;**64**:921-33.
- 143 van Raalte AA, Klusener S, Oksuzyan A, *et al.* Declining regional disparities in mortality in the context of persisting large inequalities in economic conditions: the case of Germany. *International journal of epidemiology* 2020.
- 144 Garcia-Gil M, Elorza JM, Banque M, *et al.* Linking of primary care records to census data to study the association between socioeconomic status and cancer incidence in Southern Europe: a nation-wide ecological study. *PloS one* 2014;**9**:e109706.
- 145 Hoebel J, Kroll LE, Fiebig J, *et al.* Socioeconomic Inequalities in Total and Site-Specific Cancer Incidence in Germany: A Population-Based Registry Study. *Frontiers in oncology* 2018;**8**:402.
- 146 Lortet-Tieulent J, Georges D, Bray F, *et al.* Profiling global cancer incidence and mortality by socioeconomic development. *International journal of cancer* 2020.
- 147 Hagedoorn P, Vandenheede H, Vanthomme K, *et al.* Socioeconomic position, population density and site-specific cancer mortality: A multilevel analysis of Belgian adults, 2001-2011. *International journal of cancer* 2018;**142**:23-35.

- 148 Vanthomme K, Van den Borre L, Vandenheede H, *et al.* Site-specific cancer mortality inequalities by employment and occupational groups: a cohort study among Belgian adults, 2001-2011. *BMJ open* 2017;**7**:e015216.
- 149 Schröder S, Beller J, Golpon H, *et al.* Are there social gradients in the occurrence of lung cancer and in the survival of lung cancer patients? Findings from an observational study using German claims data of Lower Saxony. *BMJ open* 2020;**10**:e036506.
- 150 Medenwald D, Vordermark D, Dietzel CT. Cancer mortality in former East and West Germany: a story of unification? *BMC cancer* 2017;**17**:94.
- 151 Ekberg-Aronsson M, Nilsson PM, Nilsson JA, *et al.* Socio-economic status and lung cancer risk including histologic subtyping--a longitudinal study. *Lung cancer (Amsterdam, Netherlands)* 2006;**51**:21-9.
- 152 Khuder SA. Effect of cigarette smoking on major histological types of lung cancer: a meta-analysis. *Lung cancer (Amsterdam, Netherlands)* 2001;**31**:139-48.
- 153 Gray N. The consequences of the unregulated cigarette. *Tobacco control* 2006;**15**:405-8.
- 154 Dela Cruz CS, Tanoue LT, Matthay RA. Lung cancer: epidemiology, etiology, and prevention. *Clin Chest Med* 2011;**32**:605-44.
- 155 Kenfield SA, Wei EK, Stampfer MJ, *et al.* Comparison of aspects of smoking among the four histological types of lung cancer. *Tobacco control* 2008;**17**:198-204.
- 156 Niedersachsen AO. Geschäftsbericht 2017. Remshalden-Grunbach: Wacker Offsetdruck GmbH 2017.
- 157 Geyer S, Jaunzeme J. Möglichkeiten und Grenzen von Befragungsdaten und Daten gesetzlicher Krankenversicherungen. In: Swart E, Ihle P, Gothe H, *et al.*, eds. *Routinedaten im Gesundheitswesen: Handbuch Sekundärdatenanalyse: Grundlagen, Methoden und Perspektiven*. Bern: Verlag Hans Huber 2014:223-33.
- 158 Geyer S, Hemstrom O, Peter R, *et al.* Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *Journal of epidemiology and community health* 2006;**60**:804-10.
- 159 Jaunzeme J, Eberhard S, Geyer S. How "representative" are SHI (statutory health insurance) data? Demographic and social differences and similarities between an SHI-insured population, the population of Lower Saxony, and that of the Federal Republic of Germany using the example of the AOK in Lower Saxony. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz* 2013;**56**:447-54.
- 160 Epping J, Geyer S, Eberhard S, *et al.* [Völlig unterschiedlich oder doch recht ähnlich? Die soziodemografische Struktur der AOK Niedersachsen im Vergleich zur niedersächsischen und bundesweiten Allgemein- und Erwerbsbevölkerung]. Completely different or quite similar? The sociodemographic structure of the AOK Lower Saxony in comparison to the general and working population in Lower Saxony and the Federal Republic of Germany. *Gesundheitswesen* 2021;(in Press).
- 161 Blossfeld H-P. Labor-market entry and the sexual segregation of careers in the Federal Republic of Germany. *Am J Sociol* 1987;**93**(1):89-118.
- 162 Chiang CL. *The Life Table and Its Applications*. USA: Robert E. Krieger Publishing Company, Malabar, FL 1984.
- 163 Preston S, Heuveline P, Guillot M. *Demography. Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell Publishing 2001.

- 164 Statistisches Bundesamt. Kohortensterbetafeln für Deutschland. Ergebnisse aus den Modellrechnungen für Sterbetafeln nach Geburtsjahrgang 1920-2020. Stuttgart 2020. Online Link: https://www.statistischebibliothek.de/mir/receive/DEHeft_mods_00131508 (letzter Zugriff: 15.07.2021).
- 165 Epping J, Geyer S, Tetzlaff J. The effects of different lookback periods on the sociodemographic structure of the study population and on the estimation of incidence rates: analyses with German claims data. *BMC medical research methodology* 2020;**20**:229.
- 166 Palloni A. Increment-decrement life tables. In: Preston S, Heuveline P, Guillot M, eds. *Demography Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford: Blackwell Publishing 2001:256-72.
- 167 Putter H, Fiocco M, Geskus RB. Tutorial in biostatistics: competing risks and multi-state models. *Statistics in Medicine* 2007;**26**:2389-430.
- 168 Luy M, Gast K. Do women live longer or do men die earlier? Reflections on the causes of sex differences in life expectancy. *Gerontology* 2014;**60**:143-53.
- 169 Kroll LE, Lampert T. Soziale Unterschiede in der Lebenserwartung: Möglichkeiten auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research 2008.
- 170 Schnell R, Trappmann M. Konsequenzen der Panelmortalität im SOEP für Schätzungen der Lebenserwartung. *Arbeitspapier-Zentrum für Quantitative Methoden und Surveyforschung* 2006;**2**:2006.
- 171 Currie J, Boyce T, Evans L, *et al.* Life expectancy inequalities in Wales before COVID-19: an exploration of current contributions by age and cause of death and changes between 2002 and 2018. *Public health* 2021;**193**:48-56.
- 172 Luy M, Di Giulio P, Di Lego V, *et al.* Life Expectancy: Frequently Used, but Hardly Understood. *Gerontology* 2020;**66**:95-104.
- 173 Aburto JM, Kashyap R, Schöley J, *et al.* Estimating the burden of the COVID-19 pandemic on mortality, life expectancy and lifespan inequality in England and Wales: a population-level analysis. *Journal of epidemiology and community health* 2021; **75**:735-40.
- 174 Aburto JM, Kristensen FF, Sharp P. Black-white disparities during an epidemic: Life expectancy and lifespan disparity in the US, 1980-2000. *Economics and human biology* 2021;**40**:100937.
- 175 Andrasfay T, Goldman N. Reductions in 2020 US life expectancy due to COVID-19 and the disproportionate impact on the Black and Latino populations. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 2021;**118**: e2014746118.
- 176 Goldstein JR, Lee RD. Demographic perspectives on the mortality of COVID-19 and other epidemics. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 2020;**117**:22035-41.
- 177 Marois G, Muttarak R, Scherbov S. Assessing the potential impact of COVID-19 on life expectancy. *PloS one* 2020;**15**:e0238678.
- 178 Pifarré IAH, Acosta E, López-Casasnovas G, *et al.* Years of life lost to COVID-19 in 81 countries. *Scientific reports* 2021;**11**:3504.
- 179 Trias-Llimós S, Riffe T, Bilal U. Monitoring life expectancy levels during the COVID-19 pandemic: Example of the unequal impact of the first wave on Spanish regions. *PloS one* 2020;**15**:e0241952.
- 180 Hoebel J, Michalski N, Wachtler B, *et al.* Socioeconomic Differences in the Risk of Infection During the Second Sars-Cov-2 Wave in Germany. *Deutsches Arzteblatt international* 2021;**118**:269-70.
- 181 Wachtler B, Hoebel J. [Social Inequalities and COVID-19: Social-Epidemiological Perspectives on the Pandemic]. *Gesundheitswesen* 2020;**82**:670-5.

- 182 Muschik D, Tetzlaff J, Lange K, *et al.* Change in life expectancy with type 2 diabetes: a study using claims data from lower Saxony, Germany. *Population health metrics* 2017;**15**:5.
- 183 Tetzlaff J, Muschik D, Epping J, *et al.* Expansion or compression of multimorbidity? 10-year development of life years spent in multimorbidity based on health insurance claims data of Lower Saxony, Germany. *International journal of public health* 2017;**62**:679-86.
- 184 Geyer S, Tetzlaff J, Eberhard S, *et al.* Health inequalities in terms of myocardial infarction and all-cause mortality: a study with German claims data covering 2006 to 2015. *International journal of public health* 2019;**64**:387-97.
- 185 Beller J, Bauersachs J, Schäfer A, *et al.* Diverging Trends in Age at First Myocardial Infarction: Evidence from Two German Population-Based Studies. *Scientific reports* 2020;**10**:9610.
- 186 Beller J, Miething A, Regidor E, *et al.* Trends in grip strength: Age, period, and cohort effects on grip strength in older adults from Germany, Sweden, and Spain. *SSM Popul Health* 2019;**9**:100456.
- 187 Klar MK, Geyer S, Safieddine B, *et al.* Trends in healthy life expectancy between 2002 and 2018 in Germany - Compression or expansion of health-related quality of life (HRQOL)? *SSM Popul Health* 2021;**13**:100758.
- 188 Sperlich S, Klar MK, Safieddine B, *et al.* Life stage-specific trends in educational inequalities in health-related quality of life and self-rated health between 2002 and 2016 in Germany: findings from the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP). *BMJ open* 2021;**11**:e042017.
- 189 Sperlich S, Beller J, Epping J, *et al.* Are Disability Rates among People with Diabetes Increasing in Germany? A Decomposition Analysis of Temporal Change between 2004 and 2015. *Journal of aging and health* 2021;**33**:205-16.
- 190 Safieddine B, Sperlich S, Beller J, *et al.* Socioeconomic inequalities in type 2 diabetes in employed individuals, nonworking spouses and pensioners. *SSM Popul Health* 2020;**11**:100596.
- 191 Tetzlaff J, Geyer S, Westhoff-Bleck M, *et al.* Social inequalities in mild and severe myocardial infarction: how large is the gap in health expectancies? *BMC public health* 2021;**21**:259.
- 192 Tetzlaff J, Geyer S, Tetzlaff F, *et al.* Income inequalities in stroke incidence and mortality: Trends in stroke-free and stroke-affected life years based on German health insurance data. *PloS one* 2020;**15**:e0227541.
- 193 Tetzlaff J, Epping J, Sperlich S, *et al.* Widening inequalities in multimorbidity? Time trends among the working population between 2005 and 2015 based on German health insurance data. *International journal for equity in health* 2018;**17**:103.
- 194 Epping J, Muschik D, Geyer S. Social inequalities in the utilization of outpatient psychotherapy: analyses of registry data from German statutory health insurance. *International journal for equity in health* 2017;**16**:147.
- 195 Lostao L, Geyer S, Albaladejo R, *et al.* Socioeconomic position and health services use in Germany and Spain during the Great Recession. *PloS one* 2017;**12**:e0183325.
- 196 Stirbu I, Kunst AE, Mielck A, *et al.* Inequalities in utilisation of general practitioner and specialist services in 9 European countries. *BMC health services research* 2011;**11**:288.
- 197 Statistisches Bundesamt. Arbeitnehmerverdienste - Lange Reihen. Fachserie 16 Reihe 2.4. Wiesbaden 2019.
- 198 Geyer S. Income, income, or income? The effects of different income measures on health in a national survey. *Journal of epidemiology and community health* 2011;**65**:491-6.
- 199 Eurostat, the statistical office of the European Union. Healthy life years by sex (from 2004 onwards) (hlth_hlye). Brussels 2021.

Online Link: https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/hlth_hlye_esms.htm (letzter Zugriff: 15.07.2021)

200 Eurostat, the statistical office of the European Union. Glossar:EU-Statistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC). Brussels 2021.

Online Link: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:EU_statistics_on_income_and_living_conditions_\(EU-SILC\)/de](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)/de) (letzter Zugriff: 15.07.2021)

201 Sullivan DF. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Rep* 1971;**86**:347-54.

202 Mathers CD, Robine JM. How good is Sullivan's method for monitoring changes in population health expectancies? *Journal of epidemiology and community health* 1997;**51**:80-6.

Anhang

Teilstudie 1

Anhang A: Eletronic suplementory material „Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data“

Supplement

Table A1 Characteristics of the study population and excluded cases: number of individuals, exposures in person-years and number of deaths by period and sex

		2005-2008		2009-2012		2013-2016	
		Men	Women	Men	Women	Men	Women
study population	number of individuals	888,973	884,149	895,920	896,815	990,041	997,073
	person-years	2,440,366	2,577,814	2,501,177	2,606,411	2,657,582	2,721,203
	number of deaths	54,496	70,835	55,138	69,127	57,201	68,709
sensitivity analysis	number of individuals	1,011,136	1,007,150	1,051,424	1,035,415	1,156,880	1,131,681
	person-years	2,592,947	2,696,153	2,671,500	2,754,879	2,813,462	2,838,572
	number of deaths	54,496	70,835	55,138	69,127	57,201	68,709
proportion of excluded cases (in %)	number of individuals	12.1	12.2	14.8	13.4	14.4	11.9
	person-years	5.9	4.4	6.4	5.4	5.5	4.1
	number of deaths	-	-	-	-	-	-

Table A2 Life expectancy ($e_{(x)}$) of the AOKN population and total German life expectancy by period within income groups by age and sex

Income groups	Age x	Men						Women					
		2005-2008		2009-2012		2013-2016		2005-2008		2009-2012		2013-2016	
		$e_{(x)}$	95%-CI										
low	20	48.2	(48.0-48.5)	49.1	(48.9-49.4)	49.4	(49.1-49.6)	60.0	(59.8-60.2)	60.3	(60.1-60.5)	60.6	(60.5-60.8)
	40	30.2	(30.0-30.5)	30.9	(30.7-31.1)	31.2	(31.0-31.4)	40.8	(40.6-40.9)	41.1	(40.9-41.2)	41.3	(41.2-41.5)
	65	14.9	(14.8-15.0)	15.2	(15.1-15.2)	15.3	(15.2-15.4)	19.9	(19.8-20.0)	20.1	(20.1-20.2)	20.2	(20.1-20.2)
middle	20	56.8	(56.4-57.1)	58.2	(57.9-58.5)	59.3	(59.0-59.5)	63.5	(63.3-63.8)	63.6	(63.3-63.9)	64.1	(63.8-64.3)
	40	37.4	(37.1-37.7)	38.7	(38.5-39.0)	39.8	(39.5-40.0)	43.7	(43.5-44.0)	44.0	(43.7-44.2)	44.3	(44.0-44.5)
	65	17.0	(16.8-17.1)	17.5	(17.3-17.6)	17.7	(17.5-17.8)	20.3	(20.1-20.5)	20.5	(20.3-20.7)	20.7	(20.5-20.9)
higher	20	60.4	(60.1-60.7)	61.0	(60.7-61.3)	61.7	(61.5-62.0)	65.0	(64.7-65.4)	64.8	(64.4-65.1)	64.7	(64.3-65.1)
	40	41.1	(40.8-41.3)	41.5	(41.3-41.8)	42.1	(41.9-42.4)	45.2	(44.8-45.6)	45.0	(44.6-45.3)	45.0	(44.6-45.3)
	65	18.0	(17.7-18.2)	18.6	(18.3-18.9)	19.3	(19.1-19.6)	21.3	(20.9-21.6)	21.4	(21.0-21.7)	21.4	(21.0-21.7)
Germany ^{a)}	20	57.8	-	58.5	-	58.9	-	62.9	-	63.4	-	63.7	-
	40	38.5	-	39.2	-	39.5	-	43.2	-	43.7	-	44.0	-
	65	17.3	-	17.8	-	18.0	-	20.5	-	20.9	-	21.1	-

Note:

^{a)} own calculations based on mid-year populations and deaths of the official population statistics of the German Federal Statistical Office

Table A3 Change in life expectancy ($e_{(x)}$) of the AOKN population and total German life expectancy between periods within income groups by age and sex

Income groups	Age x	Men						Women					
		change between periods 2005-2008 and 2013-2016		change between periods 2005-2008 and 2009-2012		change between periods 2009-2012 and 2013-2016		change between periods 2005-2008 and 2013-2016		change between periods 2005-2008 and 2009-2012		change between periods 2009-2012 and 2013-2016	
		absolute ^{a)}	relative ^{b)}										
low	20	1.2	2.4	0.9	1.9	0.3	0.5	0.6	1.0	0.3	0.5	0.3	0.6
	40	1.0	3.3	0.7	2.2	0.3	1.1	0.6	1.4	0.3	0.7	0.3	0.7
	65	0.4	2.6	0.3	1.9	0.1	0.7	0.3	1.3	0.2	0.9	0.1	0.4
middle	20	2.5	4.4	1.4	2.5	1.1	1.9	0.5	0.8	0.1	0.1	0.4	0.7
	40	2.3	6.2	1.3	3.5	1.0	2.7	0.5	1.2	0.2	0.5	0.3	0.7
	65	0.7	4.2	0.5	2.8	0.2	1.3	0.4	1.8	0.2	1.0	0.2	0.8
higher	20	1.3	2.2	0.6	0.9	0.8	1.2	-0.3	-0.5	-0.3	-0.4	-0.1	-0.1
	40	1.0	2.5	0.4	1.1	0.6	1.5	-0.2	-0.5	-0.2	-0.5	0.0	0.0
	65	1.3	7.4	0.6	3.4	0.7	3.9	0.1	0.5	0.1	0.5	0.0	0.0
Germany ^{c)}	20	1.1	1.8	0.7	1.2	0.4	0.6	0.8	1.3	0.5	0.8	0.3	0.4
	40	1.0	2.5	0.7	1.7	0.3	0.8	0.8	1.8	0.5	1.2	0.2	0.6
	65	0.7	3.9	0.5	2.9	0.2	1.0	0.7	3.2	0.5	2.3	0.2	0.9

Note:

^{a)} absolute change refers to the difference in life expectancy between the second and the first time period in life years

^{b)} relative change refers to the difference in life expectancy between the two time periods divided by life expectancy at the first time period in percent

^{c)} own calculations based on mid-year populations and deaths of the official population statistics of the German Federal Statistical Office

Table A4 Distribution of excluded cases by age, sex and period

Age x	Men				Women			
	2005-2008		2013-2016		2005-2008		2013-2016	
	number of individuals	proportion (in %)						
20	32,629	26.71	38,842	23.28	29,327	23.8	29,077	21.6
25	21,372	17.49	32,393	19.42	21,065	17.1	24,940	18.5
30	15,029	12.30	23,542	14.11	15,586	12.7	17,594	13.1
35	13,715	11.23	18,515	11.10	14,645	11.9	13,811	10.3
40	12,291	10.06	15,574	9.33	12,674	10.3	12,187	9.1
45	9,697	7.94	14,086	8.44	9,956	8.1	12,022	8.9
50	7,110	5.82	10,418	6.24	7,264	5.9	9,759	7.2
55	4,728	3.87	6,420	3.85	5,275	4.3	6,599	4.9
60	2,690	2.20	3,481	2.09	2,672	2.2	4,022	3.0
65	1,758	1.44	1,750	1.05	2,231	1.8	1,978	1.5
70	603	0.49	829	0.50	798	0.6	1,004	0.7
75	285	0.23	626	0.38	651	0.5	876	0.7
80	168	0.14	246	0.15	469	0.4	428	0.3
85	59	0.05	90	0.05	252	0.2	221	0.2
90+	29	0.02	27	0.02	136	0.1	90	0.1
total	122,163	100.0	166,839	100.0	123,001	100.0	134,608	100.0

Table A5 Life expectancy ($e_{(x)}$) of the study population and total sensitivity analyses population* by period and change in life expectancy between periods by age and sex

Age x	Men						Women					
	2005-2008		2013-2016		change between periods		2005-2008		2013-2016		change between periods	
	$e_{(x)}$	95%-CI	$e_{(x)}$	95%-CI	absolute ^{a)}	relative ^{b)}	$e_{(x)}$	95%-CI	$e_{(x)}$	95%-CI	absolute ^{a)}	relative ^{b)}
study population	20	54.2 (54.1-54.2)	55.5 (55.5-55.6)		1.4	2.5	61.2 (61.2-61.3)		61.8 (61.8-61.8)		0.6	0.9
	40	35.4 (35.3-35.4)	36.4 (36.4-36.4)		1.1	3.0	41.8 (41.8-41.8)		42.3 (42.3-42.4)		0.5	1.2
	65	15.7 (15.7-15.8)	16.2 (16.2-16.2)		0.5	3.0	20.0 (20.0-20.0)		20.3 (20.3-20.3)		0.3	1.5
sensitivity analysis	20	54.5 (54.5-54.6)	55.8 (55.8-55.8)		1.3	2.3	61.6 (61.5-61.6)		62.0 (62.0-62.0)		0.4	0.7
	40	35.6 (35.6-35.6)	36.6 (36.6-36.6)		1.0	2.9	42.0 (42.0-42.0)		42.5 (42.4-42.5)		0.5	1.2
	65	15.8 (15.8-15.8)	16.3 (16.2-16.3)		0.5	2.9	20.0 (20.0-20.0)		20.3 (20.3-20.3)		0.3	1.4

Note:

^{a)} absolute change refers to the difference in life expectancy between the second and the first time period in life years

^{b)} relative change refers to the difference in life expectancy between the two time periods divided by life expectancy at the first time period in percent

* this proportion also includes individuals who were excluded from the analyses due to observation periods <365 days in the respective year of observation

Table A6 Life expectancy ($e_{(x)}$) of the study population and sensitivity analyses population* by period and change in life expectancy between periods by age and sex

	Age x	Men						Women						
		2005-2008		2013-2016		change between periods		2005-2008		2013-2016		change between periods		
		$e_{(x)}$	95%-CI	$e_{(x)}$	95%-CI	absolute ^{a)}	relative ^{b)}	$e_{(x)}$	95%-CI	$e_{(x)}$	95%-CI	absolute ^{a)}	relative ^{b)}	
sensitivity analysis scenario I	low	20	48.8	(48.6-49.1)	49.9	(49.7-50.1)	1.1	2.2	60.3	(60.2-60.5)	60.9	(60.7-61.0)	0.6	0.9
		40	30.6	(30.4-30.8)	31.6	(31.4-31.8)	0.9	3.1	41.0	(40.8-41.1)	41.5	(41.4-41.6)	0.5	1.3
		65	14.9	(14.8-15.0)	15.3	(15.2-15.4)	0.4	2.6	19.9	(19.9-20.0)	20.2	(20.1-20.3)	0.3	1.3
	middle	20	57.1	(56.7-57.4)	59.4	(59.2-59.7)	2.4	4.2	63.7	(63.4-63.9)	64.1	(63.9-64.4)	0.5	0.8
		40	37.6	(37.3-37.9)	39.9	(39.7-40.1)	2.3	6.0	43.8	(43.6-44.1)	44.4	(44.1-44.6)	0.5	1.2
		65	17.0	(16.9-17.1)	17.7	(17.6-17.9)	0.7	4.2	20.3	(20.1-20.5)	20.7	(20.5-20.9)	0.4	1.8
	higher	20	60.6	(60.4-60.9)	61.9	(61.6-62.2)	1.3	2.1	65.1	(64.8-65.5)	64.8	(64.4-65.2)	-0.3	-0.5
		40	41.2	(41.0-41.4)	42.2	(42.0-42.5)	1.0	2.5	45.3	(44.9-45.6)	45.1	(44.7-45.4)	-0.2	-0.4
		65	18.0	(17.8-18.3)	19.4	(19.1-19.6)	1.3	7.4	21.3	(20.0-21.6)	21.4	(21.0-21.7)	0.1	0.5
sensitivity analysis scenario II	low	20	49.8	(49.6-50.0)	50.9	(50.7-51.1)	1.1	2.2	60.5	(60.3-60.6)	61.0	(60.8-61.1)	0.5	0.9
		40	31.3	(31.1-31.4)	32.2	(32.0-32.4)	0.9	3.0	41.1	(40.9-41.2)	41.6	(41.4-41.7)	0.5	1.2
		65	14.9	(14.9-15.0)	15.3	(15.2-15.4)	0.4	2.5	19.9	(19.9-20.0)	20.2	(20.1-20.3)	0.3	1.3
	middle	20	56.8	(56.4-57.1)	59.3	(59.0-59.5)	2.5	4.4	63.5	(63.3-63.8)	64.1	(63.8-64.3)	0.5	0.8
		40	37.4	(37.1-37.7)	39.8	(39.5-40.0)	2.3	6.2	43.7	(43.5-44.0)	44.3	(44.0-44.5)	0.5	1.2
		65	17.0	(16.8-17.1)	17.7	(17.5-17.8)	0.7	4.2	20.3	(20.1-20.5)	20.7	(20.5-20.9)	0.4	1.8
	higher	20	60.4	(60.1-60.7)	61.7	(61.5-62.0)	1.3	2.2	65.0	(64.7-65.4)	64.7	(64.3-65.1)	-0.3	-0.5
		40	41.1	(40.8-41.3)	42.1	(41.9-42.4)	1.0	2.5	45.2	(44.8-45.6)	45.0	(44.6-45.3)	-0.2	-0.5
		65	18.0	(17.7-18.2)	19.3	(19.1-19.6)	1.3	7.4	21.3	(20.9-21.6)	21.4	(21.0-21.7)	0.1	0.5
sensitivity analysis scenario III	low	20	48.2	(48.0-48.5)	49.4	(49.1-49.6)	1.2	2.4	60.0	(59.8-60.2)	60.6	(60.5-60.8)	0.6	1.0
		40	30.2	(30.0-30.5)	31.2	(31.0-31.4)	1.0	3.3	40.8	(40.6-40.9)	41.3	(41.2-41.5)	0.6	1.4
		65	14.9	(14.8-15.0)	15.3	(15.2-15.4)	0.4	2.6	19.9	(19.8-20.0)	20.2	(20.1-20.2)	0.3	1.3
	middle	20	56.8	(56.4-57.1)	59.3	(59.0-59.5)	2.5	4.4	63.5	(63.3-63.8)	64.1	(63.8-64.3)	0.5	0.8
		40	37.4	(37.1-37.7)	39.8	(39.5-40.0)	2.3	6.2	43.7	(43.5-44.0)	44.3	(44.0-44.5)	0.5	1.2
		65	17.0	(16.8-17.1)	17.7	(17.5-17.8)	0.7	4.2	20.3	(20.1-20.5)	20.7	(20.5-20.9)	0.4	1.8
	higher	20	61.1	(60.9-61.4)	62.2	(62.0-62.5)	1.1	1.8	66.1	(65.7-66.4)	65.5	(65.2-65.9)	-0.5	-0.8
		40	41.6	(41.3-41.8)	42.5	(42.3-42.8)	1.0	2.3	46.2	(45.8-46.5)	45.7	(45.4-46.1)	-0.4	-0.9
		65	18.3	(18.1-18.6)	19.6	(19.4-19.9)	1.3	7.0	22.0	(21.7-22.3)	21.9	(21.6-22.2)	-0.1	-0.5

Note:

^{a)} absolute change refers to the difference in life expectancy between the second and the first time period in life years

^{b)} relative change refers to the difference in life expectancy between the two time periods divided by life expectancy at the first time period in percent

* this proportion also includes individuals who were excluded from the analyses due to observation periods <365 days in the respective year of observation

Teilstudie 3

Anhang B: Eletronic supplementary material „Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany“

S1 Supplementary Material

PLOS One

Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany

Fabian Tetzlaff^{1*}, Jelena Epping^{2,3}, Heiko Golpon⁴, Juliane Tetzlaff²

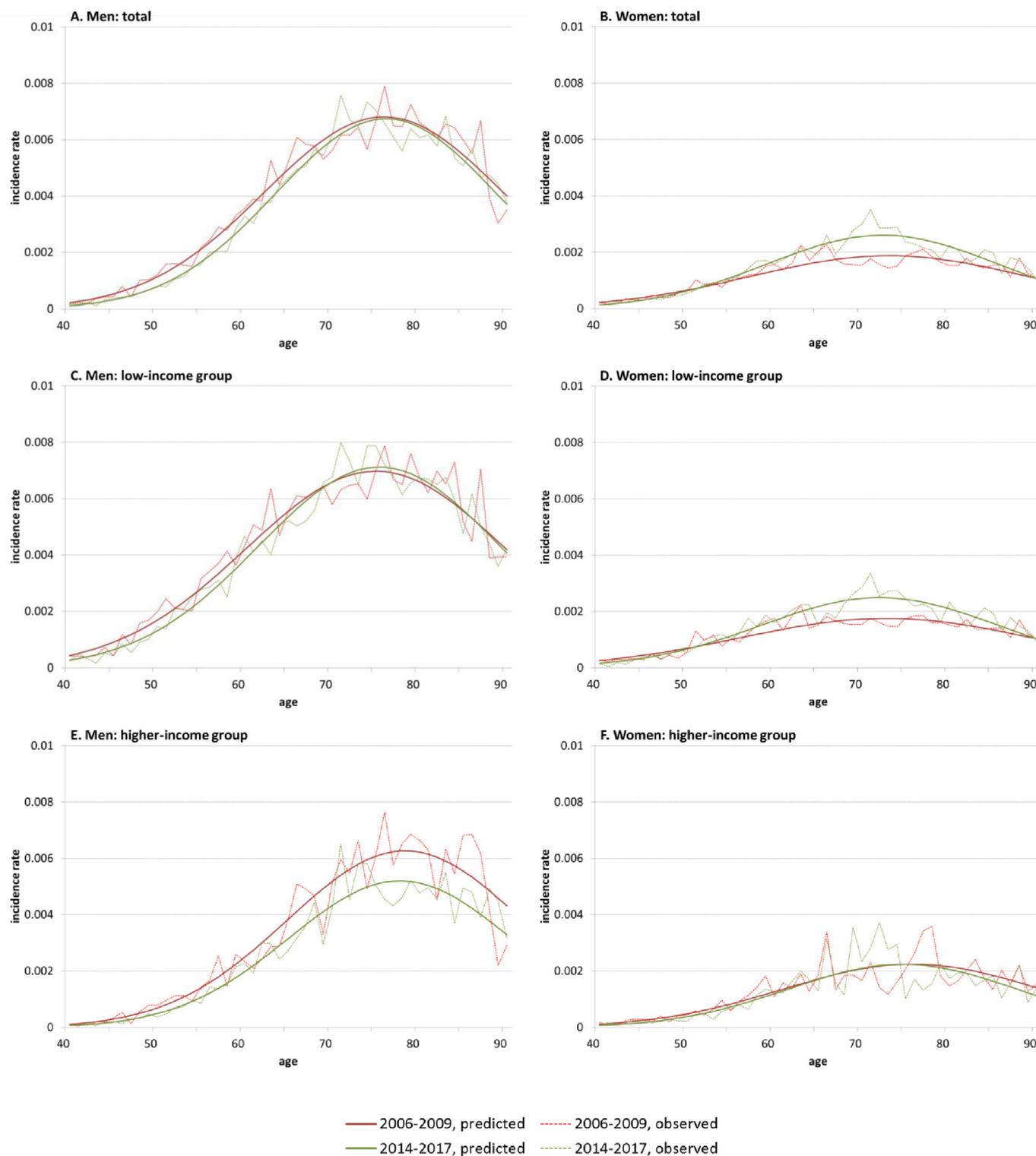
¹ Institute for General Practice, Hannover Medical School, Hanover, Germany

² Medical Sociology Unit, Hannover Medical School, Hanover, Germany

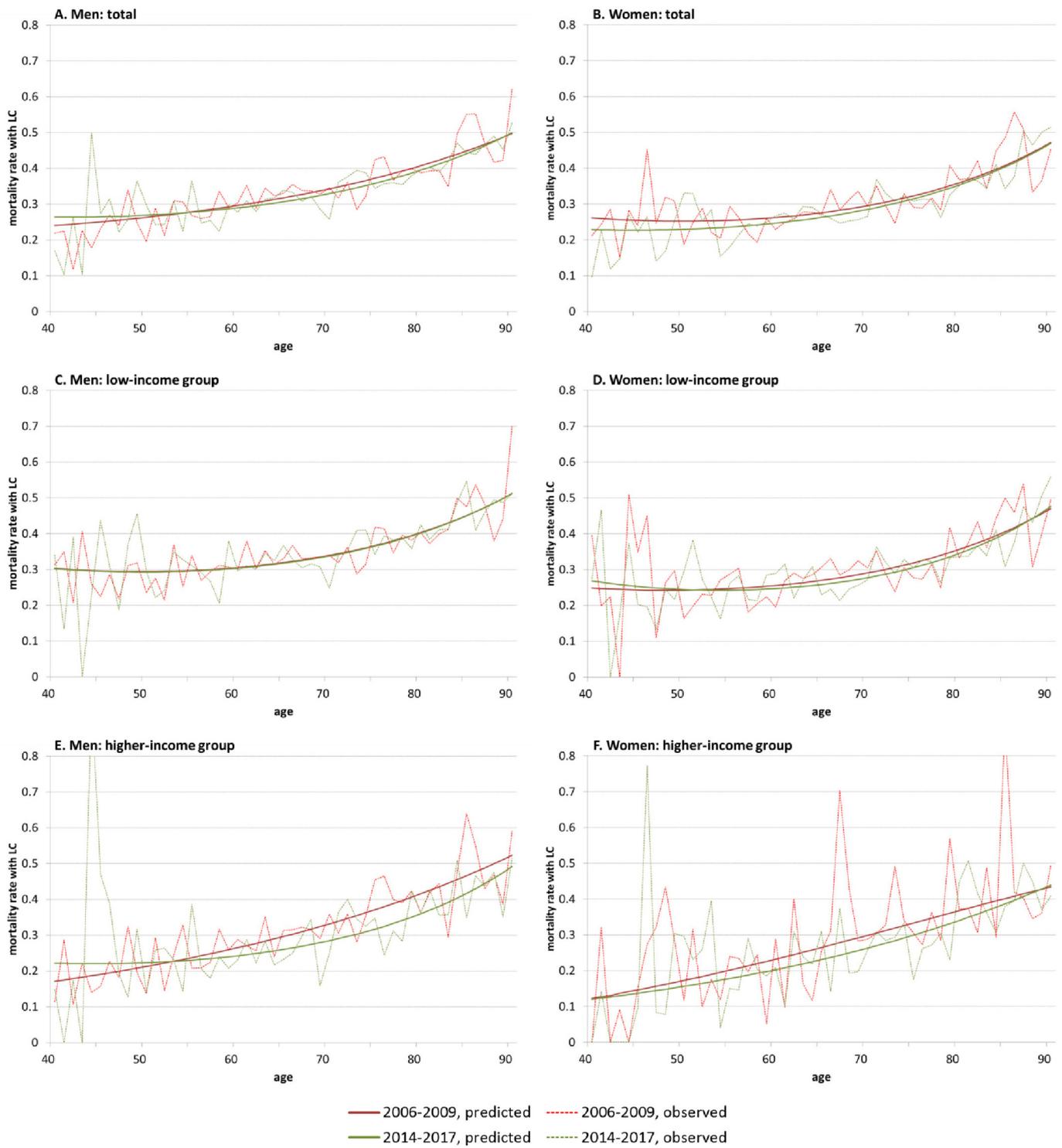
³ Comprehensive Cancer Center Hannover, Hannover Medical School, Hanover, Germany

⁴ Department of Pneumology, Hannover Medical School, Hanover, Germany

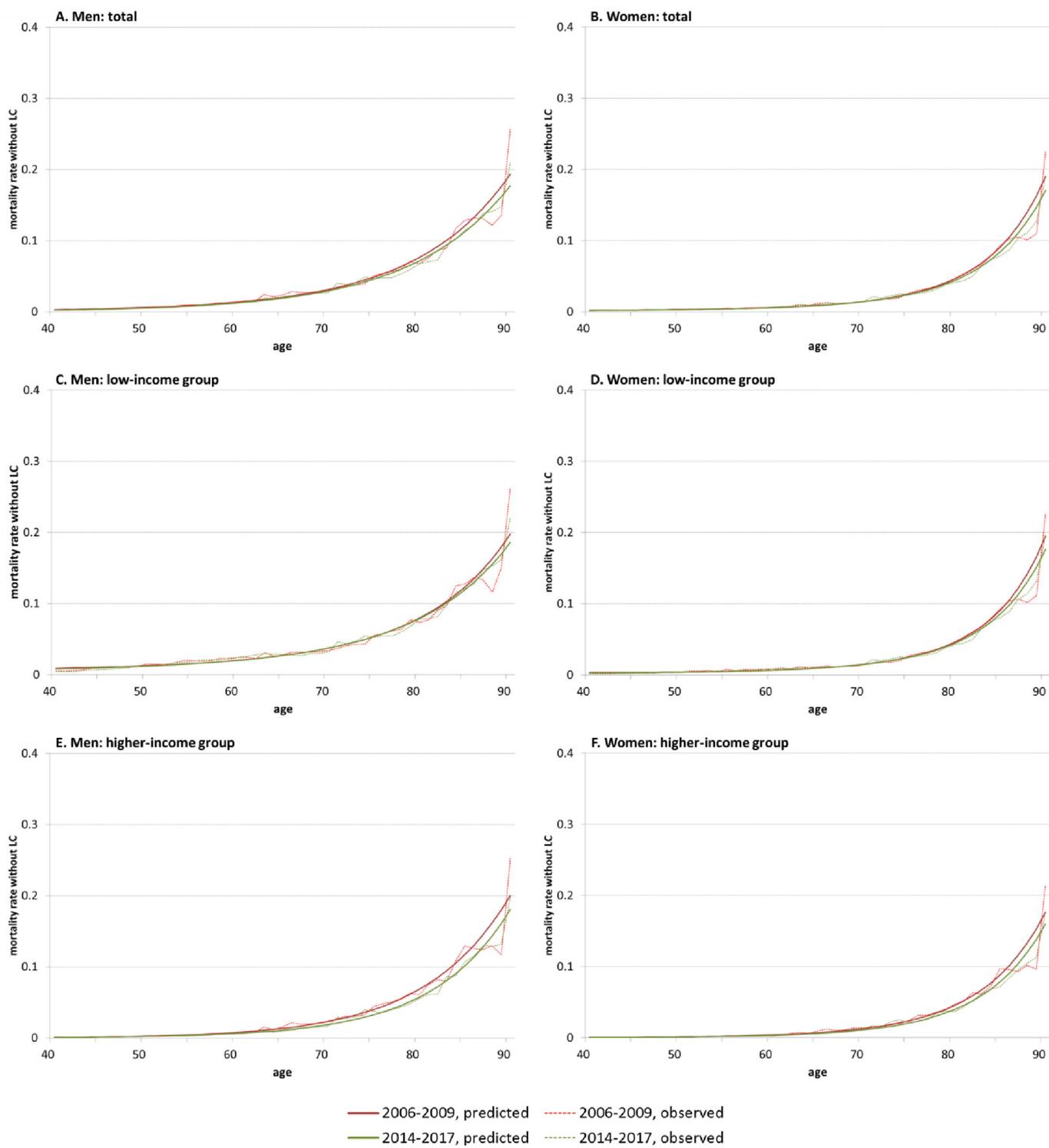
S1 Fig 1: Observed and predicted values for lung cancer incidence rates for the periods 2006-2009 and 2014-2017 by gender and income group



S1 Fig 2: Observed and predicted values for death rates after lung cancer incidence for the periods 2006-2009 and 2014-2017 by gender and income group



S1 Fig 3: Observed and predicted values for death without lung cancer for the periods 2006-2009 and 2014-2017 by gender and income group



Lebenslauf

Persönliche Daten

Fabian Tetzlaff
Geboren am 02.01.1986 in Magdeburg
Staatsangehörigkeit: deutsch

Schule

08/1992 – 06/1996 Grundschule Altenweddingen
07/1996 – 06/2002 Sekundarschule Altenweddingen
07/2002 – 07/2006 Bördegymnasium Wanzleben

30.06.2006 **Abitur am Bördegymnasium Wanzleben**

Studium

10/2009 – 09/2012 **Studium der Sozialwissenschaften an der Universität Rostock**
28.09.2012 Bachelor of Arts (B.A.),
Gesamtnote: 2,1

10/2011 – 03/2014 **Studium der Demographie an der Universität Rostock**
29.09.2014 Master of Science (M.Sc.),
Gesamtnote: 2,0

Bisherige berufliche Tätigkeiten

07/2011 – 12/2014 Institut für Allgemeinmedizin der Universität Rostock,
Wissenschaftliche Hilfskraft
04/2015 – 12/2016 Institut für Allgemeinmedizin der Universität Magdeburg,
Wissenschaftlicher Mitarbeiter
11/2016 – 11/2020 Institut für Allgemeinmedizin der Medizinischen Hochschule
Hannover, Wissenschaftlicher Mitarbeiter
Lehr- und Forschungseinheit Medizinische Soziologie der
Medizinischen Hochschule Hannover, Wissenschaftlicher
12/2020 – heute Mitarbeiter

Hannover, den _____

Publikationen

2021

Klar MK, Geyer S, Safieddine B, **Tetzlaff F**, Tetzlaff J, Sperlich S. Trends in healthy life expectancy between 2002 and 2018 in Germany - Compression or expansion of health-related quality of life (HRQOL)? *SSM - Population Health* 2021;100758.

Sperlich S, Klar MK, Safieddine B, **Tetzlaff F**, Tetzlaff J, Geyer S. Life stage-specific trends in educational inequalities in health-related quality of life and self-rated health between 2002 and 2016 in Germany: findings from the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP). *BMJ Open*. 2021 Mar 4;11(3):e042017. doi: 10.1136/bmjopen-2020-042017.

Tetzlaff F, Epping J, Tetzlaff J, et al. Socioeconomic inequalities in lung cancer - a time trend analysis with German health insurance data. *BMC public health* 2021;21:538.

Tetzlaff J, Geyer S, Westhoff-Bleck M, Sperlich S, Epping J, **Tetzlaff F**. Social inequalities in mild and severe myocardial infarction: How large is the gap in health expectancies?. *BMC Public Health* 21, 259 (2021). doi: 10.1186/s12889-021-10236-7

2020

Afshar K, Herbst FA, **Tetzlaff F**, Stiel S, Schneider N, Müller-Mundt G. Hausärztliche Begleitung in der letzten Lebensphase (HA-Bel): Systematische Entwicklung und Anpassung der deutschsprachigen Version des General Practice End of Life Care Index. *Zeitschrift für Evidenz, Fortbildung und Qualität im Gesundheitswesen*. 2020. 153. 84-96.

Beller J, Regidor E, Lostao L, Miething A, Kröger C, Safieddine B, **Tetzlaff F**, Sperlich S, Geyer S. Decline of depressive symptoms in Europe: differential trends across the lifespan. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*. 2020 Nov 12. doi: 10.1007/s00127-020-01979-6.

Freihoff S, **Tetzlaff F**, Schneider N, Stiel S, Müller-Mundt G. „Das ist auch unser Ziel, dass wir diese Patienten in ruhigem Fahrwasser behandeln“ – Palliativversorgung älterer Menschen mit lebensbegrenzenden Erkrankungen in der hausärztlichen Praxis: Eine qualitative Studie. *Zeitschrift für Palliativmedizin*. 2020. 21(05). 260-266.

Safieddine B, Sperlich S, Beller J, Lange K, Epping J, Tetzlaff J, **Tetzlaff F**, Geyer S. Socioeconomic inequalities in type 2 diabetes in employed individuals, nonworking spouses and pensioners. *SSM – Population Health*. 2020; DOI: 10.1016/j.ssmph.2020.100596.

Tetzlaff F, Epping J, Sperlich S, Tetzlaff J. Widening income inequalities in life expectancy? Analysing time trends based on German health insurance data. *J Epidemiol Community Health*. 2020 Jun;74(7):592-597. doi: 10.1136/jech-2019-212966.

Tetzlaff F, Epping J, Tetzlaff J, Golpon H, Tetzlaff J. Compression, expansion, or maybe both? Growing inequalities in lung cancer in Germany. *PLoS One*. 2020; 15(11): e0242433.

Tetzlaff J, Geyer S, **Tetzlaff F**, Epping J. Income inequalities in stroke incidence and mortality: Trends in stroke-free and stroke-affected life years based on German health insurance data. *PLoS One*. 2020; 15(1): e0227541

2019

Ewertowski H, **Tetzlaff F**, Krause O, Eylers V, Schneider N, Stiel S. Es ist eine meiner wichtigsten Aufgaben, dass ich sie wirklich bis zu ihrem Schluss begleite. Eine multiperspektivische qualitative Studie zur ambulanten Palliativversorgung. Z Allg Med. 2019. 95. 169-174.

2018

Ewertowski H, **Tetzlaff F**, Stiel S, Schneider N, Jünger S. Primary palliative care in general practice—study protocol of a three-stage mixed-methods organizational health services research study. BMC palliative care. 2018. 17(1). 1-12.

2016

Tetzlaff F, Singer A, Swart E, Robra BP, Herrmann M. Polypharmazie in der nachstationären Versorgung: Eine Analyse mit Daten der AOK Sachsen-Anhalt. Das Gesundheitswesen. 2016. 43(06). 557-563.

Hannover, den _____

Erklärung zur eigenständigen Abfassung der Dissertation

Hiermit erkläre ich, dass ich die Dissertation „Länger leben, später erkranken? Die Morbiditäts- und Mortalitätsentwicklung von Lungenkrebs im Kontext der gestiegenen Lebenserwartung“ selbstständig verfasst habe. Bei der Anfertigung wurden folgende Hilfen Dritter in Anspruch genommen.

Ich habe keine entgeltliche Hilfe von Vermittlungs- bzw. Beratungsdiensten (Promotionsberater oder anderer Personen) in Anspruch genommen. Niemand hat von mir unmittelbar oder mittelbar entgeltliche Leistungen für Arbeiten erhalten, die im Zusammenhang mit dem Inhalt der vorgelegten Dissertation stehen. Ich habe die Dissertation an folgenden Institutionen angefertigt: Forschungs- und Lehrereinheit Medizinische Soziologie an der Medizinischen Hochschule Hannover.

Ich versichere, dass ich die vorstehenden Angaben nach bestem Wissen vollständig und der Wahrheit entsprechend gemacht habe.

Hannover, den _____