

Prinz, Aloys; Richter, David J.

Article — Published Version

Feinstaubbelastung und Lebenserwartung in Deutschland

ASTA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv

Provided in Cooperation with:

Springer Nature

Suggested Citation: Prinz, Aloys; Richter, David J. (2021) : Feinstaubbelastung und Lebenserwartung in Deutschland, ASTA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, ISSN 1863-8163, Springer, Berlin, Heidelberg, Vol. 15, Iss. 3-4, pp. 237-272, <https://doi.org/10.1007/s11943-021-00292-1>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/287015>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Feinstaubbelastung und Lebenserwartung in Deutschland

Aloys Prinz · David J. Richter

Eingegangen: 6. Juli 2020 / Angenommen: 21. September 2021 / Online publiziert: 19. November 2021
© Der/die Autor(en) 2021

Zusammenfassung Die Feinstaubbelastung steht immer wieder im Mittelpunkt umwelt- und gesundheitspolitischer Diskussionen. Empirische Analysen, auch solche in diesem Bereich, die nicht auf individuellen Experimentaldaten beruhen, können als ökologische „real life“-Studien kleine Bausteine zum Verständnis der Zusammenhänge von Feinstaubbelastung und deren Gesundheitsfolgen zur Verfügung stellen. In diesem Beitrag wird deskriptiv untersucht, ob in Deutschland eine Korrelation von Feinstaubbelastung und Lebenserwartung zu finden ist. Dazu werden auf Kreisebene nach den Messbereichen Hintergrund und Verkehr differenzierte Daten von Feinstaubmessstationen der Jahre 2002 bis 2016 verwendet. Als weitere Kovariate der Lebenserwartung werden auf Kreisebene das verfügbare Einkommen pro Kopf und die Abiturientenquote berücksichtigt. Darüber hinaus werden Siedlungseigenschaften (städtische bzw. ländliche Gebiete) sowie ein nichtlinearer Zeittrend in die Untersuchung einbezogen. Die Niveauschätzungen ergeben einen negativen Zusammenhang für die Feinstaubbelastung im westdeutschen Hintergrundbereich. Darüber hinaus zeigt sich ein negativer Zusammenhang zwischen der Veränderung von Feinstaubbelastung und der Veränderung der Lebenserwartung für den westdeutschen Verkehrsbereich, der jedoch aufgrund der Datenlage als unsicherer anzusehen ist. Letzteres ist aufgrund der Besonderheiten dieses Bereichs (tages- und jahreszeitlich bedingte Variationen des Verkehrsflusses; Änderung der Feinstaub-Exposition der Bevölkerung innerhalb kurzer Entfernungen u. v. m.) nicht überraschend. Für Ostdeutschland konnten keine statistisch signifikanten Zusammenhänge gefunden werden. Die für Gesamtdeutschland gefundene Korrelation zwischen Feinstaubbelastung

Aloys Prinz (✉) · David J. Richter
Institut für Finanzwissenschaft II, Westfälische Wilhelms-Universität Münster, Münster, Deutschland
E-Mail: alloys.prinz@wiwi.uni-muenster.de

David J. Richter
E-Mail: david.richter@wiwi.uni-muenster.de

im Hintergrundbereich und durchschnittliche Lebenserwartung liegt bei 0,037 Jahre pro $1 \mu\text{g}/\text{m}^3 \text{PM}_{10}$.

Schlüsselwörter Ökologische Studie · Feinstaubbelastung: Hintergrund und Verkehr · Analyse auf Kreisebene Deutschland · Lebenserwartung und deren Veränderung · Pooled-OLS Schätzungen mit Kontrollvariablen

Abstract Particulate matter pollution is time and again the focus of environmental and health policy discussions. Empirical analyses in this area, even if they are not based on individual experimental data, can nevertheless as real-life studies provide small building blocks for the understanding of particulate matter pollution on health outcomes. This article examines descriptively whether a correlation between particulate matter pollution and life expectancy can be empirically demonstrated in Germany. For this purpose, data from particulate matter measuring stations during the years 2002 to 2016 are used. Data are aggregated to county level and differentiated by the respective measuring areas, either background or traffic. As further covariates of life expectancy, the number of high school graduates and the disposable income per capita at the district level, as well as the settlement density (urban or rural areas) and a non-linear time trend, are taken into account. The level estimates show a negative correlation between particulate matter pollution in the background area for western Germany. In addition, there is a negative connection between the change in particulate matter pollution and the change in life expectancy for the West German traffic sector, which, however, turns out to be more uncertain. This is not surprising, as traffic pollution depends on a number of special characteristics (for instance, daily and seasonal changes of traffic flows, changes of the population exposure to pollution over short distances etc.). No statistically significant correlations could be found for East Germany. For Germany as a whole, an decrease of $1 \mu\text{g}/\text{m}^3 \text{PM}_{10}$ in the background area is correlated with a increase of the average life expectancy by 0.037 years.

Keywords Ecological study · Fine particulate matter: background and traffic · County-level analysis Germany · Life expectancy and its change · Pooled OLS estimations with control variables

1 Einleitung

In Deutschland wird zurzeit ein gesellschaftlicher Diskurs über Feinstaubbelastung und ihre Folgen für Mensch und Umwelt geführt. Akteure der Umwelt- und Wirtschaftspolitik beteiligen sich daran ebenso wie Personen aus den Natur-, Umwelt- und Lebenswissenschaften einschließlich der Medizin. Darüber hinaus haben Feinstaubemissionen und Feinstaubimmissionen – wie auch alle anderen Umweltbelastungen – ökonomische Effekte. Die Produktion, der Vertrieb und Transport, ebenso wie der Konsum von Gütern und Dienstleistungen sind ohne Umweltbelastungen nicht möglich. Aus ökonomischer Sicht ist Umwelt daher – unter anderem – sowohl ein Produktionsfaktor als auch ein Konsumgut. Allerdings wird der Umwelteinsatz

und -verbrauch als negativer externer Effekt bisher nicht oder nicht im erforderlichen Umfang in den entsprechenden Wirtschaftsrechnungen internalisiert.

Umweltbelastungen haben nicht nur negative Wirkungen auf Gesundheit und subjektives Wohlbefinden, sondern auch auf die Produktivität der Beschäftigten (siehe z. B. Graff Zivin und Neidell, 2012, 2013; Chang et al., 2016; Ebenstein, Lavy und Roth, 2016; Lichter, Pestel und Sommer, 2017; Archsmith, Heyes und Saberian, 2018; Chang et al., 2019; He, Liu und Salvo, 2019). Luftverschmutzung ist des Weiteren korreliert mit der Qualität politischer Reden (Heyes, Rivers und Schaufele, 2019), mit Kriminalität und unethischem Verhalten (Lu et al., 2018; Herrstadt et al., 2018; Burkhardt et al., 2019; Roth, Bondy und Sager, 2019) und Schlaflosigkeit (Heyes und Zhu, 2019), um nur einige weitere Effekte zu nennen.

In diesem Beitrag wird der Zusammenhang zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung in Deutschland empirisch-deskriptiv untersucht. Der Beitrag wird als Grundlagenarbeit verstanden. Dabei stehen zwei Fragen im Mittelpunkt. Zum einen wird geprüft, ob höhere Feinstaubbelastungsniveaus auf Kreisebene unter ansonsten möglichst ähnlichen Bedingungen mit niedrigerer Lebenserwartung der Bevölkerung einhergehen. Darüber hinaus wird untersucht, ob eine statistisch signifikante Korrelation zwischen der Veränderung von Lebenserwartung und Feinstaubbelastung besteht. Es handelt sich hier also um eine so genannte ökologische Studie. Ob die Feinstaubbelastung für die Veränderung der Lebenserwartung kausal ist, kann damit nicht gesagt werden. Da es aber keine Kausalität ohne Korrelation gibt, ist letztere ein erster, wenn auch kleiner, Baustein bei der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung.

Einschränkend ist zu erwähnen, dass lediglich Feinstaubbelastungen außerhalb von Gebäuden (outdoor) berücksichtigt werden können, da für Deutschland keine Daten zur Belastung innerhalb von Gebäuden (indoor) vorliegen. Dass auch Indoor-Belastungen negative Effekte haben, zeigt die empirische Studie von Künn, Palacios und Pestel (2019), die statistisch signifikant mehr Fehlzüge bei Schachspielern in Abhängigkeit von der Feinstaubkonzentration $PM_{2,5}$ finden.¹ Nach einer australischen Studie (Morawska et al., 2001) beträgt die Relation von Außen- zu Innenbelastung unabhängig vom Lüftungsverhalten etwa eins zu eins. Dies ist insofern von Bedeutung, als die Bevölkerung in hochentwickelten Volkswirtschaften mehr als 90 % des Tages innerhalb von Gebäuden verbringt (Fromme, 2012). Des Weiteren wäre eine Differenzierung der biologischen Effekte des Feinstaubes von den verhaltensbedingten Effekten erforderlich (Graff Zivi und Neidell, 2013). In diesem Beitrag können nur die regionalen Unterschiede hinsichtlich der Feinstaubkonzentrationen unterschieden werden.

Um diese deskriptiven Studie zu verfeinern, werden einige weitere Faktoren berücksichtigt, die die regionalen Differenzen in den Feinstaubbelastungen einerseits wie auch die Lebenserwartung andererseits beeinflussen können. Der zentrale Faktor ist dabei das verfügbare Einkommen, wozu auf Kreisebene Daten der amtlichen Statistik vorliegen. Daneben wird für das Bildungsniveau, städtisch geprägte Kreise sowie für Ostdeutschland kontrolliert. Im Ergebnis zeigt sich, dass eine höhere

¹ $PM_{2,5}$ misst die Feinstaubbelastung von Partikeln (Particulate Matter, PM) mit einem Durchmesser von $\leq 2,5 \mu\text{m}$ (Umweltbundesamt, 2020).

Feinstaubkonzentration signifikant negativ mit der Lebenserwartung korreliert ist. Allerdings ist unklar, wie sich die Zuwächse an Lebenserwartung bei weiterer Senkung der Feinstaubbelastung verändern (siehe für unterschiedliche Ergebnisse z. B. Pope et al., 2020, Figure. 6. A, S. 7; Kim et al., 2020, Fig. 2. C, S. 553; Fantke et al., 2019, Fig. 4.(a), S. 6863; Yang et al., 2020, Fig. 1, S. 5).

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Nach einem Einblick in die einschlägige Literatur und der Darstellung der für die Analyse zur Verfügung stehenden Datengrundlage werden die verwendeten Methoden beschrieben und anschließend die gewonnenen Ergebnisse diskutiert. Die Resultate des Beitrags werden in einem Fazit zusammengefasst.

2 Selektive Ergebnisse der Literatur

In der Einleitung wurde bereits auf die Literatur zu den diversen Effekten der Luftverschmutzung, insbesondere durch Feinstaub, hingewiesen. In diesem Abschnitt werden nur solche Beiträge berücksichtigt, die explizit Aussagen zum quantitativen Zusammenhang von Luftverschmutzung und Sterblichkeit bzw. Lebenserwartung enthalten.

Ultrafeine Partikel mit einem Durchmesser von weniger als 100 nm (Nanometer) sind insbesondere in der Luft von Städten enthalten. Sie stammen überwiegend aus dem Straßenverkehr (Kumar et al., 2014). Insbesondere Feinstaubpartikel der Größe $PM_{2,5}$ sind mit verschiedenen Krankheiten wie u. a. Herz- und Atemwegserkrankungen (Stockfelt et al., 2017; Hamanaka und Mutlu, 2018; Falcon-Rodriguez et al., 2016; Losacco und Perillo, 2018), Lungenkrebs (Hamra et al., 2014), Diabetes Typ 2 (Liu et al., 2019), Bluthochdruck (Yang et al., 2018) sowie chronischen Nierenerkrankungen (Bragg-Gresham et al., 2018) korreliert.

Die Weltgesundheitsorganisation (WHO) zeigt in ihrer neuesten Einschätzung von Gesundheitsrisiken weltweit, der so genannten „Global Burden of Disease“, dass die Umweltverschmutzung durch Feinstaub mit zu den am stärksten angestiegenen Risiken (im Zeitraum 1990 bis 2019 und 2010 bis 2019) gehört (GBD, 2019, 1228). Bei den Gesundheitsrisiken liegt die Feinstaubbelastung, gemessen an der Zahl der dadurch verursachten vorzeitigen Todesfälle, global an siebter Stelle (GBD, 2019, S. 1236, Panel A: All Ages). Das Health Effects Institute (2020) gibt an, dass von 2010 bis 2019 die Belastung mit $PM_{2,5}$ in den USA um $1,6 \mu\text{g}/\text{m}^3$ und in Deutschland im gleichen Zeitraum um $4,3 \mu\text{g}/\text{m}^3$ gesunken ist. Demgegenüber stieg diese Belastung insbesondere in Indien ($6,5 \mu\text{g}/\text{m}^3$), Bangladesh ($7,0 \mu\text{g}/\text{m}^3$) und Nigeria ($7,5 \mu\text{g}/\text{m}^3$). Dies verweist darauf, dass Feinstaub in weniger entwickelten Ländern ein größeres Problem darstellt und mit dafür verantwortlich ist, dass die Feinstaubbelastung global einen hohen Stellenwert bei den Todesursachen darstellt. In den USA, Deutschland und den anderen Ländern, deren Feinstaubwerte zurückgegangen sind – sofern sich die epidemiologischen Gegebenheiten und die Übertragung des Risikos auf Erkrankungen und Todesfälle nicht geändert haben –, müsste die damit in Zusammenhang stehende Zahl der Todesfälle zurückgegangen sein.

Tab. 1 Feinstaubkonzentration und verlorene Lebensjahre in Deutschland für 2012 und 2016. Quellen der Daten: WHO (2016), EEA (2015), EEA (2019)

| Jahr | PM _{2,5} Konzentration (Median-Wert) | Verlorene Lebensjahre pro 100.000 Einwohner |
|----------|---|---|
| WHO 2012 | 14 | 594 ^a /292 ^b Jahre |
| EEA 2012 | 13,3 | 802 Jahre |
| EEA 2016 | 11,6 | 720 Jahre |

^aRohwert

^baltersstandardisierter Wert

Apte et al. (2015) verwenden Satellitendaten zur Bestimmung der Feinstaubkonzentration und das WHO-Modell zur Modellierung des Zusammenhangs von Feinstaubkonzentration und vorzeitigen Todesfällen. Mit Konzentrationsdaten für PM_{2,5} ermitteln sie, dass von den 3,2 Millionen Toten pro Jahr, die der Feinstaubbelastung zugerechnet werden, 23 % (750.000 Personen) weltweit gerettet werden könnten. Das würde allerdings eine aggressive Umsetzung des Interims-Ziels der WHO von 15 µg/m³ (WHO, 2006, S. 11, Table 1) erfordern. In den relativ saubereren Regionen Europa und Nordamerika könnten nach dieser Studie bereits mäßige Reduktionen der Feinstaubbelastung die Mortalität stark reduzieren (Apte et al., 2015).

Für etliche Länder liegen Studien vor, die mit unterschiedlichen Methoden den Zusammenhang von Feinstaubbelastung und Todesfällen sowie der Lebenserwartung thematisieren. Mit Daten einer nordchinesischen Region konnte in einem natürlichen Experiment festgestellt werden, dass eine Langzeit-Belastung mit zusätzlichen 100 µg/m³ TSP (total suspended particulates) die Lebenserwartung bei Geburt um etwa drei Jahre verkürzt (Chen et al., 2013). Allerdings ist dies eine sehr hohe Belastung durch Luftverschmutzung. In einer Folgestudie für dieselbe Region ergab sich, dass eine 10-µg/m³ Erhöhung der Luftverschmutzung (Partikel kleiner oder gleich 10 µm) die Lebenserwartung um 0,64 Jahre verkürzt (Ebenstein et al., 2017). Die Implikation dieser Studien ergibt für China einen sehr großen Effekt bei Anwendung der WHO-Empfehlungen für diese Partikelgröße. In einer neueren Studie mit Daten von mehr als einer Million Todesfällen in 72 chinesischen Städten von 2013 bis 2016 kommen Qi et al. (2020) zum Ergebnis, dass sowohl kurz- als auch langfristig eine hohe Feinstaubbelastung die Sterblichkeit erhöht und die Lebenserwartung verkürzt. Nach den Ergebnissen der Studie könnten 1 % der insgesamt verlorenen Lebensjahre vermieden und 0,14 Jahre Lebenserwartung für jeden Todesfall gewonnen werden, wenn das WHO-Ziel einer Feinstaubbelastung PM_{2,5} von 25 µg/m³ erreicht würde (Qi et al., 2020). Für Taiwan kommen Chen et al. (2019) in einer ökologischen Studie auf Kreisebene inklusive sozioökonomischer Kovariate über die Jahre 2010 bis 2017 zum Ergebnis, dass ein Anstieg der Belastung mit PM_{2,5} zu einem Rückgang der Lebenserwartung erwachsener Personen um 0,3 Jahre führt. Für Indien wurden im Rahmen der WHO Berechnungen 2017 weit höhere Werte für den Einfluss von Feinstaub auf die Lebenserwartung gefunden, wobei allerdings berücksichtigt werden muss, dass in Indien die Verwendung fester Brennstoffe in Privathaushalten zu zusätzlichen Feinstaubbelastungen führt (Indian Air Pollution Collaborators, 2019). In der Folge verkürzt dort Feinstaub die Lebenserwartung um durchschnittlich 1,7 Jahre, im sozial schwächeren Nordindien sogar um 2 Jahre (Indian Air Pollution Collaborators, 2019).

Mittels einer ökologischen Studie kommen Correia et al. (2013) mit jährlichen Daten der USA auf Kreisebene (545 U.S. counties) zur Belastung mit $PM_{2,5}$, der Lebenserwartung auf Kreisebene sowie den Kovariaten sozioökonomischer Status, Rauchen und anderen demographischen Angaben über den Zeitraum 2000 bis 2007 zum Ergebnis, dass eine Reduktion der $PM_{2,5}$ Belastung um $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ die mittlere Lebenserwartung um 0,35 Jahre erhöht. Dabei weichen die Ergebnisse in Städten und auf dem Land voneinander ab, und zwar liegt die Feinstaubbelastung in Städten und dicht besiedelten Gebieten höher. In einer spatiotemporalen statistischen Studie mit Daten für die USA von 1999 bis 2015 auf Kreisebene, in welcher verschiedene andere Determinanten der Sterblichkeit berücksichtigt wurden, wie z.B. das Pro-Kopf-Einkommen, Armut, Highschool-Absolventen, städtische Regionen, mittlere Temperaturen und relative Luftfeuchtigkeit, finden Bennett et al. (2019), dass $PM_{2,5}$ Konzentrationen von über $2,8\mu\text{g}/\text{m}^3$ dafür verantwortlich sind, dass die Lebenserwartung insgesamt um 0,15 Jahre für Frauen und 0,13 Jahre für Männer verkürzt wird.

In Tab. 1 sind Schätzungen der WHO und der Europäischen Umweltbehörde EEA (European Environmental Agency) zur Feinstaubkonzentration und den geschätzten verlorenen Lebensjahren infolge von Feinstaub für Deutschland wiedergegeben. Der von der WHO empfohlene Grenzwert für die $PM_{2,5}$ Konzentration liegt bei $10\mu\text{g}/\text{m}^3$ (WHO, 2006, S. 11, Table 1).

Zum Vergleich und zur Einschätzung der deutschen Daten beliefen sich die verlorenen Lebensjahre pro 100.000 Einwohner in Europa insgesamt bei einer jahresdurchschnittlichen $PM_{2,5}$ Konzentration von $14,4\mu\text{g}/\text{m}^3$ für das Jahr 2016 auf 900 Jahre. Für Großbritannien wurden für 2008 insgesamt 29.000 Todesfälle in Folge von $PM_{2,5}$ bedingter Luftverschmutzung geschätzt, die einem Verlust von 340.000 Lebensjahren entsprachen (COMEAP 2010, S. 90; zur Verdeutlichung wird in der Studie angemerkt, dass die genauere Angabe zu der Zahl der geschätzten Todesfälle lauten müsste „an effect equivalent to a specific number of deaths at typical ages“, ebd., S. 92).

Mit state-of-the-art Methoden der Epidemiologie, die auf so genannten „exposure-response“-Funktionen beruhen, die mittels individueller Daten weltweit ermittelt werden, kommen Lelieveld et al. (2019) zum Ergebnis, dass in Europa 790.000 Todesfälle auf Luftverschmutzung zurückzuführen sind, gegenüber 412.000, die die EEA (2019) für 2016 errechnet. Für Deutschland berichten Lelieveld et al. (2019) 154 Todesfälle pro 100.000 Einwohner und insgesamt 2,1 Millionen verlorene Lebensjahre. Darüber hinaus kommen Lelieveld et al. (2019) aufgrund der Luftverschmutzung zu einer Verkürzung der Lebenserwartung in Deutschland von 2,4 Jahren (Europa: 2,2 Jahre).

Insgesamt scheint es demnach, dass die Feinstaubbelastung in Deutschland zwar über die Zeit zurückgegangen ist, aber dennoch ein beachtlicher gesundheitsschädigender Effekt mit entsprechend hoher Zahl von Todesfällen und verloraener Lebenszeit nachweisbar ist. Im Folgenden soll anhand von deutschen Daten auf der Kreisebene untersucht werden, ob aufgrund dieser Daten Aussagen über die Korrelation von Feinstaubkonzentration und Lebenserwartung Neugeborener sowie über die Korrelation von deren Veränderungen der beiden Variablen gemacht werden können. Die Methodik ist eine andere als diejenige medizinischer und epidemiologischer

Studien. Der Ausgangspunkt ist eine Black Box des Krankheitsgeschehens. Es wird vielmehr davon ausgegangen, dass Feinstaub ein multifaktorielles Gesundheitsrisiko darstellt. Wenn dem so ist, dann zeigt sich das in einer entsprechend negativen Korrelation mit der Lebenserwartung. Dabei muss berücksichtigt werden, dass es andere, bekannte Faktoren gibt, die einen statistisch und tatsächlich signifikanten Einfluss auf die Lebenserwartung haben.

3 Datengrundlage

Die wichtigsten Variablen für die folgende empirische Untersuchung sind die Lebenserwartung Neugeborener und die Feinstaubbelastung mit PM_{10} .

Die durchschnittliche Lebenserwartung Neugeborener wird statistisch auf Grundlage der beobachtbaren altersspezifischen Mortalitätsraten bestimmt. Dabei wird angenommen, dass sich die Sterblichkeitsverhältnisse zum Zeitpunkt der Geburt im weiteren zeitlichen Verlauf nicht verändern. Veränderungen von Faktoren im zeitlichen Verlauf, die Einfluss auf die Lebenserwartung haben, bleiben dabei folglich unberücksichtigt (Abels, 1993, S. 90 ff.) Somit beschreibt die Lebenserwartung Neugeborener das nicht durch die gesellschaftliche Altersstruktur verzerrte durchschnittliche Alter der Verstorbenen.

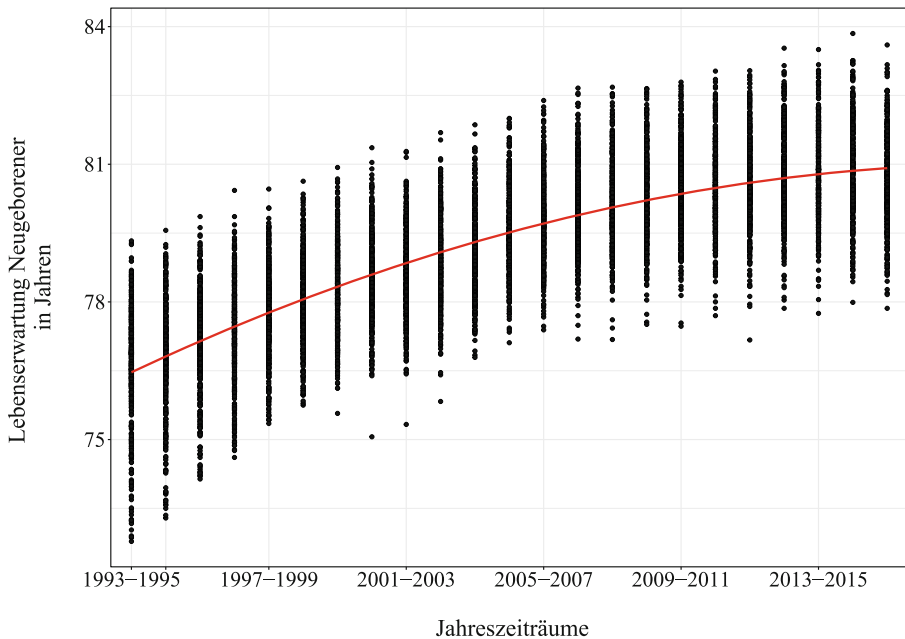


Abb. 1 Lebenserwartung Neugeborener auf Kreisebene im zeitlichen Verlauf. Quelle der Daten: BBSR (2019a)

Für Deutschland wird die Lebenserwartung Neugeborener auf Kreisebene durch das Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) für alle 401 Kreise² in gleitenden Dreijahresdurchschnitten veröffentlicht. Beginnend mit der durchschnittlichen Lebenserwartung der Geburtenjahrgänge 1993 bis 1995, schließt daran die durchschnittliche Lebenserwartung der Geburtenjahrgänge 1994 bis 1996 an. Dies wird bis zu den Geburtenjahrgängen 2015 bis 2017 entsprechend fortgesetzt. Erfasst werden sowohl geschlechtsspezifische als auch nicht nach Geschlecht differenzierte Daten. Im zeitlichen Verlauf ist die Lebenserwartung der Neugeborenen gestiegen. Während die nicht nach Geschlecht differenzierte durchschnittliche Lebenserwartung Neugeborener der Jahrgänge 1993 bis 1995 bei rund 76,58 Jahren lag, war für Neugeborene der Jahrgänge 2015 bis 2017 durchschnittlich eine um 5,3 % höhere Lebenserwartung von rund 80,67 Jahren zu verzeichnen. Wie Abb. 1 verdeutlicht, sind bei der zeitlichen Entwicklung der Lebenserwartung abnehmende Grenzzustellen festzustellen. Zudem variiert die Lebenserwartung zwischen den Kreisen. Lag ihre Standardabweichung für die Geburtenjahrgänge 1993 bis 1995 bei 1,28 Jahren, sank sie für die Jahrgänge 2015 bis 2017 auf 1,0 Jahre (BBSR, 2019a).

Feinstaubemissionen bzw. Feinstaubimmissionen werden über die Messnetze der Umweltämter von Bund und Ländern gemessen. Im Jahr 2018 wurde die Feinstaubpartikelkonzentration mit einem maximalen aerodynamischen Durchmesser der Partikel von $10\ \mu\text{m}$ (PM_{10}) an insgesamt 368 Messstationen erfasst, die sich auf 210 Kreise verteilten (Umweltbundesamt, 2019a). Abhängig vom Standort der installierten Messstationen wird dabei zwischen den Stationsarten Hintergrund, Verkehr und Industrie unterschieden. Von den 368 Messstationen im Jahr 2018 waren 217 der Stationsart Hintergrund, 119 der Stationsart Verkehr und 32 der Stationsart Industrie zuzuordnen. Stationen im Hintergrundbereich befinden sich außerhalb des unmittelbaren Einwirkungsbereichs von Verkehr und Industrieanlagen. Messdaten der PM_{10} -Konzentration stehen für die Jahre 2002 bis 2018 mit den jeweiligen Jahresdurchschnittswerten der einzelnen Messstationen zur Verfügung. Ein Vergleich des Messnetzes im Zeitablauf zeigt, dass weder die Anzahl der Messstationen insgesamt noch deren Standort unverändert geblieben sind. So waren im Jahr 2002 22 Messstationen weniger installiert als im Jahr 2018, die sich zudem auf 215 Kreise verteilten. Lediglich die Hälfte der im Jahr 2018 installierten Messstationen waren bereits im Jahr 2002 Teil des Messnetzes.

Zudem ist im Zeitverlauf zwischen den Jahren 2002 und 2018 ein deutlicher Rückgang der PM_{10} Emissionswerte festzustellen. Durchschnittlich betrug der Jahresdurchschnittswert einer Messstation der Stationsart Hintergrund im Jahr 2002 $23,95\ \mu\text{g}/\text{m}^3$. Im Jahr 2018 lag dieser Wert mit $16,82\ \mu\text{g}/\text{m}^3$ rund 30 % unter dem Wert von 2002. Diese Tendenz ist auch für die Stationsarten Verkehr und Industrie festzustellen (Umweltbundesamt, 2019b).

Daneben unterteilt das BBSR das Bundesgebiet im Kontext der Raumabgrenzung auf Kreisebene in ländliche und städtische Räume. Zum städtischen Raum gehören kreisfreie Großstädte mit mindestens 100.000 Einwohnern und städtische Kreise. Städtische Kreise zeichnen sich dadurch aus, dass mindestens die Hälfte der Einwohner in Groß- und Mittelstädten lebt und die Einwohnerdichte mindes-

² Eingeschlossen sind dabei, wie auch im Folgenden, die kreisfreien Städte.

Tab. 2 Messstationen und Stationsarten des Jahres 2018 im Bundesgebiet. Quelle der Daten: BBSR (2019b), Umweltbundesamt (2019b)

| Stationsart | Städtisch | Ländlich | Total |
|--------------|-----------|----------|-------|
| Hintergrund | 129 | 88 | 217 |
| Verkehr | 94 | 25 | 119 |
| Industrie | 27 | 5 | 32 |
| Total | 250 | 118 | 368 |

tens 150 Einwohner/km² beträgt. Sofern ein Kreis keine Groß- und Mittelstädte einschließt, reicht eine Einwohnerdichte von mindestens 150 Einwohnern/km² aus, um ihn den städtischen Kreisen zuzuordnen.

Tabelle 2 verdeutlicht die heterogene Verteilung der Feinstaubmessstationen zwischen ländlichen und städtischen Räumen am Beispiel des Messnetzes aus dem Jahr 2018. Während in Deutschland rund 50 % der Kreise und kreisfreien Städte dem ländlichen Raum zuzurechnen sind, liegen lediglich rund 32 % der Messstationen im ländlichen Raum. Gemessen an den Stationen der Stationsart Hintergrund sind es rund 40 %.

Auf Kreisebene liegen ebenso Daten zu Wirtschaftskraft und Einkommenshöhe vor, die von den statistischen Ämtern publiziert werden. Dazu zählt das jährliche verfügbare Einkommen der privaten Haushalte. Erfasst wird dabei das Einkommen aus Erwerbstätigkeit und Vermögen, zuzüglich der erhaltenen (Sozial-) Transfers und abzüglich der Sozialbeiträge und der abgeführten Einkommen- und Vermögensteuer. Die entsprechenden Daten liegen flächendeckend für die Jahre 2000 bis 2016 vor. Im Jahr 2016 lag das durchschnittliche verfügbare Einkommen der privaten Haushalte je Einwohner bei etwa 21.722 Euro. Während dabei die kreisfreie Stadt Gelsenkirchen mit 16.203 Euro das geringste verfügbare Einkommen je Einwohner aufweist, ist Starnberg mit über 34.987 Euro pro Einwohner der Landkreis mit dem höchsten verfügbaren Einkommen (Statistische Ämter, 2018).

Das Bildungsniveau wird auf Kreisebene in Form von unterschiedlichen Indikatoren erfasst, so auch über den Anteil der Schulabgänger mit Allgemeiner Hochschulreife von der Gesamtanzahl der Schulabgänger. Die jährlich erfassten Werte liegen von 1995 bis 2017 vor. Während im Jahr 1995 durchschnittlich 22,26 % der Schulabgänger ihre Schullaufbahn mit der Allgemeinen Hochschulreife abschlossen, waren es im Jahr 2017 bereits 32,46 % (Statistische Ämter, 2020).

4 Untersuchungsansatz und Datenbeschreibung

4.1 Niveaudaten

Die Erhebungsmethode für die Lebenserwartung Neugeborener bietet die Grundlage, aus der der methodische Ansatz für die weiteren Untersuchungen entwickelt wird. Wie im vorangegangenen Abschnitt skizziert, ist ein Unterschied in der Lebenserwartung bei Geburt zwischen den Kreisen und im zeitlichen Verlauf auf Unterschiede der altersspezifischen Mortalitäten zurückzuführen. Diese wiederum werden durch diejenigen Faktoren bestimmt, die das Sterbealter beeinflussen. Im Folgenden werden medizinische Zusammenhänge zu diesen Faktoren, wie bereits beschrieben, als

Black Box behandelt. Die Analyse erhebt nicht den Anspruch, den Zusammenhang von Feinstaubbelastung und Lebenserwartung zu erklären. Der Anspruch beschränkt sich vielmehr darauf, deskriptive Aussagen dazu auf Grundlage von OLS-Regressionsmodellen zu erzielen.

Für die Bestimmung des Feinstaubniveaus der einzelnen Kreise wird auf die PM₁₀-Daten der Messstationen von Bund und Ländern zurückgegriffen. Wie oben angegeben, bildet die Allokation der Messstationen das Verhältnis von städtischen gegenüber ländlichen Kreisen nicht repräsentativ ab. Dies gilt ebenso für die Stationsarten. So waren etwa im Jahr 2018 rund 79 % der Stationen aus dem Verkehrsbereich im städtischen Raum installiert.³ Da im Verkehrsbereich die Feinstaubkonzentration im Durchschnitt über der des Hintergrundbereichs liegt (Umweltbundesamt, 2019b), ist bei der Bestimmung eines aggregierten Feinstaubniveaus auf Kreisebene eine Differenzierung nach Stationsarten vorzunehmen. So kann eine Verzerrung des Feinstaubniveaus zwischen ländlichem und städtischem Raum vermindert werden. Die Feinstaubniveaus werden entsprechend separat für die Stationsarten Hintergrund und Verkehr auf Kreisebene bestimmt. Die Stationsart Industrie bleibt aufgrund der geringen Anzahl von Messstationen, insbesondere im ländlichen Raum, unberücksichtigt. Für die Stationsarten Hintergrund und Verkehr werden entsprechend jährliche Feinstaubniveaus auf Kreisebene bestimmt. Dazu stehen, wie bereits angegeben, Daten von 2002 bis 2018 zur Verfügung. Inhaltlicher Schwerpunkt des Beitrags liegt auf den Feinstaubmesswerten im Hintergrundbereich, da diese das grundlegende Feinstaubniveau eines Kreises, das Einfluss auf die Lebenserwartung haben könnte, repräsentativer abbilden. In verkehrsbestimmten Stadtkreisen kann dies allerdings anders sein.

Für jeden Kreis wird zunächst der Mittelwert aus den Feinstaubjahresdurchschnitten der einzelnen Messstationen gebildet, sofern in einem Kreis mehr als eine Messstation steht. Sofern lediglich eine Messstation in dem jeweiligen Kreis aufgestellt ist, gilt entsprechend der Jahresdurchschnittswert dieser Station als Kreisjahreswert.

Tab. 3 PM₁₀-Feinstaub Kreisjahreswerte und Anzahl der Messstationen. Quelle der Daten: Umweltbundesamt (2019b)

| Stationsart | Kreisjahreswerte | Kreise | Kreisjahreswerte | Kreise | Kreisjahreswerte | Kreise |
|-------------|------------------|--------|------------------|--------|------------------|--------|
| | insgesamt | | 1 Messstation | | > 1 Messstation | |
| | PM ₁₀ | | PM ₁₀ | | PM ₁₀ | |
| Hintergrund | 3063 | 232 | 2474 | 221 | 589 | 64 |
| Stadt | 1694 | 124 | 1292 | 115 | 402 | 64 |
| Land | 1369 | 108 | 1182 | 106 | 187 | 25 |
| Verkehr | 1614 | 154 | 1189 | 147 | 425 | 56 |
| Stadt | 1168 | 112 | 776 | 105 | 392 | 49 |
| Land | 446 | 42 | 413 | 42 | 33 | 7 |
| Total | 4677 | 272 | 3663 | 266 | 1114 | 99 |
| Stadt | 2862 | 147 | 2068 | 123 | 794 | 31 |
| Land | 1815 | 125 | 1595 | 143 | 220 | 68 |

³ Vgl. Tab. 2.

Da die Messstationen nicht homogen auf die Kreise aufgeteilt sind und sich die Standorte im Zeitablauf verändert haben, basieren die Mittelwerte auf den Daten unterschiedlich vieler Messstationen.

Die Tab. 3 und 4 geben einen Überblick über die Anzahl der Messstationen, die den Jahresfeinstaubniveaus der Kreise zugrunde liegen.

Tab. 3 ist zu entnehmen, dass für den Hintergrundbereich auf Grundlage des Feinstaubmessstationen 3063 Kreisjahreswerte bestimmt werden können, die 232 unterschiedlichen Kreisen zuzurechnen sind. Ca. 80 % der Feinstaubniveauewerte, 2474 Kreisjahreswerte, sind dabei auf Grundlage lediglich einer verfügbaren Messstation in dem jeweiligen Landkreis berechnet. In 589 Kreisjahreswerte aus 64 unterschiedlichen Kreisen gehen dagegen für die Bestimmung des Feinstaubniveaus mehr als eine Messstation je Landkreis ein. Für den Verkehrsbereich können 1614 Kreisjahreswerte aus 154 unterschiedlichen Kreisen bestimmt werden. Wie bei dem Hintergrundbereich wird die Mehrzahl dieser Werte, 1189, auf Grundlage lediglich einer Messstation in dem jeweiligen Kreis bestimmt. Das entspricht ca. 73 %. Die übrigen Kreisjahreswerte, 425, werden auf Grundlage von mehr als einer Messstation in den jeweiligen Kreisen bestimmt. Wie bereits in Kap. 3 herausgearbeitet werden könnte, lässt sich auch anhand der Tab. 3 feststellen, dass sich die Kreisjahreswerte im Verkehrsbereich vorwiegend auf städtische Kreise beziehen. So sind von den 1614 Kreisjahreswerten mehr als 72 %, 1169 Werte, städtischen Kreisen zuzurechnen. Insgesamt können aus dem Hintergrund- und dem Feinstaubbereich zusammen 4677 Kreisjahreswerte aus 272 unterschiedlichen Kreisen bestimmt werden.

Die Kreisjahreswerte des Feinstaubniveaus, die auf mehr als einer Messstation im jeweiligen Kreis beruhen und somit aggregierte Feinstaubwerte darstellen, werden in Tab. 4 detaillierter dargestellt. Die 589 Kreisjahreswerte im Hintergrundbereich werden auf Grundlage von durchschnittlich 2,4 Messstationen berechnet. Die Spannweite reicht dabei von 2 bis 9 Stationen. Insbesondere zeigt sich, dass sich mehr als 68 % der 589 Kreisjahreswerte im Hintergrundbereich auf städtische Kreise beziehen. Für die 425 Kreisjahreswerte für das Feinstaubniveau im Verkehrsbereich gehen ebenfalls durchschnittlich 2,4 Messstationen in die berechneten Werte ein. Die Spannweite liegt dabei von 2 bis 6 Stationen und ist somit geringer als die im Hintergrundbereich. Mehr als 92 % der Kreisjahreswerte aus dem Verkehrsbereich sind städtischen Kreisen zuzuordnen.

Tab. 4 Aggregierte PM₁₀-Feinstaub Kreisjahreswerte und Anzahl der Messstationen. Quelle der Daten: Umweltbundesamt (2019a)

| Stationsart | Kreisjahreswerte > 1 Messstation PM ₁₀ | Kreise | Anzahl Messstationen | | |
|-------------|---|--------|----------------------|-----|-----|
| | | | Mean | Min | Max |
| Hintergrund | 589 | 64 | 2,404075 | 2 | 9 |
| Stadt | 402 | 39 | 2,527363 | 2 | 9 |
| Land | 187 | 25 | 2,139037 | 2 | 9 |
| Verkehr | 425 | 56 | 2,404706 | 2 | 6 |
| Stadt | 392 | 49 | 2,438776 | 2 | 6 |
| Land | 33 | 7 | 2 | 2 | 2 |

Um den Zusammenhang zwischen Lebenserwartung und Feinstaubbelastung möglichst isoliert untersuchen zu können, wird im Regressionsmodell für wesentliche, die Lebenserwartung beeinflussende Faktoren kontrolliert. Dazu zählen insbesondere die wirtschaftlichen Verhältnisse der Bevölkerung (siehe z. B. Lampert et al., 2019). Als Indikator dafür wird das reale verfügbare Einkommen der privaten Haushalte je Einwohner auf Kreisebene zum Basisjahr 2000 verwendet, gemessen in Tausend Euro. Aus den für den Zeitraum 2000 bis 2016 zur Verfügung stehenden Daten werden gleitende Dreijahresmittelwerte gebildet und in der Variablen VEK_{it} erfasst.

Der mögliche Einfluss des Bildungsniveaus auf die Lebenserwartung (Bilas, Franc und Bosnjak 2014) wird über den Anteil der Schulabgänger mit allgemeiner Hochschulreife erfasst. Die für die Jahre 1995 bis 2017 zur Verfügung stehenden Daten gehen in gleitenden Dreijahresdurchschnitten in die Analysen ein und werden in der Variable Abi_{it} erfasst.

Um für Effekte mit Einfluss auf die Lebenserwartung zu kontrollieren, die aus einem möglichen Einfluss der Bevölkerungsdichte einerseits und aus einem möglichen strukturellen Unterschied zwischen ländlichen und städtischen Siedlungsraum andererseits resultieren, wird eine entsprechende Kontrollvariable als Dummy-Variablen in das Regressionsmodell integriert (Bilas, Franc und Bosnjak 2014). In Kap. 3 wurde bereits die Definition des BBSR für städtischen in Abgrenzung zum ländlichen Raum vorgestellt. Dabei werden sowohl die Bevölkerungsdichte als auch die Binnensiedlungsstruktur innerhalb eines Kreises berücksichtigt. Die Dummy-Variablen, $Stadt_i$, die für städtischen Raum den Wert 1 annimmt, wird entsprechend der Definition des BBSR in das Modell aufgenommen.

Strukturelle Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland, die von den bisher genannten Kontrollvariablen nicht berücksichtigt sind, werden in der Dummy-Variablen Ost_i erfasst. Sie nimmt für Kreise der Bundesländer Berlin, Brandenburg, Sachsen, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen-Anhalt und Thüringen den Wert 1 an. Für einen zeitlichen Trend in der Lebenserwartung Neugeborener wird eine entsprechende Trendvariable, $Zeittrend_t$, verwendet. Sie nimmt für den Dreijahreszeitraum 1993–1995 den Wert 1 an. In Korrespondenz zu Abb. 1 wird der Zeittrend als

Tab. 5 Quantitative Beschreibung der Variablen. Quelle der Daten: BBSR (2019a, b), Statistische Ämter (2018, 2020), Umweltbundesamt (2019b)

| Variable | <i>N</i> | Mean | St. Dev. | Min | Pctl(25) | Pctl(75) | Max |
|---|----------|--------|----------|--------|----------|----------|--------|
| LE_{it} [Jahre] | 9223 | 79,215 | 1,696 | 72,780 | 78,050 | 80,440 | 83,850 |
| $PM_{10}\text{-}Hintergrund_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 2571 | 19,500 | 4,090 | 7,367 | 17,000 | 22,333 | 34,000 |
| $PM_{10}\text{-}Verkehr_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 1274 | 26,135 | 4,508 | 14,667 | 23,000 | 29,000 | 43,333 |
| VEK_{it} [10^3 Euro] | 6015 | 16,443 | 2,174 | 12,140 | 14,930 | 17,699 | 33,014 |
| Abi_{it} [10^2 Abiturienten/ Absolventen] | 9223 | 26,285 | 9,079 | 0,000 | 20,100 | 31,700 | 61,267 |
| $Stadt_i$ [Stadt = 1, Land = 0] | 9624 | 0,499 | 0,500 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Ost_i [Osten = 1, Westen = 0] | 9624 | 0,192 | 0,394 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| $Zeittrend_t$ [1993/95 = 1] | 9624 | 12,500 | 6,923 | 1 | 6,8 | 18,2 | 24 |

Tab. 6 Quantitative Beschreibung der Variablen für Messstationen im Hintergrundbereich nach Elimination von Datenlücken. Quelle der Daten: BBSR (2019a, b), Statistische Ämter (2018, 2020), Umweltbundesamt (2019b)

| Variable | <i>N</i> | Mean | St. Dev. | Min | Pctl(25) | Pctl(75) | Max |
|--|----------|--------|----------|--------|----------|----------|--------|
| LE_{it} [Jahre] | 2222 | 80,025 | 1,201 | 75,830 | 79,210 | 80,778 | 83,850 |
| $PM_{10}\text{-}Hintergrund_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 2222 | 20,062 | 3,994 | 7,367 | 17,667 | 22,667 | 34,000 |
| VEK_{it} [10^3 Euro] | 2222 | 16,107 | 2,310 | 12,476 | 14,507 | 17,274 | 33,014 |
| Abi_{it} [10^2 Abiturienten/ Absolventen] | 2222 | 30,982 | 9130 | 6733 | 24,367 | 37,092 | 61,267 |
| $Stadt_i$ [Stadt = 1, Land = 0] | 2222 | 0,558 | 0,497 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Ost_i [Osten = 1, Westen = 0] | 2222 | 0,304 | 0,460 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| $Zeittrend_t$ [1993/95 = 1] | 2222 | 16,023 | 3,699 | 10 | 13 | 19 | 22 |

Polynom zweiten Grades in das Regressionsmodell integriert. Zudem wird das Modell durch eine Konstante α und den Störterm ε_{it} ergänzt. Das Regressionsmodell für die Untersuchung des Zusammenhangs von Lebenserwartung und Feinstaubniveau lautet somit:

$$LE_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot PM_{it} + \beta_2 \cdot VEK_{it} + \beta_3 \cdot Abi_{it} + \beta_4 \cdot Stadt_i + \beta_5 \cdot Ost_i + \beta_6 \cdot Zeittrend_t + \beta_7 \cdot Zeittrend_t^2 + \varepsilon_{it}. \tag{1}$$

Die deskriptive Statistik der verwendeten Variablen ist in Tab. 5 differenziert nach Stationen im Hintergrundbereich und im Verkehrsbereich wiedergegeben.

Nach Elimination der jährlichen Beobachtungspunkte auf Kreisebene, die in mindestens einer Variablen Datenlücken aufweisen, verbleiben für den Hintergrundbereich 2222 und für den Verkehrsbereich 1093 Datenpunkte, wie die Tab. 6 und 7 zeigen. Den Feinstaubniveaus liegen im Hintergrundbereich 3415 einzelne Jahresmessstationsergebnisse zugrunde, die von 365 unterschiedlichen Messstationen in 208 Kreisen erhoben wurden. Somit beruhen die Feinstaubniveaus je einbezogenen Kreis auf durchschnittlich 1,7548 unterschiedlichen Messstationen bzw. durchschnittlich 16,4183 Jahresmessstationsergebnissen. Dem Verkehrsbereich dagegen

Tab. 7 Quantitative Beschreibung der Variablen für Messstationen im Verkehrsbereich nach Elimination von Datenlücken. Quelle der Daten: BBSR (2019a, b), Statistische Ämter (2018, 2020), Umweltbundesamt (2019b)

| Variable | <i>N</i> | Mean | St. Dev. | Min | Pctl(25) | Pctl(75) | Max |
|--|----------|--------|----------|--------|----------|----------|--------|
| LE_{it} [Jahre] | 1093 | 80,132 | 1,135 | 77,200 | 79,270 | 80,890 | 83,260 |
| $PM_{10}\text{-}Verkehr_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 1093 | 26,890 | 4,300 | 15 | 24 | 29,6 | 43 |
| VEK_{it} [10^3 Euro] | 1093 | 16,235 | 2,267 | 12,637 | 14,566 | 17,702 | 33,014 |
| Abi_{it} [10^2 Abiturienten/ Absolventen] | 1093 | 34,678 | 8,373 | 14,100 | 28,533 | 40,467 | 61,267 |
| $Stadt_i$ [Stadt = 1, Land = 0] | 1093 | 0,720 | 0,449 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Ost_i [Osten = 1, Westen = 0] | 1093 | 0,306 | 0,461 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| $Zeittrend_t$ [1993/95 = 1] | 1093 | 16,361 | 3,589 | 10 | 13 | 19 | 22 |

Tab. 8 Korrelationskoeffizienten nach Pearson für Messstationen im Hintergrundbereich

| | LE_{it} | PM ₁₀ - Hinter- grund _{it} | VEK_{it} | Abi_{it} | $Stadt_i$ | Ost_i | Zeit trend _t |
|---|-----------|--|------------|------------|-----------|---------|----------------------------|
| LE_{it} | 1 | | | | | | |
| PM ₁₀ - Hintergrund _{it} | -0,321 | 1 | | | | | |
| VEK_{it} | 0,562 | -0,084 | 1 | | | | |
| Abi_{it} | 0,298 | -0,028 | 0,062 | 1 | | | |
| $Stadt_i$ | 0,348 | 0,175 | 0,424 | 0,277 | 1 | | |
| Ost_i | -0,227 | 0,027 | -0,579 | 0,200 | -0,385 | 1 | |
| Zeittrend _t | 0,475 | -0,502 | 0,066 | 0,405 | 0,018 | 0,038 | 1 |

Tab. 9 Korrelationskoeffizienten nach Pearson für Messstationen im Verkehrsbereich

| | LE_{it} | PM ₁₀ - Verkehr _{it} | VEK_{it} | Abi_{it} | $Stadt_i$ | Ost_i | Zeit trend _t |
|---|-----------|---|------------|------------|-----------|---------|----------------------------|
| LE_{it} | 1 | | | | | | |
| PM ₁₀ - Verkehr _{it} | -0,206 | 1 | | | | | |
| VEK_{it} | 0,474 | 0,060 | 1 | | | | |
| Abi_{it} | 0,263 | -0,117 | -0,108 | 1 | | | |
| $Stadt_i$ | 0,254 | 0,235 | 0,314 | 0,234 | 1 | | |
| Ost_i | -0,248 | 0,023 | -0,636 | 0,103 | -0,436 | 1 | |
| Zeittrend _t | 0,476 | -0,544 | 0,032 | 0,379 | 0,032 | -0,065 | 1 |

liegen 1904 einzelne Jahresmessstationsergebnisse zugrunde. Sie verteilen sich auf 113 Kreise und wurden von 287 unterschiedlichen Messstationen erhoben. Das ergibt durchschnittlich 2,5398 unterschiedliche Messstationen bzw. durchschnittlich 16,8496 Jahresmessstationsergebnisse je einbezogenen Kreis.

Wie den Tab. 8 und 9 zu entnehmen ist, weisen die Korrelationskoeffizienten nach Pearson zwischen den Variablen LE_{it} und VEK_{it} mit 0,562 bzw. 0,474 erhöhte Werte auf. Innerhalb der erklärenden Variablen ist mit -0,502 bzw. -0,544 eine erhöhte Korrelation zwischen dem Zeittrend und der Feinstaubbelastung festzustellen. Gleiches gilt mit -0,579 bzw. -0,636 auch für die Korrelation zwischen den Variablen Ost_i und VEK_{it} . Von Multikollinearität, die der Verwendung der ausgewählten erklärenden Variablen entgegensteht, ist somit auf Grundlage der Korrelationswerte nicht auszugehen.

4.2 Veränderungen

Als alternatives Modell zur Überprüfung des Zusammenhangs zwischen der Veränderung der Lebenserwartung über die Zeit und der damit gleichzeitig einhergehenden Veränderung des Feinstaubniveaus wird in diesem Abschnitt ein Modell vorgestellt, das die Veränderungen der Lebenserwartung von Periode zu Periode den in dieser Zeit erfolgten Änderungen der Feinstaubbelastung gegenüberstellt. Die Veränderungen erfolgen dabei zwischen zwei aufeinander folgenden Dreijahreszeiträumen. So

bedeutet etwa eine positive Veränderung der Feinstaubbelastung, dass das Feinstaubniveau im Vergleich zu der Vorperiode gestiegen ist. Entsprechende bedeutet eine negative Veränderung ein Sinken des Feinstaubniveaus im Vergleich zur Vorperiode.

Im Regressionsmodell wird als zu erklärende Variable die Differenz der geschlechtsunspezifischen Lebenserwartung Neugeborener zwischen angrenzenden gleitenden Dreijahreszeiträumen verwendet. Auf Grundlage der beschriebenen Datenlage können somit für jeden Landkreis für den Zeitraum 1993 bis 2017 22 Veränderungen bestimmt werden. Analog dazu werden die entsprechenden Veränderungen für das Feinstaubniveau, für das verfügbare Einkommen je Einwohner und für die Abiturientenquote ermittelt. Integriert in das Regressionsmodell werden zudem wiederum die Variablen $Stadt_i$ und Ost_i sowie ein $Zeittrend_t$ als Polynom zweiten Grades. Die Trendvariable nimmt für die Veränderung zwischen den Dreijahreszeiträumen 1993–1995 und 1994–1996 den Wert 1 an.

Tab. 10 Quantitative Beschreibung der Variablen. Quelle der Daten: BBSR (2019a, b), Statistische Ämter (2018, 2020), Umweltbundesamt (2019b)

| Variable | <i>N</i> | Mean | St. Dev. | Min | Pctl(25) | Pctl(75) | Max |
|---|----------|--------|----------|--------|----------|----------|--------|
| ΔLE_{it} [Jahre] | 8822 | 0,185 | 0,252 | -1,490 | 0,030 | 0,350 | 1,280 |
| $\Delta PM_{10} -$ $Hintergrund_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 2351 | -0,574 | 0,896 | -5,333 | -1,167 | 0,000 | 3,333 |
| $\Delta PM_{10} -$ $Verkehr_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 1144 | -0,746 | 1,164 | -5,000 | -1,389 | 0,000 | 4,167 |
| ΔVEK_{it} [10^3 Euro] | 5614 | 0,085 | 0,185 | -2,352 | -0,006 | 0,180 | 2,163 |
| ΔAbi_{it} [10^2 Abiturien- ten/Absolventen] | 8822 | 0,464 | 1,987 | -9,833 | -0,367 | 1,267 | 10,433 |
| $Stadt_i$ [Stadt = 1, Land = 0] | 9223 | 0,499 | 0,500 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Ost_i [Osten = 1, Westen = 0] | 9223 | 0,192 | 0,394 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| $Zeittrend_t$ [1993/95–1994/96 = 1] | 9223 | 12,000 | 6,634 | 1 | 6 | 18 | 23 |

Tab. 11 Quantitative Beschreibung der Variablen für Messstationen im Hintergrundbereich. Quelle der Daten: BBSR (2019a, b), Statistische Ämter (2018, 2020), Umweltbundesamt (2019b)

| Variable | <i>N</i> | Mean | St. Dev. | Min | Pctl(25) | Pctl(75) | Max |
|---|----------|--------|----------|--------|----------|----------|-------|
| ΔLE_{it} [Jahre] | 2007 | 0,171 | 0,229 | -0,920 | 0,020 | 0,315 | 1,100 |
| $\Delta PM_{10} -$ $Hintergrund_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 2007 | -0,605 | 0,925 | -5 | -1,3 | 0 | 3 |
| ΔVEK_{it} [10^3 Euro] | 2007 | 0,077 | 0,188 | -0,612 | -0,015 | 0,165 | 2,163 |
| ΔAbi_{it} [10^2 Abiturien- ten/Absolventen] | 2007 | 0,725 | 2,355 | -9,467 | -0,267 | 1,767 | 9,967 |
| $Stadt_i$ [Stadt = 1, Land = 0] | 2007 | 0,561 | 0,496 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Ost_i [Osten = 1, Westen = 0] | 2007 | 0,305 | 0,461 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| $Zeittrend_t$ [1993/95–1994/96 = 1] | 2007 | 15,540 | 3,406 | 10 | 13 | 18 | 21 |

Tab. 12 Quantitative Beschreibung der Variablen für Messstationen im Verkehrsbereich. Quelle der Daten: BBSR (2019a, b), Statistische Ämter (2018, 2020), Umweltbundesamt (2019b)

| Variable | N | Mean | St. Dev. | Min | Pctl(25) | Pctl(75) | Max |
|---|-----|--------|----------|--------|----------|----------|--------|
| $\Delta.LE_{it}$ [Jahre] | 968 | 0,160 | 0,223 | -0,920 | 0,030 | 0,300 | 1,100 |
| $\Delta.PM_{10} - Verkehr_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | 968 | -0,754 | 1,217 | -5 | -1,5 | 0 | 4 |
| $\Delta.VEK_{it}$ [10^3 Euro] | 968 | 0,316 | 0,220 | -0,885 | 0,217 | 0,400 | 2,786 |
| $\Delta.Abi_{it}$ [10^2 Abitur- enten/Absolventen] | 968 | 0,940 | 2,369 | -9,467 | 0,000 | 1,867 | 10,433 |
| $Stadt_i$ [Stadt = 1, Land = 0] | 968 | 0,720 | 0,449 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Ost_i [Osten = 1, Westen = 0] | 968 | 0,310 | 0,463 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| $Zeittrend_t$ [1993/95–1994/96 = 1] | 968 | 15,835 | 3,305 | 10 | 13 | 19 | 21 |

Das Regressionsmodell lautet entsprechend:

$$\begin{aligned} \Delta.LE_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot \Delta.PM_{it} + \beta_2 \cdot \Delta.VEK_{it} + \beta_3 \cdot \Delta.Abi_{it} \\ & + \beta_4 \cdot Stadt_i + \beta_5 \cdot Ost_i + \beta_6 \cdot Zeittrend_t \\ & + \beta_7 \cdot Zeittrend_t^2 + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

Die entsprechende deskriptive Statistik ist in Tab. 10 abgebildet. Da dabei nicht Niveaudaten, sondern Veränderungen für die Variablen $\Delta.LE_{it}$, $\Delta.PM_{it}$, $\Delta.VEK_{it}$ und $\Delta.Abi_{it}$ berücksichtigt werden, liegt für diese Variablen für jeden der 401 Kreise ein Beobachtungspunkt weniger vor. Nach Eliminierung der Beobachtungen, die Datenlücken aufweisen, verbleiben für den Hintergrundbereich 2007 und für den Verkehrsbereich 968 Datenpunkte, wie die Tab. 11 und 12 zeigen. Den Tab. 13 und 14 kann entnommen werden, dass kein Hinweis auf Multikollinearität vorliegt, die der gemeinsamen Berücksichtigung der Regressoren entgegenstehen könnte.

5 Empirische Ergebnisse

5.1 Niveaudaten

Das entwickelte Regressionsmodell (1) wird als Pooled-OLS Modell geschätzt. Dabei werden auf Kreisebene geclusterte Standardfehler verwendet, um die Parameter robust gegenüber einer möglichen Heteroskedastizität zu schätzen (Petersen, 2009, S. 440). Tab. 15 zeigt die entsprechenden Regressionsergebnisse.

Für den Hintergrundbereich sind mit Ausnahme der Variablen Abi_{it} alle in das Modell integrierten Variablen auf einem Niveau von mindestens 5% statistisch signifikant. Das gilt insbesondere für den Schätzkoeffizienten $\beta_1 = -0,037$. Eine um $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ geringere PM_{10} -Feinstaubkonzentration auf Kreisebene geht entsprechend mit einer 0,37 Jahre (4,44 Monate) höheren Lebenserwartung einher. Die Schätzer für die Variablen VEK_{it} , $Stadt_i$ und Ost_i sind ebenso wie die Konstante posi-

Tab. 13 Korrelationskoeffizienten nach Pearson für Messstationen im Hintergrundbereich

| | ΔLE_{it} | ΔPM_{10} | ΔVEK_{it} | ΔAbi_{it} | $\Delta Stadt_{it}$ | Ost_{it} | $Zeitrend_{it}$ |
|----------------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|---------------------|------------|-----------------|
| ΔLE_{it} | 1 | | | | | | |
| ΔPM_{10} | -0,098 | 1 | | | | | |
| $-\Delta Hintergrund_{it}$ | | | 1 | | | | |
| ΔVEK_{it} | -0,045 | 0,064 | -0,084 | 1 | | | |
| ΔAbi_{it} | 0,032 | 0,047 | -0,124 | 0,083 | 1 | | |
| $\Delta Stadt_{it}$ | -0,012 | -0,018 | -0,079 | -0,073 | -0,387 | 1 | |
| Ost_{it} | 0,019 | 0,086 | 0,219 | -0,129 | 0,016 | 0,039 | 1 |
| $Zeitrend_{it}$ | -0,403 | 0,102 | | | | | |

Tab. 14 Korrelationskoeffizienten nach Pearson für Messstationen im Hintergrundbereich

| | $\Delta L E_{it}$ | $\Delta P M_{10}$ | $\Delta V E K_{it}$ | $\Delta A b i_{it}$ | $O s t_i$ | $Z e i t t r e n d_t$ |
|------------------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|-----------|-----------------------|
| $\Delta L E_{it}$ | 1 | | | | | |
| $\Delta P M_{10}$ | -0,101 | 1 | | | | |
| $-\Delta V e r k e h r_{it}$ | | | 1 | | | |
| $\Delta V E K_{it}$ | -0,017 | 0,005 | -0,053 | 1 | | |
| $\Delta A b i_{it}$ | 0,047 | -0,063 | -0,125 | 0,047 | 1 | |
| $S t a d t_i$ | 0,004 | -0,024 | 0,056 | -0,057 | -0,433 | 1 |
| $O s t_i$ | 0,049 | 0,066 | 0,019 | -0,191 | 0,023 | -0,068 |
| $Z e i t t r e n d_t$ | -0,383 | -0,007 | | | | 1 |

tiv und signifikant. Auch signifikant ist der (nichtlineare) Zeittrend. Im zeitlichen Verlauf nimmt demnach die Lebenserwartung mit abnehmenden Grenzzraten zu. Das angepasste R^2 beträgt 0,568 und die F-Statistik ist auf einem Niveau von 1 % statistisch signifikant. Für den Verkehrsbereich kann ein analoges Ergebnis mit Ausnahme der Koeffizienten β_1 und β_5 festgestellt werden. Der geschätzte Parameter β_5 ist bei einem p-Wert von 11,3 % statistisch nicht signifikant. Somit lässt sich kein signifi-

Tab. 15 PM₁₀-Feinstaubbelastung und Lebenserwartung (Niveaudaten, Pooled-OLS Schätzung)

| | Abhängige Variable: | |
|--|-------------------------------------|-------------------------------------|
| | LE_{it} | |
| | [Jahre] | |
| | Gesamtdeutschland Hintergrund | Gesamtdeutschland Verkehr |
| $PM_{10} - Hintergrund_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | -0,037** (0,016) p = 0,024 | |
| $PM_{10} - Verkehr_{it}$ [$\mu\text{g}/\text{m}^3$] | | -0,010 (0,017) p = 0,562 |
| VEK_{it} [10^3 Euro] | 0,276*** (0,051) p = 0,00000 | 0,270*** (0,071) p = 0,0002 |
| Abi_{it} [10^2 Abiturienten/Absolventen] | 0,003 (0,007) p = 0,640 | 0,012 (0,009) p = 0,174 |
| $Stadt_i$ [Stadt = 1, Land = 0] | 0,441*** (0,126) p = 0,0005 | 0,336** (0,171) p = 0,050 |
| Ost_i [Osten = 1, Westen = 0] | 0,352* (0,182) p = 0,053 | 0,436 (0,275) p = 0,113 |
| $Zeittrend_t$ [1993/95 = 1] | 147,840*** (13,219) p = 0,000 | 170,806*** (18,695) p = 0,000 |
| $Zeittrend_t^2$ [1993/95 = 1] | -59,748*** (6,167) p = 0,000 | -69,281*** (7,926) p = 0,000 |
| Konstante | 74,793*** (0,962) p = 0,000 | 73,900*** (1,400) p = 0,000 |
| Beobachtungen | 2,222 | 1,093 |
| Adjusted R ² | 0,568 | 0,504 |
| F Statistik | 418,056*** (df = 7; 2214) | 159,590*** (df = 7; 1085) |

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

kanter Zusammenhang von Lebenserwartung und der Differenzierung von Ost- und Westdeutschland feststellen. Der geschätzte Parameter β_1 nimmt auch für den Verkehrsbereich einen negativen Wert von $-0,010$ an, der allerdings bei einem p-Wert von über 57 % statistisch insignifikant ist. Die F-Statistik ist dagegen auf einem Niveau von 1 % statistisch signifikant. Das angepasste R^2 beträgt $0,504$.

5.2 Veränderungen

Das vorgestellte Regressionsmodell (2) wird ebenfalls als Pooled-OLS Modell geschätzt. Dabei werden erneut geclusterte Standardfehler verwendet, um die Schätzer robust gegenüber Heteroskedastizität zu bestimmen. Tab. 16 zeigt die entsprechenden Regressionsergebnisse.

Für den Hintergrundbereich ergibt sich, dass die geschätzten Parameter für die Variablen Ost_i , die Konstante sowie den Zeittrend signifikant von null verschieden sind. Im zeitlichen Verlauf sinken demnach entsprechend die Veränderungen der Lebenserwartung mit zunehmenden Grenzzraten. Ein signifikanter Zusammenhang zwischen den periodischen Differenzen von Lebenserwartung und Feinstaubniveau lässt sich nicht feststellen. Das angepasste R^2 ist mit $0,199$ deutlich geringer als bei den Schätzergebnissen der Niveaudaten. Die F-Statistik ist auf einem Niveau von 1 % signifikant.

Im Verkehrsbereich ergibt sich dagegen ein signifikanter Zusammenhang zwischen den periodischen Differenzen von Lebenserwartung einerseits und Feinstaubbelastung andererseits. Der Schätzer für den entsprechenden Koeffizienten nimmt den Wert $-0,016$ an und ist auf einem Niveau von 1 % statistisch signifikant. Die Interpretation dieses Schätzers ist etwas schwieriger, da er die Veränderung zwischen Perioden angibt. Der negative Schätzer sagt aus, dass eine periodische Abnahme der Feinstaubbelastung um $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ mit einer Zunahme der periodischen Lebenserwartung um $0,16$ Jahre korreliert ist. Signifikant im Verkehrsbereich sind daneben die Schätzer für den Zeittrend und die Konstante. Das angepasste R^2 beträgt $0,180$ und ist damit deutlich geringer als das Vergleichsmodell mit Niveaudaten. Die F-Statistik ist auf einem Niveau von 1 % signifikant. Die statistisch insignifikante Korrelation der periodischen Veränderung des verfügbaren Einkommens und der periodischen Veränderung Lebenserwartung liegt vermutlich daran, dass die Veränderung der Lebenserwartung einen negativen Zeittrend hat, demnach über die Zeit sinkt, und demgegenüber das verfügbare Einkommen mit der Zeit steigt, also einen positiven Zeittrend hat. Bemerkenswert ist allerdings, dass die statistisch signifikanten Werte im Niveaudaten-Modell bei der Feinstaubbelastung im Hintergrundbereich liegen, während sie bei der Fokussierung auf periodische Änderungen, also im Differenzenmodell, im Verkehrsbereich zu finden sind. Eine mögliche Folgerung daraus könnte sein, dass je nach zeitlicher Differenzierung die Ergebnisse zwar unterschiedlich sind, sich aber ergänzen. Im Endeffekt könnten damit beide Bereiche mit der Verlängerung der Lebenserwartung korreliert sein.

Tab. 16 PM₁₀-Feinstaubbelastung und Lebenserwartung (Veränderungen, Pooled-OLS Schätzung)

| | <i>Abhängige Variable:</i> | |
|---|------------------------------|-------------------------|
| | <i>Delta.LE_{it}</i> | |
| | [Jahre] | |
| | Gesamtdeutschland | Gesamtdeutschland |
| | Hintergrund | Verkehr |
| <i>Delta.PM₁₀ – Hintergrund_{it}</i> | -0,007 | |
| [μg/m ³] | (0,005) | |
| | p = 0,171 | |
| <i>Delta.PM₁₀ – Verkehr_{it}</i> | | -0,016*** |
| [μg/m ³] | | (0,005) |
| | | p = 0,003 |
| <i>Delta.VEK_{it}</i> | -0,006 | -0,011 |
| [10 ³ Euro] | (0,027) | (0,038) |
| | p = 0,840 | p = 0,767 |
| <i>Delta.Abi_{it}</i> | 0,003 | -0,001 |
| [10 ² Abiturienten/Absolventen] | (0,002) | (0,003) |
| | p = 0,278 | p = 0,872 |
| <i>Stadt_i</i> | 0,003 | 0,013 |
| [Stadt = 1, Land = 0] | (0,009) | (0,013) |
| | p = 0,700 | p = 0,314 |
| <i>Ost_i</i> | 0,020** | 0,017 |
| [Osten = 1, Westen = 0] | (0,009) | (0,012) |
| | p = 0,021 | p = 0,141 |
| <i>Zeittrend_t</i> | -36,440*** | -33,082*** |
| [1993/95–1994/96 = 1] | (2,732) | (3,808) |
| | p = 0,000 | p = 0,000 |
| <i>Zeittrend_t²</i> | 16,120*** | 13,451*** |
| [1993/95–1994/96 = 1] | (2,200) | (2,902) |
| | p = 0,000 | p = 0,00001 |
| <i>Konstante</i> | 0,444*** | 0,403*** |
| | (0,030) | (0,044) |
| | p = 0,000 | p = 0,000 |
| Beobachtungen | 2007 | 968 |
| Adjusted R ² | 0,199 | 0,180 |
| F Statistik | 72,220*** (df = 7; 1999) | 31,383*** (df = 7; 960) |

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

6 Prüfung auf Robustheit

6.1 Niveaudaten

Die präsentierten Ergebnisse weisen bei den Niveaudaten für den Hintergrundbereich auf einen signifikanten negativen Zusammenhang zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung hin. Um die strukturelle Heterogenität der Feinstaubbelastung in-

nerhalb Deutschlands möglichst repräsentativ abzubilden, wurde die maximale Anzahl der Feinstaubmesswerte berücksichtigt, die von den staatlichen Umweltämtern erhoben wurden (Stand Juni 2019). Die Abb. 2 und 3 im Anhang illustrieren, welchen Kreisen die Beobachtungspunkte, die den präsentierten Schätzergebnissen zugrunde liegen, zuzurechnen sind. Deutlich zu erkennen ist die vergleichsweise hohe Abdeckung des ostdeutschen Raumes mit Feinstaubmesswerten im Hintergrundbereich. Wie durch Einbeziehung einer Dummy-Variable in das Regressionsmodell (1) gezeigt werden konnte, besteht ein signifikanter Unterschied in der Lebenserwartung zwischen west- und ostdeutschen Kreisen, der nicht auf die weiteren berücksichtigten (Kontroll-) Variablen zurückgeführt werden kann. In Bezug auf den direkten Zusammenhang zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung wurde im Modell (1) dagegen nicht nach West- und Ostdeutschland differenziert. Die Ausgangsniveaus nach der Wiedervereinigung 1990 etwa in Bezug auf die Lebenserwartung haben sich in den beiden Landesteilen deutlich voneinander unterschieden. Wie etwa die Abb. 4 im Anhang exemplarisch zeigt, haben sich die Lebenserwartungen Anfang der 1990er Jahre strukturell voneinander unterschieden. Während für den Dreijahreszeitraum 1993 bis 1995 die durchschnittliche Lebenserwartung in Westdeutschland bei 77,05 Jahren lag, war sie mit 74,59 Jahren in Ostdeutschland um 1,89 % geringer. Dieser Unterschied ist auch im weiteren zeitlichen Verlauf mit abnehmenden relativen Unterschieden festzustellen. Noch im Dreijahreszeitraum 2015 bis 2017 etwa war die Lebenserwartung Neugeborener in Ostdeutschland um 0,93 % geringer als in Westdeutschland (BBSR, 2019a).

Aufgrund der skizzierten strukturellen Unterschiede ist eine nach Landesteilen differenzierte Analyse des Zusammenhangs zwischen Lebenserwartung und Feinstaubbelastung erforderlich. Tab. 17 zeigt die Ergebnisse für das Modell (1) als Pooled-OLS Schätzung mit geclusterten Standardfehlern differenziert nach West- und Ostdeutschland. Für den Verkehrsbereich entsprechen die Ergebnisse in Bezug auf den Zusammenhang zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung den Ergebnissen des nicht nach West- und Ostdeutschland differenzierten Modells. Es ist kein signifikant unterschiedlicher Zusammenhang festzustellen. Für den Hintergrundbereich zeigen die nach Landesteilen differenzierten Ergebnisse, dass sich der signifikant negative Zusammenhang zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung lediglich für Westdeutschland konstatieren lässt. Demzufolge geht eine um $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ geringere Feinstaubkonzentration mit einer 0,52 Jahre (6,24 Monate) höheren Lebenserwartung einher. Die Kontrollvariablen weisen für Westdeutschland keine strukturellen Veränderungen zu den Ergebnissen aus Kap. 5.1 auf.

Werden bei der nach West- und Ostdeutschland differenzierten Analyse lediglich solche Kreise berücksichtigt, die in den vorangegangenen Regressionen sowohl zu Feinstaubdaten aus dem Hintergrund- als auch aus dem Verkehrsbereich beigetragen haben, kann der Zusammenhang von Lebenserwartung und Feinstaubniveau für den westdeutschen Hintergrundbereich bestätigt werden. Entsprechende Ergebnisse sind in der vorliegenden Arbeit nicht abgebildet.

Wie beschrieben, basieren die Schätzergebnisse der Tab. 15 für den Hintergrundbereich auf 2222 und für den Verkehrsbereich auf 1093 Beobachtungspunkten. Ihnen liegen Daten aus dem Zeitraum 2002 bis 2016 zugrunde. Somit werden maximal dreizehn gleitende Dreijahreszeiträume je Kreis abgedeckt. Für den Hintergrundbe-

reich beziehen sich die Daten auf 208 und für den Verkehrsbereich auf 113 Kreise. Dabei gehen aufgrund von Stilllegungen und Neuinstallationen von Messstationen unterschiedlich viele Dreijahreszeiträume für die einzelnen Kreise in das Panel ein. Die Abb. 2 und 3 im Anhang zeigen die einzelnen Kreise mit der Anzahl der jeweils beobachtbaren Dreijahreszeiträume. Tab. 18 dokumentiert diesen Zusammenhang numerisch. Für 118 der 208 für den Hintergrundbereich einbezogenen Kreise liegen Daten für alle dreizehn möglichen gleitenden Dreijahreszeiträume im Zeitraum 2002 bis 2016 vor. Das entspricht einem relativen Anteil von 56,37 % an den berücksichtigten Kreisen und von 29,43 % an der Gesamtanzahl der Kreise in Deutschland. Für den Verkehrsbereich liegen für 42,48 % der 113 berücksichtigten Kreise Daten für dreizehn Dreijahreszeiträume vor. Bezogen auf die Gesamtzahl der Kreise in Deutschland entspricht dies einem Anteil von 11,97 %.

Die Berücksichtigung von Kreisen mit weniger als dreizehn Dreijahreszeiträumen kann potentiell, ebenso wie ein Ausschluss der betroffenen Kreise, eine Verzerrung der Schätzergebnisse bewirken. Um die Robustheit der Ergebnisse zu prüfen, wird das Regressionsmodell (1) erneut getestet, indem dabei ausschließlich diejenigen Kreise mit den dreizehn möglichen Dreijahreszeiträumen berücksichtigt werden. Tab. 19 zeigt, dass sich für den Hintergrundbereich in Westdeutschland erneut ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung nachweisen lässt. Für Ostdeutschland und den westdeutschen Verkehrsbereich ist dagegen kein signifikanter Zusammenhang festzustellen. Die Ergebnisse entsprechen somit strukturell denen der Tab. 17.

Wie im Kap. 2 beschrieben, werden in zahlreichen Studien, die die Auswirkungen von Feinstaub auf den Menschen untersuchen, $PM_{2,5}$ -Werte verwendet. Die in dem vorliegenden Beitrag durchgeführten Analysen basieren dagegen auf PM_{10} -Werten. Um die so gewonnenen Ergebnisse auf Konsistenz mit den Ergebnissen vergleichbarer Studien zu überprüfen, sollte die Analyse zudem auf Grundlage von $PM_{2,5}$ -Werten durchgeführt werden. Im Gegensatz zu PM_{10} -Werten werden $PM_{2,5}$ -Werte in Deutschland allerdings erst ab dem Jahr 2010 von den Umweltämtern erfasst. Somit liegen für $PM_{2,5}$ -Messungen deutlich weniger Beobachtungspunkte vor. Den Ergebnissen aus Tab. 15 liegen 2222 bzw. 1093 auf Kreisebene PM_{10} -Dreijahresdurchschnitte zugrunde, die sich aus Messwerten der Jahre 2002 bis 2016 ergeben. Von den dabei berücksichtigten Messstationen erfassen einige ab dem Jahr 2010 ebenfalls $PM_{2,5}$ -Werte. Für den Zeitraum 2010 bis 2016 können daher auf Kreisebene 161 aggregierte Dreijahresdurchschnitte von $PM_{2,5}$ -Werten für den Hintergrundbereich und 95 für den Verkehrsbereich bestimmt werden. Dabei werden für den Hintergrundbereich 468 und für den Verkehrsbereich 277 einzelne Jahresmessstationenwerte berücksichtigt.

Tab. 20 zeigt die Regressionsergebnisse des Modells (1) auf Grundlage von $PM_{2,5}$ -Werten. Für den Hintergrundbereich lässt sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen Lebenserwartung und $PM_{2,5}$ -Feinstaubbelastung feststellen, für den Verkehrsbereich dagegen nicht. Das Ergebnis ist damit mit demjenigen auf der Basis von PM_{10} -Werten kompatibel. Der beschriebene Ansatz liefert keine Hinweise darauf, die Übertragbarkeit des negativen Zusammenhangs zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung im Hintergrundbereich auf die $PM_{2,5}$ -Feinstaubbelastung abzulehnen.

Tab. 17 PM₁₀-Feinstaubbelastung und Lebenserwartung in Ost- und Westdeutschland (Niveaudaten, Pooled-OLS Schätzung)

| | <i>Abhängige Variable:</i> | | | |
|---|----------------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | LE_{it} | | | |
| | [Jahre] | | | |
| | Westdeutschland | Ostdeutschland | Westdeutschland | Ostdeutschland |
| | Hintergrund | Verkehr | Hintergrund | Verkehr |
| PM ₁₀ – <i>Hintergrund</i> _{it} | -0,052** | | -0,001 | |
| [μg/m ³] | (0,020) | | (0,024) | |
| | p = 0,012 | | p = 0,952 | |
| PM ₁₀ – <i>Verkehr</i> _{it} | | 0,003 | | -0,016 |
| [μg/m ³] | | (0,024) | | (0,018) |
| | | p = 0,905 | | p = 0,358 |
| <i>VEK</i> _{it} | 0,279*** | 0,467*** | 0,260*** | 0,453*** |
| [10 ³ Euro] | (0,053) | (0,098) | (0,075) | (0,134) |
| | p = 0,00000 | p = 0,00001 | p = 0,0005 | p = 0,001 |
| <i>Abi</i> _{it} | -0,008 | 0,030*** | 0,001 | 0,032*** |
| [10 ² Abiturienten/ Absolventen] | (0,009) | (0,010) | (0,012) | (0,010) |
| | p = 0,406 | p = 0,004 | p = 0,946 | p = 0,001 |
| <i>Stadt</i> _i | 0,378** | 0,595*** | 0,003 | 0,594*** |
| [Stadt = 1, Land = 0] | (0,163) | (0,157) | (0,246) | (0,183) |
| | p = 0,021 | p = 0,0002 | p = 0,992 | p = 0,002 |
| <i>Zeittrend</i> _t | 129,295*** | 56,321*** | 175,227*** | 53,615*** |
| [1993/95 = 1] | (15,230) | (8,782) | (23,112) | (9,635) |
| | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,00000 |
| <i>Zeittrend</i> _t ² | -48,137*** | -21,242*** | -65,630*** | -22,736*** |
| [1993/95 = 1] | (6,397) | (5,715) | (8,959) | (4,646) |
| | p = 0,000 | p = 0,0003 | p = 0,000 | p = 0,00000 |
| <i>Konstante</i> | 75,451*** | 70,870*** | 74,366*** | 71,459*** |
| | (1,066) | (1,500) | (1,538) | (2,065) |
| | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 |
| Beobachtungen | 1547 | 675 | 759 | 334 |
| Adjusted R ² | 0,558 | 0,635 | 0,443 | 0,713 |
| F Statistik | 326,816*** | 196,816*** | 101,448*** | 138,730*** |
| | (df = 6; 1540) | (df = 6; 668) | (df = 6; 752) | (df = 6; 327) |

* p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Die bisher präsentierten Ergebnisse beruhen auf Regressionsmodellen ohne zeitliche Verzögerungseffekte (Time Lags) bei den erklärenden Variablen. Das betrifft insbesondere die Variablen für die Feinstaubbelastung, das verfügbare Einkommen und das Bildungsniveau. Tab. 21 zeigt exemplarisch die entsprechenden Regressionsergebnisse unter Einbeziehung von zeitlichen Verzögerungseffekten für die Variablen der Feinstaubbelastung, der Wirtschaftskraft und des Bildungsniveaus. Dabei wurde ein Time Lag von fünf Dreijahreszeiträumen berücksichtigt. So stehen etwa der Lebenserwartung im Zeitraum 2009 bis 2011 als zu erklärender Variable die erklä-

Tab. 18 Anzahl von Dreijahreszeiträumen je Kreis. Quelle der Daten: Umweltbundesamt (2019b)

| <i>Hintergrundbereich</i> | | | | | | | | | | | | | |
|----------------------------|----|---|---|---|---|---|---|---|---|----|----|----|-----|
| Anzahl Dreijahreszeiträume | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
| Anzahl Kreise | 10 | 6 | 3 | 4 | 3 | 5 | 8 | 8 | 3 | 8 | 17 | 17 | 118 |
| <i>Verkehrsbereich</i> | | | | | | | | | | | | | |
| Anzahl Dreijahreszeiträume | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
| Anzahl Kreise | 6 | 3 | 4 | 4 | 3 | 3 | 8 | 4 | 9 | 12 | 1 | 8 | 48 |

renden Variablen der Feinstaubbelastung und Wirtschaftskraft im Zeitraum 2004 bis 2006 gegenüber. Für den Hintergrundbereich lässt sich unter Einbeziehung des Time Lags ein signifikant negativer Zusammenhang von Feinstaubbelastung und Lebenserwartung feststellen. Für den Verkehrsbereich trifft das nicht zu. Damit entsprechen die Ergebnisse strukturell den in Abschn. 5.1 herausgearbeiteten Zusammenhängen. Das gilt mit mit Einschränkungen ebenso für die integrierten Kontrollvariablen.

6.2 Veränderungen

Wie in Abschn. 5.2 dargestellt, weisen die Schätzergebnisse für das Modell (2) im Verkehrsbereich auf einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen den Veränderungen von Feinstaubbelastung und Lebenserwartung hin. Im Hintergrundbereich konnte dieser Zusammenhang dagegen nicht festgestellt werden. Die Untersuchung dieser Ergebnisse auf ihre Robustheit erfolgt analog zu Abschn. 6.1.

Die nach West- und Ostdeutschland differenzierte Schätzung für das Modell (2) zeigt, dass ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen den Veränderungen von Lebenserwartung und Feinstaubbelastung lediglich für den Verkehrsbereich in Westdeutschland festzustellen ist. Die entsprechenden Ergebnisse sind in Tab. 22 enthalten. Der Zusammenhang bleibt strukturell unverändert, wenn lediglich Kreise berücksichtigt werden, die in den vorherigen Analysen sowohl mit Feinstaubmessungen für den Hintergrundbereich als auch für den Verkehrsbereich beigetragen haben. Die entsprechenden Ergebnisse sind in der vorliegenden Arbeit ebenfalls nicht abgebildet.

Werden bei der Schätzung lediglich diejenigen Kreise einbezogen, für die jeweils 12 Beobachtungspunkte und damit die maximale Anzahl an jährlichen Beobachtungspunkten vorliegen, zeigt sich in Westdeutschland sowohl für den Hintergrundbereich als auch für den Verkehrsbereich ein signifikant negativer Zusammenhang. Die entsprechenden Schätzergebnisse sind im vorliegenden Beitrag nicht wiedergegeben.

Wird das Modell (2) auf Grundlage von $PM_{2,5}$ -Werten geschätzt, deren Eigenschaften und Einschränkungen in Kap. 6.1 beschrieben wurden, kann für den Hintergrundbereich in Westdeutschland ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen den Veränderungen von Lebenserwartung und Feinstaubbelastung festgestellt werden. Das Ergebnis steht somit im Widerspruch zu den Ergebnissen auf Grundlage von PM_{10} -Werten. Die Aussagekraft der Berechnungen mit $PM_{2,5}$ -Werten ist jedoch wegen der geringen Anzahl von Beobachtungspunkten, die in Abschn. 6.1 beschrieben wurde, eingeschränkt.

Tab. 19 PM₁₀-Feinstaubbelastung und Lebenserwartung (Niveaudaten für Kreise ohne Datenlücken; Pooled-OLS Schätzung)

| | <i>Abhängige Variable:</i> | | | |
|---|----------------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | LE_{it} | | | |
| | [Jahre] | | | |
| | Westdeutschland | Ostdeutschland | Westdeutschland | Ostdeutschland |
| | Hintergrund | Verkehr | Hintergrund | Verkehr |
| PM ₁₀ – <i>Hintergrund</i> _{it} | -0,049** | | 0,003 | |
| [μg/m ³] | (0,020) | | (0,024) | |
| | p = 0,018 | | p = 0,907 | |
| PM ₁₀ – <i>Verkehr</i> _{it} | | -0,013 | | 0,012 |
| [μg/m ³] | | (0,024) | | (0,029) |
| | | p = 0,569 | | p = 0,683 |
| VEK _{it} | 0,456*** | 0,436*** | 0,231*** | 0,392* |
| [10 ³ Euro] | (0,053) | (0,098) | (0,065) | (0,216) |
| | p = 0,000 | p = 0,00001 | p = 0,0004 | p = 0,070 |
| Abi _{it} | -0,010 | 0,034*** | 0,012 | 0,025* |
| [10 ² Abiturienten/ Absolventen] | (0,009) | (0,010) | (0,016) | (0,013) |
| | p = 0,250 | p = 0,001 | p = 0,437 | p = 0,063 |
| Stadt _i | 0,326** | 0,605*** | -0,150 | 0,337 |
| [Stadt = 1, Land = 0] | (0,163) | (0,157) | (0,333) | (0,227) |
| | p = 0,046 | p = 0,0002 | p = 0,652 | p = 0,137 |
| Zeittrend _t | 66,688*** | 39,650*** | 48,447*** | 30,138*** |
| [1993/95 = 1] | (15,230) | (8,782) | (6,118) | (4,866) |
| | p = 0,00002 | p = 0,00001 | p = 0,000 | p = 0,000 |
| Zeittrend _t ² | -27,611*** | -14,017** | -14,520*** | -11,243*** |
| [1993/95 = 1] | (6,397) | (5,715) | (1,849) | (1,869) |
| | p = 0,00002 | p = 0,015 | p = 0,000 | p = 0,000 |
| Konstante | 72,546*** | 71,534*** | 74,768*** | 71,834*** |
| | (1,066) | (1,500) | (1,398) | (3,678) |
| | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 |
| Beobachtungen | 1014 | 520 | 416 | 208 |
| Adjusted R ² | 0,656 | 0,641 | 0,567 | 0,650 |
| F Statistik | 322,654*** | 155,130*** | 91,512*** | 65,174*** |
| | (df = 6; 1007) | (df = 6; 513) | (df = 6; 409) | (df = 6; 201) |

* p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01

Die zu Kap. 6.1 analoge Einbeziehung von Time Lags von fünf Dreijahreszeiträumen in das Regressionsmodell auf Grundlage von PM₁₀-Werten ergibt einen signifikant positiven Zusammenhang der Veränderungen von Lebenserwartung und Feinstaubbelastung, der sich jedoch in mehreren Time Lags nicht widerspiegelt. Somit ist die Aussagekraft der vorgestellten Ergebnisse unter Einbeziehung von Time Lags nur sehr eingeschränkt und bedarf weiterer Untersuchungen.

Tab. 20 PM_{2,5}-Feinstaubbelastung und Lebenserwartung (Niveaudaten; Pooled-OLS Schätzung)

| | <i>Abhängige Variable:</i> | |
|--|------------------------------------|-----------------------------------|
| | <i>LE_{it}</i> | |
| | [Jahre] | |
| | Gesamtdeutschland | Gesamtdeutschland |
| | Hintergrund | Verkehr |
| <i>PM_{2,5} – Hintergrund_{it}</i> | | |
| [μg/m ³] | -0,142*** (0,037) p = 0,0002 | |
| <i>PM_{2,5} – Verkehr_{it}</i> | | 0,017 (0,064) p = 0,787 |
| [μg/m ³] | | |
| <i>VEK_{it}</i> | 0,278*** (0,071) p = 0,0001 | 0,155 (0,119) p = 0,194 |
| [10 ³ Euro] | | |
| <i>Abi_{it}</i> | 0,020 (0,014) p = 0,143 | 0,015 (0,022) p = 0,496 |
| [10 ² Abiturienten/Absolventen] | | |
| <i>Stadt_i</i> | 0,564*** (0,193) p = 0,004 | 0,210 (0,344) p = 0,543 |
| [Stadt = 1, Land = 0] | | |
| <i>Ost_i</i> | 0,554* (0,308) p = 0,073 | -0,409 (0,472) p = 0,386 |
| [Osten = 1, Westen = 0] | | |
| <i>Zeittrend_t</i> | -9,593*** (4,536) p = 0,035 | 7,148 (11,123) p = 0,521 |
| [1993/95 = 1] | | |
| <i>Zeittrend_t²</i> | -7,319*** (2,740) p = 0,008 | -6,000 (3,937) p = 0,128 |
| [1993/95 = 1] | | |
| <i>Konstante</i> | 76,979*** (1,337) p = 0,000 | 77,653*** (1,985) p = 0,000 |
| Beobachtungen | 161 | 95 |
| Adjusted R ² | 0,671 | 0,330 |
| F Statistik | 47,692*** (df = 7; 153) | 7,606*** (df = 7; 87) |

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

7 Fazit

Im vorliegenden Beitrag wurde der Zusammenhang zwischen Feinstaubbelastung und Lebenserwartung in einer ökologischen Studie auf Kreisebene in Deutschland untersucht. Auf Grundlage einer Pooled-OLS Schätzung kann ein statistisch signifikant negativer Zusammenhang zwischen den Niveaus von Lebenserwartung und

Tab. 21 PM₁₀-Feinstaubbelastung und Lebenserwartung mit Time Lags (Niveaudaten; Pooled-OLS Schätzung)

| | <i>Abhängige Variable:</i> | |
|--|-------------------------------------|--------------------------------------|
| | <i>LE_{it}</i> | |
| | [Jahre] | |
| | Gesamtdeutschland Hintergrund | Gesamtdeutschland Verkehr |
| PM ₁₀ – <i>Hintergrund</i> _{it-5} [μg/m ³] | -0,035** (0,017) p = 0,038 | |
| PM ₁₀ – <i>Verkehr</i> _{it-5} [μg/m ³] | | 0,003 (0,017) p = 0,881 |
| <i>VEK</i> _{it-5} [10 ³ Euro] | 0,261*** (0,067) p = 0,0002 | 0,224*** (0,084) p = 0,008 |
| <i>Abi</i> _{it-5} [10 ² Abiturienten/ Absolventen] | 0,004 (0,009) p = 0,614 | 0,014 (0,010) p = 0,181 |
| <i>Stadt</i> _i [Stadt = 1, Land = 0] | 0,400*** (0,140) p = 0,005 | 0,306* (0,179) p = 0,088 |
| <i>Ost</i> _i [Osten = 1, Westen = 0] | 0,359 (0,237) p = 0,130 | 0,244 (0,339) p = 0,472 |
| <i>Zeittrend</i> _{t1} [1993/95 = 1] | 93,830*** (29,879) p = 0,002 | 193,363*** (48,694) p = 0,0001 |
| <i>Zeittrend</i> _{t2} [1993/95 = 1] | -33,275*** (10,824) p = 0,003 | -68,326*** (18,070) p = 0,0002 |
| <i>Konstante</i> | 75,656*** (1,309) p = 0,000 | 74,221*** (1,702) p = 0,000 |
| Beobachtungen | 1545 | 733 |
| Adjusted R ² | 0,400 | 0,329 |
| F Statistik | 147,968*** (df = 7; 1537) | 52,242*** (df = 7; 725) |

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

Feinstaubbelastung im westdeutschen Hintergrundbereich festgestellt werden. Dabei wurde für wichtige Kovariate auf Kreisebene kontrolliert (Prokopf-Einkommen, Bevölkerungsdichte, Abiturienten und -innen, städtische Gebiete, Ostdeutschland). In Bezug auf die periodischen Veränderungen von Lebenserwartung und Feinstaubbelastung kann dagegen für den Hintergrundbereich kein statistischer Zusammenhang

Tab. 22 PM₁₀-Feinstaubbelastung und Lebenserwartung in Ost- und Westdeutschland (Veränderungen, Pooled-OLS Schätzung)

| | <i>Abhängige Variable:</i> | | | |
|---|------------------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | <i>Delta.LE_{it}</i> | | | |
| | [Jahre] | | | |
| | Westdeutschland | Ostdeutschland | Westdeutschland | Ostdeutschland |
| | Hintergrund | Verkehr | Hintergrund | Verkehr |
| <i>Delta.PM₁₀ – Hintergrund_{it}</i> | -0,007 | | -0,019*** | |
| [µg/m ³] | (0,007) | | (0,006) | |
| | p = 0,275 | | p = 0,002 | |
| <i>Delta.PM₁₀ – Verkehr_{it}</i> | | -0,0004 | | -0,012 |
| [µg/m ³] | | (0,008) | | (0,011) |
| | | p = 0,964 | | p = 0,280 |
| <i>Delta.VEK_{it}</i> | 0,017 | -0,323*** | 0,003 | -0,214* |
| [10 ³ Euro] | (0,033) | (0,115) | (0,041) | (0,130) |
| | p = 0,599 | p = 0,006 | p = 0,944 | p = 0,099 |
| <i>Delta.Abi_{it}</i> | -0,003 | 0,006 | -0,002 | -0,002 |
| [10 ² Abiturienten/ Absolventen] | (0,003) | (0,004) | (0,005) | (0,006) |
| | p = 0,357 | p = 0,116 | p = 0,645 | p = 0,787 |
| <i>Stadt_i</i> | 0,012 | -0,027* | 0,024 | -0,014 |
| [Stadt = 1, Land = 0] | (0,011) | (0,016) | (0,018) | (0,019) |
| | p = 0,274 | p = 0,092 | p = 0,185 | p = 0,450 |
| <i>Zeittrend_t</i> | -20,666*** | -17,505*** | -18,401*** | -16,256*** |
| [1993/95 = 1] | (2,293) | (1,759) | (2,969) | (2,696) |
| | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 |
| <i>Zeittrend_t²</i> | 8,235*** | 9,299*** | 6,730*** | 7,351*** |
| [1993/95 = 1] | (1,835) | (1,283) | (2,213) | (2,065) |
| | p = 0,00001 | p = 0,000 | p = 0,003 | p = 0,0004 |
| <i>Konstante</i> | 0,394*** | 0,578*** | 0,340*** | 0,566*** |
| | (0,038) | (0,040) | (0,050) | (0,063) |
| | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 | p = 0,000 |
| Beobachtungen | 1,394 | 613 | 668 | 300 |
| Adjusted R ² | 0,181 | 0,251 | 0,151 | 0,240 |
| F Statistik | 52,231*** | 35,219*** | 20,819*** | 16,706*** |
| | (df = 6; 1387) | (df = 6; 606) | (df = 6; 661) | (df = 6; 293) |

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01

gefunden werden. Für den westdeutschen Verkehrsbereich ergibt sich demgegenüber in diesem Schätzmodell ein signifikant negativer Zusammenhang, der allerdings wegen der schlechteren Datenlage in Zukunft erneut untersucht werden muss.

Inwieweit Feinstaubbelastung tatsächlich kausal für diesen statistischen Zusammenhang ist, kann mittels der hier vorgelegten Berechnungen nicht gesagt werden und ist nicht Gegenstand dieses Beitrags. Die Medizin beschreibt und weist Mechanismen nach, wie es zu Erkrankungen aufgrund von Feinstaubexpositionen kommt.

Ohne Individualdaten zu Feinstaubbelastungen auf regionaler Ebene kann kein kausaler Zusammenhang nachgewiesen werden. Eine ökologische Analyse, wie sie in diesem Beitrag vorgenommen wurde, kann bestenfalls Indizien für einen möglichen Zusammenhang mittels Korrelationen liefern. Bekanntlich belegen Korrelationen zwischen Variablen keine Kausalität – aber ohne entsprechende Korrelation gibt es keine Kausalität. Es lohnt sich mithin, die hier untersuchten Zusammenhänge mit Individualdaten fortzuführen.

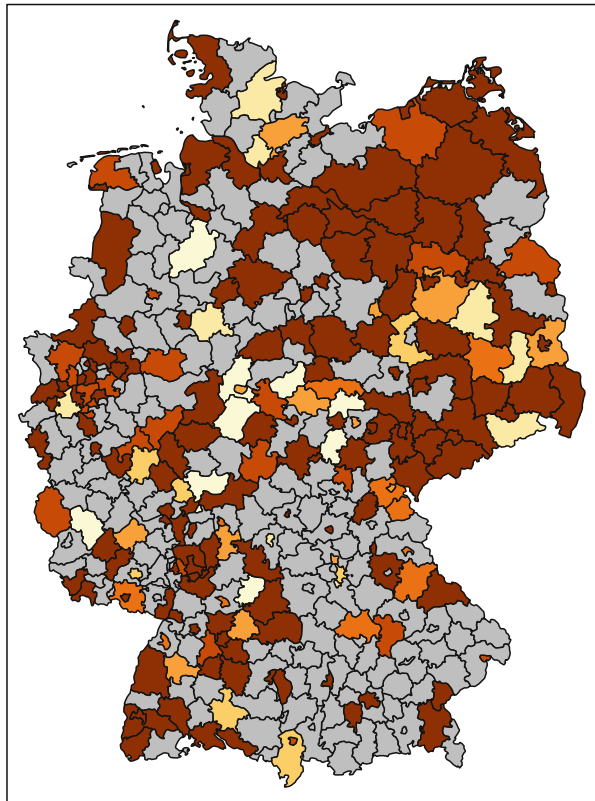
Um das Feinstaubniveau auf Kreisebene zu bestimmen, wurde auf Messungen der Umweltämter von Bund und Ländern zurückgegriffen. Die Daten der Umweltämter dienen auch im umweltpolitischen und gesetzgeberischen Kontext als Entscheidungsgrundlage (Umweltbundesamt, 2019c). Für die auf Grundlage von PM_{10} -Feinstaubwerten gewonnenen Schätzergebnisse konnten so 3206 einzelne Messstationsjahreswerte für den Hintergrundbereich und 1850 für den Verkehrsbereich berücksichtigt werden. Die Jahresdurchschnitte der PM_{10} -Belastung wurden auf Kreisebene zu einem jährlichen Mittelwert zusammengefasst und nach Messungen im Hintergrund- und Verkehrsbereich differenziert. Das gewählte Verfahren basiert auf der Annahme, dass die Messstationen das Feinstaubniveau repräsentativ für den jeweiligen Kreis abbilden. Nicht berücksichtigt wurden dabei etwa Veränderungen von Wetterlagen, die Einfluss auf den Zusammenhang von Feinstaubbelastung und Lebenserwartung haben könnten. Werden ausschließlich die Kreise berücksichtigt, für die in den Jahren 2002 bis 2016 (einschließlich der Kontrollvariablen) die erforderlichen Daten lückenlos vorliegen, verbleiben für Feinstaubniveaumessungen (Feinstaubimmissionen) im Hintergrundbereich 29,43 % und für Feinstaubniveaumessungen im Verkehrsbereich (Feinstaubemissionen) 11,97 % der insgesamt 401 Kreise in Deutschland.

Das wichtigste Ergebnis dieser Studie sagt, dass eine Abnahme der PM_{10} Belastung um $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$ im Hintergrundbereich mit einer Erhöhung der durchschnittlichen Lebenserwartung um 0,037 Jahre korreliert ist. Dieser Wert ist vergleichbar mit demjenigen, der auf Bezirksebene für die USA ermittelt wurde. Die für China gefundenen Werte liegen demgegenüber deutlich höher; sie betragen beispielsweise nach der Studie von Ebenstein et al. (2017) 0,064 Jahre für den angegebenen Anstieg der PM-Belastung. Allerdings wurden die Werte für die USA und China mittels der Belastung pro $\mu\text{g}/\text{m}^3$ $PM_{2,5}$ gemessen.

Ob mit der gegebenen Anzahl und den Standorten der Messstationen das Niveau sowie die Varianz der Feinstaubbelastung zwischen und innerhalb der Kreise repräsentativ abgebildet werden kann, bedarf eingehenderer Untersuchungen. Zudem kann es zu Fehlklassifikationen der Bereiche Hintergrund und Verkehr innerhalb und zwischen den Landkreisen kommen, da insbesondere der Verkehrsbereich unterschiedliche Feinstaubexpositionen nach sich ziehen kann, die selbst innerhalb kurzer Distanzen erheblich variieren. Um die Feinstaubbelastung präziser zu bestimmen, könnten entsprechende Satellitenbildverfahren verwendet werden, aus denen sich orts- und zeitspezifische Feinstaubkonzentrationen ableiten lassen (siehe dazu van Donkelaar et al., 2016).

Anhang

Abb. 2 Anzahl an beobachtbaren Dreijahreszeiträumen auf Grundlage von PM_{10} -Feinstaubmessungen im Hintergrundbereich. Die Daten beziehen sich auf den Zeitraum 2002 bis 2016



Anzahl beobachtbare Dreijahreszeiträume

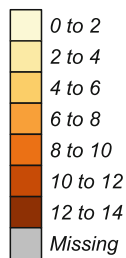
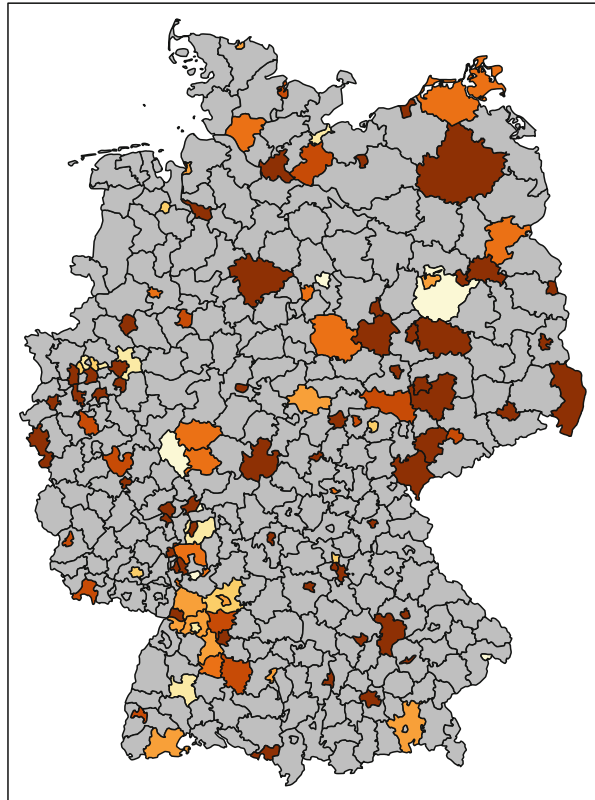


Abb. 3 Anzahl an beobachtbaren Dreijahreszeiträumen auf Grundlage von PM_{10} -Feinstaubmessungen im Verkehrsbereich. Die Daten beziehen sich auf den Zeitraum 2002 bis 2016



Anzahl beobachtbare Dreijahreszeiträume

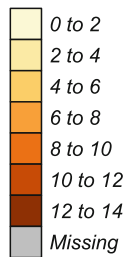
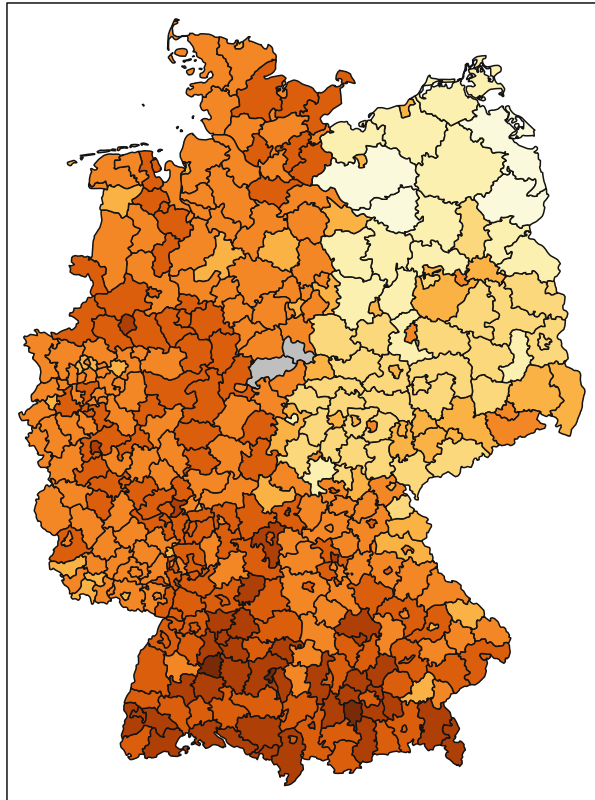
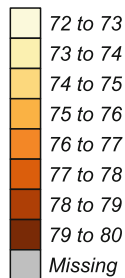


Abb. 4 Lebenserwartung Neugeborener in Jahren für den Dreijahreszeitraum 1993 bis 1995



Lebenserwartung Neugeborener in Jahren



Hinweis des Verlags Der Verlag bleibt in Hinblick auf geografische Zuordnungen und Gebietsbezeichnungen in veröffentlichten Karten und Institutsadressen neutral.

Funding Open Access funding enabled and organized by Projekt DEAL.

Open Access Dieser Artikel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Die in diesem Artikel enthaltenen Bilder und sonstiges Drittmaterial unterliegen ebenfalls der genannten Creative Commons Lizenz, sofern sich aus der Abbildungslegende nichts anderes ergibt. Sofern das betreffende Material nicht unter der genannten Creative Commons Lizenz steht und die betreffende Handlung nicht nach gesetzlichen Vorschriften erlaubt ist, ist für die oben aufgeführten Weiterverwendungen des Materials die Einwilligung des jeweiligen Rechteinhabers einzuholen.

Weitere Details zur Lizenz entnehmen Sie bitte der Lizenzinformation auf <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>.

Interessenkonflikt Die Autoren erklären hiermit, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Literatur

- Abels H (1993) Wirtschafts- und Bevölkerungsstatistik, 4. Aufl. Gabler, Wiesbaden
- Apte JS, Marshall JD, Cohen AJ, Brauer M (2015) Addressing global mortality from ambient PM_{2.5}. *Environ Sci Technol* 49:8057–8066
- Archsmith J, Heyes A, Saberian S (2018) Air quality and error quantity: Pollution and performance in a high-skilled, quality-focused occupation. *J Assoc Environ Resour Econ* 5(4):827–863
- BBSR (2019a) Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung. Lebenserwartung Neugeborener. <https://www.inkar.de/>. Zugegriffen: 28. Nov. 2019
- BBSR (2019b) Raumabgrenzungen – Städtischer und ländlicher Raum. <https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/deutschland/kreise/Kreistypen2downloadangebote.html?jssessionid=8105FC82D3C57CF5404761D8ACD8796F.live21304?nn=443222>. Zugegriffen: 28. Nov. 2019
- Bennett JE, Tamura-Wicks H, Parks RM, Burnett RT, Pope CA III, Bechle MJ, Marshall JD, Danaei G, Ezzati M (2019) Particulate air pollution and national and county life expectancy loss in the USA: A spatiotemporal analysis. *PLoS Med* 16(7):e1002856
- Bilas V, Franc S, Bosnjak M (2014) Determinant factors of life expectancy at birth in the European union countries. *Coll Antropol* 38(1):1–9 (PMID: 24851591)
- Bragg-Gresham J, Margenstern H, McClellan W, Saydah S, Pavkov M, Williams D, Powe N, Tuot D, Hsu R, Saran R (2018) County-level air quality and the prevalence of diagnosed chronic kidney disease in the US Medicare population. *PLoS ONE*. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0200612>
- Burkhardt J, Bayham J, Wilson A, Berman JD, O'Dell K, Ford B, Fischer EV, Pierce JR (2019) The relationship between monthly air pollution and violent crime across the United States. *J Environ Econ Policy*. <https://doi.org/10.1080/21606544.2019.1630014>
- Chang T, Graff Zivin J, Gross T, Neidell M (2016) Particulate pollution and the productivity of pear packers. *Am Econ J Econ Policy* 8(3):141–169
- Chang T, Graff Zivin J, Gross T, Neidell M (2019) The effect of pollution on worker productivity: Evidence from call-center workers in China. *Am Econ J Appl Econ* 11(1):151–172
- Chen C-C, Chen P-S, Yang C-Y (2019) Relationship between fine particulate air pollution exposure and human adult life expectancy in Taiwan. *J Toxicol Environ Health Part A* 82(14):826–832
- Chen Y, Ebenstein A, Greestone M, Li H (2013) Evidence on the impact of sustained exposure to air pollution on life expectancy from China's Huai river policy. *Proc Natl Acad Sci* 110(32):12936–12941
- COMEAP Committee on the medical effects of air pollutants (2010) The mortality effects of long-term exposure to particulate air pollution in the United Kingdom (Health Care Protection Agency)
- Correia AW, Pope CA III, Dockery DW, Wang Y, Ezzati M, Dominici F (2013) The effects of air pollution control on life expectancy in the United States: An analysis of 545 US counties for the period 2000 to 2007. *Epidemiology* 24(1):23–31
- van Donkelaar A, Martin RV, Brauer M, Hsu NC, Kahn RA, Levy RC, Lyapustin A, Sayer AM, Winker DM (2016) Global estimates of fine particulate matter using a combined geophysical-statistical method with information from satellites, models, and monitors. *Environ Sci Technol* 50:3762–3772
- Ebenstein A, Lavy V, Roth S (2016) The long-run economic consequences of high-stakes examinations: Evidence from transitory variation in pollution. *Am Econ J Appl Econ* 8(4):36–65
- Ebenstein A, Fan M, Greenstone M, He G, Zhou M (2017) New evidence on the impact of sustained exposure to air pollution on life expectancy from China's Huai river policy. *Proc Natl Acad Sci* 114(39):10384–10389
- European Environmental Agency (EEA) (2015) Air quality in Europe – 2015 report. EEA, Luxembourg
- European Environmental Agency (EEA) (2019) Air quality in Europe – 2019 report. EEA, Luxembourg

- Falcon-Rodriguez CI, Osornio-Vargas AR, Sada-Ovalle I, Segura-Medina P (2016) Aeroparticles, composition, and lung diseases. *Front Immunol* 7:3
- Fantke P, McKone TE, Tainio M, Jolliet O, Apte JS, Stylianou KS, Illner N, Marshall JD, Choma EF, Evans JS (2019) Global effect factors for exposure to fine particulate matter. *Environ Sci Technol* 53:6855–6868
- Fromme H (2012) Particles in the indoor environment. In: Kumar S (Hrsg) *Air quality - monitoring and modeling* (InTech. Available from: <http://www.intechopen.com/books/air-quality-monitoring-and-modeling/particles-in-the-indoor-environment>)
- GBD 2019 Risk Factors Collaborators (2020) Global burden of 87 risk factors in 204 countries and territories, 1990–2019: A systematic analysis for the Global Burden of Disease study 2019. *Lancet* 396:1223–1249
- Graff Zivin J, Neidell M (2013) Environment, health, and human capital. *J Econ Lit* 51(3):689–730
- Graff Zivin JS, Neidell M (2012) The impact of pollution on worker productivity. *Am Econ Rev* 102(7):3652–3673
- Hamanaka RB, Mutlu GM (2018) Particulate matter air pollution: Effects on the cardiovascular system. *Front Endocrinol* 9:680
- Hamra GB, Guha N, Cohen A, Laden F, Raaschou-Nielsen O, Samet JM, Vineis P, Forastiere F, Saldiva S, Yorifuji T, Loomis D (2014) Outdoor particulate matter exposure and lung cancer: A systematic review and meta-analysis. *Environ Health Perspect* 122(9):906–911
- He J, Liu H, Salvo A (2019) Severe air pollution and labor productivity: Evidence from industrial towns in China. *Am Econ J Appl Econ* 11(1):173–201
- Health Effects Institute (2020) State of global air 2020. Special report. Health Effects Institute, Boston
- Herrnstadt E, Heyes A, Muehlegger E, Saberian S (2018) Air pollution as a cause of violent crime (Working Paper)
- Heyes A, Zhu M (2019) Air pollution as a cause of sleeplessness: Social media evidence from a panel of Chinese cities. *J Environ Econ Manage.* <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2019.07.002>
- Heyes A, Rivers N, Schaufele B (2019) Pollution and politician productivity: The effect of PM on MPs. *Land Econ* 95(2):157–173
- Indian State-Level Disease Burden Initiative Air Pollution Collaborators (2019) The impact of air pollution on deaths, disease burden, and life expectancy across the states of India: the global burden of disease study 2017. *Lancet Planet Health* 3:e26–e39
- Kim I-S, Yang P-S, Lee J, Yu HT, Kim T-H, Uhm J-S, Kim J-Y, Pak H-N, Lee M-H, Joung B (2020) Long-term fine particulate matter exposure and cardiovascular mortality in the general population: A nationwide cohort study. *J Cardiol* 75:549–558
- Kumar P, Morawska L, Birmili W, Paasonen P, Hu M, Kulmala M, Harrison RM, Norford L, Britter R (2014) Ultrafine particles in cities. *Environ Int* 66:1–10
- Künn S, Palacios J, Pestel N (2019) The impact of indoor climate on human cognition: Evidence from chess tournaments. http://conference.iza.org/conference_files/enviro_2019/palacios_j24419.pdf. Zugegriffen: 6. Jan. 2020
- Lampert T, Hoebel J, Kroll LE (2019) Soziale Unterschiede in der Mortalität und Lebenserwartung in Deutschland. Aktuelle Situation und Trends. *J Health Monit* 4(1):3–15. <https://doi.org/10.25646/5868>
- Lelieveld J, Klingmüller K, Pozzer A, Pöschl U, Fnais M, Daiber A, Münzel T (2019) Cardiovascular disease burden from ambient air pollution in Europe reassessed using novel hazard ratio functions. *Eur Heart J.* <https://doi.org/10.1093/eurheart/ehz135>
- Lichter A, Pestel N, Sommer E (2017) Productivity effects of air pollution: Evidence from professional soccer. *Labour Econ* 48:54–66
- Liu F, Chen G, Huo W, Wang C, Liu S, Li N, Mao S, Hou Y, Lu Y, Xiang H (2019) Associations between long-term exposure to ambient air pollution and risk of type 2 diabetes mellitus: a systematic review and meta-analysis. *Environ Pollut* 252(Part B):1235–1245
- Losacco C, Perillo A (2018) Particulate matter air pollution and respiratory impact on humans and animals. *Environ Sci Pollut Res* 25(34):33901–33910
- Lu JG, Lee JJ, Gino F, Galinsky AD (2018) Polluted morality: Air pollution predicts criminal activity and unethical behavior. *Psychol Sci* 29(3):340–355
- Morawska L, He C, Hitchens J, Gilbert D, Parappukkaran S (2001) The relationship between indoor and outdoor airborne particles in the residential environment. *Atmospheric Environ* 35:3463–3473
- Petersen MA (2009) Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Rev Financ Stud* 22(1):435–480
- Pope CA III, Coleman N, Pond ZA, Burnett RT (2020) Fine particulate air pollution and human mortality: 25+ years of cohort studies. *Environ Res* 183:108924

- Qi J, Ruan Z, Qian Z, Yin P, Yang Y, Acharya BK, Wang L, Lin H (2020) Potential gains in life expectancy by attaining daily ambient fine particulate matter pollution standards in mainland China: A modelling study based on nationwide data. *PLoS Med* 17(1):e1003027
- Roth S, Bondy M, Sager L (2019) Crime is in the air: The contemporaneous relationship between air pollution and crime. *J Assoc Environ Resour Econ*. <https://doi.org/10.1086/707127>
- Statistische Ämter (2018) Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder, Reihe 2. Kreisergebnisse Band 3. Einkommen der privaten Haushalte in den kreisfreien Städte und Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 1995 bis 2016. Berechnungsstand: August 2017/Februar 2018. <https://www.statistik-bw.de/VGRdl/tbls/RV2014/R2B3.zip>. Zugegriffen: 28. Juni 2019
- Statistische Ämter (2020) INKAR. Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung. <https://www.inkar.de/>. Zugegriffen: 18. Juni 2021
- Stockfelt L, Andersson EM, Molnár P, Gidhagen L, Segerström D, Rosengren A, Barregard L, Sallsten G (2017) Long-term effects of total and source-specific particulate air pollution on incident cardiovascular disease in Gotheburg, Sweden. *Environ Res* 158:61–71
- Umweltbundesamt (2019a) Emissionen von Feinstaub der Partikelgröße PM10. <https://www.umweltbundesamt.de/daten/luft/luftschaedstoff-emissionen-in-deutschland/emission-von-feinstaub-der-partikelgroesse-PM10>. Zugegriffen: 28. Nov. 2019
- Umweltbundesamt (2019b) Feinstaub Belastung. <https://www.umweltbundesamt.de/daten/luft/feinstaub-belastung#textpart-1>. Zugegriffen: 9. Jan. 2020
- Umweltbundesamt (2019c) Feinstaubmesswerte der Jahre 2002 bis 2018. <https://www.umweltbundesamt.de/themen/luft/luftschaedstoffe/feinstaub>. Zugegriffen: 28. Nov. 2019
- Umweltbundesamt (2020) Feinstaub. <https://www.umweltbundesamt.de/themen/luft/luftschaedstoffe/feinstaub>. Zugegriffen: 23. Juni 2020
- WHO (2006) WHO air quality guidelines for particulate matter, ozone, nitrogen dioxide and sulfur dioxide. Global update 2005. WHO, Geneva
- WHO (2016) Ambient air pollution: a global assessment of exposure and burden of disease. WHO, Geneva
- Yang B-Y, Qian Z, Howard SW, Vaughn MG, Fan S-J, Liu K-K, Dong G-H (2018) Global association between ambient air pollution and blood pressure: A systematic review and meta-analysis. *Environ Pollut* 235:576–588
- Yang X, Lianga F, Lia J, Chena J, Liua F, Huang K, Caoa J, Chena S, Xiaoc Q, Liud X, Shene C, Yuf L, Lug F, Wuh X, Wua X, Lia Y, Zhaoa L, Hui D, Huang J, Lua X, Liuj Y, Gu D (2020) Associations of long-term exposure to ambient PM2.5 with mortality in Chinese adults: A pooled analysis of cohorts in the China-PAR project. *Environ Int* 138:105589