



# Möglichkeiten der Regionalisierung von Gesundheitsindikatoren mit Small-Area-Estimation

## Exemplarische Ergebnisse auf Basis der GEDA-Studien 2009, 2010 und 2012

### Einleitung

In Deutschland besteht ein zunehmender Bedarf an aktuellen und validen Daten zur gesundheitlichen Lage der Bevölkerung, dem das Robert Koch-Institut (RKI) mit der Etablierung des Gesundheitsmonitorings Rechnung getragen hat [1]. Durch das Gesundheitsmonitoring sollen der Gesundheitsberichterstattung und der Gesundheitspolitik auf Bundesebene umfangreiche Informationen zur Gesundheit, zum Gesundheitsverhalten und zur gesundheitlichen Versorgung der Bevölkerung zur Verfügung gestellt werden. Dies wird durch die drei repräsentativen Untersuchungs- bzw. Interviewsurveys DEGS („Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland“), GEDA („Gesundheit in Deutschland aktuell“) und KiGGS („Studie zur Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Deutschland“) gewährleistet [2–4]. Alle drei Erhebungen basieren auf umfangreichen, bundesweit repräsentativen Stichproben, die es ermöglichen, Gesundheitsindikatoren auf Bundesebene für Deutschland auszuweisen. Eine Regionalisierung der Daten ist für den Vergleich der alten und neuen Bundesländer sowie für die bevölkerungsreicheren Bundesländer möglich.

Häufig ist es wünschenswert, nicht nur Daten auf der Bundes- oder Länderebene, sondern auch für kleinere regionale Einheiten, wie etwa Städte

und Landkreise, verfügbar zu haben. Während in Deutschland amtliche Daten zu regionalen Unterschieden in der Mortalität [5] oder zur Inanspruchnahme der medizinischen Versorgung von gesetzlich Krankenversicherten [6] vorhanden sind, fehlen entsprechende Informationen bisher häufig für Merkmale des Gesundheitsverhaltens oder auch für die subjektive Gesundheit. Eine Abschätzung der regionalen Unterschiede hinsichtlich dieser Merkmale ist beispielsweise für die Planung von Präventionsmaßnahmen oder die Versorgungsforschung von Interesse. Die Fallzahlen aus den verfügbaren Datenquellen (i. d. R. Gesundheitssurveys mit repräsentativen Stichproben) sind aber für kleinräumige Untergliederungen, z. B. auf Kreisebene, nicht mehr ausreichend, um über Anteilswerte hinreichend genaue und stabile Schätzwerte zu erhalten.

Mit den Verfahren zur Small-Area-Estimation (SAE) stehen statistische Ansätze zur Verfügung, die diese Schätzung indirekt unter der Zuhilfenahme amtlicher Statistiken aus anderen Quellen ermöglichen [7]. Die verwendete Methodik wurde bereits ausführlich beschrieben [8], nachfolgend erfolgt eine gekürzte Darstellung. Erste Ergebnisse auf Basis dieser Schätzmethode wurden für Deutschland mit Daten der GEDA-Studien 2009 und 2010 publiziert [8, 9]. Prinzipiell basiert die Small-Area-

Estimation auf Regressionsmodellen für hierarchische Daten, die auch in der Epidemiologie zum Einsatz kommen. Im Zuge der SAE werden dazu regionalisierbare Individualdaten mit Regionaldaten verknüpft, die beispielsweise amtliche Statistiken zur Bevölkerungsstruktur oder sozioökonomische Informationen aus Prozessdaten, wie bspw. der Steuerstatistik, enthalten. Auf Basis dieser zusammengeführten Datensätze kann anschließend eine regressionsbasierte Schätzung der interessierenden Parameter (Prävalenzen, Mittelwerte, Inzidenzen, Inanspruchnahmeraten) in den Small Areas vorgenommen werden. Der Ansatz der SAE wurde in den letzten Jahren bereits mehrfach für kleinräumige Schätzungen von epidemiologischen Parametern genutzt [10–15]. In den USA werden die Verfahren in der Regel auf der Ebene der sogenannten Counties angewandt, die durchschnittlich eine kleinere Bevölkerung, aber eine größere Fläche als Kreise und kreisfreie Städte in Deutschland haben. Generell ist bei der Interpretation von Aggregatdaten zu beachten, dass sich die Wahl der Ebene der Regionalisierung von aggregierten Daten auf die Ergebnisse der Analysen auswirkt (sog. Modifiable Area Unit Problem“ MAUP [16]). Die Prävalenz in den kleinräumigen Gebieten wird also nicht direkt aus der Stichprobe, sondern indirekt aus dem Zusammenhang zwischen Regionalindikatoren und



zugespielt, der Gebietsstand der GEDA-Studien 2009 und 2010 wird hierzu auf den einheitlichen Gebietsstand der Referenzdaten (31.12.2012) angepasst.

### „Gesundheit in Deutschland aktuell“ (GEDA) 2009, 2010, 2012

Für die Analysen werden die gepoolten Daten von drei Wellen der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell“ (GEDA) aus den Jahren 2009, 2010 und 2012 verwendet. Bei den GEDA-Studien handelt es sich um bundesweit repräsentative telefonische Befragungen der 18-jährigen und älteren Bevölkerung in Deutschland [9, 25, 26]. Die Grundgesamtheit der drei Studien bilden deutschsprachige Erwachsene in deutschen Privathaushalten. Die Stichprobenbasis stellen drei nach dem Gabler-Häder-Verfahren [27, 28] gezogene Zufallsstichproben von Telefonnummern im deutschen Festnetz dar. Die Studien wurden im Zeitraum von Juli 2008 bis Juni 2009 (GEDA 2009), September 2009 bis Juli 2010 (GEDA 2010) bzw. zwischen März 2012 und März 2013 (GEDA 2012) erhoben. Durch die Kombination der drei unabhängigen Stichproben, die aber zeitlich nahe genug beieinanderliegen, um sie gemeinsam zu analysieren, steht eine sehr große Datenbasis für regional differenzierte Auswertungen zur Verfügung.

Das Antwort- und Kooperationsverhalten wurde gemäß den international standardisierten Vorgaben der American Association for Public Opinion Research (AAPOR) untersucht [9, 25, 29]. Demnach lag die Kooperationsrate auf Zielpersonenebene (Anzahl der Interviews an allen Zielpersonenkontakten) bei 51,2 %, 55,8 % und 76,7 %. Die Unterschiede zwischen GEDA 2012 und den Studien GEDA 2009 und GEDA 2010 sind dabei durch ein verändertes Auswahlverfahren von Zielpersonen in Mehrpersonenhaushalten bedingt. Die Responserate (Anteil der abgeschlossenen Interviews an der um neutrale Ausfälle bereinigten Bruttostichprobe, Response Rate 3 AAPOR) betrug 29,1 %, 28,9 % bzw. 22,1 %. In den berichteten Responseraten spiegelt sich ein allgemein zu beobachtender Rückgang der

Bundesgesundheitsbl 2017 · 60:1429–1439 <https://doi.org/10.1007/s00103-017-2649-z>  
© Springer-Verlag GmbH Deutschland 2017

L. E. Kroll · M. Schumann · S. Müters · T. Lampert

### Möglichkeiten der Regionalisierung von Gesundheitsindikatoren mit Small-Area-Estimation. Exemplarische Ergebnisse auf Basis der GEDA-Studien 2009, 2010 und 2012

#### Zusammenfassung

Bundesweite Gesundheitssurveys können herangezogen werden, um Aussagen zu regionalen Unterschieden in der gesundheitlichen Lage zu machen. Mit traditionellen Verfahren ist die räumliche Tiefe, für die Aussagen möglich sind, aber eng begrenzt. So konnten bisher – ohne spezielle Aufstockungstichproben – nur für bevölkerungsreiche Bundesländer Ergebnisse berichtet werden. Ein alternatives Verfahren sind kleinräumige Modellierungen, sogenannte Small-Area-Estimation-Verfahren, die kleinräumigere Daten generieren können, aber aufgrund der getroffenen Modellannahmen mit größeren Unsicherheiten behaftet sind. Im vorliegenden Beitrag werden für den Indikator allgemeiner Gesundheitszustand exemplarische regionalisierte Ergebnisse auf Basis der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell“ (GEDA-Studien) 2009, 2010 und 2012 verglichen. Ziel ist es, die Bandbreite der regionalen Schätzwerte zu analysieren, um den Nutzen des Verfahrens für die

Gesundheitsberichterstattung besser beurteilen zu können. Die Analysen zeigen dabei, dass die modellierten Prävalenzen bei Verwendung unterschiedlicher Stichproben relativ stabil sind. Wichtige Gründe für die Variation der Schätzwerte und Abweichungen der Modellierungen zu direkten Schätzwerten erklären sich nicht nur durch die auf Kreisebene erzielte Stichprobengröße und durch den Kreistyp. Insgesamt macht die vorliegende Arbeit deutlich, dass kleinräumige Modellierungen von Prävalenzen im Vergleich zu herkömmlichen Schätzwerten mit zusätzlichen Unsicherheiten einhergehen, die bei der Interpretation der Befunde berücksichtigt werden sollten.

#### Schlüsselwörter

Regionale Unterschiede · Mehrebenenanalysen · Gesundheitsberichterstattung · Subjektive Gesundheit · Small-Area-Estimation

### Potentials in the regionalization of health indicators using small-area estimation methods. Exemplary results based on the 2009, 2010 and 2012 GEDA studies

#### Abstract

Nationwide health surveys can be used to estimate regional differences in health. Using traditional estimation techniques, the spatial depth for these estimates is limited due to the constrained sample size. So far – without special refreshment samples – results have only been available for larger populated federal states of Germany. An alternative is regression-based small-area estimation techniques. These models can generate smaller-scale data, but are also subject to greater statistical uncertainties because of the model assumptions. In the present article, exemplary regionalized results based on the studies “Gesundheit in Deutschland aktuell” (GEDA studies) 2009, 2010 and 2012, are compared to the self-rated health status of the respondents. The aim of the article is to analyze the range of regional

estimates in order to assess the usefulness of the techniques for health reporting more adequately. The results show that the estimated prevalence is relatively stable when using different samples. Important determinants of the variation of the estimates are the achieved sample size on the district level and the type of the district (cities vs. rural regions). Overall, the present study shows that small-area modeling of prevalence is associated with additional uncertainties compared to conventional estimates, which should be taken into account when interpreting the corresponding findings.

#### Keywords

Spatial epidemiology · Multilevel analysis · Health reporting · Self-rated health status · Small-area estimation

**Tab. 2** Allgemeiner Gesundheitszustand „sehr gut/gut“ nach Bundesland und Datenquelle

Bundesland (altersstandardisiert auf EU Standardbevölkerung 2013)	GEDA 2009			GEDA 2010			GEDA 2012			GEDA 2009, 2010, 2012 gepoolt		
	Anteil	95 %-KI	n	Anteil	95 %-KI	n	Anteil	95 %-KI	n	Anteil	95 %-KI	n
Schleswig-Holstein	73,2	69,1–77,1	747	73,8	69,1–78,1	830	72,3	67,1–77,1	524	73,0	71,1–76,1	2101
Hamburg	78,0	73,1–82,1	478	76,5	71,1–81,1	525	71,1	63,1–78,1	312	74,9	72,1–78,1	1315
Niedersachsen	68,7	66,1–71,1	2122	69,0	66,1–72,1	2143	67,9	65,1–71,1	1553	68,8	67,1–70,1	5818
Bremen	74,5	65,1–82,1	189	74,4	66,1–82,1	182	78,6	68,1–87,1	137	74,4	69,1–79,1	508
Nordrhein-Westfalen	69,2	67,1–71,1	4913	71,7	70,1–73,1	4821	69,0	67,1–71,1	2547	70,1	69,1–71,1	12281
Hessen	72,6	70,1–76,1	1601	69,4	66,1–72,1	1764	69,4	66,1–73,1	1581	70,8	69,1–73,1	4946
Rheinland-Pfalz	68,9	65,1–73,1	1065	71,7	68,1–75,1	1105	69,3	65,1–73,1	949	70,2	68,1–72,1	3119
Baden-Württemberg	71,1	69,1–74,1	2492	74,7	72,1–77,1	2722	74,8	72,1–77,1	2581	73,5	72,1–75,1	7795
Bayern	74,6	72,1–77,1	3136	74,4	72,1–76,1	3567	74,2	72,1–76,1	2770	74,3	73,1–76,1	9473
Saarland	71,4	63,1–78,1	242	64,2	55,1–72,1	210	69,7	62,1–76,1	393	69,7	65,1–74,1	845
Berlin	69,2	65,1–73,1	1003	72,2	68,1–76,1	993	70,0	66,1–74,1	917	70,3	68,1–72,1	2913
Brandenburg	65,9	61,1–71,1	675	69,2	64,1–74,1	696	66,2	63,1–70,1	1199	66,5	64,1–69,1	2570
Mecklenburg-Vorpommern	70,4	64,1–76,1	367	69,2	63,1–75,1	369	67,0	61,1–73,1	436	68,1	65,1–71,1	1172
Sachsen	67,5	64,1–71,1	955	70,7	67,1–74,1	897	67,8	65,1–70,1	1818	68,2	66,1–70,1	3670
Sachsen-Anhalt	66,5	61,1–72,1	510	67,2	62,1–72,1	491	64,3	60,1–69,1	641	65,3	62,1–68,1	1642
Thüringen	67,1	62,1–72,1	568	67,0	62,1–72,1	577	66,9	63,1–71,1	936	66,7	64,1–69,1	2081

n = Fallzahl in der Stichprobe, Anteil 95 %-KI = geschätzte Prävalenz nach Bundesland inklusive 95 %-Konfidenzintervall

Teilnahmebereitschaft bei Telefonsurveys [25]. Um design- und responsebedingte Abweichungen auszugleichen und die Repräsentativität der Ergebnisse der GEDA-Studie zu verbessern, wurden Gewichtungsfaktoren gebildet, die die Daten auf den Bevölkerungsstand Deutschlands stratifiziert nach Geschlecht, Alter, Bundesland und Bildungsabschluss am 31.12.2009 (GEDA 2009), 31.12.2010 (GEDA 2010) und 31.12.2011 (GEDA 2012) hochrechnen, als Referenzdatum für den gepoolten Datensatz wurde der 31.12.2010 gewählt. Im Hinblick auf das Stichprobendesign weicht die Studie GEDA 2012 leicht von den anderen beiden Studien ab. Die Telefonnummern basierten auf einem leicht modifizierten Stichprobendesign. Für das Nummernsample wurde eine disproportionale Ziehung mit nach Bundeslandgruppen unterschiedlich festgelegten Stichprobengrößen vorgenommen, um bevölkerungsärmere Bundesländer, insbesondere in Ostdeutschland, besser mit der Stichprobe abzubilden.

Als abhängige Variable soll der allgemeine Gesundheitszustand untersucht werden. Es wird der Anteil von Personen ausgewiesen, die angeben, dass ihr Gesundheitszustand „gut“ oder „sehr

gut“ ist. Die zentralen Kennzahlen der verwendeten Daten aus den gepoolten GEDA-Studien 2009, 2010 und 2012 sind in **Tab. 1** dargestellt. Ausgeschlossen wurden Studienteilnehmer, für die keine Informationen über den Wohnort oder zum allgemeinen Gesundheitszustand verfügbar waren ( $n = 416$  im gepoolten Datensatz).

### Analysestrategie

Ziel ist die Analyse der Stabilität regressionsbasierter Schätzwerte auf Ebene der 402 Kreise in Deutschland am Beispiel des Proxyindikators „Allgemeiner Gesundheitszustand“ mit den Daten der GEDA-Studien 2009, 2010 und 2012. Zur Einordnung der Befunde wird zuerst dargestellt, in welchem Ausmaß die herkömmlich berechneten, bevölkerungsgewichteten Prävalenzen im Vergleich der drei Studien und der gepoolten Daten variieren. Anschließend wird die kleinräumige Schätzung (SAE-Schätzung) der Prävalenz des Indikators auf Ebene der Kreise anhand der drei Datensätze getrennt und gepoolt mittels Regressionsmodelle für hierarchische Daten unter Einschluss zufälliger Effekte (sog. Multilevelmodel-

le) durchgeführt. Die Ergebnisse dieser SAE-Schätzung werden anschließend mit Blick auf die Verlässlichkeit der Ergebnisse ausgewertet.

Für die SAE-Schätzung der Prävalenzen wird in Erweiterung früherer Arbeiten [8, 9] ein mehrstufiges Verfahren gewählt, die SAE-Modelle werden getrennt für Städte und Landkreise berechnet. Die Konstruktion der Modelle verläuft in drei Schritten. Im ersten Schritt werden als erklärende demografische Variablen Alter, Geschlecht und Haushaltsgröße berücksichtigt. Auf Basis einer Literaturrecherche sind für den zweiten Schritt sozioökonomische Merkmale identifiziert worden. Diese sollen als weitere erklärende Merkmale miteinbezogen werden. Berücksichtigt werden sollen die aus der INKAR-Datenbank extrahierten Variablen Arbeitslosenquote und Wirtschaftsleistung [30, 31], Einkommenssteueraufkommen [32], Bildungsbeteiligung [33], Einwohnerdichte [34–36] sowie Lebenserwartung, für die Zusammenhänge mit der Gesundheit bereits dokumentiert sind bzw. die als Indikatoren für den Gesundheitszustand der Bevölkerung (Lebenserwartung) herangezogen werden können. Untersuchungsleitend war

**Tab. 3** Übersicht über die kleinräumigen Regressionsmodelle (Datenbasis: GEDA 2009, 2010, 2012)

Gesundheitszustand „gut“/„sehr gut“	Land								Stadt							
	2009		2010		2012		Gepoolt		2009		2010		2012		Gepoolt	
	OR	p	OR	p	OR	p	OR	p	OR	p	OR	p	OR	p	OR	p
<b>Variablen</b>																
<i>Geschlecht</i>																
Frauen	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
Männer	1,176	0,010	1,091	0,150	1,024	0,675	1,098	0,006	1,193	0,000	1,269	0,000	1,142	0,002	1,208	0,000
<i>Haushaltsgröße</i>																
Anzahl der Personen	1,076	0,011	1,058	0,040	1,179	0,000	1,098	0,000	1,099	0,000	1,105	0,000	1,209	0,000	1,127	0,000
<i>Alter</i>																
18–24	2,056	0,000	2,011	0,000	2,783	0,000	2,225	0,000	1,630	0,000	1,563	0,000	1,827	0,000	1,653	0,000
25–29	1,554	0,022	2,106	0,000	2,139	0,000	1,934	0,000	1,854	0,000	1,546	0,000	1,742	0,000	1,708	0,000
30–49	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
50–64	0,386	0,000	0,470	0,000	0,467	0,000	0,438	0,000	0,511	0,000	0,481	0,000	0,568	0,000	0,512	0,000
65–74	0,261	0,000	0,354	0,000	0,382	0,000	0,330	0,000	0,348	0,000	0,363	0,000	0,487	0,000	0,390	0,000
75+	0,157	0,000	0,214	0,000	0,197	0,000	0,187	0,000	0,203	0,000	0,209	0,000	0,261	0,000	0,223	0,000
<i>Faktorvariablen</i>																
Urbanität	1,186	0,155	1,302	0,009	1,399	0,003	1,264	0,000	1,036	0,119	1,062	0,006	1,091	0,003	1,060	0,000
Wohlstand	1,186	0,000	1,174	0,000	1,185	0,000	1,097	0,000	1,153	0,000	1,152	0,000	1,154	0,000	1,154	0,000
Lebenserwartung	1,030	0,639	1,097	0,076	0,983	0,759	0,998	0,958	1,020	0,558	1,062	0,073	1,014	0,714	1,034	0,096
<i>Variablen aus Stepwise-Prozedur</i>																
KfW-Infrastrukturprogramm (kurzfristig)	–	–	–	–	–	–	0,999	0,000	–	–	–	–	–	–	–	–
Pflegebedürftige	–	–	–	–	0,999	0,006	0,999	0,000	–	–	–	–	–	–	–	–
<b>Modellparameter</b>																
MOR (Kreise)	1,258	0,018	1,000	1,000	1,118	0,307	1,045	0,687	1,032	0,880	1,000	1,000	1,121	0,133	1,042	0,426
Kreise	199		199		199		199		203		203		203		203	
Beobachtungen	6260		6512		6863		19.635		14.749		15.320		12.398		42.467	

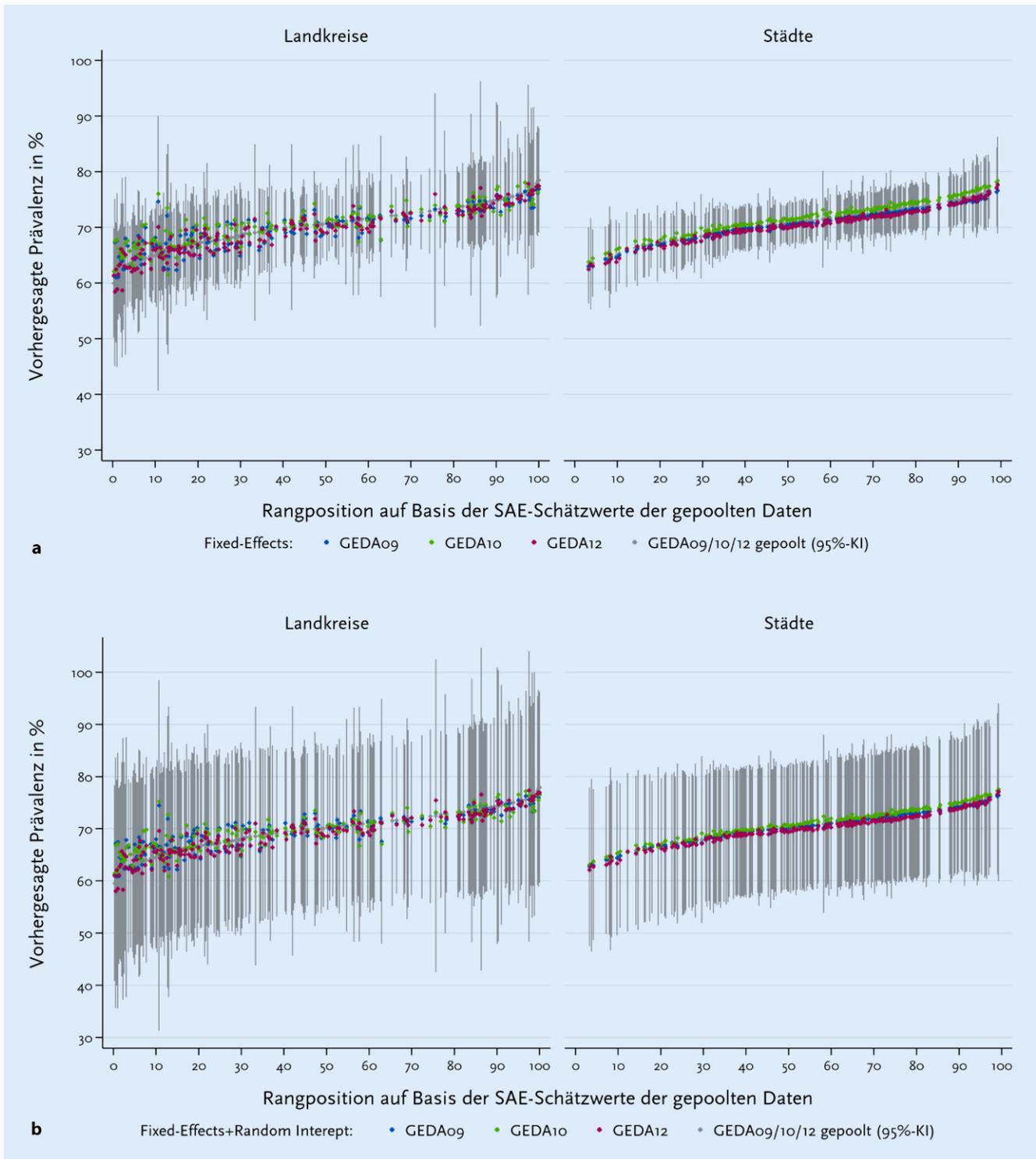
OR Odds Ratio, MOR (Kreise) Median Odds Ratio für die Kreisebene, Stadt/Land Modelle für Städte bzw. Landkreise, gepoolt gepoolter Datensatz aus den GEDA-Wellen 2009, 2010, 2012, p p-Wert des OR, Ref. Referenzkategorie

dabei das Modell von Voigtlander et al. [37]. Da die berücksichtigten Merkmale stark miteinander korreliert sind, wird eine Faktorenanalyse durchgeführt, um die Zahl der einzubeziehenden sozioökonomischen Variablen zu reduzieren und die enthaltenen Informationen zu verdichten. Aus der Faktorenanalyse werden drei Faktoren abgeleitet, die nach den jeweils höchsten Ladungen der Indikatoren als Urbanität, Wohlstand und Gesundheit bezeichnet werden. Für diese drei Faktoren werden rotierte Faktorscores generiert, die in die SAE-Modelle aufgenommen werden. Zusätzlich zu den soziodemografischen und sozioökonomischen Variablen wird abschließend als dritter Schritt für alle übrigen in der INKAR-Datenbank verfügbaren Regionalmerkmale statistisch

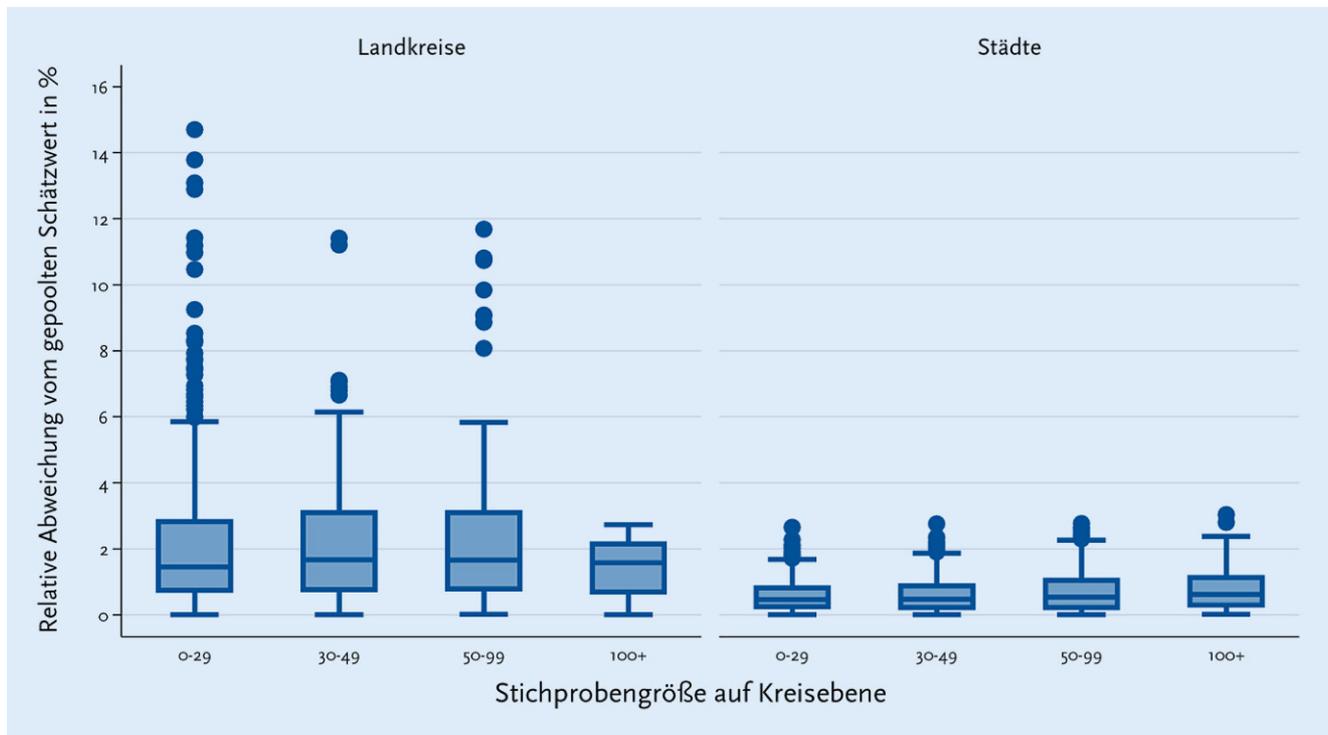
geprüft, ob diese nach Kontrolle der genannten Merkmale einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Variation des allgemeinen Gesundheitszustands leisten. Sofern dies für eine Variable der Fall ist, wird sie ebenfalls in das SAE-Modell aufgenommen. Die finalen SAE-Modelle enthalten demnach jeweils einen festen Satz an demografischen und sozioökonomischen Merkmalen sowie eine variable Zahl an weiteren statistisch identifizierten Merkmalen. Dadurch sollen die Stabilität der Schätzung und die Nachvollziehbarkeit der Ergebnisse gegenüber einer rein statistischen Modellbildung [8, 9] verbessert werden.

Um die Stabilität des Verfahrens zu beschreiben, wird das Ergebnis der kleinräumigen Schätzung auf Basis der drei einzelnen Studien mit den Ergebnissen

einer Schätzung auf Basis des gepoolten Datensatzes verglichen, für den aufgrund seiner hohen Fallzahl anzunehmen ist, dass er die besten SAE-Schätzwerte liefert. Dabei werden die Ergebnisse bei Einschluss der zufälligen Effekte (sog. Random-Intercept) als auch bei einer allein regressionsbasierten Schätzung der Prävalenz verglichen, um den Einfluss der unterschiedlichen Schätzmethoden zu beschreiben [8]. Der Punktschätzer unter Einschluss zufälliger Effekte wird gewählt, um auch regionale Abweichungen von der insgesamt für Deutschland vorgefundenen Struktur abbilden zu können. Zum Abschluss der Analysen werden Einflussfaktoren auf das Ausmaß der Abweichung zwischen den Punktschätzern aus den Einzelstudien und den Punktschätzern auf Basis des gepoolten



**Abb. 1** ▲ **a** Allgemeiner Gesundheitszustand „sehr gut/gut“ altersstandardisiert nach Kreis und Datenquelle (Fixed-Effets-Schätzer = keine regionalen Abweichungen; Datenbasis: GEDA 2009, 2010, 2012), **b** allgemeiner Gesundheitszustand „sehr gut/gut“ altersstandardisiert nach Kreis und Datenquelle (Fixed- und Random-Effets-Schätzer = inkl. regionaler Abweichungen vom Modell; Datenbasis: GEDA 2009, 2010, 2012)



**Abb. 2** ▲ Relative Abweichung vom gepoolten Schätzwert nach Stichprobengröße auf Kreisebene und Kreistyp (Datenbasis: GEDA 2009, 2010, 2012)

Datensatzes beschrieben, um Konstellationen zu identifizieren, die auch mit kleineren Stichproben tendenziell eher sichere bzw. unsichere Schätzwerte liefern können.

Alle Berechnungen werden mit dem Programm Stata 14.2 SE für die Bevölkerung im Alter ab 18 Jahren durchgeführt [38]. Die deskriptiven Darstellungen auf Basis der Individualdaten wurden mit den bereitgestellten Hochrechnungsfaktoren der Einzelstudien bzw. mit einem speziellen Hochrechnungsfaktor für gepoolte Auswertungen gewichtet. Die Mehrebenenmodelle wurden ungewichtet berechnet. Die vorhergesagten Prävalenzen wurden darum auf die gewichtete Prävalenz aus den Individualdaten zentriert, sodass der bevölkerungsgewichtete Mittelwert der vorhergesagten Prävalenzen auf Kreisebene der gewichteten Prävalenz der Individualdaten auf Bundesebene entspricht.

## Ergebnisse

In **Tab. 2** sind auf Ebene der Bundesländer die Unterschiede im allgemeinen Gesundheitszustand im Vergleich der drei

Datensätze sowie anhand des gepoolten Datensatzes dargestellt. Die relativen Abweichungen der Punktschätzer von der auf Basis des gepoolten Datensatzes für die Bundesländer geschätzten Prävalenz liegt im Mittel bei 1,9 % der Prävalenz des gepoolten Datensatzes, die minimale Abweichung beträgt 0,0 %, das Maximum liegt bei 7,9 %. Die größten Abweichungen bestehen dabei erwartungsgemäß in den Stadtstaaten und den bevölkerungsarmen Flächenstaaten, für die nur eine kleine Stichprobengröße realisiert werden konnte, da die Telefonnummern in den drei Studien proportional zur Anzahl der registrierten Anschlüsse gezogen wurden. Insgesamt machen die Ergebnisse eine ausgeprägte Variation der bundeslandspezifischen Schätzwerte auf Basis der Einzelstudien deutlich. Mit Blick auf die drei Studien zeigen sich für die Studie GEDA 2012, bei der ein disproportionales Stichprobendesign zur Verbesserung der regionalen Repräsentation gewählt wurde, geringere Abweichungen vom gepoolten Datensatz als bei den anderen beiden Studien.

In **Tab. 3** werden die getrennt für Städte und Landkreise sowie für die drei

Datensätze berechneten SAE-Modelle dargestellt (Ebene 1: Kreise, Ebene 2: Individuen). Neben den aus theoretischen Überlegungen einbezogenen demografischen und sozioökonomischen Merkmalen wurden nur in zwei Modellen weitere Prädiktoren statistisch identifiziert. Mit Blick auf die Erklärung regionaler Unterschiede zeigten sich Alter und Geschlecht der Bevölkerung als wichtige Prädiktoren. Daneben leistet auch der Faktor Wohlstand einen signifikanten Erklärungsbeitrag in allen Modellen. Die Zusammenhänge zwischen den beiden anderen Faktoren und dem Gesundheitszustand variierten sowohl zwischen Stadt und Land als auch zwischen den Surveys. Die Ergebnisse zum sog. Median Odds Ratio (MOR) zeigen an, ob über die berücksichtigten Effekte hinaus noch eine weitere signifikante regionale Variation auf Kreisebene im Hinblick auf die subjektive Gesundheit besteht. Sie ermöglichen dadurch eine erste Bewertung der Modelle im Hinblick auf das Ausmaß der erklärten regionalen Variation des Outcomes. Die Werte zeigen, dass in fast allen SAE-Modellen – eine Ausnahme bildet das

**Tab. 4** Poisson-Regressionsmodell für Ratenvergleiche zur Erklärung des Ausmaßes der relativen Abweichung von SAE-Schätzer und direktem Schätzer aus dem gepoolten Datensatz der GEDA-Studien 2009, 2010 und 2012 (Datenbasis: GEDA 2009, 2010, 2012)

Relative Abweichung des SAE-Schätzers vom direkten Schätzwert	Land			Stadt		
	IRR	p-Wert	95 %-KI	IRR	p-Wert	95 %-KI
<i>Methodische Faktoren</i>						
Stichprobenumfang	1,002	0,32	1,00–1,01	1,000	0,57	1,00–1,00
<i>Region</i>						
West	Ref.			Ref.		
Ost	0,805	0,52	0,42–1,56	1,200	0,00	1,07–1,35
<i>SAE-Schätzmethode</i>						
Fixed-Effects	Ref.			Ref.		
Fixed- + Random-Effects	0,981	0,23	0,95–1,01	0,708	0,00	0,68–0,74
<i>GEDA-Studie</i>						
2009	Ref.			Ref.		
2010	1,068	0,12	0,98–1,16	4,221	0,00	3,87–4,60
2012	0,756	0,00	0,67–0,86	1,824	0,00	1,65–2,02
<i>Demografische Faktoren</i>						
Zensus 2011: Einwohner von 18 bis unter 25 Jahren	1,166	0,24	0,90–1,51	0,985	0,30	0,96–1,01
Zensus 2011: Einwohner 75 Jahre und älter	1,218	0,00	1,08–1,37	0,949	0,00	0,92–0,98
<i>Sozioökonomische Faktoren</i>						
Erreichbarkeit von Oberzentren	0,923	0,16	0,83–1,03	1,130	0,00	1,08–1,18
Zensus 2011: Einwohner mit Hochschulabschluss	0,809	0,09	0,64–1,03	0,888	0,00	0,85–0,93
Einkommensteuer	0,994	0,97	0,76–1,30	1,166	0,00	1,13–1,20
<i>Modellparameter</i>						
Kreise	199			203		
Beobachtungen	1194			1218		
p (Modell)	0,00			0,00		

IRR Incidence Rate Ratio zum Ratenvergleich, p p-Wert des IRR, 95 %-KI: 95 %-Konfidenzintervall des IRR, Kreise Anzahl der berücksichtigten Kreise mit Gebietsstand 31.12.2013, Beobachtungen Anzahl der Beobachtungen bzw. Schätzwerte (6 pro Kreis), Pseudo-R<sup>2</sup> Pseudo-R<sup>2</sup> nach McFadden, p (Modell) p-Wert des Likelihood-Ratio-Tests für das Gesamtmodell (chi<sup>2</sup>-Test mit 14 Freiheitsgraden)

Modell auf Basis der Daten von GEDA 2009 in Landkreisen – keine signifikanten, nicht durch die in den Modellen berücksichtigten Einflussfaktoren erklärten, regionalen Unterschiede mehr bestehen.

In den **Abb. 1a, b** werden die vorhergesagten Prävalenzen guter oder sehr guter subjektiver Gesundheit aus den in **Tab. 3** dargestellten SAE-Modellen auf Basis der drei Studien bzw. vier Datensätzen dargestellt. Die 402 Kreise wurden dazu im Hinblick auf die anhand des gepoolten Datensatzes vorhergesagte Prävalenz sortiert, die Rangposition ist die relative Position und variiert von 0 % (kleinste, mit den gepoolten Daten vorhergesagte

Prävalenz) bis 100 % (größte Prävalenz). Für alle Modelle ist der Punktschätzer auf Kreisebene dargestellt, der für Städte und Landkreise über getrennte Modelle geschätzt wurde. Das Konfidenzintervall ist lediglich für die Modelle auf Basis des gepoolten Datensatzes dargestellt.

**Abb. 1a** zeigt dabei Punktschätzer und Konfidenzintervalle, die lediglich den linearen Schätzer ohne Berücksichtigung kreisspezifischer Abweichungen berücksichtigt, **Abb. 1b** zeigt Punktschätzer, in denen auch die geschätzten regionalen Abweichungen vom Vorhergesagemodell dargestellt sind. Die Abbildungen zeigen, dass die geschätzten Werte aus den einzelnen Studien ver-

gleichsweise nahe beim Schätzwert aus dem gepoolten Datensatz liegen. Die mittlere relative Abweichung zwischen den auf Basis der Einzelstudien und den auf Basis der gepoolten Daten berechneten SAE-Schätzwerten beträgt 1,4 % (1,3–1,5 %) bezogen auf die mit den gepoolten Daten geschätzte Prävalenz. Größere Abweichungen bestehen dabei tendenziell in Landkreisen sowie bei besonders niedrigen oder sehr hohen Prävalenzen. Die Berücksichtigung der zufälligen Effekte führt zudem zu einer deutlichen Zunahme der statistischen Unsicherheit der Schätzwerte, allerdings ohne dass sich die Differenzen zwischen den Punktschätzern aus den Einzelstudien und dem gepoolten Punktschätzer stark verändern. Bemerkenswert ist, dass die Abweichungen der SAE-Modelle insgesamt niedriger sind, als die in **Tab. 2** berichteten Abweichungen auf Bundeslandebene, die ohne SAE-Modelle geschätzt sind.

In **Abb. 2** ist das Ausmaß der Abweichung der studienspezifischen Schätzwerte vom Wert auf Basis der gepoolten Daten differenziert nach Stichprobengröße und Kreistyp als Boxplot dargestellt. Die Grenzen der dargestellten Boxen beschreiben das untere und obere Quartil der Abweichungen, der Strich in der Box den Median und die Punkte sind Werte, die weiter als 67 % des Quartilsabstandes vom jeweiligen Quartil entfernt sind. Die Ergebnisse zeigen dabei, dass die Fehler zunehmen, je geringer die erzielte Stichprobengröße ist. Das Niveau der Abweichungen ist zudem für Landkreise deutlich erhöht, obwohl die SAE-Modelle getrennt für Städte und Landkreise geschätzt wurden. Modelliert man diese Differenzen und kontrolliert für die Effekte der drei Studien, ist für Kreise, in denen keine Personen untersucht wurden, eine relative Abweichung von durchschnittlich 1,5 % der auf Basis der gepoolten Daten geschätzten Prävalenz zu erwarten, in Kreisen mit mindestens 300 befragten Personen beträgt diese relative Abweichung dann nur noch 0,5 % der gepoolten Prävalenz. Bei einer durchschnittlichen Stichprobengröße der GEDA-Studien auf Kreisebene sind relative Abweichungen der Schätzwerte von etwa 1,3 % im Vergleich der auf

Basis der gepoolten Daten berechneten Prävalenz zu erwarten.

In **Tab. 4** sind die Ergebnisse eines Regressionsmodells für Ratenvergleiche (Poisson-Modell) dargestellt, das getrennt für Städte und Landkreise berechnet wurde. Analysiert werden darin Einflussfaktoren auf die relative Abweichung zwischen den durch die SAE-Modelle auf Basis der Einzelstudien vorhergesagten Prävalenzen und dem Punktschätzer aus dem gepoolten Datensatz (Referenzwert, unter Einschluss zufälliger Effekte). Modelliert wird die relative Abweichung der vorhergesagten Werte vom Referenzwert als Prozentsatz. Weicht also der anhand des linearen Modells vorhergesagte Wert für einen hypothetischen Landkreis in der Studie GEDA 2009 um 5 Prozentpunkte vom Referenzwert des gepoolten Modells von 50 % ab, beträgt die zu analysierende Abweichung 10 %. Die exponierten Koeffizienten des Poisson-Modells, die sog. Incidence Rate Ratio (IRR), beschreiben den Einfluss der wechselseitig kontrollierten Einflussfaktoren auf das Ausmaß der relativen Abweichungen. Der Koeffizient der Ausprägung Ost von  $IRR = 0,805$  im Modell für Landkreise ist so zu interpretieren, dass in ostdeutschen im Vergleich zu westdeutschen Landkreisen durchschnittlich eine 0,8-fach geringere Abweichung vom Referenzwert besteht. Diese Differenz ist allerdings nicht signifikant ( $p = 0,32$ ).

Insgesamt zeigen die Ergebnisse nur geringe systematische Unterschiede in der Vorhersagegüte der SAE-Modelle. So sind die Abweichungen der auf Basis der GEDA-Studie 2012 generierten Schätzwerte in Landkreisen signifikant kleiner, in Städten aber signifikant größer als die Abweichungen auf Basis der Daten der anderen beiden Studien. Die zuvor dargestellten Unterschiede im Hinblick auf die auf Kreisebene generierte Fallzahl sind nach Differenzierung von Landkreisen und Städten sowie Kontrolle der berücksichtigten methodischen, demografischen und sozioökonomischen Faktoren nicht mehr relevant. Bei wechselseitiger Kontrolle gibt es aber in Städten weitere Quellen für Abweichungen in den Schätzwerten, so sind die Schätzwerte für Städte abseits der urbanen Zentren und Städten mit einem hohen Steuer-

aufkommen schlechter. Demgegenüber ist ein hoher Bildungsstand der Bevölkerung mit besseren Schätzwerten assoziiert. Der Anteil älterer Einwohner führt in Landkreisen ebenfalls zu höheren Abweichungen. Insgesamt lassen sich die Abweichungen zudem in Städten besser als in Landkreisen erklären.

## Fazit

In diesem Beitrag wurde mit der regressionsbasierten Small-Area-Estimation ein Verfahren zur Gewinnung kleinräumiger Schätzwerte für Gesundheitsindikatoren durch die Kombination von amtlichen Strukturdaten und repräsentativen Mikrodaten aus dem Gesundheitsmonitoring am Robert Koch-Institut mit Blick auf die Stabilität der Ergebnisse untersucht. Die Analysen haben gezeigt, dass die modellierten Prävalenzen bei Verwendung unterschiedlicher Stichproben relativ stabil sind. Die mittlere Abweichung zwischen den auf Basis der Einzelstudien und den auf Basis der gepoolten Daten berechneten SAE-Schätzwerten für die subjektive Gesundheit beträgt 1,4 % bezogen auf die mit den gepoolten Daten geschätzte Prävalenz. Der gepoolte Datensatz wurde als Referenz gewählt, da er aufgrund seiner hohen Fallzahl die beste verfügbare Datenbasis für die regionale Schätzung von Prävalenzen der subjektiven Gesundheit darstellt. Wichtige Gründe für die Variation der Schätzwerte und Abweichungen der Modellierungen zu direkten Schätzwerten erklären sich nicht nur durch die auf Kreisebene erzielte Stichprobengröße, sondern auch durch den Kreistyp, mit größeren Abweichungen in Landkreisen. Zudem zeigt sich, dass es insbesondere in Städten soziostrukturelle Merkmale gibt, die mit größeren Unsicherheiten bei der SAE-Schätzung assoziiert sind.

In Deutschland berichten etwa zwei Drittel der Männer und Frauen ihren allgemeinen Gesundheitszustand als sehr gut [39]. Im europäischen Vergleich liegt die Prävalenz in Deutschland dabei im Bereich des europäischen Durchschnitts [40, 41]. Gleichzeitig bestehen aber weiterhin regionale Unterschiede im Vergleich von alten und neuen Bundesländern wie auch im Vergleich

einzelner Bundesländer [39, 42–44]. Idealtypisch betrachtet erklären sich die regionalen Unterschiede dabei einerseits durch die regionale Bevölkerungszusammensetzung (Kompositionseffekt) und andererseits durch Effekte des Kontextes selbst, forschungspraktisch sind diese Effekte allerdings nur schwer zu differenzieren [37, 45]. Für den allgemeinen Gesundheitszustand ist etwa dokumentiert, dass neben Differenzen nach Alter und Geschlecht ausgeprägte sozioökonomische Unterschiede bestehen [41, 46]. Daneben wird aber auch für die Wohnumgebung ein eigenständiger Einfluss auf den allgemeinen Gesundheitszustand beschrieben [47–51]. In den SAE-Modellen wurden diese Faktoren darum über aggregierte Faktorscores berücksichtigt.

Der gewählte Ansatz der Small-Area-Estimation, der auf hierarchischen Regressionsmodellen basiert, wurde bereits mehrfach erfolgreich angewendet [12, 14, 15, 52]. In den USA wurden auf Basis der Daten des Behavioral-Risk-Factor-Surveillance-Systems (BRFSS) der Centers of Disease Control and Prevention (CDC) Distrikte mit einer besonderen Priorität für die Prävention des Rauchens und von Adipositas identifiziert [14, 15]. In England wurden entsprechende Verfahren genutzt, um nach strukturellen Determinanten zur Förderung der sportlichen Aktivität zu suchen. Arbeiten, welche die regionale Verteilung der Krankheitslast bei chronisch degenerativen Erkrankungen in den USA nachzeichnen, deuten zudem darauf hin, dass die SAE auch für die medizinische Bedarfsplanung von Bedeutung sein kann [12]. Für Deutschland wurde das Verfahren ebenfalls bereits eingesetzt [8, 9, 53]. Die vorliegende Arbeit ist unserer Kenntnis nach die erste Studie, die für die deutsche Gebietsstruktur die Unsicherheiten des Verfahrens empirisch untersucht. Im Vergleich zu früheren Arbeiten [8, 9, 53] wurde die Methodik der SAE-Schätzung durch Aufnahme von theoretisch ausgewählten Faktoren sowie durch eine getrennte Berechnung der Modelle für Städte und Landkreise dabei verbessert.

Limitationen des Vorgehens ergeben sich durch die Auswahl der kontextuellen Determinanten. Mit Blick auf die

Auswahl der in die SAE eingehenden regionalen Determinanten ist zu berücksichtigen, dass Assoziationen zwischen Kontextmerkmalen und Gesundheitsindikatoren einerseits auf direkte Effekte der Kontextmerkmale, andererseits aber auf die soziodemografische Komposition der Bevölkerung in den Kontexten zurückzuführen sein können (Context-vs.-Composition-Problem; [45]). Es besteht aber das Problem, dass sich nur schwer eine Kausalität in dieser Beziehung unterstellen lässt, da es ein Wechselverhältnis zwischen beiden Faktoren gibt, so beeinflussen die regionalen Lebensbedingungen Entscheidungen über Zu- und Fortzüge, gleichzeitig kann der Zuzug bestimmter Bevölkerungsgruppen Regionen verändern, wie die stadtsoziologische Diskussion um das Thema „Gentrifizierung“ zeigt [54]. In Querschnittsanalysen kann nicht untersucht werden, welche Wirkungsrichtungen hier dominieren. Bei der Auswahl von Kontextmerkmalen gibt es einerseits die Möglichkeit einer streng theoriegeleiteten Auswahl und andererseits einer statistischen Auswahl der Indikatoren über  $p$ -Werte. Die Autoren haben sich für ein gemischtes Vorgehen entschieden, dass die Stärken beider Ansätze kombinieren soll. Zusätzlich zu den auf Basis theoretischer Erwägungen konstruierten Faktoren wurden über die statistische Prozedur zwei weitere relevante Einflussfaktoren identifiziert, deren Einfluss sich zudem nicht in allen Datensätzen zeigte.

Insgesamt macht die vorliegende Arbeit deutlich, dass kleinräumige Modellierungen von Prävalenzen im Vergleich zu herkömmlichen Schätzwerten mit zusätzlichen Unsicherheiten einhergehen, die bei der Interpretation der Befunde berücksichtigt werden sollten. Es handelt sich in der Regel lediglich um Modellrechnungen, die typische Situationen beschreiben, von denen aber regionale Abweichungen möglich sind. Neben den methodischen Limitationen der eingehenden Datenquellen kommen noch Unsicherheiten im Hinblick auf die Modellierung selbst hinzu, die aufgrund häufig fehlender Vergleichsdaten nur schwer zu quantifizieren sind. Dessen ungeachtet hat die vorliegende Analyse auf Basis dreier unabhängig gezogener,

methodisch vergleichbarer Stichproben, der GEDA-Studien 2009, 2010 und 2012 gezeigt, dass das Verfahren zu insgesamt relativ stabilen Schätzwerten auf Kreisebene führt. Ist es also nötig, Datenlücken auf regionaler Ebene zu schließen, können SAE-Modelle grundsätzlich einen Beitrag dabei leisten. Aufgrund der in die Schätzungen eingehenden Annahmen und der umfassenden und voraussetzungsreichen Modellierungen, die dazu nötig sind, bietet sich das Vorgehen aber nicht generell für die Routine der Gesundheitsberichterstattung an. Regionale Erhebungen realer Daten oder die Nutzung von Potenzialen vorhandener Datenkörper sollten einer Modellierung immer vorgezogen werden, auch wenn sie mit größeren Kosten verbunden sind oder es dazu nötig ist, Zugangsbarrieren zu Datenkörpern zu überwinden. SAE-Modelle können dabei helfen, Regionen zu identifizieren, für die eine Erhebung oder Analyse von Primärdaten besonders geboten ist.

### Korrespondenzadresse

**Dr. L. E. Kroll**

Abteilung für Epidemiologie und Gesundheitsberichterstattung, Robert Koch-Institut  
Postfach 65 02 61, 13302 Berlin, Deutschland  
KrollL@rki.de

### Einhaltung ethischer Richtlinien

**Interessenkonflikt.** L. E. Kroll, M. Schumann, S. Müters und T. Lampert geben an, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Dieser Beitrag beinhaltet keine von den Autoren durchgeführten Studien an Menschen oder Tieren.

### Literatur

1. Kurth B-M, Lange C, Kamtsiuris P, Hölling H (2009) Gesundheitsmonitoring am Robert Koch-Institut. Sachstand und Perspektiven. Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz 52:557–570
2. Lange C, Jentsch F, Allen J, Hoebel J, Kratz AL, von der Lippe E et al (2015) Data Resource Profile: German Health Update (GEDA) – the health interview survey for adults in Germany. Int J Epidemiol 44:442–450
3. Scheidt-Nave C, Kamtsiuris P, Gosswald A, Holling H, Lange M, Busch MA et al (2012) German health interview and examination survey for adults

(DEGS) – design, objectives and implementation of the first data collection wave. BMC Public Health 12:730

4. Kurth BM, Kamtsiuris P, Holling H, Schlaud M, Dolle R, Ellert U et al (2008) The challenge of comprehensively mapping children's health in a nation-wide health survey: design of the German KIGGS-Study. BMC Public Health 8:196
5. Gaber E, Wildner M (2011) Sterblichkeit, Todesursachen und regionale Unterschiede. Robert Koch-Institut, Berlin
6. Zentralinstitut für die kassenärztliche Versorgung (2011) versorgungsatlas.de. Zi, Berlin
7. Rao JNK (2003) Small area estimation. John Wiley, Hoboken
8. Kroll LE, Lampert T (2012) Regionalisierung von Gesundheitsindikatoren. Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz 55:129–140
9. RKI (Hrsg) (2012) Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell 2010“. Robert Koch-Institut, Berlin
10. Congdon P, Shouls S, Curtis S (1997) A multi-level perspective on small-area health and mortality: a case study of England and Wales. Int J Popul Geogr 3:243–263
11. Congdon P (2010) A multilevel model for comorbid outcomes: obesity and diabetes in the US. Int J Environ Res Public Health 7:333–352
12. Congdon P (2009) A multilevel model for cardiovascular disease prevalence in the US and its application to micro area prevalence estimates. Int J Health Geogr 8:6
13. Cochrane T, Davey RC, Gidlow C, Smith GR, Fairburn J, Armitage CJ et al (2009) Small area and individual level predictors of physical activity in urban communities: a multi-level study in Stoke on Trent, England. Int J Environ Res Public Health 6:654–677
14. Li W, Land T, Zhang Z, Keithly L, Kelsey JL (2009) Small-area estimation and prioritizing communities for tobacco control efforts in Massachusetts. Am J Public Health 99:470–479
15. Li W, Kelsey JL, Zhang Z, Lemon SC, Mezgebu S, Boddie-Willis C, Reed GW (2009) Small-area estimation and prioritizing communities for obesity control in Massachusetts. Am J Public Health 99:511–519
16. Openshaw S (1984) Ecological fallacies and the analysis of areal census data. Environ Plan A 16:17–31
17. Singh-Manoux A, Martikainen P, Ferrie J, Zins M, Marmot M, Goldberg M (2006) What does self-rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies. J Epidemiol Community Health 60:364–372
18. Idler EL, Kasl S (1991) Health perceptions and survival: do global evaluations of health status really predict mortality? J Gerontol 46:S55–S65
19. Idler EL, Benyamini Y (1997) Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. J Health Soc Behav 38:21–37
20. DeSalvo K, Bloser N, Reynolds K, He J, Muntner P (2006) Mortality prediction with a single general self-rated health question. J Gen Intern Med 21:267–275
21. de Bruin A, Picavet HS, Nossikov A (1996) Health interview surveys. Towards international harmonization of methods and instruments. WHO Reg Publ Eur Ser 58, Si-xiii, 1–161
22. Europäische Kommission (2003) Verordnung (EG) Nr. 1983/2003 der Kommission vom 7. November 2003 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 1177/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates für die Gemeinschaftsstatistik über

- Einkommen und Lebensbedingungen (EUSILC) im Hinblick auf das Verzeichnis der primären Zielvariablen
23. EUROSTAT (2016) eurostat. Ihr Schlüssel zur europäischen Gesundheit. <http://ec.europa.eu/eurostat/de/web/microdata/european-health-interview-survey>. Zugegriffen: 16.02.2017
  24. BBSR (2009) INKAR 2009 – Indikatoren, Karten und Graphiken zur Raum- und Stadtentwicklung in Deutschland und in Europa. Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung, Wiesbaden
  25. RKI (Hrsg) (2014) Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell 2012“. Robert Koch-Institut, Berlin
  26. Robert Koch-Institut (Hrsg) (2011) Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell 2009“. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes. RKI, Berlin
  27. ADM/BVM (1998) Richtlinie für telefonische Befragungen. In: Gabler S, Häder S, Hoffmeyer-Zlotnik JHP (Hrsg) Telefonstichproben in Deutschland. Westdeutscher Verlag, Opladen, S 181–187
  28. Gabler S, Häder S (1999) Generierung von Telefonstichproben mit TelSuSa. ZUMA Nachr 44:138–143
  29. AAPOR (2009) Standard definitions: final dispositions of case codes and outcome rates for surveys. The American Association for Public Opinion Research, Deerfield
  30. Gross C, Kriwy P (2013) Einfluss regionaler sozialer Ungleichheits- und Arbeitsmarktmerkmale auf die Gesundheit. Z Bevölkerungswiss 38:741–768
  31. Weber A, Hörmann G, Heipertz W (2007) Arbeitslosigkeit und Gesundheit aus sozialmedizinischer Sicht. Dtsch Arztebl 104:2957–2962
  32. Lampert T (2011) Armut und Gesundheit. In: Schott T, Hornberg C (Hrsg) Die Gesellschaft und ihre Gesundheit. 20 Jahre Public Health in Deutschland: Bilanz und Ausblick einer Wissenschaft. VS, Wiesbaden, S 575–597
  33. Lampert T, Hoebel J, Kuntz B, Müters S, Kroll L (2017) Gesundheitliche Ungleichheit in verschiedenen Lebensphasen. RKI, Berlin
  34. Walter N, Schweikart J (2006) Räumliche Disparitäten in der ambulanten Gesundheitsversorgung Berlins – eine GIS-basierte Analyse. In: Strobl J, Griesebner T, Griesebner G (Hrsg) Angewandte Geoinformatik. Herbert Wichmann, Heidelberg, S 704–708
  35. Pieper J, Schweikart J (2009) Kleinräumige Modellierung der vertragsärztlichen Versorgungssituation in Berlin. Z Amlt Stat Berl Brandenburg 2:22–29
  36. Böhme C, Preuß T, Bunge C (2014) Umweltgerechtigkeit im städtischen Raum – Erfolgsfaktoren für eine Implementierung im kommunalen Handeln. In: Umweltbundesamt (Hrsg) Umwelt und Mensch – Informationsdienst. Umweltbundesamt (UBA), Berlin, S 35–41
  37. Voigtlander S, Mielck A, Razum O (2012) Die Bedeutung des kleinräumigen Kontexts für Gesundheit: Entwurf eines Erklärungsmodells. Gesundheitswesen 74:702–709
  38. StataCorp (2009) Stata statistical software: release 11.0. Stata Corporation, College Station
  39. Robert Koch-Institut (2014) Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell 2012“. In: Robert Koch-Institut (Hrsg) Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes
  40. Thelen J, Kirsch N, Hoebel J (2012) Gesundheit in Europa-Daten des Gesundheitsmonitorings der EU
  41. RKI (Hrsg) (2015) Gesundheit in Deutschland. Robert Koch-Institut, Berlin
  42. Robert Koch-Institut (2009) 20 Jahre nach dem Fall der Mauer: Wie hat sich die Gesundheit in Deutschland entwickelt? In: Robert Koch-Institut (Hrsg) Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes
  43. Kohler M, Ziese T (2004) Telefonischer Gesundheitssurvey des Robert Koch-Instituts zu chronischen Krankheiten und ihren Bedingungen: deskriptiver Ergebnisbericht. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Robert Koch-Institut, Berlin
  44. Beck D, Elkeles T (2012) Gesundheit und Lebenszufriedenheit in nordostdeutschen Landgemeinden 1973, 1994 und 2004/08. Gesundheitswesen 74:132–138
  45. Macintyre S, Ellaway A, Cummins S (2002) Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them? Soc Sci Med 55:125–139
  46. Lampert T, Hoebel J, Kuntz B, Müters S, Kroll L (2017) Gesundheitliche Ungleichheit in verschiedenen Lebensphasen. Robert Koch-Institut, Berlin
  47. Tampubolon G, Subramanian SV, Kawachi I (2013) Neighbourhood social capital and individual self-rated health in Wales. Health Econ 22:14–21
  48. Stronegger WJ, Titze S, Oja P (2010) Perceived characteristics of the neighborhood and its association with physical activity behavior and self-rated health. Health Place 16:736–743
  49. Novak D, Suzuki E, Kawachi I (2015) Are family, neighbourhood and school social capital associated with higher self-rated health among Croatian high school students? A population-based study. BMJ Open 5:e7184
  50. Linden-Bostrom M, Persson C, Eriksson C (2010) Neighbourhood characteristics, social capital and self-rated health – a population-based survey in Sweden. BMC Public Health 10:628
  51. Agyemang C, van Hooijdonk C, Wendel-Vos W, Lindeman E, Stronks K, Droomers M (2007) The association of neighbourhood psychosocial stressors and self-rated health in Amsterdam, The Netherlands. J Epidemiol Community Health 61:1042–1049
  52. Elliott P, Wartenberg D (2004) Spatial epidemiology: current approaches and future challenges. Environ Health Perspect 112:998–1006
  53. Voigt M (2009) Small Area Estimation: Die Schätzer von Fay-Herriot und Battese-Harter-Fuller. Wirtsch Stat 2:179–183
  54. Kecskes R (1996) Die Dynamik der Aufwertung innenstadtnaher Wohnviertel. Zur Begründung unterschiedlicher Prozeßverläufe der Gentrification. In: Friedrichs J, Kecskes R (Hrsg) Gentrification: Theorie und Forschungsergebnisse. VS, Wiesbaden, S 55–94