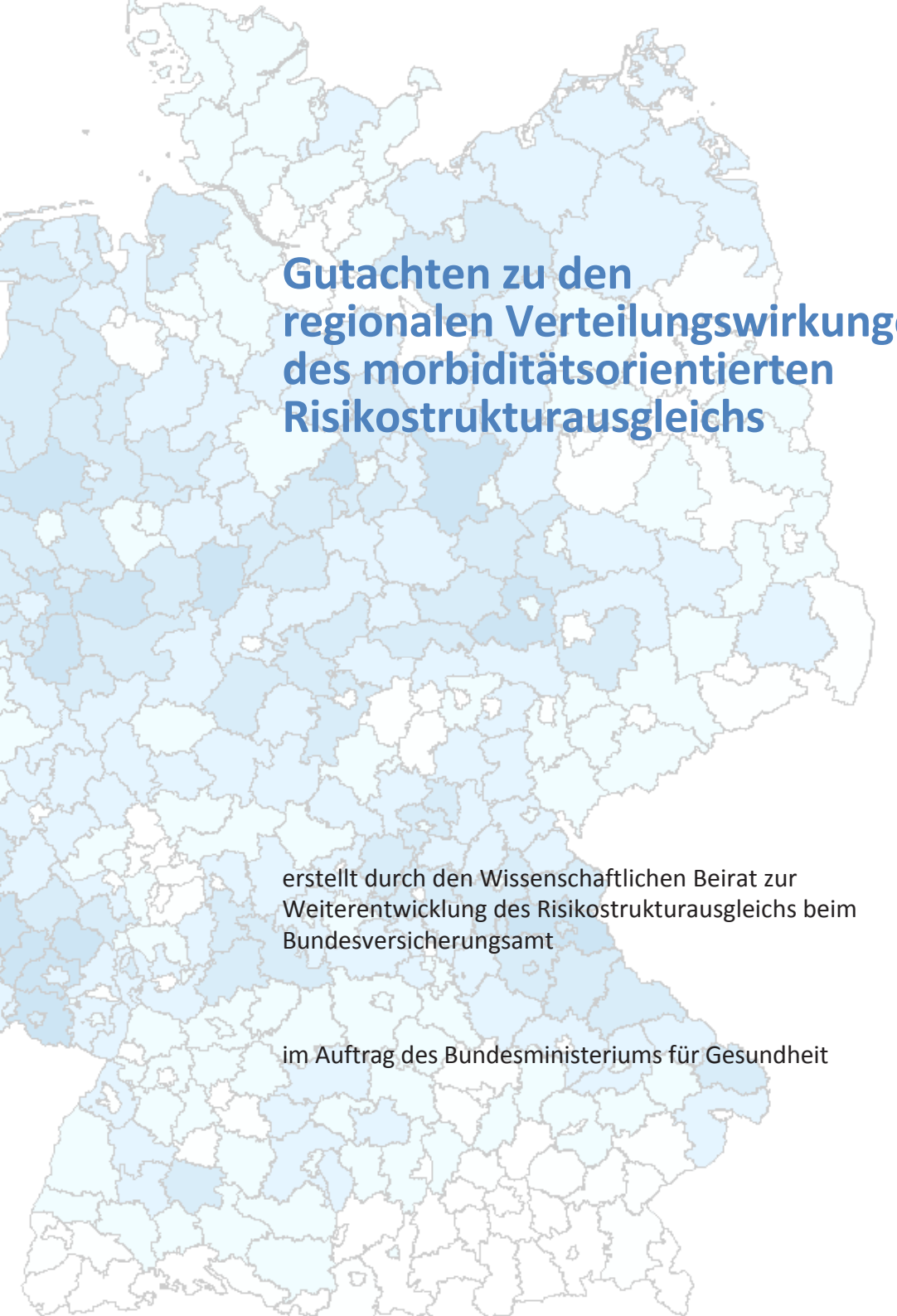


Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs

erstellt durch den Wissenschaftlichen Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs beim Bundesversicherungsamt

im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit

Prof. Dr. Saskia Drösler
Hochschule Niederrhein, Krefeld

Prof. Dr. Edeltraut Garbe
Leibniz-Institut an der Universität Bremen

Prof. Dr. Joerg Hasford
Ludwig-Maximilian-Universität München

Dr. Ingrid Schubert
PMV forschungsgruppe an der Universität zu Köln

Prof. Dr. Volker Ulrich
Universität Bayreuth

Prof. Dr. Wynand van de Ven
Erasmus University Rotterdam

Prof. Dr. Achim Wambach
Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Prof. Dr. Jürgen Wasem
Universität Duisburg-Essen

Prof. Dr. Eberhard Wille
Universität Mannheim

Bonn, 28. Juni 2018

Zitierhinweis

Drösler et al. (2018): Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs, Bonn.

Titelbild

Anzahl der Verordnungen je Versichertenjahr
im Jahr 2015, standardisiert
Quelle: Auswertung BVA
© GeoBasis-DE/BKG 2018

Kontakt

Geschäftsstelle des Wissenschaftlichen Beirats zur
Weiterentwicklung des morbiditätsorientierten
Risikostrukturausgleichs beim
Bundesversicherungsamt
Friedrich-Ebert-Allee 38
D-53113 Bonn
E-Mail: geschaeftsstelle[at]bvamt.bund.de
www.bundesversicherungsamt.de

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis V
Tabellenverzeichnis IX
Abkürzungsverzeichnis XV
Vorwort XIX
Zusammenfassung XXI
1 Zielsetzung des Gutachtens zu den regionalen Verteilungswirkungen des Morbi-RSA 1
2 Methodik und Kennzahlen 5
2.1 Daten und Methodik 5
2.2 Verwendete Kennzahlen 9
2.2.1 Aggregierte Gütemaße auf Individualebene 9
2.2.2 Kennzahlen auf Ebene von Versichertengruppen 12
2.2.3 Kennzahlen auf Krankenkassenebene 13
2.2.4 Kennzahlen auf regionaler Ebene 14
3 Beschreibung der regionalen Charakteristika der RSA-Daten 19
3.1 Vorbemerkung 19
3.2 Soziodemographische Eigenschaften der GKV-Versicherten 20
3.3 Regionale Charakteristika der Versorgungsdaten 28
3.3.1 Regionale Charakteristika der Diagnosedaten 28
3.3.2 Exkurs: Entwicklung der Diagnosehäufigkeiten im Zeitverlauf 30
3.3.3 Regionale Charakteristika der Verordnungsdaten 41
3.4 Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben 47
3.4.1 Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben ohne Krankengeld 47
3.4.2 Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen 52
3.5 Fazit 61
4 Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA im Status quo 63
4.1 Modellkennzahlen auf Ebene von Versicherten, Krankenkassen und Versichertengruppen 64
4.1.1 Kennzahlen auf Individualebene 64
4.1.2 Kennzahlen auf Krankenkassenebene 66
4.1.3 Kennzahlen auf Ebene von morbiditätsbezogen abgegrenzten Versichertengruppen 66
4.2 Regionale Verteilungswirkungen des Morbi-RSA 68
4.3 Erklärung der regionalen Ausgabenvariation durch den RSA im Zeitverlauf 75
4.4 Ausgabendeckung nach Raumtypen 80
4.4.1 (Groß-)Stadtregionen 80
4.4.2 Siedlungsstrukturelle Kreistypen 83
4.5 Auswirkungen regionaler Deckungsunterschiede auf die Wettbewerbsposition der Krankenkassen 86
4.6 Räumliche Verteilung von Über- und Unterdeckungen nach Hauptleistungsbereich 88
4.7 Regionale Verteilung stark über- und unterdeckter Leistungsfälle 96
4.8 Fazit 99

5 Regionale Verteilungswirkungen ausgewählter RSA-Anpassungen 101

5.1 Regionale Verteilungswirkungen bei Berücksichtigung des vollen Morbiditätsspektrums 101

5.1.1 Modellspezifikation 102
5.1.2 Ergebnisse 102
5.1.3 Zwischenfazit 108

5.2 Erwerbsminderung als Schweregradindikator 108

5.2.1 Modellspezifikation 108
5.2.2 Ergebnisse 111

5.3 Altersinteraktionsterme 116

5.3.1 Modellspezifikation 116
5.3.2 Ergebnisse 117

5.4 Fazit 122

6 Einflussfaktoren regionaler Deckungsbeiträge im Status quo 125

6.1 Empirische Analyse der Determinanten regionaler Deckungsbeiträge 125

6.1.1 Hintergrund 125
6.1.2 Daten und Methodik 126
6.1.3 Modellspezifikation 139
6.1.4 Ergebnisse 153

6.2 Auswahl der in einem Regionalmodell zu berücksichtigenden Bestimmungsfaktoren 158

6.2.1 Variablenselektion 158
6.2.2 Wirkungserklärungsgehalt und normative Diskussion der Variablenauswahl 162

6.3 Fazit 165

7 Modellrechnungen zur Regionalisierung der Zuweisungen 167

7.1 Raumtypbezogene Zuweisungsmodelle 167

7.1.1 Ausgleich des Merkmals *(Groß-)Stadtregionen* 168
7.1.2 Ausgleich des Merkmals Siedlungsstruktureller Kreistyp 176
7.1.3 Zwischenfazit 182

7.2 Direkte regionale Zuweisungsmodelle 183

7.2.1 Kreismodell 183
7.2.2 GWR-Modelle 190

7.3 Regionalstatistische Modelle 203

7.3.1 Hintergrund 203
7.3.2 Modellspezifikation 204
7.3.3 Ergebnisse 213
7.3.4 Zwischenfazit 221

7.4 Fazit 225

8 Weitergehende Berücksichtigung der regionalen Über- und Unterdeckungen 229

8.1 Einleitung 229
8.2 Ursachen der verbleibenden regionalen Deckungsbeiträge: Diskussion und Implikationen für weiteres Vorgehen 230
8.3 Optionen zum weiteren Umgang mit den regionalen Deckungsbeiträgen 232

8.3.1 Ergänzende regionale Anpassung der RSA-Zuweisungen (Deckungsbeitrags-Cluster-Modell) 232
8.3.2 Regionale Zusatzbeitragssätze 244

8.4 Fazit 246

Literaturverzeichnis 249
Anhang 257

A.1 Regionalstatistische Bestimmungsfaktoren: Residuenanalyse und Definitionen 257
A.2 Detaillierte Beschreibung der empirischen Ergebnisse 268
A.3 Beschreibung der regionalstatistischen Cluster (Variablenset M2) 273
A.4 Dezilgrenzen der regionalstatistischen Bestimmungsfaktoren 275

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 3.1: Durchschnittsalter (2016) 21

Abbildung 3.2: Frauenanteil (2016)..... 21

Abbildung 3.3: Sterbefälle je 100.000 Versicherte (2016, roh)..... 23

Abbildung 3.4: Sterbefälle je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)..... 23

Abbildung 3.5: Anteil der EM-Rentner (2015, roh) 25

Abbildung 3.6: Anteil der EM-Rentner (2015, standardisiert) . 25

Abbildung 3.7: Anteil der Krankenkassenwechsler (2016, roh)..... 27

Abbildung 3.8: Anteil der Krankenkassenwechsler (2016, standardisiert)..... 27

Abbildung 3.9: Anteil der Krankenhausfälle je 1.000 Versichertenjahre (2015, roh)..... 29

Abbildung 3.10: Anteil der Krankenhausfälle je 1.000 Versichertenjahre (2015, standardisiert)..... 29

Abbildung 3.11: Exkurs: Ambulante *Diabetes mellitus* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert)..... 32

Abbildung 3.12: Exkurs: Ambulante *Diabetes mellitus* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)..... 32

Abbildung 3.13: Exkurs: Ambulante *Diabetisches Fußsyndrom* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert) 34

Abbildung 3.14: Exkurs: Ambulante *Diabetisches Fußsyndrom* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert).....34

Abbildung 3.15: Exkurs: Ambulante *Chronischer Schmerz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert) 36

Abbildung 3.16: Exkurs: Ambulante *Chronischer Schmerz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert) 36

Abbildung 3.17: Exkurs: Ambulante *Adipositas mit einem BMI von mindestens 35 kg/m²* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert) ...38

Abbildung 3.18: Exkurs: Ambulante *Adipositas mit einem BMI von mindestens 35 kg/m²* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert) ...38

Abbildung 3.19: Exkurs: Ambulante *Chronische respiratorische Insuffizienz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert) ...40

Abbildung 3.20: Exkurs: Ambulante *Chronische respiratorische Insuffizienz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert) ...40

Abbildung 3.21: Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung (2015, roh).....44

Abbildung 3.22: Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung (2015, standardisiert).....44

Abbildung 3.23: Anzahl der Verordnungen je Versichertenjahr (2015, roh) 45

Abbildung 3.24: Anzahl der Verordnungen je Versichertenjahr (2015, standardisiert) 45

Abbildung 3.25: Anzahl der DDDs je Versichertenjahr (2015, roh) 46

Abbildung 3.26: Anzahl der DDDs je Versichertenjahr (2015, standardisiert) 46

Abbildung 3.27: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (2016, roh) 48

Abbildung 3.28: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (2016, standardisiert) 48

Abbildung 3.29: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben über 100.000 € (2016, roh).....50

Abbildung 3.30: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben über 100.000 € (2016, standardisiert).....50

Abbildung 3.31: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben unter 100 € (2016, roh) 51

Abbildung 3.32: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben unter 100 € (2016, standardisiert) 51

Abbildung 3.33: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB1 *Ärzte* (2016, roh) 55

Abbildung 3.34: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB1 *Ärzte* (2016, standardisiert) 55

Abbildung 3.35: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB2 *Zahnärzte* (2016, roh).....56

Abbildung 3.36: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB2 *Zahnärzte* (2016, standardisiert).....56

Abbildung 3.37: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB3 *Apotheken* (2016, roh) 57

Abbildung 3.38: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB3 *Apotheken* (2016, standardisiert) 57

Abbildung 3.39: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB4 *Krankenhaus* (2016, roh) 58

Abbildung 3.40: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB4 *Krankenhaus* (2016, standardisiert) 58

Abbildung 3.41: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB5 *Sonstige Leistungsausgaben* (2016, roh) 59

Abbildung 3.42: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB5 *Sonstige Leistungsausgaben* (2016, standardisiert) 59

Abbildung 3.43: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB7 *extrakorporale Blutreinigung* (2016, roh) 60

Abbildung 3.44: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB7 *extrakorporale Blutreinigung* (2016, standardisiert) 60

Abbildung 4.1: Risikofaktor im JA2009 (AJ2009) 69

Abbildung 4.2: Risikofaktor im Status-quo-Modell (AJ2018) ... 69

Abbildung 4.3: Verhältnis des Risikofaktors im AJ2018 zum Risikofaktor JA2009 69

Abbildung 4.4: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (2016, roh) 71

Abbildung 4.5: Zuweisungen im Status quo (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016) 71

Abbildung 4.6: Deckungsbeiträge im Status quo (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016) 72

Abbildung 4.7: Deckungsquoten im Status quo (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016) 72

Abbildung 4.8: Variation der Leistungsausgaben (2016, roh).. 77

Abbildung 4.9: Variation der Leistungsausgaben (Alt-RSA, Daten: 2015/2016, standardisiert) 77

Abbildung 4.10: Variation der Leistungsausgaben (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016, standardisiert)... 77

Abbildung 4.11: Großstadtregionale Gemeindezuordnung des BBSR (Stand 31.12.2015) 81

Abbildung 4.12: Siedlungsstrukturelle Kreistypen nach Zuordnung des BBSR (Stand 31.12.2015) 85

Abbildung 4.13: Deckungsbeiträge im HLB1 *Ärzte* 92

Abbildung 4.14: Deckungsbeiträge im HLB2 *Zahnärzte* 92

Abbildung 4.15: Deckungsbeiträge im HLB3 *Apotheken* 92

Abbildung 4.16: Deckungsbeiträge im HLB4 *Krankenhäuser* ... 93

Abbildung 4.17: Deckungsbeiträge im HLB5 *Sonstige Leistungsausgaben* 93

Abbildung 4.18: Deckungsbeiträge im HLB7 *Extrakorporale Blutreinigung* 93

Abbildung 4.19: Versichertenanteil mit Deckungsbeitrag unter -21.147 € 98

Abbildung 4.20: Versichertenanteil mit Deckungsbeitrag über 9.253 € 98

Abbildung 5.1: Erweitertes Vollmodell: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge 106

Abbildung 5.2: Erweitertes Vollmodell: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen 106

Abbildung 5.3: ASEMG: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge 115

Abbildung 5.4: ASEMG: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen im Vergleich zum AJ2018 115

Abbildung 5.5: Altersinteraktionsterme: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge 121

Abbildung 5.6: Altersinteraktionsterme: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen 121

Abbildung 7.1: Stadtregionsmodell: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge 174

Abbildung 7.2: Stadtregionsmodell: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge 174

Abbildung 7.3: Kreistypmodell: regionale Verteilung der Deckungsbeiträge 181

Abbildung 7.4: Kreistypmodell: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen 181

Abbildung 7.5: Kreismodell: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge 189

Abbildung 7.6: Kreismodell: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge 189

Abbildung 7.7: Regionale Gewichtung der Deckungsbeiträge .191

Abbildung 7.8: Bi-quadratische Distanzgewichtung im GWR-Modell.....193

Abbildung 7.9: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge im Modell AJ2018 200

Abbildung 7.10: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge im GWR-Modell 200

Abbildung 7.11: GWR-Modell: Veränderungen der absoluten Über- und Unterdeckungen.....201

Abbildung 7.12: Vergleich der DB-Entwicklung (Ausschnitt)....202

Abbildung 7.13: Vorgehensweise im regionalstatistischen Clustermodell.....205

Abbildung 7.14: Clustermodell (Variablenset M1): Räumliche Verteilung der Cluster.....206

Abbildung 7.15: Verteilung der Deckungsbeiträge nach Bestimmungsfaktor und Dezilen 211

Abbildung 7.16: Clustermodell (Variablenset M1): Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge 220

Abbildung 7.17: Direktmodell (Variablenset M1): Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge 220

Abbildung 8.1: Vorgehensweise im DB-Cluster-Modell.....233

Abbildung 8.2: Räumliche Verteilung der DB-Cluster (nach Direktmodell M1) 236

Abbildung 8.3: Ergänzender 100 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge..... 242

Abbildung 8.4: Ergänzender 100 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge..... 242

Abbildung 8.5: Ergänzender 70 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge..... 243

Abbildung 8.6: Ergänzender 70 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge..... 243

Abbildung A.1: Streuung der Residuen nach Höhe der Merkmalsausprägungen: Residuenanalyse ... 258

Abbildung A.2: Zusammenhang zwischen geschätzten Deckungsbeiträgen und quadratisch spezifizierten erklärenden Variablen 271

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1: Leistungsausgaben nach Hauptleistungsbereich pro Kopf (Kennzahlen 2016) 6

Tabelle 2.2: Verteilung der Leistungsausgaben nach Hauptleistungsbereich pro Kopf (Kennzahlen 2016) 7

Tabelle 2.3: Datenlieferung Amtlicher Gemeindeschlüssel 8

Tabelle 3.1: Durchschnittsalter und Frauenanteil (Kennzahlen 2016) 20

Tabelle 3.2: Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte (Kennzahlen 2016) 22

Tabelle 3.3: Anteil der EM-Rentner (Kennzahlen 2015)..... 24

Tabelle 3.4: Krankenkassenwechsler (Kennzahlen 2016) 26

Tabelle 3.5: Krankenhausfälle je 1.000 Versichertenjahre (Kennzahlen 2015) 28

Tabelle 3.6: Exkurs: ICD-Kodes *Diabetes mellitus* 31

Tabelle 3.7: Exkurs: ICD-Kodes *Diabetisches Fußsyndrom*..... 33

Tabelle 3.8: Exkurs: ICD-Kodes *Chronischer Schmerz*..... 35

Tabelle 3.9: Exkurs: ICD-Kodes *Adipositas mit einem BMI von mindestens 35 kg/m²* 37

Tabelle 3.10: Exkurs: ICD-Kodes *Chronisch respiratorische Insuffizienz* 39

Tabelle 3.11: Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung (Kennzahlen 2015)..... 42

Tabelle 3.12: Anzahl der Verordnungen je Versichertenjahr (Kennzahlen 2015)..... 43

Tabelle 3.13: Anzahl der DDDs je Versichertenjahr (Kennzahlen 2015)..... 43

Tabelle 3.14: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (Kennzahlen 2016)..... 47

Tabelle 3.15: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben über 100.000 € bzw. unter 100 € (Kennzahlen 2016)..... 49

Tabelle 3.16: Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen je Versichertenjahr (Kennzahlen 2016)..... 53

Tabelle 4.1: Modellkennzahlen des Status-quo-RSA auf Versichertenebene 65

Tabelle 4.2: Entwicklung R^2 und CPM nach Datengrundlage und Klassifikationsmodell..... 65

Tabelle 4.3: Modellkennzahlen des Status-quo-RSA auf Ebene der Krankenkassen 66

Tabelle 4.4: Deckungsbeiträge von morbiditätsbezogen abgegrenzten Versichertengruppen im Status quo..... 67

Tabelle 4.5: Regionale Verteilung der Ausgaben, Zuweisungen, Deckungsbeiträge und Deckungsquoten im Status quo 73

Tabelle 4.6: Mittlere Vorhersagefehler je Versichertenjahr auf unterschiedlichen regionalen Ebenen..... 75

Tabelle 4.7: Vergleich der regionalen Leistungsausgaben (Alt-RSA, JA2009, JA2010, JA2011 und AJ2018, standardisiert) 78

Tabelle 4.8: Abgrenzung der großstadtregionalen Zuordnung 81

Tabelle 4.9: Ausgaben und Deckungsbeiträge nach Großstadtregionstyp 82

Tabelle 4.10: Abgrenzung der siedlungstrukturellen Kreistypen 84

Tabelle.4.11: Ausgaben und Deckungsbeiträge nach siedlungsstrukturellem Kreistyp 86

Tabelle 4.12: Mittlere Vorhersagefehler der Krankenkassen bei vollständiger Beseitigung von Über- und Unterdeckungen auf Gemeindeebene 87

Tabelle 4.13: Vorhersagegüte auf Versichertenebene nach Hauptleistungsbereich 90

Tabelle 4.14: Variation der Leistungsausgaben je Hauptleistungsbereich 91

Tabelle 4.15: Leistungsausgaben der raumtypbezogenen Versichertengruppen je Hauptleistungsbereich 95

Tabelle 4.16: Deckungsbeiträge der raumtypbezogenen Versichertengruppen je Hauptleistungsbereich 96

Tabelle 4.17: Verteilung der Deckungsbeiträge auf Versichertenebene (nach Perzentilen) 96

Tabelle 4.18: Regionale Verteilungsstatistiken zu Versicherten mit hohen Über- bzw. Unterdeckungen (2016) 97

Tabelle 5.1: Erweitertes Vollmodell: Kennzahlen auf Versichertenebene 103

Tabelle 5.2: Erweitertes Vollmodell: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 103

Tabelle 5.3: Erweitertes Vollmodell: Krankenkassenbezogene Kennzahlen 104

Tabelle 5.4: Erweitertes Vollmodell: Deckungsbeiträge regionaler Versichertengruppen 105

Tabelle 5.5: Erweitertes Vollmodell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge 107

Tabelle 5.6: Erweitertes Vollmodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen 107

Tabelle 5.7: ASEMG: Abgrenzung für das Klassifikationsmodell des AJ2018 109

Tabelle 5.8: ASEMG: Kennzahlen auf Versichertenebene 111

Tabelle 5.9: ASEMG: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 112

Tabelle 5.10: ASEMG: Kennzahlen auf Krankenkassenebene .. 112

Tabelle 5.11: ASEMG: Deckungsbeiträge nach Regionstyp 113

Tabelle 5.12: ASEMG: Mittlere Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen 114

Tabelle 5.13: ASEMG: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge 114

Tabelle 5.14: Altersinteraktionsterme: Kennzahlen auf Versichertenebene..... 117

Tabelle 5.15: Altersinteraktionsterme: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 118

Tabelle 5.16: Altersinteraktionsterme: Kennzahlen auf Krankenkassenebene 118

Tabelle 5.17 Altersinteraktionsterme: nach Regionstyp..... 119

Tabelle 5.18: Altersinteraktionsterme: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge 122

Tabelle 5.19: Altersinteraktionsterme: Mittlere Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen 122

Tabelle 6.1: Variablenübersicht und deskriptive Statistiken.... 129

Tabelle 6.2: Dimensionen und Indikatoren des Deprivationsindexes (GISD) 135

Tabelle 6.3: Regressionsmodell zur Analyse von Multikollinearitätsproblemen..... 142

Tabelle 6.4: Bivariate Korrelationskoeffizienten zwischen den pflegebezogenen Indikatoren..... 144

Tabelle 6.5: Ausschluss der Variable Pflegeheimplätze: Modellvergleich (VIF-Werte) 144

Tabelle 6.6: Bivariate Korrelationskoeffizienten zwischen Haushalts- und Siedlungsstrukturvariablen... 145

Tabelle 6.7: Ausschluss der Variablen *Wohnfläche*, *Einpersonenhaushalte* und *Siedlungs- und Verkehrsfläche:* Modellvergleich (VIF-Werte) 147

Tabelle 6.8: Bivariate Korrelationskoeffizienten zwischen Indikatoren des sozioökonomischen Status...148

Tabelle 6.9: Ausschluss der Variablen *Jugendarbeitslosigkeit*, *Personen in Bedarfsgemeinschaften* und *Altersarmut:* Modellvergleich (VIF-Werte).....149

Tabelle 6.10: Zusammenfassung der Multikollinearitätsanalyse und finales Variablenset (VIF-Werte).....150

Tabelle 6.11: (Zusätzlicher) Erklärungsgehalt der Bestimmungsfaktoren auf Kreisebene 154

Tabelle 6.12: Determinanten regionaler Deckungsbeiträge auf Kreisebene: Regressionsergebnisse 156

Tabelle 6.13: Rangfolge der Bestimmungsfaktoren gemäß statistischer Signifikanz 160

Tabelle 6.14: Überblick über selektierte Bestimmungsfaktoren 165

Tabelle 7.1: Stadtregionsmodell: Kostenschätzer (Jahreswerte).....169

Tabelle 7.2: Stadtregionsmodell: Kennzahlen auf Versichertenebene 170

Tabelle 7.4: Stadtregionsmodell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene.....172

Tabelle 7.5: Stadtregionsmodell: Deckungsbeiträge nach Regionstyp 172

Tabelle 7.6: Stadtregionsmodell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge 175

Tabelle 7.7: Stadtregionsmodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf regionaler Ebene 175

Tabelle 7.8: Kreistypmodell: Kostenschätzer (Jahreswerte) 177

Tabelle 7.9: Kreistypmodell: Kennzahlen auf Versichertenebene 177

Tabelle 7.10: Kreistypmodell: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 178

Tabelle 7.11: Kreistypmodell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene 178

Tabelle 7.12: Kreistypmodell: Deckungsbeiträge nach Regionstyp 179

Tabelle 7.13: Kreistypmodell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge 182

Tabelle 7.14: Kreistypmodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf regionaler Ebene 182

Tabelle 7.15: Kreismodell: Kennzahlen auf Versichertenebene 184

Tabelle 7.16: Kreismodell: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 185

Tabelle 7.17: Kreismodell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene 186

Tabelle 7.18: Kreismodell: Deckungsbeiträge in regionalen Versichertengruppen 187

Tabelle 7.19: Kreismodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen 188

Tabelle 7.20: GWR-Modell: Kennzahlen auf Versichertenebene 195

Tabelle 7.21: GWR-Modell – Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 196

Tabelle 7.22: GWR-Modell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene 196

Tabelle 7.23: GWR-Modell: Deckungsbeiträge nach Regionstyp 197

Tabelle 7.24: GWR-Modell: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen 198

Tabelle 7.25: GWR-Modell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge 199

Tabelle 7.26: Verteilung der Deckungsbeiträge je Cluster (Variablenset M1) 208

Tabelle 7.27 Durchschnittliche Ausprägung der Merkmale in den regionalstatistischen Clustern (Variablenset M1) 209

Tabelle 7.28: Regionalstatistische Modelle: Kennzahlen auf Versichertenebene 214

Tabelle 7.29: Regionalstatistische Modelle: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 215

Tabelle 7.30: Regionalstatistische Modelle: Kennzahlen auf Krankenkassenebene 216

Tabelle 7.31: Regionalstatistische Modelle: Deckungsbeiträge in den regionalen Versichertengruppen 217

Tabelle 7.32: Regionalstatistische Modelle: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen 219

Tabelle 7.33: Erklärung der gesamten regionalen Ausgabenvariation durch die untersuchten Modelle 222

Tabelle 7.34: Erklärung der im Status quo bislang nicht erklärten Ausgabenvariation durch die untersuchten Modelle 223

Tabelle 8.1: Verteilung der Deckungsbeiträge je DB-Cluster (nach Direktmodell M1) 235

Tabelle 8.2: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Kennzahlen auf Versichertenebene..... 237

Tabelle 8.3: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen 238

Tabelle 8.4: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Kennzahlen auf Krankenkassenebene 239

Tabelle 8.5: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Deckungsbeiträge in den regionalen Versichertengruppen 240

Tabelle 8.6: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen 241

Tabelle A.1: Variablendefinitionen..... 266

Tabelle A.2: Benötigte Änderung, um eine Erhöhung des Deckungsbeitrags um 50 € zu bewirken: Signifikante linear spezifizierte Variablen..... 268

Tabelle A.3: Verteilung der Deckungsbeiträge je Cluster (Variablenset M2) 273

Tabelle A.4: Durchschnittliche Ausprägungen der Merkmale in den regionalstatistischen Clustern (Variablenset M2) 274

Tabelle A 5: Dezilgrenzen der ausgewählten Bestimmungsfaktoren 275

Abkürzungsverzeichnis

a.F.	alte Fassung
abs	absolut
Abs.	Absatz
adj.	adjustiert
AGG	Alters-Geschlechts-Gruppe
AGS	Amtlicher Gemeindeschlüssel
AJ	Ausgleichsjahr
Alt-RSA	Risikostrukturausgleich (vor 2009)
ARS	Amtlicher Regionalschlüssel
ASEMG	Alters-Schweregrad-Erwerbsminderungsgruppe
BAR	Bundesarztregister
BBSR	Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung
BKG	Bundesamt für Kartographie und Geodäsie
BKK	Betriebskrankenkassen
BMG	Bundesministerium für Gesundheit
BMI	Body Mass Index
bspw.	beispielsweise
BT-Drs.	Bundestags-Drucksache
BVA	Bundesversicherungsamt
BVerfG	Bundesverfassungsgericht
bzw.	beziehungsweise
ca.	ungefähr (circa)
CDU	Christlich Demokratische Union Deutschlands
CPM	Cumming's Prediction Measure
CSU	Christlich-Soziale Union in Bayern e.V.
d.h.	das heißt
DB	Deckungsbeitrag
DDD	definierte Tagesdosen (Defined Daily Dose)
DMP	Disease-Management-Programm
DQ	Deckungsquote
EM	Erstmeldung
EMG	Erwerbsminderungsgruppe
EM-Rentner	Erwerbsminderungsrentner
EM-Status	Erwerbsminderungsstatus
et al.	und andere (et alia)
f.	folgende
ff.	fortfolgende
GEDA	Gesundheit in Deutschland aktuell
gew	gewichtet
ggf.	gegebenenfalls
GISD	German Index of Socioeconomic Deprivation
GKV	Gesetzliche Krankenversicherung
GKV-VEG	GKV-Versichertenentlastungsgesetz
GKV-VSG	GKV-Versorgungsstärkungsgesetz
GVB	Gemeindeverband
GV-ISys	Gemeindeverzeichnis-Informationssystem des Statistischen Bundesamtes
GWR	Geographisch gewichtete Regression (Geographically Weighted Regression)
H-EMG	Hierarchie-Erwerbsminderungsgruppe
HHVG	Heil- und Hilfsmittelversorgungsgesetz

HLB	Hauptleistungsbereich
HMG	Hierarchisierte Morbiditätsgruppe
i.d.R.	in der Regel
ICD	Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme (International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems)
inkl.	Inklusive
INKAR	Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung
KBV	Kassenärztliche Bundesvereinigung
KEG	Kostenerstattergruppe
kg	Kilogramm
KH	Krankheit
KJ1	Endgültige Rechnungsergebnisse der GKV
KK	Krankenkasse
KM	Korrekturmeldung
KV	Kassenärztliche Vereinigung
LA	Leistungsausgaben
LAoKG	Leistungsausgaben ohne Krankengeld
LSG	Landessozialgericht
m^2	Quadratmeter
MAPE	Mittlerer Prognosefehler (Mean Absolute Prediction Error)
MG	Morbiditätsgruppe
MI	Moran's I
Mio.	Millionen
Morbi-RSA	Morbiditätsorientierter Risikostrukturausgleich (ab 2009)
Mrd.	Milliarden
Nr.	Nummer
o.g.	oben genannt
P1	1. Perzentil
P5	5. Perzentil
P10	10. Perzentil
P50	50. Perzentil
P90	90. Perzentil
P95	95. Perzentil
P99	99. Perzentil
PKV	Private Krankenversicherung
rd.	rund
RF	Risikofaktor
RSA	Risikostrukturausgleich
RSA-KH	im Risikostrukturausgleich berücksichtigte Krankheit, d.h. Auswahl-Krankheit
RSAV	Risikostruktur-Ausgleichsverordnung
s.o.	Siehe oben
S.	Seite
SGB	Sozialgesetzbuch
SPD	Sozialdemokratische Partei Deutschlands
StdAbw	Standardabweichung
SV	Sozialversicherungspflichtig
u.a.	unter anderem
VG	Versichertengruppe
vgl.	vergleiche

VIF	Varianzinflationsfaktor
VJ	Versichertenjahr
vs.	gegen (versus)
WHO	Weltgesundheitsorganisation (World Health Organization)
WLS	Gewichtete kleinste Quadrate (Weighted Least-Squares)
z.B.	zum Beispiel
z.T.	zum Teil

Vorwort

Im November 2017 hat der Wissenschaftliche Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs beim Bundesversicherungsamt ein Sondergutachten vorgelegt, in dem die Wirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs (Morbi-RSA) untersucht und Empfehlungen zur Weiterentwicklung des Ausgleichsverfahrens gegeben wurden. In diesem Sondergutachten, das im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG) erarbeitet wurde, war die empirische Untersuchung der Verteilungswirkungen des Morbi-RSA auf regionaler Ebene nicht möglich, da erst mit dem Gesetz zur Stärkung der Heil- und Hilfsmittelversorgung (HHVG) die Rechtsgrundlage für die Erhebung des amtlichen Gemeindeschlüssels als Regionalkennzeichen geschaffen wurde. Entsprechend hat das BMG den Wissenschaftlichen Beirat mit Erlass vom 29.06.2017 beauftragt, im Rahmen eines weiteren Gutachtens die regionalen Verteilungswirkungen des Risikostrukturausgleichs, soweit möglich unter Einbeziehung der Ergebnisse des Sondergutachtens, zu untersuchen. Mit Beauftragung durch das BMG wurde der Wissenschaftliche Beirat für das Ausgleichsjahr 2019 (AJ2019) von seiner Aufgabe zur jährlichen Überprüfung der Krankheitsauswahl entbunden.

Das vorliegende *Regionalgutachten* wäre nicht möglich gewesen ohne den intensiven, weit über das normale Maß hinausgehenden Einsatz der Geschäftsstelle des Wissenschaftlichen Beirats. Der Wissenschaftliche Beirat dankt nachdrücklich den Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern der Geschäftsstelle für die hervorragend geleistete Arbeit.

Mit diesem Bericht legt der Wissenschaftliche Beirat das Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des Risikostrukturausgleichs vor.

Zusammenfassung

Der Wissenschaftliche Beirat ist vom Bundesministerium für Gesundheit mit einem Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des Risikostrukturausgleichs (RSA) beauftragt worden. Das Gutachten soll untersuchen, inwieweit angebots- und nachfrageseitige Einflussgrößen regionale Ausgabenunterschiede bedingen und zu der Frage Stellung nehmen, ob die untersuchten regionalen Bestimmungsfaktoren im Risikostrukturausgleich berücksichtigt werden sollen. In diesem Zusammenhang soll insbesondere auch untersucht werden, ob und inwiefern diese Faktoren durch die Krankenkassen beeinflusst werden können. Soweit möglich sollen dabei die Ergebnisse des Sondergutachtens (Drösler *et al.* 2017) berücksichtigt werden. Entsprechende empirische Untersuchungen auf regionaler Ebene sind jüngst möglich geworden, weil mit Wirkung ab dem Jahr 2016 die Krankenkassen aufgrund einer Regelung des Heil- und Hilfsmittelversorgungsgesetzes (HHVG, BT-Drs. 18/11205, S. 29 und S. 73f.) verpflichtet sind, den Wohnort des Versicherten nach dem Amtlichen Gemeindeschlüssel (AGS) im Rahmen der RSA-Datenlieferungen an das Bundesversicherungsamt (BVA) zu melden.

Das Gutachten führt zunächst in die Ziele der Untersuchung ein (Kapitel 1) und erläutert die darin verwendete Methodik sowie die untersuchten statistischen Kennzahlen (Kapitel 2). Anschließend werden die regionalen Charakteristika der Daten, die die Krankenkassen zur Durchführung des RSA-Verfahrens an das BVA melden, dargestellt; von besonderem Interesse ist bei dieser Betrachtung, in welchem Ausmaß sich die für die Zuweisungsberechnung herangezogenen Datengrundlagen in räumlicher Hinsicht unterscheiden (Kapitel 3). Dies bereitet die Grundlage für eine Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des aktuellen RSA (Kapitel 4). Daran schließt sich eine Untersuchung der regionalen Verteilungswirkungen ausgewählter Vorschläge des Sondergutachtens 2017 an (Kapitel 5). Es folgt eine empirische Analyse der Einflussfaktoren der nach Durchführung des gegenwärtigen RSA verbleibenden regionalen Unter- und Überdeckungen sowie eine Untersuchung und Auswahl der in einem Regionalmodell zu berücksichtigenden Regionalmerkmale (Kapitel 6). Anschließend werden verschiedene Modelle zur Berücksichtigung der regionalen Dimension im RSA, insbesondere auf Basis der zuvor selektierten Bestimmungsfaktoren, untersucht und eine Empfehlung zur diesbezüglichen Weiterentwicklung des RSA gegeben (Kapitel 7). Auch im vom Beirat empfohlenen Modell verbleiben regionale Über- und Unterdeckungen. Kapitel 8 befasst sich mit optionalen Ansätzen zum Umgang mit diesen verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen.

Die *regionalen Analysen* beziehen sich in diesem Gutachten in erster Linie auf die 401 Landkreise und kreisfreien Städte zum Gebietsstand am 31. Dezember des Jahres 2016. An geeigneter Stelle werden die Auswertungen ergänzt durch eine Betrachtung weiterer administrativer (Gemeinden, Gemeindeverbände und Bundesländer) sowie analytischer (siedlungsstruktureller Kreistyp und großstadtregionale Zuordnung) Raumabgrenzungen.

Das vorliegende Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats kommt zu folgenden wesentlichen Ergebnissen:

1. Die Versicherten der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) unterscheiden sich hinsichtlich demographischer Merkmale, Diagnosehäufigkeiten und Morbidität sowie der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen stark zwischen den Regionen. Auch die Leistungsausgaben – insgesamt und in den einzelnen Leistungsbereichen – variieren interregional in hohem Maße. Ebenso unterscheiden sich auch die Zuweisungen im aktuellen morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich (Morbi-RSA) erheblich zwischen den Regionen und korrelieren stark mit den Unterschieden in den Leistungsausgaben: In Regionen mit geringen Leistungsausgaben sind tendenziell auch die Zuweisungen gering. Knapp 60 % der Varianz der Ausgaben zwischen den 401 Kreisen können durch die aktuellen RSA-Variablen erklärt und insoweit bereits ausgeglichen werden.

2. Gleichwohl verbleiben regional unterschiedliche Unter- und Überdeckungen. Insbesondere sind Versicherte in großstädtischen Zentren mit durchschnittlich 50 € pro Kopf im Jahr erheblich unterdeckt, in den großstädtischen Ergänzungsgebieten beträgt die Unterdeckung immer noch 13 € pro Kopf. Demgegenüber sind Versicherte außerhalb der Stadtregionen im Durchschnitt überdeckt. Durch die unterschiedlichen regionalen Deckungsbeiträge können Verzerrungen im Wettbewerb zwischen Krankenkassen, die in sich nur teilweise überschneidenden Regionen tätig sind, entstehen. Auch lassen regionale Unter- und Überdeckungen Strategien regionaler Risikoselektion durch die Krankenkassen rational erscheinen. Der Wissenschaftliche Beirat sieht daher – wie bereits aufgrund seiner qualitativen Analyse im Sondergutachten 2017 formuliert – die Berücksichtigung einer Regionalkomponente in der GKV-Finanzarchitektur als notwendig an.

3. Die empirische Analyse zeigt dabei zugleich, dass selbst bei einem – aus anreiztheoretischen Gründen nicht zu empfehlenden – vollständigen Ausgleich aller regionalen Unterschiede in den Deckungsbeiträgen auf Gemeindeebene etwa drei Viertel des Vorhersagefehlers der Deckungsunterschiede zwischen den Krankenkassen nicht ausgeglichen werden: Der mittlere ungewichtete (gewichtete) Vorhersagefehler (MAPE) auf Krankenkassenebene, der ohne Morbi-RSA bei rd. 481 € (gewichtet: 341 €) läge und durch den Morbi-RSA auf rd. 53 € (gewichtet: 48 €) gesenkt wird, läge nach vollständigem Ausgleich regionaler Deckungsunterschiede immer noch bei rd. 48 € (gewichtet: 35 €). Die beobachteten Unterschiede in den Deckungssituationen von Krankenkassen sind also nur zu einem kleineren Teil auf die Finanzwirkungen der regionalen Verteilung der Versicherten zurückzuführen.

4. Der Wissenschaftliche Beirat hatte im Sondergutachten 2017 Vorschläge zur Weiterentwicklung des RSA unterbreitet. Exemplarisch hat er im vorliegenden Gutachten

drei dieser Vorschläge – ein Vollmodell der Krankheiten, die Nutzung des Erwerbsminderungsmerkmals als Schweregradindikator sowie die altersabhängige Ausdifferenzierung der Morbiditätszuschläge – hinsichtlich ihrer *Regionaleffekte* untersucht. Dabei zeigt sich, dass sie allenfalls einen geringen Beitrag zum Abbau der regionalen Deckungsbeitragsunterschiede leisten, auch wenn sich im Übrigen ihre Eignung zur Verbesserung der Leistungsfähigkeit des RSA insgesamt bestätigt.

5. Der Wissenschaftliche Beirat überprüft in diesem Gutachten empirisch, welche bislang nicht im RSA berücksichtigten Einflussfaktoren auf die regionalen Deckungsbeiträge und ihre Unterschiede einwirken. Dazu werden insbesondere die Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung (INKAR) des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) herangezogen. Die INKAR-Datenbank stellt umfassende Informationen zu den demografischen, sozialen und wirtschaftlichen Strukturen einer Region zur Verfügung. Die INKAR-Daten werden durch Informationen anderer Datenlieferanten (z.B. Kassenärztliche Bundesvereinigung (KBV), aber auch GKV) ergänzt. Die Variablen können folgenden Variablengruppen zugerechnet werden: Morbidität und Mortalität, Demografie, Angebot an Gesundheitsleistungen, Sozialstruktur, Markt- und Wirtschaftsstruktur, Siedlungsstruktur sowie die RSA-Normkosten. Zu berücksichtigen ist bei Nutzung dieser Variablen, dass sie nicht versichertenbezogen vorliegen, sondern jeder Versicherte anhand der (aggregierten) Ausprägungen seiner Wohnregion charakterisiert wird.

6. In einem aufwändigen statistischen Verfahren, bei dem z.B. im Hinblick auf hohe Korrelationen zwischen den Variablen kontrolliert wird, werden vom Wissenschaftlichen Beirat aus der Vielzahl der untersuchten Variablen in einem ersten Modell (M1) die für die Varianz der regionalen Deckungsbeiträge zehn aussagekräftigsten Einzelindikatoren identifiziert, nämlich (in der Reihenfolge ihrer Erklärungskraft): *Sterbekosten*, *Zuweisungen*, *Ambulante Pflege*, *Sterberate*, *Facharztdichte*, *Pflegebedürftige*, *Hausarztdichte*, *Gesamtwanderungssaldo*, *Personenbezogene Dienstleistungen*, *Stationäre Pflege*. Die Erklärungskraft der ausgewählten Faktoren erreicht ca. zwei Drittel der Gesamtvariation der Deckungsbeiträge auf Kreisebene. Die Hinzunahme weiterer Variablen verringert die unerklärte Variation nur unwesentlich. Gegenüber vielfach geäußerten Vermutungen gehört keine der verfügbaren Sozialstrukturvariablen zu diesen besonders erklärungskräftigen Variablen – offenbar werden durch die Abbildung der Morbidität im RSA die Effekte der regionalen Heterogenität der Sozialstruktur auf die Leistungsausgaben der GKV schon relativ umfassend aufgefangen.

7. Der weitaus größte Teil der Reduktion der Varianz der Deckungsbeiträge kommt aus den Morbiditäts- und Mortalitätsvariablen. Demgegenüber fällt der Einfluss der Angebotsvariablen eher gering aus. Dennoch hat der Wissen-

schaftliche Beirat ein zweites Modell (M2) geprüft, in dem die Indikatoren für die Facharzt- und Hausarztdichte nicht mit aufgenommen wurden; auch der Gesamtwanderungssaldo wurde in dieses Modell nicht integriert, da er (wie auch die Fach- und Hausarztdichte) keinen Individualbezug hat. Die Leistungsfähigkeit von Modell M2 zur Verringerung der Varianz ist etwas, aber nicht wesentlich geringer als die von Modell M1. Zu berücksichtigen ist hierbei, dass ein dichteres Versorgungsangebot nicht nur zu höheren Ausgaben führt, sondern auch mit einer spezifischeren Kodierung von Morbidität, und damit auch partiell mit höheren Zuweisungen, einhergehen kann. Bei der Betrachtung des Deckungsbeitrags ist nur der Nettoeffekt der einnahmen- und ausgabenseitigen Wirkung des Versorgungsangebotes zu beobachten.

8. Der Wissenschaftliche Beirat untersucht unterschiedliche Modelle, wie die Regionaldimension im RSA berücksichtigt werden könnte. In einem ersten Ansatz werden raumtypbezogene Modelle entwickelt und empirisch überprüft. Dabei wird in einer ersten Variante die Zuordnung der Gemeinden zu den Kategorien der Großstadtregionen aus der laufenden Raumbeobachtung, in einer zweiten Variante die Zuordnung der Kreise zu den siedlungsstrukturellen Kreistypen verwendet: Jedem Versicherten wird ein entsprechendes Merkmal der Kategorie seines Wohnortes als Variable im RSA hinzugefügt. Beide Modelle bauen zwar die Unter- und Überdeckungen entlang der Analyseebene der Raumordnungstypen weitgehend ab, können aber im Übrigen weder bei der regionalen Verteilung der Deckungsbeiträge, noch auf der Krankenkassenebene und auch nicht auf der Versichertenebene nennenswerte Verbesserungen erzielen. Dieser erste Ansatz wird daher vom Wissenschaftlichen Beirat nicht empfohlen.

9. Einen zweiten Ansatz zur Berücksichtigung der Regionaldimension im RSA stellen direkte Zuweisungsmodelle dar. Dabei werden im sogenannten *Kreismodell* die 401 Kreise als Variablen zusätzlich im RSA berücksichtigt und jedem Versicherten wird die Variable des Kreises seines Wohnortes zugeordnet. Das Modell erzielt gute Ergebnisse bezüglich der Reduktion von Unter- und Überdeckungen entlang der Raumtypen. Auch auf der Ebene der Krankenkassen ergibt sich eine Reduktion der durchschnittlichen Fehldeckungen. Auf der Individualebene der Versicherten gibt es keine nennenswerten Verbesserungen. Das Modell ist aus anreiztheoretischen Gründen allerdings als problematisch einzuschätzen, da Mehrausgaben in einem Kreis vollständig über den RSA refinanziert würden. Der Beirat erachtet ein solches Modell daher nicht als zielführend. Dies gilt in abgeschwächter Weise auch für sogenannte GWR-Modelle (*G*eographically *W*eighted *R*egression). Bei diesen Modellen wird die strikte Zuordnung eines Versicherten zu einer Region aufgehoben; vielmehr wird er mit abnehmender Gewichtung auch angrenzenden Regionen zugeordnet, das Gewicht wird dabei umso geringer, je weiter die jeweilige Region vom Wohnort des Versicherten entfernt ist.

10. Des Weiteren hat der Wissenschaftliche Beirat Ansätze sogenannter regionalstatistischer Modelle, die die zuvor ermittelten kreisbezogenen Bestimmungsfaktoren (Variablensets M1 und M2) verwenden, untersucht. Dabei wird die Auswahl der Bestimmungsfaktoren nicht nur anhand des statistischen Erklärungsgehalts getroffen sondern auch aufgrund des Wirkungserklärungsgehalts für die regionalen Deckungsbeiträge. Dabei wurden in den *M1-/M2-Clustermodellen*, wie etwa hinsichtlich der Regionalkomponente in ähnlicher Weise im RSA in den Niederlanden eingesetzt, die erwarteten Deckungsbeiträge je Kreis bei Verwendung der Variablensets M1 bzw. M2 als Einflussgrößen ermittelt und anschließend die Kreise hinsichtlich ihrer Über- bzw. Unterdeckungen so gruppiert, dass zehn Cluster mit jeweils annähernd zehn Prozent der Versichertenzeiten erfasst sind. Die Cluster wurden dann als zusätzliche versichertenbezogene Variablen im Rahmen einer endgültigen Regressionsrechnung in das RSA-Modell aufgenommen. Beim *Direktmodell* wurden hingegen die einzelnen Indikatoren des Variablensets M1 bzw. M2 unmittelbar in das RSA-Modell als Risikofaktoren aufgenommen. Beide Modelle können die Unter- und Überdeckungen sowohl in raumtypbezogener Perspektive als auch auf Ebene der unterschiedlichen administrativen Raumebenen (Gemeinden, Gemeindeverbände, Kreise und Bundesländer) zu beachtlichen Teilen ausgleichen und leisten auch auf Krankenkassenebene einen Beitrag zur Reduktion der Variation der Deckungsbeiträge. Dabei ist die Performance des direkten Modelles etwas besser als die des Clustermodells. Der Unterschied in der Erklärungskraft zwischen den Variablensets M1 (inkl. der Variablen *Facharztdichte*, *Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo)* sowie M2 (ohne die drei genannten Variablen) ist jeweils verhältnismäßig gering, was – wie bereits beschrieben – auf den vergleichsweise niedrigen Nettoeffekt der Angebotsvariablen auf regionale Unter- und Überdeckungen zurückzuführen ist. Aus anreiztheoretischer Sicht ist sowohl beim Clusteransatz als auch beim Direktmodell nicht mit unerwünschten Effekten zu rechnen.

11. In einer Gesamtschau schlägt der Wissenschaftliche Beirat vor, den RSA zeitnah um einen weiteren Verfahrensschritt mit einer Auswahl von regionalstatistischen Merkmalen zu ergänzen. Der Wissenschaftliche Beirat erachtet hierbei eine Ergänzung um die empirisch aussagekräftigsten Variablen mit gut begründbarem Wirkungserklärungsgehalt (M1 oder M2) als zielführend. Der Wissenschaftliche Beirat spricht sich in diesem Zusammenhang für die Umsetzung eines Direktmodelles aus, da dieses eine etwas höhere regionale Wirkung als ein Clustermodell aufweist. Der Beirat regt überdies an, regelmäßig zu überprüfen, welche Variablen statistisch aussagekräftig sind und welchen Einfluss hierbei insbesondere die angebotsseitigen Bestimmungsfaktoren haben.

12. Allerdings bleibt auch nach diesem Verfahren noch ein relativ hoher Anteil regionaler Unter- und Überdeckungen

erhalten – so kann z.B. bei M1 der gewichtete mittlere Vorhersagefehler auf Kreisebene im Vergleich zum Status quo um 54 %, der ungewichtete um 39 % gesenkt werden. Der verbleibende durchschnittliche Vorhersagefehler auf Kreisebene beträgt bei Gewichtung rd. 35 € bzw. ohne Gewichtung rd. 48 € (Status quo: gewichtet 77 €, ungewichtet 78 €). Dies erscheint mit Blick auf die Wettbewerbsverzerrungen und Anreize zur Risikoselektion hoch. Der Beirat empfiehlt auf mittlere Sicht ergänzende Regelungen in der regionalen GKV-Finanzarchitektur, die eine weitere Reduktion der aus den verbleibenden Über- und Unterdeckungen resultierenden Risikoselektionsanreize und Wettbewerbsverzerrungen bewirken. Nach gegenwärtigem Wissensstand bestehen dazu aus Sicht des Wissenschaftlichen Beirats folgende Optionen: ein (partieller) Ausgleich der verbleibenden Über- und Unterdeckungen z.B. in Form von Deckungsbeitragsclustern, eine regionale Differenzierung der Zusatzbeitragssätze oder eine Kombination beider Ansätze.

13. Der Wissenschaftliche Beirat hat exemplarisch für die erste Alternative ein Modell untersucht, bei dem die Gemeindeverbände gemäß den nach Anwendung von M1 noch verbleibenden Unter- und Überdeckungen zu zehn Clustern zusammengefasst werden. Anschließend wird ein anteiliger Ausgleich der verbleibenden durchschnittlichen Unter- und Überdeckungen in den Clustern durchgeführt. Ein solcher partieller Ausgleich entlang der nach Unter- und Überdeckungen strukturierten Gemeindeverbands-Cluster stellt keinen Ist-Ausgaben-Ausgleich dar. Für die einzelne Krankenkasse und in den einzelnen Regionen werden Mehr- bzw. Minderausgaben in der Regel weiterhin finanzwirksam und haben damit Auswirkungen auf die Zusatzbeitragssätze der Krankenkassen. Je größer die Zahl der Cluster, umso eher würde sich ein solches Modell einem Ist-Ausgaben-Ausgleich annähern, umso geringer sind andererseits verbleibende Anreize für regionale Risikoselektion und Wettbewerbsverzerrungen.

14. Bei der mittelfristigen Weiterentwicklung der regionalen GKV-Finanzarchitektur kommt als Alternative zu einem solchen Deckungsbeitrags-Clustermodell die regionale Differenzierung der Zusatzbeitragssätze in Frage, was einen Systemwechsel in der Finanzierung der Krankenkassen darstellen würde. Dieses Instrument ist ebenfalls grundsätzlich geeignet, einen fairen Wettbewerb in den Regionen zu ermöglichen und die Anreize zu regionaler Risikoselektion zu begrenzen. Hinsichtlich der Einführung einer Regionalisierung der Zusatzbeiträge von Krankenkassen wären allerdings erhebliche konzeptionelle Vorarbeiten anzustellen.

1 Zielsetzung des Gutachtens zu den regionalen Verteilungswirkungen des Morbi-RSA

Bereits vor Einführung des Morbi-RSA im Jahr 2009 wurden Regionalaspekte der Finanzarchitektur der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) intensiv diskutiert (vgl. Henke und Leber 1989; Leber und Wasem 1990; Wassener 1992; Wille und Schneider 1997; Jacobs *et al*. 1998 und Felder 1999). Insbesondere vor dem Hintergrund einer Parallelität von Krankenkassen mit bundesweitem und solchen mit (nur) landesweitem Tätigkeitsgebiet bei einem bundesweit ausgerichteten RSA wurde unter Wettbewerbs- und Verteilungsgesichtspunkten thematisiert, ob das Ausgleichsverfahren und die Ausgestaltung der Regelungen zur Beitragssatzkalkulation regionale Ausgabenunterschiede in ausreichendem Maße berücksichtigten. Die Debatte lebte im Kontext des Übergangs zum Morbi-RSA bei Einführung des Gesundheitsfonds mit vollständigem Finanzkraftausgleich wieder auf (vgl. Göpffarth 2006; RWI 2006; Rürup und Wille 2007; Wasem, Buchner, *et al.* 2007 und Wasem *et al.* 2008) das GKV-Wettbewerbsstärkungsgesetz führte vor diesem Hintergrund eine Konvergenzregelung ein, die im Rahmen des Jahresausgleichs 2009 (JA2009) umgesetzt wurde.

Im Jahr 2005 stellte das Bundesverfassungsgericht (BVerfG) fest, dass zwar keine verfassungsrechtliche Notwendigkeit bestehe, das Risikoausgleichsverfahren durch eine Regionalkomponente zu erweitern. Allerdings lässt sich aus dem Urteil des BVerfG auch ableiten, dass es gemäß des Solidarprinzips aus verfassungsrechtlicher Sicht geboten ist, regionale Morbiditätsunterschiede auszugleichen, wobei regionale Ausgabenunterschiede, die aus Unterschieden in der Wirtschaftlichkeit, strukturellen Versorgungsineffizienzen oder einem regional unterschiedlichen Inanspruchnahmeverhalten der Versicherten resultieren, nicht ausgeglichen werden müssen (vgl. BVerfG, Beschl. v. 18.07.2005, Az.: 2 BvF 2/01). Dabei sind regionale Ausgabenunterschiede zumeist das Ergebnis einer Vielzahl heterogener, teilweise gegenläufig wirkender Einflussfaktoren. Eine Abgrenzung zwischen den Ausgabenvariationen, die morbiditätsbedingt sind, und solchen regionalen Ausgabeunterschieden, die ihre Ursache in Ineffizienzen in den Versorgungsstrukturen oder einer regional unterschiedlich ausgeprägten Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen durch die Versicherten haben, ist kaum trennscharf möglich. Darüber hinaus sind weitere mögliche Gründe für regionale Ausgabedisparitäten anzuführen, wie etwa das Nebeneinander regional zuständiger Aufsichten, das etwa zu Unterschiedlichkeiten bei Satzungsleistungen und Vertragsgestaltungen führen kann. Im Hinblick auf die Gründe, die zu regionalen Ausgabeunterschieden führen, hat der Wissenschaftliche Beirat im Sondergutachten festgestellt, dass die Berechtigung für eine Regionalkomponente im Morbi-RSA umso größer ist, je weniger die (bislang nicht durch den RSA erklärten) regionalen Kostenunterschiede von den Krankenkassen beeinflussbar sind (vgl. Drösler *et al*. 2017).

Die zentrale Funktion des Morbi-RSA ist die Vermeidung von Risikoselektion als eine der Voraussetzungen für gleiche Wettbewerbsbedingungen. Vor diesem Hintergrund liegt ein Haupt-

augenmerk des Gutachtens darauf, in welcher Höhe regionale Über- und Unterdeckungen existieren, da diese einen Anreiz zur regionsbezogenen Risikoselektion darstellen (vgl. Bauhoff 2012) und damit zu ungleichen Wettbewerbsbedingungen führen können. Bereits in früheren Untersuchungen wurde festgestellt, dass der Morbi-RSA diese regionalen Ausgabenunterschiede aufgrund der direkten Berücksichtigung der Versichertenmerkmale Alter, Geschlecht und Morbidität, die regional stark variieren, bereits im Status quo zu einem beachtlichen Teil ausgleicht (vgl. Buchner 2018, S. 27; Jacobs 2010, S. 15; Göpffarth 2013, S. 32). Denn die individuelle Nachfrage nach Gesundheitsleistungen, die auf regionaler Ebene sehr unterschiedlich ist, wird durch diese bedarfsseitigen Faktoren stark beeinflusst. In diesem Gutachten wird dieser implizite *Regionalisierungseffekt* des Morbi-RSA im Status quo empirisch untersucht. Bei Einbezug einer Regionalkomponente im Ausgleichsverfahren geht es in erster Linie um die Reduzierung regionaler Risikoselektionsanreize und daraus möglicherweise resultierender Wettbewerbsverzerrungen, indem die im Ausgleichsjahr auftretenden regional unterschiedlichen Leistungsausgaben der Versicherten genauer prognostiziert werden.

Dieses Gutachten hat die Aufgabe, Variablen, die aus konzeptioneller Sicht zur Verbesserung der Prognosegüte hinsichtlich regionaler Ausgabenunterschiede beitragen können, zu identifizieren, hinsichtlich ihrer Wirkung empirisch zu überprüfen und Empfehlungen abzugeben, wie diese in den Risikostrukturausgleich eingebunden werden können. Darüber hinaus sollen – da auch nach Berücksichtigung der weiteren Variablen noch mit regionalen Über- und Unterdeckungen zu rechnen ist – weitere statistische Verfahrensweisen zum Abbau regionaler Fehldeckung datengestützt untersucht werden und soweit möglich, eine Empfehlung für die Weiterentwicklung des Morbi-RSA gegeben werden.

Je höher die Zielgenauigkeit der Zuweisungen auf regionaler Ebene ist, desto niedriger sind die Wettbewerbsverzerrungen zwischen den Krankenkassen aufgrund regionaler Ausgabenunterschiede (vgl. Drösler *et al*. 2017, S. 11). Damit wird deutlich, dass die im Status quo verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen auch unmittelbar Auswirkungen auf den regionalen Wettbewerb in der Gesetzlichen Krankenversicherung haben. Im Hinblick auf das Ziel fairer Wettbewerbsbedingungen sind also die Umsetzungsvorschläge zur Reduzierung der im Status quo verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen, die der Wissenschaftliche Beirat der Politik auf Grundlage der statistischen und empirischen Ergebnisse dieses Gutachtens an die Hand gibt, von großer Relevanz. Zur Schaffung von Wettbewerbsgleichheit unter den Krankenkassen bedarf es neben einem funktionsfähigen Morbi-RSA allerdings auch der Etablierung einer bundesweit einheitlichen wettbewerblichen Rahmenordnung. Hierauf hat der Wissenschaftliche Beirat in seinem Sondergutachten bereits hingewiesen (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 9).

Bei der Untersuchung der Ausgestaltungsmöglichkeiten einer Regionalkomponente im RSA-Verfahren wird im Folgenden zu beachten sein, dass ein vollständiger Ausgleich der regionalen

Ausgabenunterschiede mit Blick auf die Ausschaltung der Risikoselektionsanreize zwar wünschenswert erscheinen mag, diesem Ziel widersprechen allerdings Anreizgründe . Denn es steht außerfrage, dass ein Teil der auf regionaler Ebene nach RSA bestehenden Deckungsbeiträge der Krankenkassen auf unterschiedlich wirtschaftliches Handeln derselben zurückzuführen ist. Sofern eine etwaige regionale Fehlverteilung der Mittel des Gesundheitsfonds ihre Ursache aber nicht in unterschiedlichem Krankenkassenmanagement hat – bzw. nicht durch prinzipiell steuerbare Ursachen bedingt ist –, so resultieren hieraus regionale Wettbewerbsvor- und -nachteile für die einzelnen Krankenkassen, die es auszugleichen gilt.

Schließlich stellt sich die Frage, ob ein Teil der verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen durch regional differenzierte Zusatzbeiträge bzw. Prämien, die durch die Beitragszahler aufzubringen wären, ausgeglichen werden sollten. Für diese Variante spricht insbesondere die Tatsache, dass die bestehenden Wettbewerbsverzerrungen vor allem aus der Parallelität von regionalen und überregionalen Zusatzbeitragssätzen der Krankenkassen in Abhängigkeit ihres Tätigkeitsgebiets einerseits und die auf bundesdurchschnittlichem Ausgabenniveau ermittelten Zuweisungen aus dem Gesundheitsfonds andererseits resultieren (vgl. Drösler *et al*. 2017, S. 463). Insofern ist in diesem Gutachten im vorgegebenen engen Zeitrahmen zu beleuchten, ob nach Einführung einer Regionalkomponente im RSA-Verfahren noch die Notwendigkeit einer regional differenzierten Zusatzbeitragssatzkalkulation als Ergänzung zu einer Regionalkomponente im RSA besteht.

Bei Erarbeitung des Sondergutachtens lag dem BVA das Regionalmerkmal der Versicherten noch nicht vor. Es werden daher in der vorliegenden Studie auch Empfehlungen des Wissenschaftlichen Beirats aus dem Erstgutachten im Hinblick auf ihre regionalen Verteilungswirkungen empirisch untersucht. Hiermit soll überprüft werden, inwieweit der Regionalisierungseffekt des aktuellen RSA etwa durch die Einführung eines Vollmodells oder die Verwendung von Interaktionstermen verstärkt werden kann und hierdurch der Einbezug einer Regionalkomponente im RSA weniger dringlich würde. In diesem Gutachten ist es aus Zeitgründen nicht möglich gewesen, die gemeinsame Wirkung der hier unterbreiteten Vorschläge mit Empfehlungen aus dem Sondergutachten empirisch zu überprüfen.

Zeitgleich zur Erarbeitung dieses Gutachtens hat die Bundesregierung den Entwurf eines Gesetzes zur Beitragsentlastung der Versicherten in der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV-Versichertenentlastungsgesetz – GKV-VEG) vorgelegt (vgl. Bundesministerium für Gesundheit 2018). Dieser Gesetzentwurf sieht u.a. vor, dass der Risikostrukturausgleich unter Berücksichtigung der Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs bis zum 31.12.2019 gesetzlich fortzuentwickeln ist. Damit wird eine Vereinbarung des Koalitionsvertrags von CDU, CSU und SPD umgesetzt. Der Wissenschaftliche Beirat begrüßt dies ausdrücklich. Er begrüßt ebenfalls, dass die Bundesregierung sich im Koalitionsvertrag für eine regelmäßige gutachterliche Überprüfung des morbiditätsorientierten RSA ausspricht.

2 Methodik und Kennzahlen

2.1 Daten und Methodik

Grundsätzlich finden alle Auswertungen und Kennzahlenberechnungen dieses Gutachtens auf Basis der Vollerhebung der individuellen Versichertendaten des Meldejahres 2017 statt. Die Datenmeldung umfasst die Korrekturmeldungen der Satzarten 100 *Versichertenstammdaten*, 400 *Arzneimitteldaten*, 500 *Diagnosen der stationären Behandlung* und 600 *Diagnosen der ambulanten Behandlung* des Berichtsjahres 2015 und die Erstmeldung der Satzarten 100 und 700 *Berücksichtigungsfähige Leistungsausgaben* des Berichtsjahres 2016 (vgl. Drösler *et al*. 2017, S. 48, Abschnitt 2.2 enthält eine ausführliche Beschreibung der im Morbi-RSA verwendeten Satzarten). Die Auswertungen erfolgen nach Anwendung der in der Datenanhörung beschlossenen Krankenkassenausschlüsse und der anschließenden Aggregation der Versichertendaten auf GKV-Ebene. Für das Meldejahr 2017 wurden in der Anhörung zwei Krankenkassenausschlüsse aufgrund von untererfassten Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen (HLB) 1 *Ärzte* und 2 *Zahnärzte* beschlossen, aufgrund derer die Daten von 65.084 Pseudonymen für die weitere Verwendung ausgeschlossen wurden. In die Auswertungen flossen somit die Daten von 110 Krankenkassen ein. Weiterhin ausgeschlossen wurden die Daten der sogenannten Auslandsversicherten, d.h. Versicherte mit mindestens 183 Versichertentagen Wohnsitz im Ausland im Jahr 2015. Darüber hinaus wurden Versicherte aus den Auswertungen ausgeschlossen, die innerhalb eines Berichtsjahres die Krankenkasse gewechselt haben, sofern die beteiligten Krankenkassen für diese ein unterschiedliches Geschlecht gemeldet haben.

Der endgültige Regressionsdatensatz umfasst 73.353.040 Versicherte mit einer Gesamtsumme von 71.214.201 Versichertenjahren. 47,96 % der Versicherten waren männlich. Zwölf Versicherte unbestimmten Geschlechts wurden für die Auswertungen den weiblichen AGGs eins bis 20 zugeordnet. Die Versicherten der Vollerhebung wiesen im Mittel ein Alter von 43,8 Jahren auf, wobei die Frauen im Durchschnitt ein Alter von 45,5 Jahren hatten. 58,7 % der Versicherten wiesen keine HMG auf, der Anteil der Männer ohne HMG betrug 54,9 %. 2,5 % der Versicherten im Regressionsdatensatz waren Erwerbsminderungsrentner, wobei der Anteil der Männer an den Erwerbsminderungsrentnern mit 2,6 % leicht darüber lag. Im Datensatz des Berichtsjahres 2016 finden sich 813.198 Verstorbene, davon 52 % Frauen. Eine ausführliche Beschreibung der RSA-Daten insbesondere unter regionalen Aspekten findet in Kapitel 3 *Beschreibung der regionalen Charakteristika der RSA-Daten* statt.

Leistungsausgaben ohne Krankengeld

Maßgeblich für die Auswertungen dieses Gutachtens sind die Leistungsausgaben ohne Krankengeld (LAoKG).[1] Die gemelde-

[1] Die Ausgestaltung der Zuweisungen für Krankengeld (HLB6) und Auslandsversicherte im Morbi-RSA werden in gesonderten Gutachten nach § 269 Abs. 3a SGB V analysiert und im vorliegenden Bericht nicht berücksichtigt.

ten Bruttoleistungsausgaben werden gemäß der in der Verfahrensbestimmung nach § 39 Absatz 3 Satz 6 RSAV und § 41 Absatz 5 Satz 2 RSAV festgelegten Berechnungsweise um Rabatte und Erstattungen bereinigt und in Nettoleistungsausgaben konvertiert. Tabelle 2.1 und Tabelle 2.2 beschreiben die Verteilung der Nettoleistungsausgaben ohne Krankengeld und deren Verteilung innerhalb der HLB. Die Summe der LAoKG setzt sich dabei aus den Hauptleistungsbereichen HLB1 *Ärzte*, HLB2 *Zahnärzte*, HLB3 *Apotheken*, HLB4 *Krankenhäuser*, *HLB5 sonstige Leistungsausgaben* und HLB7 *Sachkosten extrakorporaler Blutreinigung* zusammen. Der HLB6 *Krankengeld*, der dem Grunde nach noch immer nach den Regeln des Alt-RSA ausgeglichen wird, wird in diesem Gutachten nicht betrachtet. Im Durchschnitt beliefen sich die LAoKG für einen Versicherten im Jahr 2016 auf 2.579 € und betrugen damit rund 70 € mehr als im Jahr 2015 (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 60, Tabelle 3.1). Die durchschnittlichen Leistungsausgaben lagen im Jahr 2016 in allen Leistungsbereichen über den Werten aus dem Jahr 2015. Die durchschnittlichen LAoKG Verstorbener betrugen im Jahr 2016 16.691 €. Ebenfalls angestiegen ist im Jahr 2016 die Gesamtsumme der Nettoleistungsausgaben, die mit 189,2 Mrd. € knapp 8 Mrd. € über dem Vorjahreswert liegt.

Wird die Kostenverteilung über die Hauptleistungsbereiche anhand der Perzentile verglichen, ergibt sich ein differenziertes Bild. Während der Median der Leistungsausgaben für die LAoKG und in den HLB1 und 2 im Vergleich zu 2015 leicht anstieg, sank der Median der Leistungsausgaben im HLB3 im Vergleich zum Vorjahr leicht (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 61, Tabelle 3.2).

Tabelle 2.1: Leistungsausgaben nach Hauptleistungsbereich pro Kopf (Kennzahlen 2016)

Bezeichnung	Durchschnitt	Standardabweichung	Maximum	Summe
LAoKG	2.579,42 €	8.109,09 €	5.301.522,55 €	189.208.596.483,42 €
$HLB1_{netto}$	526,49 €	747,44 €	252.275,97 €	38.619.806.495,63 €
$HLB2_{netto}$	179,85 €	376,06 €	39.887,03 €	13.192.254.706,70 €
$HLB3_{netto}$	481,95 €	3.908,00 €	5.274.686,40 €	35.352.627.232,21 €
$HLB4_{netto}$	997,13 €	5.179,23 €	4.190.512,23 €	73.142.271.087,78 €
$HLB5_{netto}$	365,16 €	2.586,19 €	1.138.849,77 €	26.785.338.213,60 €
$HLB7_{netto}$	28,85 €	881,96 €	335.753,21 €	2.116.298.747,51 €

Quelle: Auswertung BVA

Tabelle 2.2: Verteilung der Leistungsausgaben nach Hauptleistungsbereich pro Kopf (Kennzahlen 2016)

Bezeichnung	25. Perzentil	Median	75. Perzentil	90. Perzentil	95. Perzentil	99. Perzentil
LAoKG	280,58 €	727,32 €	2.009,48 €	5.626,96 €	10.520,07 €	30.501,15 €
$HLB1_{netto}$	126,61 €	316,44 €	655,97 €	1.200,77 €	1.716,02 €	3.379,12 €
$HLB2_{netto}$	0,00 €	51,24 €	183,85 €	502,29 €	813,24 €	1.701,32 €
$HLB3_{netto}$	6,85 €	48,64 €	210,72 €	810,37 €	1.565,04 €	7.193,96 €
$HLB4_{netto}$	0,00 €	0,00 €	0,00 €	2.316,85 €	5.113,69 €	18.477,15 €
$HLB5_{netto}$	0,00 €	0,00 €	142,86 €	744,75 €	1.710,26 €	5.992,35 €
$HLB7_{netto}$	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €	0,00 €

Quelle: Auswertung BVA

Für Betrachtungen auf Krankenkassenebene werden die krankenkassenbezogenen Zuweisungen auf das Niveau der berücksichtigungsfähigen Leistungsausgaben gemäß KJ1-Statistik adjustiert. Dazu werden die berechneten Zuweisungen unter versichertentaggenauer Berücksichtigung der Zuweisungen für die nicht-morbiditätsbezogenen Leistungsausgaben auf das Niveau der in der SA701[2] gemeldeten LAoKG der KJ1 normiert. Die Ausgaben für Krankengeld, Auslandsversicherte und DMP bleiben an dieser Stelle ebenfalls außen vor.

Regionalmerkmal

Die im vorliegenden Gutachten vorgenommenen regionalen Auswertungen erfolgten auf der Basis von GKV-Daten zum Amtlichen Gemeindeschlüssel (AGS). Mit der Datenmeldung im Meldejahr 2017 wurde erstmalig seit der Konvergenzregelung wieder der AGS als zusätzliches Merkmal der Versichertenstammdaten in der SA100 für das Berichtsjahr 2016 erhoben. Der AGS kodiert den gemeldeten Wohnort des Versicherten in einer achtstelligen Schlüsselvariablen:

- die Stellen 1 bis 2 kodieren das Bundesland,
- die Stellen 3 bis 5 kodieren den jeweiligen Landkreis bzw. die kreisfreie Stadt,
- die Stellen 6 bis 8 bilden die Gemeindekennziffer.

In den vorgenommenen Auswertungen wird der AGS direkt als Merkmal verwendet. Insbesondere bei der Berechnung regionaler Kennzahlen finden zudem auch die im AGS enthaltenen Merkmale Landkreis bzw. kreisfreie Stadt (Kreis) und Bundesland (Land) Verwendung. Zusätzlich kann über eine Verknüp-

[2] Die SA701 ist der Datensatz für die Summen der berücksichtigungsfähigen Leistungsausgaben, Erstattungen und Einnahmen nach KJ1.

fung des AGS mit dem Amtlichen Regionalschlüssel (ARS) die Ebene der Gemeindeverbände (GVB) eindeutig zugeordnet werden. Diese wird nachfolgend ebenfalls bei der Betrachtung der regionalen Kennzahlen verwendet, da die Gemeindegrößen in den einzelnen Bundesländern stark variieren und die GVB vor diesem Hintergrund einen vergleichsweise homogeneren Blick auf regionale Aggregate unterhalb der Kreisebene ermöglichen als es über die AGS selbst möglich ist.

Die in der SA100 gemeldeten AGS wurden anhand des Gemeindeverzeichnis-Informationssystems des Statistischen Bundesamtes (GV-ISys, Stand 31.12.2016) plausibilisiert. Zusätzlich zu den dort zugelassenen AGS waren in der Datenmeldung noch die Schlüssel *00000000* (Wohnort im Ausland) oder *99999999* (AGS nicht zugeordnet) zulässig. Datensätze, die in der Plausibilisierung anhand des GV-ISys keine gültige AGS aufwiesen, wurden ebenfalls dem Schlüssel *99999999* zugeordnet. Die Ergebnisse der Plausibilisierung werden in der Spalte *SA100 2016* der Tabelle 2.3 dargestellt. Bei der Analyse der Datenlieferung zur SA100 2016 war auffällig, dass die 275.641 als fehlerhaft ausgewiesenen Datensätze fast ausschließlich aus den Datenlieferungen zweier Krankenkassen herrührten. Beiden Krankenkassen wurde eine Korrektur der fehlerhaften Datensätze ermöglicht. Die Spalte *SA100 2016 korrigiert* weist die Ergebnisse nach dieser Korrektur aus. Es verbleiben insgesamt lediglich 31.816 Datensätze von regional nicht zuordenbaren Versicherten sowie 532.973 Datensätze von Versicherten, deren Wohnort im Berichtsjahr 2016 im Ausland lag. Nach dem oben beschriebenen Ausschluss der Versicherten mit Morbi-RSA-Status *Auslandsversichert* (im Vorjahr) aus dem Regressionsdatensatz verbleiben noch 259.384 Datensätze von Versicherten mit (aktuellem) Wohnsitz im Ausland in den weiteren Auswertungen.[3]

Tabelle 2.3: Datenlieferung Amtlicher Gemeindeschlüssel

Amtlicher Gemeindeschlüssel (AGS)		Datensatz	
Kennzeichen	**Bezeichnung**	**SA100 2016**	**SA100 2016 korrigiert***
00000000	*Ausland*	532.918	532.973
01001000 - 16077055	*gültiger AGS*	74.599.949	74.875.146
99999999	*AGS nicht zugeordnet*	307.068	31.816
	ungültiger AGS	275.641	324
Gesamt		75.439.935	75.439.935

Quelle: Auswertung BVA; * Korrektur der AGS für zwei Krankenkassen

[3] Dies verdeutlicht, dass die Gruppe der Versicherten mit Wohnort im Ausland im Berichtsjahr nicht identisch mit der Gruppe der sogenannte Auslandsversicherten des Ausgleichsverfahrens ist. Die Vergabe des Status *Auslandsversichert* im Morbi-RSA erfolgt, wenn für einen Versicherten in der – auf das Gesamtjahr aggregierten – Datenmeldung des dem Berichtsjahrs *vorangehenden* Jahrs (d.h. in diesem Falle 2015) mindestens 183 Versichertentage mit Wohnsitz im Ausland gemeldet wurden. Die Zuordnung der Versicherten zur Kategorie *Ausland* erfolgt an dieser Stelle hingegen stichtagsbezogen auf Basis des Berichtsjahres 2016.

2.2 Verwendete Kennzahlen

2.2.1 Aggregierte Gütemaße auf Individualebene

Um empirisch fundierte Aussagen zur Vorhersagequalität der berechneten Modelle zu treffen, werden diverse Gütemaße auf der Individualebene ermittelt. Diese bewerten, wie genau die von den Schätzmodellen prognostizierten Werte die tatsächlichen Leistungsausgaben der einzelnen Versicherten vorhersagen können.

Die im RSA verteilten Zuweisungen für die einzelnen Versicherten entsprechen den – durch das verwendete Risikoklassifikationsmodell unter Verwendung einer gewichteten Kleinste-Quadrate-Regression (weighted least square [WLS]-Regression) geschätzten – zu erwartenden Leistungsausgaben dieser Versicherten ($\widehat{LA}_i$) im Folgejahr. Diese werden zur Berechnung der Gütemaße auf der Individualebene den von den Krankenkassen tatsächlich für das Folgejahr in der SA700 gemeldeten, versichertenindividuellen Netto-Leistungsausgaben (LA_i), gegenübergestellt.

Auf Ebene der einzelnen Versicherten stehen verschiedene statistische Gütemaße zur Verfügung. Da die verschiedenen Maßzahlen jeweils ihre Stärken und Schwächen haben, sollte sich die Beurteilung der Zielgenauigkeit der Zuweisungen nicht auf ein einzelnes Maß beschränken. Im Rahmen des vorliegenden Gutachtens werden daher – wie auch schon im Sondergutachten zu den Wirkungen des morbiditätsorientieren Risikostrukturausgleichs (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 61ff.) – als Gütemaße auf Ebene der einzelnen Versicherten das Bestimmtheitsmaß (R^2), Cumming's Prediction Measure (CPM) sowie der mittlere absolute Vorhersagefehler (mean absolute prediction error [MAPE]) verwendet.

Das international gebräuchlichste Gütemaß ist das statistische Bestimmtheitsmaß R^2. Es ist definiert als

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N}(LA_i - \widehat{LA}_i)^2}{\sum_{i=1}^{N}(LA_i - \overline{LA})^2} \qquad (2.1)$$

mit:

LA_i	tatsächliche Leistungsausgaben von Individuum *i*,
$\widehat{LA}_i$	durch das Modell prognostizierte Leistungsausgaben für Individuum *i*,
$\overline{LA}$	durchschnittliche Leistungsausgaben über alle Versicherten,
N	Anzahl Versicherte.

Das R^2 gibt an, wie hoch der Anteil der Varianz der Leistungsausgaben ist, der durch das verwendete Modell erklärt wird.[4] Der Wertebereich des R^2 liegt i.d.R. zwischen 0 % (das Modell liefert überhaupt keinen Erklärungsbeitrag zur Varianz der Leistungsausgaben) und 100 % (das Modell erklärt die Varianz der

[4] Eine Herleitung der Varianzerklärung unter Anwendung der Streuungszerlegung findet sich z.B. bei Schäfer (2011, S. 8f.)

Leistungsausgaben vollständig).[5] Je höher das Bestimmtheitsmaß ist, desto höher ist die Anpassungsgüte bzw. die Erklärungskraft im Regressionsmodell (vgl. Schäfer 2011, S. 7ff.). Eine vollständige Erklärung der Ausgabenvarianz ist insbesondere in prospektiven Modellen nahezu unmöglich. Zum einen unterliegen die Gesundheitsproduktion und Leistungsausgaben Zufallsprozessen, die sich einer systematischen Erfassung entziehen. Zum anderen wird der Erklärungsgehalt des prospektiven Modells dadurch eingeschränkt, dass die Ausgaben des Ausgleichsjahres (AJ) durch neu auftretende Ereignisse (z.B. Verletzungen durch Unfälle) beeinflusst werden, die nicht in den Risikogruppeninformationen aus dem Vorjahr berücksichtigt werden.

Das R^2 ist jedoch mit zwei Problemen behaftet: Zum einen erhöht jede zusätzliche im Modell verwendete Variable das R^2 und zwar unabhängig davon, ob sie tatsächlich einen Beitrag zur Erklärung des Modells leistet. Zum anderen reagiert es besonders sensibel auf statistische Ausreißer. Der Einfluss zusätzlicher Variablen kann durch eine auf Erwartungstreue korrigierte Adjustierung der R^2-Formel beschränkt werden. Das sogenannte adjustierte R^2 berechnet sich dann wie folgt:

$$adj.R^2 = R^2 - (1 - R^2)\,\frac{P}{N - P - 1} \qquad \textbf{(2.2)}$$

mit:

P Anzahl der erklärenden/zu schätzenden Parameter *p*,

N Anzahl der Versicherten.

Der bei der Berechnung des adjustierten R^2 vom R^2-Wert abgezogene Term $(1 - \mathrm{R}^2)\,\frac{\mathrm{P}}{\mathrm{N}-\mathrm{P}-1}$ bildet einen Strafterm, der das Anwachsen des Bestimmtheitsmaßes mit der Zahl der erklärenden Variablen (P) berücksichtigt (vgl. Schäfer 2011, S. 10). Es ist an dieser Stelle darauf hinzuweisen, dass der Strafterm neben der Zahl der erklärenden Variablen auch die Anzahl der im Modell betrachteten Versicherten (N) berücksichtigt. Im Rahmen der im vorliegenden Gutachten betrachteten Modelle werden in der Regel Berechnungen mit mehr als 73 Mio. Versicherten vorgenommen, während die Zahl der verwendeten Variablen im Status-quo-Modell für das AJ2018 bei 254 liegt. Der resultierende Strafterm wird daher im Wesentlichen durch die Anzahl der Versicherten determiniert und ist im Regelfall für alle betrachteten Variablenzahlen vernachlässigbar klein, sodass im Rahmen der Betrachtungsgenauigkeit das adjustierte R^2 i.d.R. identisch mit dem nicht-adjustierten R^2 ist.

Problematischer erscheint die hohe Sensibilität des R^2-Wertes bezogen auf statistische Ausreißer. Durch das im Rahmen der Berechnung erfolgte Quadrieren der Über- oder Unterdeckung der Versicherten werden große Fehldeckungen stärker gewich-

[5] Bei Modellen, die nicht unter Verwendung einer linearen Regression berechnet werden, kann der berechnete R^2-Wert auch negativ werden. In diesem Fall würde nachfolgend der Wert auf null beschränkt.

tet als geringe Fehldeckungen. Methodisch bewirkt das Quadrieren der Abweichungen eine hohe Ausreißersensitivität. Im Extremfall kann dies dazu führen, dass ein Modell, das für eine kleine Gruppe von Ausreißern eine hohe Zielgenauigkeit, aber für alle anderen Werte eine geringe Zielgenauigkeit aufweist, einen höheren R^2-Wert ausweist als ein Modell, das bezogen auf die überwiegende Zahl der Beobachtungen eine gute Prognose liefert, aber die wenigen Ausreißer schlecht abbildet (vgl. Schäfer 2011, S. 9).

Als Alternative bietet sich daher an, die Abweichungen nicht zu quadrieren, sondern den Absolutwert des Prognosefehlers zu verwenden. Das entsprechende Gütemaß wird auch als mittlerer absoluter Prognosefehler (MAPE) bezeichnet und lässt sich anhand der folgenden Formel berechnen:

$$MAPE = \frac{\sum_{i=1}^{N} \left| LA_i - \widehat{LA}_i \right|}{N} \qquad (2.3)$$

mit:

LA_i tatsächliche Leistungsausgaben von Individuum *i*,

$\widehat{LA}_\mathrm{i}$ durch das Modell prognostizierte Leistungsausgaben von Individuum *i*,

N Anzahl Versicherte.

Als absolute Größe, ausgedrückt in Euro, hängt das MAPE allerdings stark von den Eigenschaften der verwendeten Datengrundlage ab und kann über unterschiedliche Datengrundlagen nicht verglichen werden. Es eignet sich daher nicht für Gruppenvergleiche oder Zeitreihenbetrachtungen.

Das von Cumming et al. (2002, S. 51ff.) entwickelte CPM vermeidet ebenfalls die Anfälligkeit des R^2 für Ausreißer und verwendet statt der quadrierten Abweichungen die absoluten Abweichungen der Schätzer von den tatsächlichen Werten. Darüber hinaus wird das Ergebnis auf einer standardisierten, vergleichbaren Skala ausgedrückt. Die Berechnungsformel für das CPM lautet wie folgt:

$$CPM = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N} \left(\left| LA_i - \widehat{LA}_i \right| \right)}{\sum_{i=1}^{N} \left(\left| LA_i - \overline{LA} \right| \right)} \qquad (2.4)$$

mit:

LA_i tatsächliche Leistungsausgaben von Individuum i,

$\widehat{LA}_\mathrm{i}$ durch das Modell prognostizierte Leistungsausgaben von Individuum i,

$\overline{LA}$ durchschnittliche Leistungsausgaben über alle Versicherten,

N Anzahl Versicherte.

Das CPM nimmt in der Regel einen Wert zwischen 0 % und 100 % an und kann mit Einschränkungen ebenfalls als Prozentsatz der erklärten Varianz interpretiert werden. Extreme Beobachtungsfälle fallen durch die Verwendung von absoluten Abweichungen weniger stark ins Gewicht als beim R^2. Zudem

wird das CPM, im Gegensatz zum R^2, bei Hinzunahme eines zusätzlichen Prädiktors nicht automatisch größer, sodass eine dem adjustierten R^2 vergleichbare Korrektur nicht nur unnötig, sondern falsch wäre (vgl. Schäfer 2011, S. 14).

2.2.2 Kennzahlen auf Ebene von Versichertengruppen

In der internationalen Literatur hat sich bezüglich der Evaluation von Risikoselektionsanreizen in RSA-Systemen die Betrachtung von Über- und Unterdeckungen einzelner Versichertengruppen etabliert (vgl. hierzu van Kleef *et al.* 2017, S. 1140f. oder van Veen *et al.* 2015, S. 227ff.). Im Vordergrund steht dabei die folgende Überlegung: Generell ist davon auszugehen, dass sich eine systematische Risikoselektionsstrategie einer Krankenkasse nicht gegen einzelne, zufällig ausgewählte Versicherte, sondern stattdessen vielmehr gegen bestimmte Versichertengruppen richten würde, für die sich a priori relevante zukünftige finanzielle Nachteile prognostizieren lassen (vgl. Reschke *et al.* 2004, S. 120). Um das bestehende Ausgleichssystem einerseits und alternative Ausgleichsvarianten andererseits hinsichtlich potenzieller Selektionsanreize untersuchen zu können, ist der Blick auf die aus dem RSA resultierenden Über- und Unterdeckungen der Leistungsausgaben für unterschiedliche Versichertengruppen unverzichtbar.

Zur Beurteilung möglicher Selektionsanreize müssen anhand der vorliegenden versichertenindividuell gemeldeten Merkmale zunächst relevante Gruppen abgegrenzt werden. Im Anschluss daran lässt sich für jede dieser Gruppen der Grad der Ausgabendeckung ermitteln und als relativer Wert (Deckungsquote) sowie als durchschnittliche Über- oder Unterdeckung je Versicherten (Deckungsbeitrag) darstellen.

Die Deckungsquote einer Versichertengruppe (DQ_{VG}) entspricht der international gängigen Maßzahl des Predictive Ratio, das auch als Vorhersageverhältnis oder Kostenrelation bezeichnet wird (vgl. van Veen *et al.* 2015, S. 229). Die Deckungsquote drückt das Verhältnis der Zuweisungen zu den tatsächlichen Leistungsausgaben aus:

$$DQ_{VG} = \frac{\sum_{i \in VG} \widehat{LA}_i}{\sum_{i \in VG} LA_i} \qquad (2.5)$$

mit:

VG Versichertengruppe,

LA_i tatsächliche Leistungsausgaben von Individuum i innerhalb der Gruppe VG,

$\widehat{LA}_i$ durch das Modell prognostizierte Leistungsausgaben von Individuum i.

Insbesondere bei Versichertengruppen mit besonders hohen oder besonders niedrigen Leistungsausgaben ist die Betrachtung der Deckungsquote nicht immer zielführend. Bei Versicherten mit sehr niedrigen durchschnittlichen Ausgaben können schon geringfügige absolute Über- und Unterdeckungen zu einem starken Ausschlag dieses relativen Maßes führen; Versichertengruppen, die ein besonders hohes Ausgabenniveau aufweisen, können dagegen trotz mittlerer Über- oder Unter-

deckungen im Bereich von mehreren hundert Euro je Versicherten noch Deckungsquoten von annähernd 100 % aufweisen. In den Auswertungen dieses Sondergutachtens werden daher in den meisten Fällen die in Eurobeträgen ausgedrückten durchschnittlichen Über- bzw. Unterdeckungen je Versichertenjahr in Form des Deckungsbeitrags (DB_{VG}) zur Beurteilung der Risikoselektionsanreize bezüglich einer ausgewählten Versichertengruppe herangezogen:

$$DB_{VG} = \frac{\sum_{i \in VG} \widehat{LA}_i - \sum_{i \in VG} LA_i}{\sum_{i \in VG} VJ_i} \qquad (2.6)$$

mit:

VG Versichertengruppe,

LA_i tatsächliche Leistungsausgaben von Individuum i,

$\widehat{LA}_i$ durch das Modell prognostizierte Leistungsausgaben von Individuum i,

VJ_i Versichertenjahre von Individuum i.

Bei der Auswahl bzw. Abgrenzung der mit den o.g. Maßzahlen zu untersuchenden Versichertengruppen gilt es, einige Limitationen zu bedenken. Werden die betrachteten Versichertengruppen ebenso abgegrenzt wie die im Klassifikationssystem verwendeten Risikogruppen, so weisen die hiervon umfassten Versicherten immer eine vollständige Ausgabendeckung und somit eine Deckungsquote in Höhe von exakt 100 % auf (vgl. Schäfer 2011, S. 13). Es ist also erforderlich, zur Bildung der Analysegruppen Indikatoren heranzuziehen, die nicht als ausgleichsfähige Variable im Ausgleichsverfahren genutzt werden (vgl. van Kleef *et al.* 2017, S. 1141). Wie schon bei der Evaluation des Jahresausgleichs 2009 sind die beim BVA vorliegenden Daten diesbezüglich mit einem *Endogenitätsproblem* behaftet, weil ein Teil der verfügbaren Merkmale (wie Alter, Geschlecht, Morbidität oder Erwerbsminderungsstatus) direkt im RSA berücksichtigt wird (vgl. Drösler *et al.* 2011, S. 39). Nichtsdestotrotz lassen sich für die Betrachtung sinnvolle Gruppen abgrenzen, indem entweder auf Merkmale zurückgegriffen wird, die für die Berechnung der RSA-Zuweisungen bislang nicht relevant sind (z.B. die Höhe der Leistungsausgaben, das Merkmal *Verstorben im Berichtsjahr*, Informationen zum Krankenkassenwechsel oder zum Zugang in die GKV, das Vorliegen von Erkrankungen außerhalb des RSA-Spektrums usw.) oder aber in Anlehnung an die verwendeten Variablen sekundäre Merkmale abgeleitet werden, die im RSA nicht direkt ausgleichsrelevant sind (etwa die Anzahl der vorliegenden Morbiditätsgruppen, die Anzahl der Arzneimittelverordnungen oder das Auftreten von Neuerkrankungen im Ausgleichsjahr).

2.2.3 Kennzahlen auf Krankenkassenebene

Zur Beurteilung der Zielgenauigkeit der Zuweisungen auf Krankenkassenebene bietet es sich an, den über alle Krankenkassen gemittelten absoluten Prognosefehler zu bestimmen. Dieser wurde bereits im Sondergutachten verwendet und lässt sich folgendermaßen berechnen:

$$\text{MAPE}_{\text{KK}}\,(\text{absolut}) = \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K}\left|\frac{\sum_{i\in k} LA_i - \sum_{i\in k}\widehat{LA_i}}{\frac{\sum_{i\in k} VT_i}{366}}\right| \qquad (2.7)$$

mit:

$\sum_{i\in k} LA_i$	Summe der tatsächlichen Leistungsausgaben der Krankenkasse k,
$\sum_{i\in k} \widehat{LA_i}$	Summe der durch das Modell prognostizierten Leistungsausgaben der Krankenkasse k,
$\frac{\sum_{i\in k} VT_i}{366}$	Summe der Versichertenjahre der Krankenkasse k,
K	Gesamtzahl aller Krankenkassen.

Wasem *et al.* (2016, S. 98) schlagen zusätzlich die Berechnung des gewichteten mittleren Prognosefehlers vor:

$$MAPE_{KK}(gewichtet) = \frac{\sum_{k=1}^{K}\left|\sum_{i\in k} LA_i - \sum_{i\in k}\widehat{LA_i}\right|}{\sum_{k=1}^{K}\frac{\sum_{i\in k} VT_i}{366}} \qquad (2.8)$$

Die Fehlbeträge der Krankenkassen fließen, gewichtet mit der jeweiligen Anzahl der Versichertentage der Krankenkasse, in die Berechnung ein.

Aus dem Vergleich des gewichteten mit dem absoluten MAPE lassen sich bestimmte Erkenntnisse ziehen: Wenn bspw. das gewichtete MAPE kleiner als das absolute MAPE ist, deutet das darauf hin, dass kleinere Krankenkassen größere Fehlbeträge aufweisen, da sie bei der Berechnung des absoluten MAPE stärker berücksichtigt werden.

2.2.4 Kennzahlen auf regionaler Ebene

2.2.4.1 Regionales MAPE

Zur Beurteilung der Zielgenauigkeit der Zuweisungen auf regionaler Ebene bietet es sich an – analog zu den Betrachtungen auf Ebene der Krankenkassen – sowohl den über alle betrachteten regionalen Ebenen ungewichteten als auch den versichertentaggewichteten absoluten Prognosefehler zu bestimmen.

Der absolute regionale Prognosefehler lässt sich – abhängig von der jeweils gewählten regionalen Abgrenzung – folgendermaßen berechnen:

$$MAPE_{Region}(absolut) = \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\left|\frac{\sum_{i\in r} LA_i - \sum_{i\in r}\widehat{LA_i}}{\frac{\sum_{i\in r} VT_i}{366}}\right| \qquad (2.9)$$

Der versichertentaggewichtete regionale Prognosefehler berücksichtigt die Fehlbeträge der einzelnen Regionen in Abhängigkeit von der regionalen Verteilung der Versichertentage:

$$MAPE_{Region}(gewichtet) = \frac{\sum_{r=1}^{R} \left| \sum_{i \in r} LA_i - \sum_{i \in r} \widehat{LA}_i \right|}{\sum_{r=1}^{R} \frac{\sum_{i \in r} VT_i}{366}} \quad (2.10)$$

mit:

$\sum_{i \in r} LA_i$	Summe der tatsächlichen Leistungsausgaben der Region r,
$\sum_{i \in r} \widehat{LA}_i$	Summe der durch das Modell prognostizierten Leistungsausgaben der Region r,
$\frac{\sum_{i \in r} VT_r}{366}$	Summe der Versichertenjahre der Region r,
R	Anzahl der Regionen.

Beide Kennzahlen werden jeweils für die unterschiedlichen regionalen Betrachtungsebenen AGS, GVB, Kreis und Land berechnet. Der Vergleich zwischen gewichteten und absoluten Kennzahlen ermöglicht unterschiedliche Betrachtungsschwerpunkte: die absoluten Kennzahlen berücksichtigen alle betrachteten regionalen Einheiten gleichgewichtet, so erhält z.B. bei Betrachtung auf Kreisebene ein kleiner, bevölkerungsarmer Landkreis das gleiche Gewicht wie jeder andere Landkreis bzw. jede andere kreisfreie Stadt. Demgegenüber berücksichtigen die gewichteten Kennzahlen auch die Verteilung der Versicherten auf die jeweiligen Regionen, hier erhalten bevölkerungsreiche Regionen (mit einer hohen Zahl von Versichertenjahren) deutlich mehr Einfluss auf die resultierende Kennzahl als bevölkerungsarme Regionen.

2.2.4.2 Moran's I

Eine weitere Kennzahl, die für die Betrachtung regionaler Verteilungswirkungen häufig diskutiert wird, stellt das sogenannte *Moran's I (MI)* dar. Die Nutzung dieser Kennzahl für die vorliegenden Auswertungen wurde im Beitrat ausführlich diskutiert und letztlich als nicht zielführend erachtet. Zum besseren Verständnis dieser Entscheidung erfolgt zunächst eine kurze Erläuterung der Kennzahl. Im Anschluss daran werden die Gründe für die Nichtberücksichtigung der Kennzahl bei den in diesem Gutachten dargestellten Modellvergleichen ebenfalls kurz erläutert.

Das *MI* ist ein Indikator für räumliche Autokorrelation, der insbesondere im Bereich der Kartografie und Geostatistik Anwendung findet, aktuell jedoch auch in einigen Analysen zu den regionalen Verteilungswirkungen im Morbi-RSA verwendet wird. Er beschreibt, ob die Verteilung des betrachteten Parameters zufällig ist oder systematische Muster aufweist (vgl. u.a. König *et al.* 2016, S. 37f, Wende und Weinhold 2016, S. 113ff. sowie Wende 2017).

Das *MI* einer betrachteten regionalen Verteilung von Deckungsbeiträgen im RSA berechnet sich (auf Basis der kleinsten verfügbaren Abgrenzung, der AGS) als:

$$MI_{AGS}(d) = \frac{N_{AGS_i}}{\sum_{AGS_i=1}^{N_{AGS_i}} \sum_{AGS_j=1}^{N_{AGS_j}} w_{AGS_{i,j}}} * \frac{\sum_{AGS_i=1}^{N_{AGS_i}} \sum_{AGS_j=1}^{N_{AGS_j}} w_{AGS_{i,j}}(DB_{AGS_i}) * (DB_{AGS_j})}{\sum_{AGS_i=1}^{N_{AGS_i}} (DB_{AGS_i})^2} \quad \textbf{(2.11)}$$

$$AGS_i \neq AGS_j$$

mit:

DB_{AGS_i} Deckungsbeitrag AGS *i*,

DB_{AGS_j} Deckungsbeitrag AGS *j*,

$w_{AGS_{i,j}}$ Distanzgewicht zwischen AGS *i* und AGS *j*,

N_{AGS} Anzahl der AGS,

d In der zur Berechnung der Distanzgewichte verwendeten Gewichtungsfunktion angesetzter Wirkradius.

In der Regel liegen die möglichen Werte des *MI* zwischen -1 und 1. Signifikante Werte[6] größer null deuten auf das Vorliegen einer positiven räumlichen Autokorrelation hin, d.h. benachbarte Regionen weisen tendenziell ähnlich hohe Deckungsbeiträge auf. Signifikante Werte kleiner null deuten auf das Vorliegen negativer räumlicher Autokorrelation hin, d.h. Regionen mit niedrigen Deckungsbeiträgen liegen tendenziell neben Regionen mit hohen Deckungsbeiträgen. Der Erwartungswert ($E[MI_{AGS}]$) des *MI* – entsprechend der Nullhypothese, dass keine räumliche Autokorrelation vorliegt – beträgt bei ca. 11.000 AGS:

$$E[MI_{AGS}] = \frac{-1}{N_{AGS} - 1} \approx -0{,}00001 \quad \textbf{(2.12)}$$

d.h. der Erwartungswert des *MI* liegt bei der betrachteten Anzahl von Ausprägungen sehr nahe bei null. Als Verbesserung des *MI* würde eine Annäherung an den Erwartungswert gewertet (vgl. Leung 2010, S. 254ff.).

Einen wesentlichen Einfluss auf die Berechnung des *MI* hat die zur Bestimmung der Distanzgewichte verwendete Distanzgewichtungsfunktion sowie der darin festgelegte Wirkradius, d.h. die räumliche Entfernung bis zu der benachbarte Regionen in die Berechnung des *MI* miteinbezogen werden. Hierbei ist theoretisch eine Vielzahl unterschiedlicher Funktionen zur Be-

[6] $Z[MI_{AGS}] = \frac{MI_{AGS} - E[MI_{AGS}]}{\sqrt{Var[MI_{AGS}]}}$. Standardisierter Z-Wert des MI < 1,96 bei 95 % Signifikanzniveau.

stimmung der eigentlichen Gewichtung verwendbar.[7] Jede dieser Funktionen ist zudem über unterschiedliche betrachtete Radien nahezu beliebig modifizierbar. Die Sensitivität der Kenngröße *MI*, in Abhängigkeit von den Parametern Radius und Distanzgewicht, ist einer der Gründe für die kritische Beurteilung durch den Wissenschaftlichen Beirat.

Der entscheidende Grund für den Verzicht auf die Verwendung des *MI* als Kennzahl zur Bewertung der Auswertungen liegt jedoch im fehlenden Bezug zu den regionalen Risikoselektionsanreizen auf Seiten der Krankenkassen, die für den Wissenschaftlichen Beirat zur Beurteilung eines Regionalmodells maßgeblich sind und die sich insbesondere aus der Höhe der regionalen Deckungsbeiträge ablesen lassen. So würde sich, bei gegebener regionaler und durch das *MI* gemessener Zufälligkeit der Verteilung der Deckungsbeiträge, eine Verdopplung aller Über- und Unterdeckungen *nicht* auf die Kennzahl auswirken. Gleichzeitig würden sich jedoch die bestehenden Risikoselektionsanreize deutlich verschärfen. Würden bei gegebener Zufälligkeit der regionalen Verteilung sämtliche regionalen Deckungsbeiträge halbiert und somit die Selektionsanreize gesenkt, würde auch dies keinerlei Veränderung auf das *MI* bewirken.

Hingegen bedeutet bei gegebener Höhe der regionalen Deckungsbeiträge eine Veränderung der regionalen Muster, welche eine Veränderung des *MI* bewirkt, dass dies lediglich die Umschichtung des Musters der Risikoselektionsanreize abbildet, ohne notwendigerweise an der Höhe der Selektionsanreize per se etwas geändert zu haben. Denkbar wäre sogar eine nahezu vollständige Reduktion regionaler Über- und Unterdeckungen bei einem gleichzeitigen Anstieg dieser Kennzahl.

Somit ist ein niedriges MI bei der Messung der Zufälligkeit der Verteilung von Über- und Unterdeckungen weder ein notwendiges noch ein hinreichendes Kriterium für eine Verbesserung bei den regionalen Selektionsanreizen durch die Krankenkassen und daher wird die Kennziffer in den folgenden Auswertungen nicht für die inhaltliche Bewertung der Modellvergleiche verwendet.

2.2.4.3 Variationskoeffizient

Beim Variationskoeffizienten handelt es um eine weitere Kenngröße, über die das Ausmaß regionaler Unterschiede gemessen werden kann. Es handelt sich hierbei um die auf den Mittelwert ($\bar{x}$) einer Verteilung normierten Standardabweichung (s). Der Variationskoeffizient ist somit eine maßstabunabhängige Größe, über die sich Verteilungen mit unterschiedlich hohen Mittelwerten hinsichtlich ihrer Streuung direkt miteinander vergleichen lassen. Dies ist beispielsweise sinnvoll, wenn die regionale Streuung der RSA-Leistungsausgaben unterschiedlicher Hauptleistungsbereiche einander gegenübergestellt werden sollen, die sich hinsichtlich der mittleren Ausgaben in aller Regel stark voneinander unterscheiden (so sind etwa die mittleren Ausgaben im Leistungsbereich *Ärzte* etwa dreimal höher als im Leistungsbereich *Zahnärzte*, vgl. Abschnitt 3.4.2 *Regionale*

[7] Ein Beispiel für eine mögliche Ausgestaltung einer solchen Gewichtungsfunktion findet sich in den Analysen zum GWR-Modell in Abschnitt 7.2.2 *GWR-Modelle*.

Charakteristika der Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen). Der Variationskoeffizent wird wie folgt berechnet:

$$VarK = \frac{s}{\bar{x}}, \bar{x} \neq 0 \qquad (2.13)$$

Die Quantifizierung räumlicher Disparitäten über den Variationskoeffizienten bleibt in diesem Gutachten nicht auf den Bereich der Leistungsausgaben beschränkt. Aufgrund der Normierung auf den Mittelwert lässt sich der Variationskoeffizient allerdings sinnvoll nur für Größen ermitteln, deren Werte in der Verteilung durchgängig positiv oder durchgängig negativ sind (vgl. Hartung 2009). Die Bestimmung geographischer Unterschiede etwa von Verordnungszahlen, Sterberaten, (rohen oder standardisierten) Leistungsausgaben, Zuweisungen oder Deckungsquoten ist über den Variationskoeffizienten somit möglich, die Berechnung für Verteilungsunterschiede von Deckungsbeiträgen hingegen nicht.

2.2.4.4 Regionaler RSA-Risikofaktor

Die durchschnittliche Morbidität – bspw. einer Krankenkasse, einer Versichertengruppe oder einer Region – kann anhand des sogenannten RSA-Risikofaktors (RF) dargestellt werden. Der Risikofaktor gibt an, inwiefern die durchschnittliche Morbidität der betrachteten Entität vom GKV-Durchschnitt abweicht. Der RF lässt sich am Beispiel der Region wie folgt berechnen (vgl. Drösler *et al.* 2011, S. 41):

$$RF_r = \frac{Zuweisung\ je\ VJ\ in\ Region\ r}{Zuweisung\ je\ VJ\ in\ der\ GKV} \qquad (2.14)$$

Bei einem RSA-Risikofaktor in Höhe von 1,0 liegt eine GKV-durchschnittliche (ausgleichsrelevante) Morbidität vor. Ein Risikofaktor größer als 1,0 gibt eine überdurchschnittliche Morbidität an, d.h. dass für die Region höhere Ausgaben gegenüber den GKV-durchschnittlichen Ausgabenprofilen zu erwarten wären. Bei einem Risikofaktor kleiner als 1,0 liegt eine vergleichsweise günstige Risikostruktur vor.

3 Beschreibung der regionalen Charakteristika der RSA-Daten

3.1 Vorbemerkung

In diesem Kapitel werden die regionalen Charakteristika der RSA-Daten des Bundesversicherungsamtes (BVA) untersucht. Hierzu werden rohe und standardisierte Werte zu soziodemographischen Daten, Versorgungsdaten und resultierenden Leistungsausgaben betrachtet. Die Standardisierung der betrachteten versichertenbezogenen Raten erfolgt dabei in direkter Form über die GKV-weiten Besetzungszahlen in den 40 Alters- und Geschlechtsgruppen (AGGs). Der Zeitbezug bei der Betrachtung der Daten erfolgt analog zur Systematik des Morbi-RSA für alle Versicherten, die im Jahresausgleich 2016 berücksichtigt worden sind: Daten mit Morbiditätsbezug – Anteil Erwerbsminderungsrentner (EM-Rentner), Diagnose- und Verordnungsdaten – beruhen für diese Personen auf dem Vorjahr (in diesem Fall dem Jahr 2015) und Leistungsausgaben, Alter, Geschlecht und Sterberate beziehen sich auf das Folgejahr (in diesem Fall das Jahr 2016). Die Regionalzuordnung aller dieser Merkmale erfolgt jeweils auf dem für das Jahr 2016 gemeldeten Wohnort der Versicherten. Versicherte, für die sich kein Wohnort innerhalb der Bundesrepublik zuordnen lässt, etwa weil der Krankenkasse dieser nicht bekannt war oder aber weil sich die Versicherten im Jahr 2016 im Ausland aufhielten, werden aus den folgenden Auswertungen ausgeschlossen, wodurch die Grundgesamtheit der Versicherten auf 73.075.042 Personen abnimmt. Betrachtet wird die Verteilung der RSA-relevanten Daten auf Ebene der 401 Kreise und kreisfreien Städte des Jahres 2016. Um eine direkte Vergleichbarkeit zwischen diesen Kreisen herzustellen, werden die Häufigkeiten dieser Merkmale –wo immer dies sinnvoll ist – auf ein ganzes Versichertenjahr bezogen angegeben. In diesem und weiteren Kapiteln des Gutachtens werden als statistische Kennzahlen das Minimum und das Maximum, der ungewichtete Mittelwert, die Standardabweichung, der Median, das erste und dritte Quartil sowie der Interquartilsabstand, der sich aus der Differenz vom ersten zum dritten Quartil ergibt, dargestellt. Außerdem wird beim Vergleich der rohen und standardisierten Daten jeweils der Variationskoeffizient angegeben, der sich als Ergebnis einer Division der Standardabweichung durch den Mittelwert der regionalen Verteilung ergibt. Der Variationskoeffizient ist ein dimensionsloses Maß, das die regionale Variation der jeweils betrachteten Variablen vergleichbar macht und somit Aufschluss darüber gibt, welcher Anteil der Varianz durch die Standardisierung, hier also durch Alter und Geschlecht, erklärt wird. Eine Gewichtung der je Landkreis bzw. kreisfreien Städte ermittelten Kennzahlen – bspw. über die Versichertenzahlen oder Versichertenzeiten – erfolgt nicht. Hierdurch kann es zu geringfügigen Unterschieden zu den in Abschnitt 2.1 *Daten und Methodik* dargestellten GKV-weiten Mittelwerten kommen, die auf Ebene der Versicherten – und nicht auf Basis der Durchschnittswerte auf Kreisebene – berechnet worden sind.

Die Verteilungen der hier untersuchten RSA-Daten werden auch kartografisch dargestellt. Jede Karte stellt die zu analysie-

renden Größen in einer Unterteilung in sieben Klassen dar, deren Grenzen sich nicht überschneiden. Die Klassifizierung erfolgt mittels des Jenks-Caspall-Algorithmus (vgl. Jenks und Caspall 1971; Jenks 1977 sowie Augustin *et al*., 2017 , S. 22f.), d.h. es handelt sich um eine automatische Klassifikation anhand von natürlichen Unterbrechungen mit dem Ziel, ähnliche Werte innerhalb einer Klasse zusammenzufassen und die Unterschiede zwischen den Klassen zu maximieren. Der Algorithmus wird üblicherweise in Geoinformationssystemen zur Klassifikation eingesetzt. Die Umsetzung erfolgt mit dem Javascriptlibrary *Geostats* (Version 1.6.0 vom 05.05.2017) von Simon Georget (vgl. Georget 2018).

3.2 Soziodemographische Eigenschaften der GKV-Versicherten

Das mittlere Alter der GKV-Versicherten über die 401 Kreise betrug im Jahr 2016 rund 44 Jahre. Mit durchschnittlich 39 Jahren wies dabei der niedersächsische Kreis Cloppenburg die jüngsten Versicherten auf, während im Kreis Schwerin in Mecklenburg-Vorpommern mit durchschnittlich 52 Jahren die ältesten Versicherten lebten (vgl. Tabelle 3.1). Die GKV-Versicherten waren in 200 Kreisen jünger und in 200 Kreisen älter als 43,9 Jahre (Median); in 100 Kreisen jünger und in 300 Kreisen älter als 42,8 Jahre (erstes Quartil); sowie in 300 Kreisen jünger und in 100 Kreisen älter als 45,4 Jahre (drittes Quartil).

Der Variationskoeffizient von 0,05 weist auf eine geringe regionale Variation des Durchschnittsalters der Versicherten im Jahr 2016 hin. Abbildung 3.1 ist zu entnehmen, dass im östlichen Teil der Bundesrepublik Deutschland (mit Ausnahme von Berlin) überwiegend Versicherte mit einem höheren Alter wohnten, während in den westlichen Bundesländern durchschnittlich eher jüngere GKV-Versicherte ihren Wohnort hatten.

Der Anteil der Frauen an den GKV-Versicherten betrug im Jahr 2016 rund 52 % (vgl. Tabelle 3.1). Bayern wies sowohl den Kreis mit dem höchsten als auch dem niedrigsten Frauenanteil auf: Im Kreis Dingolfing-Landau lebten – bezogen auf die gesetzlich Versicherten Personen – mit rund 49 % die wenigsten und im Kreis Starnberg mit rund 55 % die meisten Frauen.

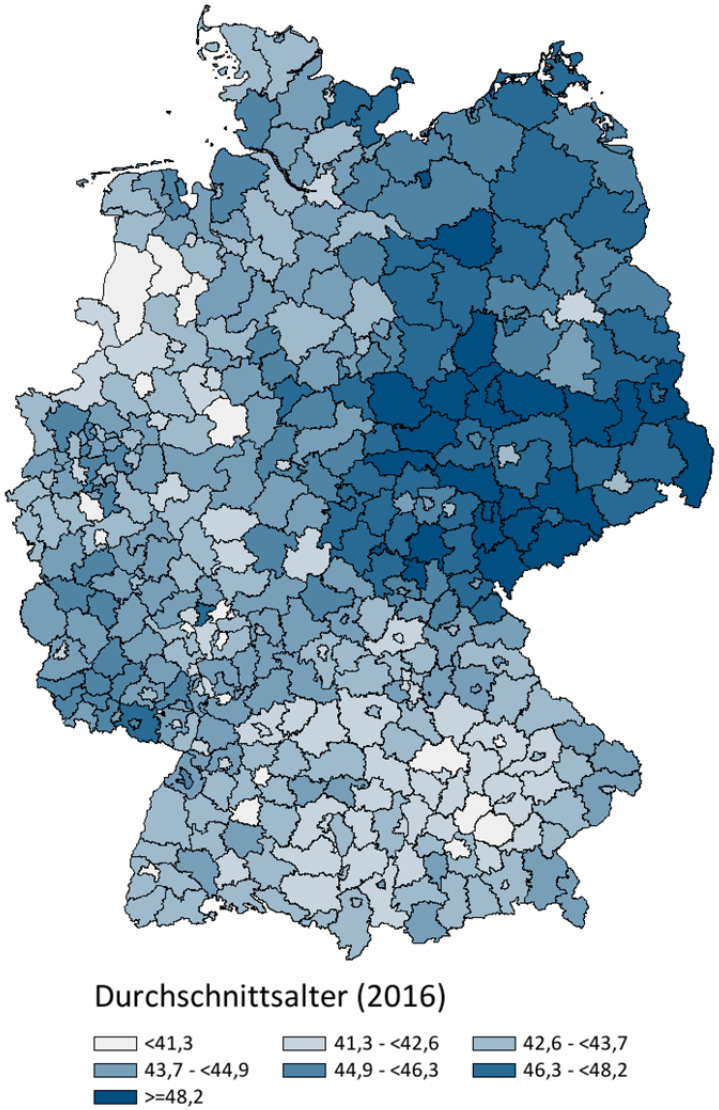
Insgesamt variierte der Frauenanteil regional mit einem Variationskoeffizient von 0,02 gering. Abbildung 3.2 zeigt eine relativ einheitliche Verteilung zwischen den Geschlechtern.

Tabelle 3.1: Durchschnittsalter und Frauenanteil (Kennzahlen 2016)

	Durchschnittsalter	Frauenanteil
Minimum	39,3 Jahre	49,10%
1. Quartil	42,8 Jahre	51,53%
Median	43,9 Jahre	51,99%
3. Quartil	45,4 Jahre	52,52%
Maximum	51,5 Jahre	54,90%
Interquartilsabstand	2,6 Jahre	0,99%
Mittelwert	44,2 Jahre	52,07%
Standardabweichung	2,1 Jahre	0,80%
Variationskoeffizient	0,05	0,02

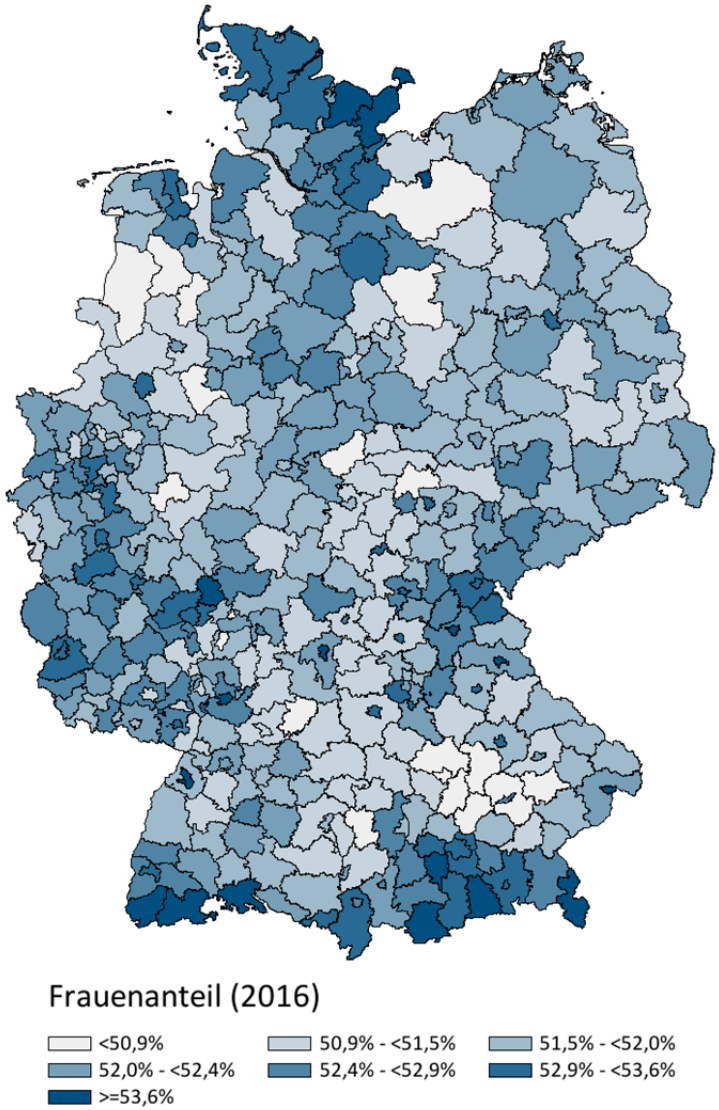
Quelle: Auswertung BVA

Abbildung 3.1: Durchschnittsalter (2016)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.2: Frauenanteil (2016)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Im Jahr 2016 wurden über alle Kreise durchschnittlich 1.149 Todesfälle je 100.000 GKV-Versicherten gemeldet. (vgl. Tabelle 3.2). Während eine Standardisierung der Sterbefälle nach Alter und Geschlecht den Mittelwert kaum (um 28 Fälle) verändert, erklärt sie über die Hälfte der beobachteten regionalen Variation (Variationskoeffizient 0,08 vs. 0,17).

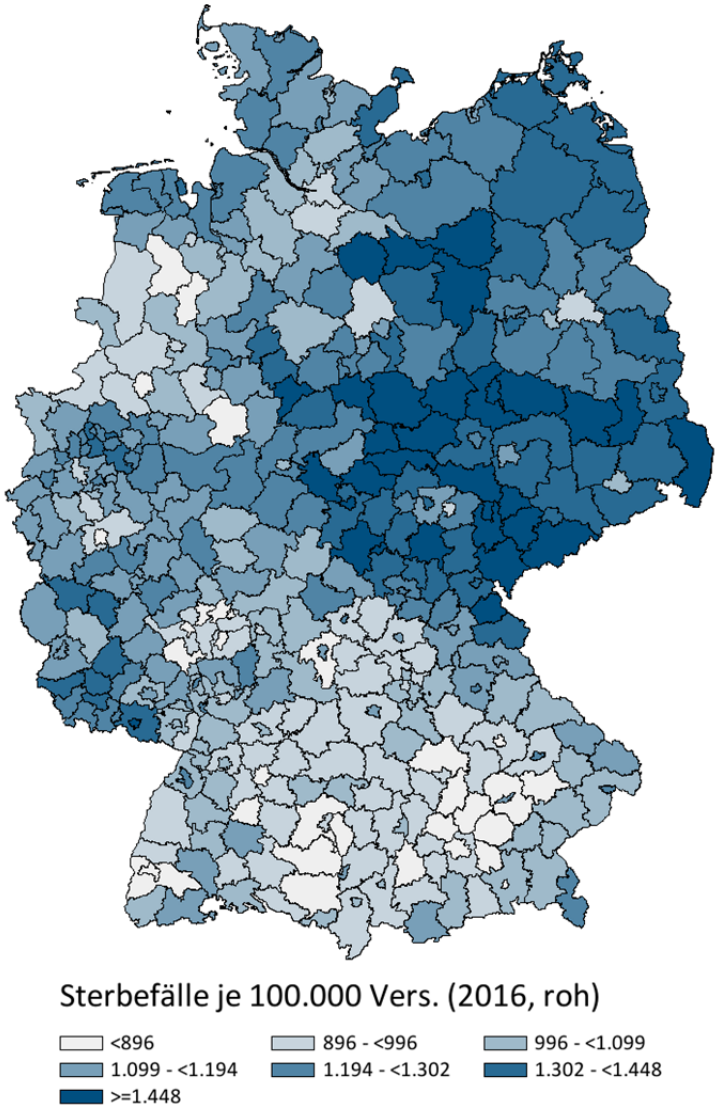
Tabelle 3.2: Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte (Kennzahlen 2016)

Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte	roh	standardisiert
Minimum	763	696
1. Quartil	996	1.061
Median	1.144	1.123
3. Quartil	1.265	1.181
Maximum	1.700	1.418
Interquartilsabstand	269	121
Mittelwert	1.149	1.121
Standardabweichung	191	91
Variationskoeffizient	0,17	0,08

Quelle: Auswertung BVA

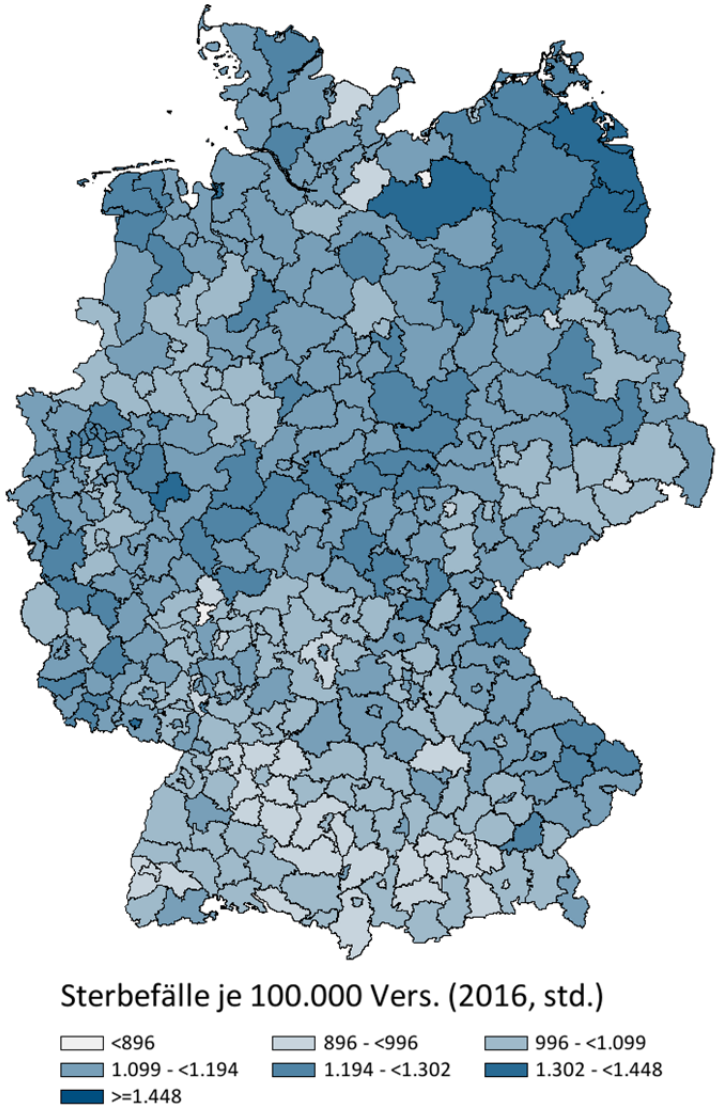
Die in den Rohdaten vorhandene hohe Anzahl an Sterbefällen im Osten Deutschlands ist bei Standardisierung nach Alter und Geschlecht nicht mehr zu beobachten (vgl. Abbildung 3.3 und Abbildung 3.4). Dennoch bleibt das Nordost-Südwest-Gefälle bei Betrachtung von minimaler und maximaler Anzahl an Sterbefällen mit Standardisierung bestehen. Im bayerischen Kreis München (763, roh) und im hessischen Main-Taunus-Kreis (696, standardisiert) verstarben am wenigsten, im Kreis Dessau-Roßlau in Sachsen-Anhalt (1.700, roh) bzw. im Kreis Vorpommern-Greifswald in Mecklenburg-Vorpommern (1.418, standardisiert) verstarben pro 100.000 GKV-Versicherten die meisten Personen.

Abbildung 3.3: Sterbefälle je 100.000 Versicherte (2016, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.4: Sterbefälle je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Der durchschnittliche Anteil der Erwerbsminderungsrentner (EM-Rentner) an den GKV-Versicherten lag in den 401 Kreisen im Jahr 2015 bei rund drei Prozent (vgl. Tabelle 3.3). In den bayerischen Kreisen München (roh) und Starnberg (standardisiert) lebten im Jahr 2015 mit rund einem Prozent die wenigsten, in Mecklenburg-Vorpommern im Kreis Schwerin (roh und standardisiert) mit rund sechs Prozent die meisten EM-Rentner.

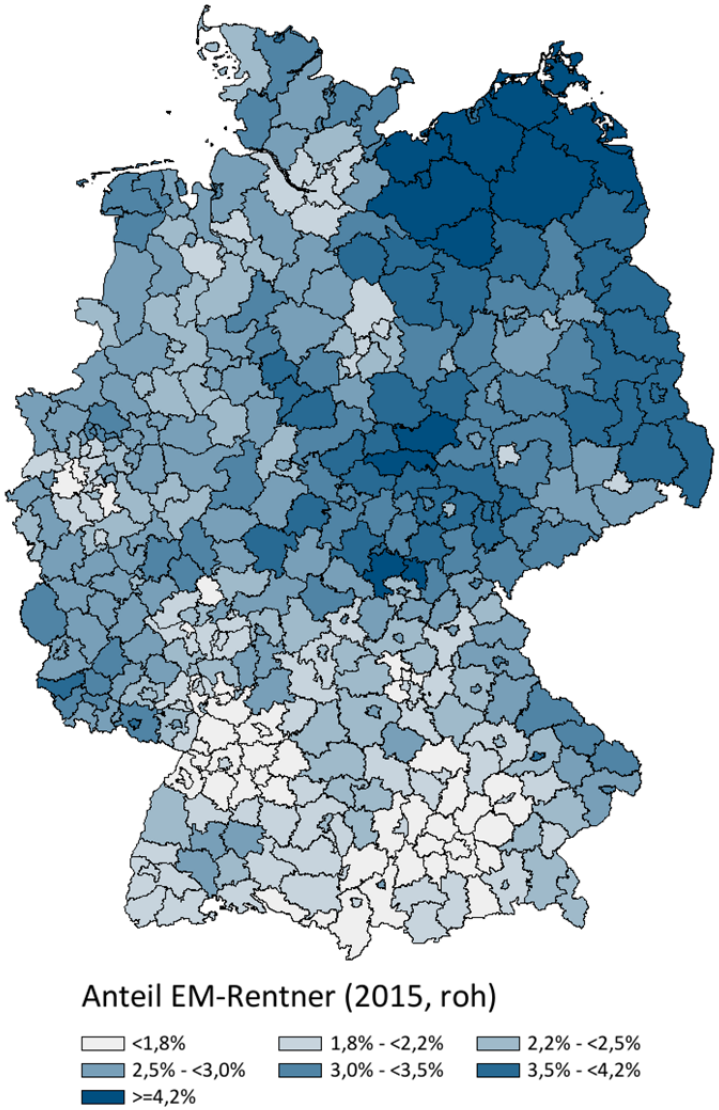
Tabelle 3.3: Anteil der EM-Rentner (Kennzahlen 2015)

Anteil EM-Rentner	roh	standardisiert
Minimum	1,22%	1,32%
1. Quartil	2,13%	2,13%
Median	2,58%	2,57%
3. Quartil	3,09%	2,93%
Maximum	5,63%	5,61%
Interquartilsabstand	0,96%	0,81%
Mittelwert	2,65%	2,58%
Standardabweichung	0,73%	0,60%
Variationskoeffizient	0,28	0,23

Quelle: Auswertung BVA

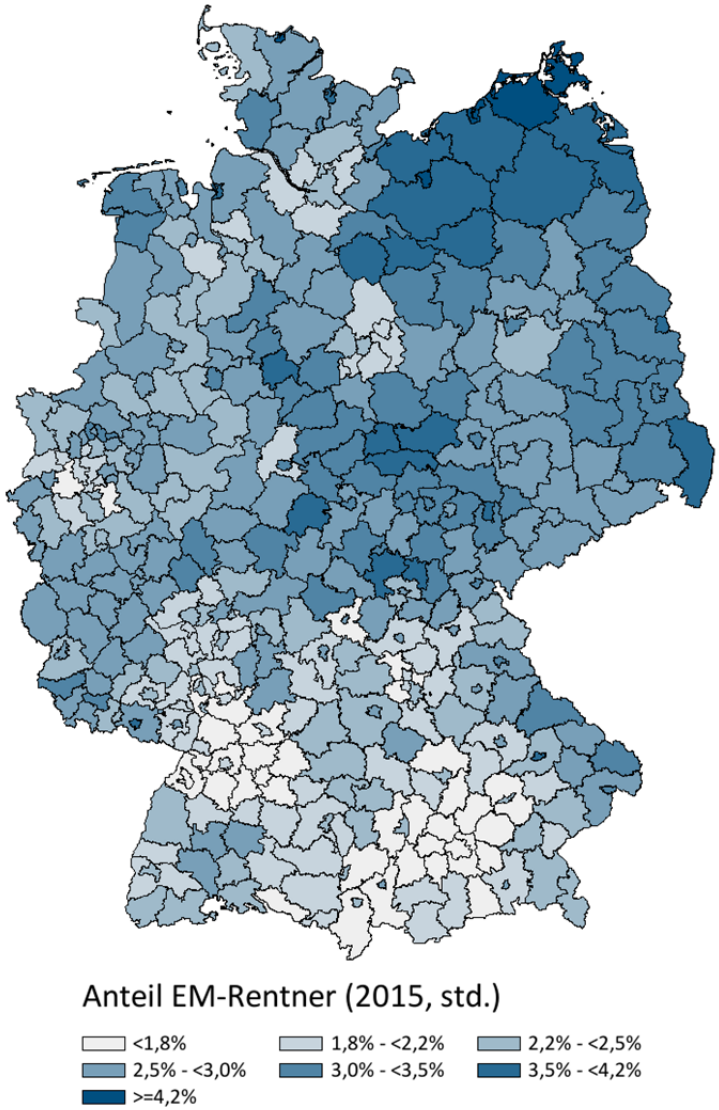
Mit einem Variationskoeffizient von 0,28 lag die regionale Variation höher als für die Variablen Durchschnittsalter, Geschlecht und Sterbefälle. Eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht erklärt einen geringen Teil dieser regionalen Variation, der Variationskoeffizient sinkt von 0,28 auf 0,23. Der Anteil der EM-Rentner ist sowohl in den rohen als auch in den standardisierten Daten im Nordosten Deutschlands höher als in den südlichen Bundesländern (vgl. Abbildung 3.5 und Abbildung 3.6).

Abbildung 3.5: Anteil der EM-Rentner (2015, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.6: Anteil der EM-Rentner (2015, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Im Mittel betrug der Anteil der GKV-Versicherten, die im Jahr 2016 ihre Krankenkasse wechselten über alle Kreise rund zwei Prozent, wobei sich hier deutliche räumliche Häufungen zeigen (vgl. Tabelle 3.4).

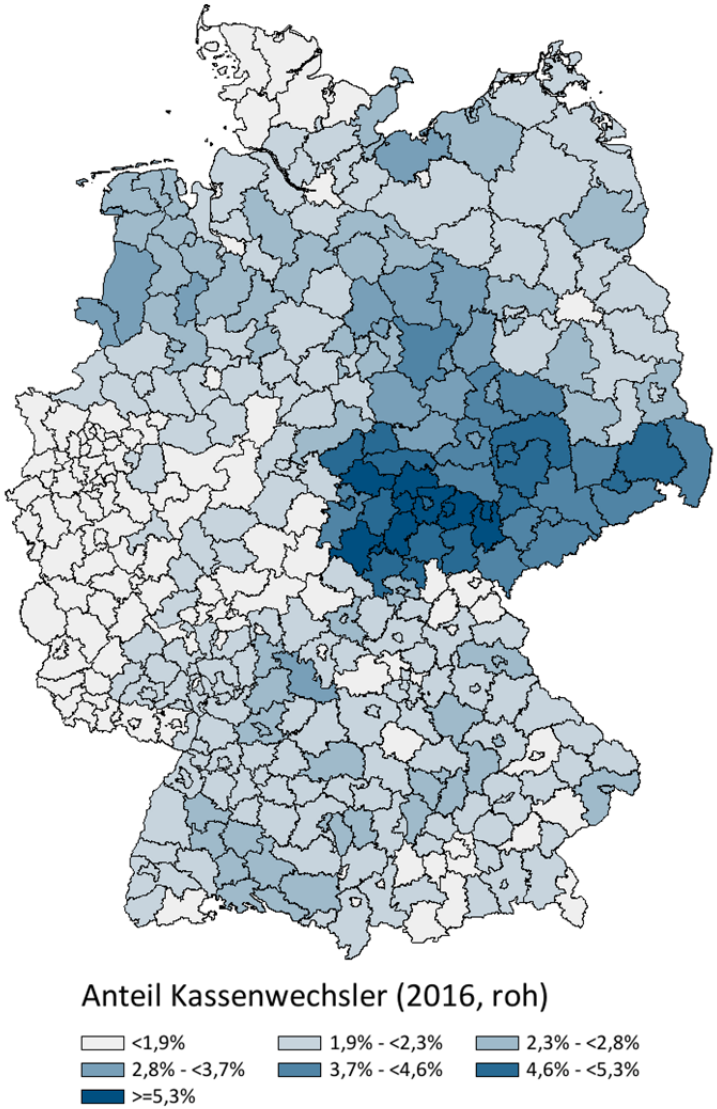
Tabelle 3.4: Krankenkassenwechsler (Kennzahlen 2016)

Anteil Krankenkassenwechsler je Versichertenjahr	roh	standardisiert
Minimum	1,34%	1,43%
1. Quartil	1,86%	1,85%
Median	2,10%	2,08%
3. Quartil	2,39%	2,40%
Maximum	6,08%	6,38%
Interquartilsabstand	0,53%	0,55%
Mittelwert	2,39%	2,43%
Standardabweichung	0,96%	1,05%
Variationskoeffizient	0,40	0,43

Quelle: Auswertung BVA

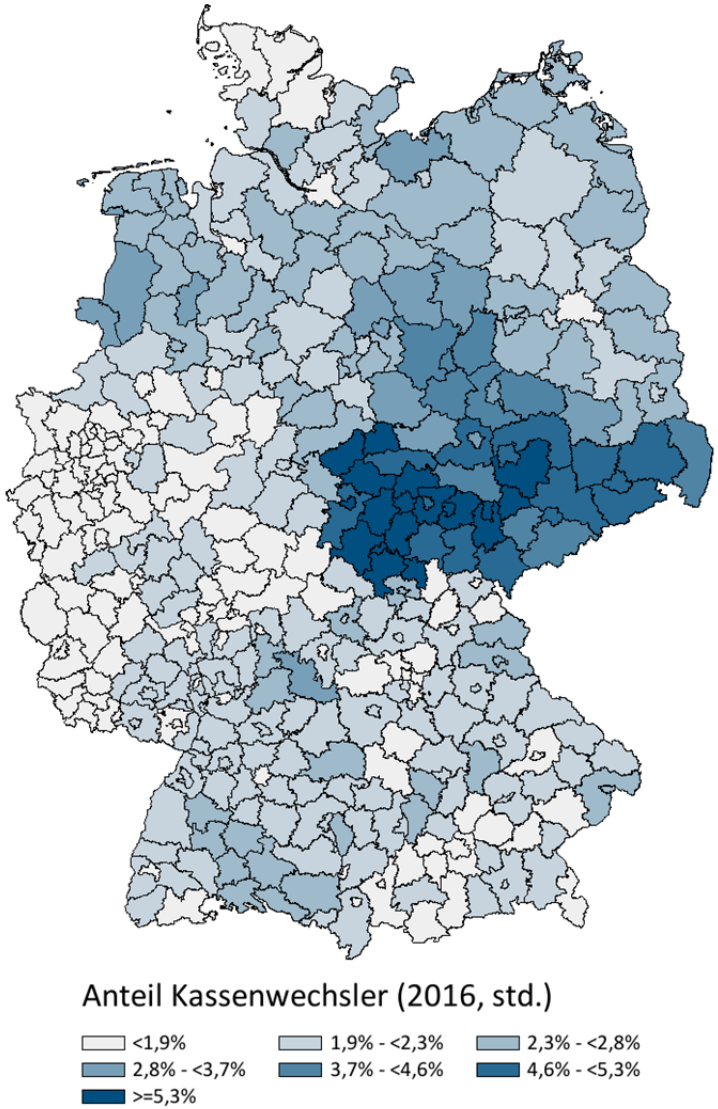
Eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht erhöht die relativ starke regionale Variation des Anteils der Krankenkassenwechsler noch, der Variationskoeffizient steigt von 0,40 auf 0,43. Mit rund einem Prozent wechselten in den saarländischen Kreisen St. Wendel (roh) und Neunkirchen (standardisiert) am wenigsten GKV-Versicherte ihre Krankenkasse, während es mit rund sechs Prozent in den thüringischen Kreisen Weimarer Land (roh) und Saale-Holzland-Kreis (standardisiert) am meisten waren. Auch in der kartografischen Darstellung ist ersichtlich, dass der Anteil der Krankenkassenwechsler im Osten Deutschlands und dort besonders in Thüringen und Sachsen am höchsten ist (vgl. Abbildung 3.7 und Abbildung 3.8).

Abbildung 3.7: Anteil der Krankenkassenwechsler (2016, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.8: Anteil der Krankenkassenwechsler (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.3 Regionale Charakteristika der Versorgungsdaten

3.3.1 Regionale Charakteristika der Diagnosedaten

Im Jahr 2015 betrug die Anzahl an Krankenhausaufenthalten je 1.000 Versichertenjahre im Mittel 259 (vgl. Tabelle 3.5). Im fränkischen Aschaffenburg (roh und standardisiert) waren es mit 196 und 192 Fällen (roh bzw. standardisiert) die wenigsten stationären Aufenthalte, im thüringischen Kreis Suhl (roh) bzw. im rheinland-pfälzischen Zweibrücken (standardisiert) waren es mit 375 bzw. 349 Fällen die meisten Krankenhausaufenthalte je 1.000 Versichertenjahre.

Durch die Alters- und Geschlechtsstandardisierung reduziert sich die regionale Variation der Krankenhausfälle: der Variationskoeffizient sinkt von 0,13 auf 0,11. In der kartografischen Darstellung sowohl der rohen als auch der standardisierten Daten fällt auf, dass vor allem in Baden-Württemberg anteilsmäßig vergleichsweise wenige GKV-Versicherte stationär aufgenommen wurden (vgl. Abbildung 3.9 und Abbildung 3.10).

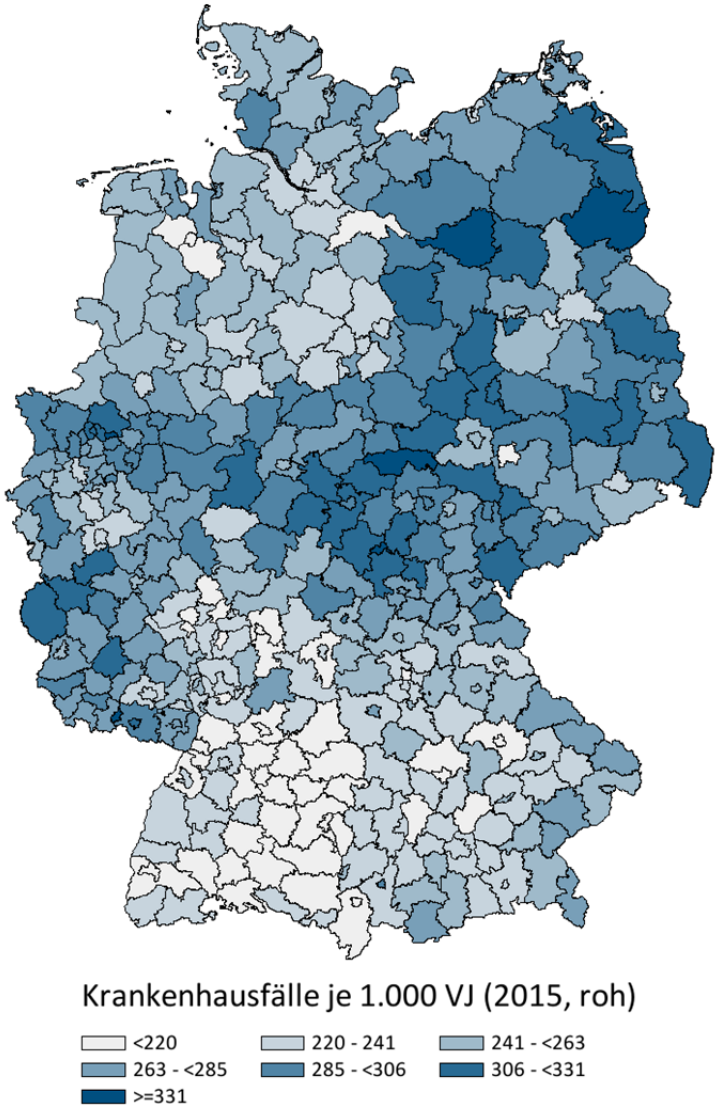
Tabelle 3.5: Krankenhausfälle je 1.000 Versichertenjahre (Kennzahlen 2015)

Krankenhausfälle je 1.000 Versichertenjahre	roh	standardisiert
Minimum	196	192
1. Quartil	231	231
Median	257	250
3. Quartil	283	271
Maximum	375	349
Interquartilsabstand	52	40
Mittelwert	259	251
Standardabweichung	34	27
Variationskoeffizient	0,13	0,11

Quelle: Auswertung BVA

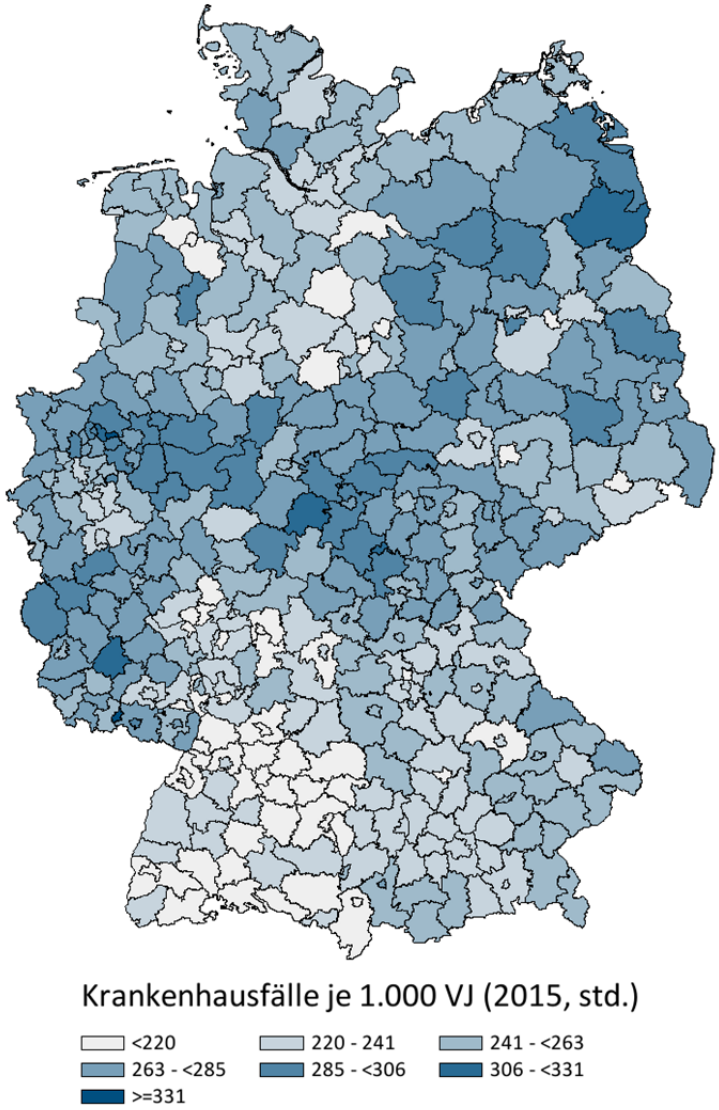
Die regionale Verteilung ausgewählter ambulanter Diagnosen wird im Abschnitt 3.3.2 analysiert.

Abbildung 3.9: Anteil der Krankenhausfälle je 1.000 Versichertenjahre (2015, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.10: Anteil der Krankenhausfälle je 1.000 Versichertenjahre (2015, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.3.2 Exkurs: Entwicklung der Diagnosehäufigkeiten im Zeitverlauf

Im Abschnitt 5.2 *Entwicklung der Diagnosehäufigkeiten* des Sondergutachtens zu den Wirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs vom Wissenschaftlichen Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs waren Diagnosen aufgefallen, bei denen es im Zeitverlauf zu einem sprunghaften Anstieg der Diagnosenennungen kam (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 154ff.). Es musste festgestellt werden, dass solche Auffälligkeiten ohne direkten Nachweis eines manipulativen Vorgehens nur als Indizien für gezielte Beeinflussungen der RSA-Daten angesehen werden können. Im Vergleich mit epidemiologischen Daten konnten – zumindest bei den betrachteten Quartalsprävalenzen im Zeitverlauf – keine Auffälligkeiten festgestellt werden.

Im Folgenden wird die Entwicklung regionaler Diagnosenennungen von einigen dieser Diagnosen im Zeitintervall zwischen 2010 und 2016 dargestellt. Es erfolgt jeweils ein Verweis auf die korrespondierenden Abschnitte des Sondergutachtens. Der Wissenschaftliche Beirat hat die Diagnoseentwicklungen bei weiteren Diagnosen bzw. Diagnosegruppen im Sondergutachten 2017 – und auch in regionaler Hinsicht (auf Kreisebene) im Rahmen der Analysen zu dem vorliegenden Gutachten – untersucht. Im Hinblick auf die Zielsetzung des Gutachtens beschränkt sich der Wissenschaftliche Beirat in diesem Exkurs exemplarisch auf einzelne Diagnosen, sodass nicht alle Untersuchungsergebnisse an dieser Stelle gezeigt werden.

3.3.2.1 Exkurs: Methodik

Die Häufigkeiten der Diagnosenennungen werden jeweils für die Jahre 2010 und 2016 gezählt. Es werden ausschließlich die ambulanten, gesicherten Diagnosen verwendet. Pro Versichertem werden ICD-Kodes, die die betrachtete Diagnose definieren, einmalig berücksichtigt; d.h., sollten sie in zwei oder mehreren Quartalen genannt werden, bleibt es bei der einmaligen Berücksichtigung. Die ermittelten Fallzahlen entsprechen somit einer epidemiologischen Ein-Jahres-Prävalenz der Diagnose im Jahr 2010 und 2016.

Analog zum Sondergutachten 2017 dienten als Datengrundlage für die Zählung von Diagnosenennungen für 2010 die Korrekturmeldungen und für 2016 die Erstmeldungen, da für 2016 noch keine Korrekturmeldungen vorlagen. Die Daten werden auf Kreisebene direkt alters- und geschlechtsstandardisiert. Als Standard dient die GKV-weite Alters- und Geschlechtsverteilung aus 2016. Zudem erfolgt eine Normierung auf 100.000 Versicherte der jeweils als Bezugsgröße dienenden Gesamtversichertenzahl.

Für die Erstellung der Grafiken werden die aktuellen 401 bestehenden Kreise berücksichtigt. Zum Vergleich mit den Analyseergebnissen aus 2010 wurden die Daten aus den damals noch bestehenden zusätzlichen Kreisen zusammengefasst. Im Rahmen dieses Exkurses werden sechs Kategorien für die jeweils betrachteten Diagnosezahlen aus dem Jahr 2016 gebildet. Die Klassifizierung erfolgt gemäß der Methodik der so genannten *natürlichen Brüche* nach Jenks *et al.* (vgl. Abschnitt 3.1). Zur

besseren Vergleichbarkeit wird diese Klasseneinteilung auch auf die Daten des Jahres 2010 angewendet. Da sich die Nennungen der dargestellten Diagnosen – zumindest in einigen Kreisen – vervielfacht haben, ist die höchste Kategorie für das Jahr 2010 in einigen Analysen nicht besetzt. In diesen Fällen wird diese Klasse für das Jahr 2010 in der Abbildungslegende als *>=Wert* und nicht, wie im Falle einer Besetzung der Klasse, mit *unterer Intervallwert - Maximalwert* dargestellt. Da die niedrigste Kategorie sowohl in 2010 als auch 2016 immer besetzt ist (auch der Wert Null wäre gültig), wird hier der jeweilige Minimalwert (Kreis mit niedrigstem Wert in 2010 bzw. 2016) abgebildet: *Minimalwert - <unterer Wert der nächst höheren Kategorie*.

3.3.2.2 Exkurs: Diabetes mellitus/Diabetisches Fußsyndrom

Der Diabetes mellitus Typ 1 und 2 wird im Sondergutachten im Abschnitt 5.2.5 (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 167f.) abgehandelt. Die folgende Tabelle 3.6 zeigt die zugehörigen ICD-Kodes.

Tabelle 3.6: Exkurs: ICD-Kodes *Diabetes mellitus*

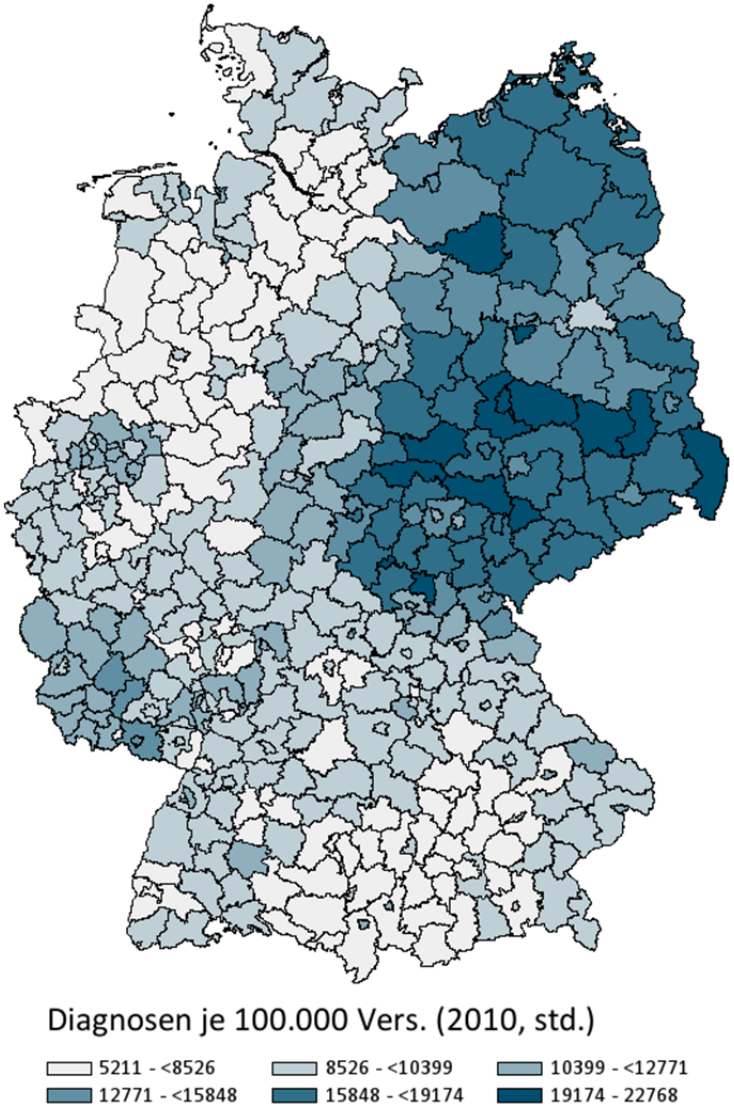
ICD-Kode	ICD-Bezeichnung
E10.-	Diabetes mellitus, Typ 1; [vor 2014]: Primär insulinabhängiger Diabetes mellitus [Typ-1-Diabetes]
E11.-	Diabetes mellitus, Typ 2; [vor 2014]: Nicht primär insulinabhängiger Diabetes mellitus [Typ-2-Diabetes]
E12.-	Diabetes mellitus in Verbindung mit Fehl- oder Mangelernährung [Malnutrition]
E13.-	Sonstiger näher bezeichneter Diabetes mellitus
E14.-	Nicht näher bezeichneter Diabetes mellitus

Quelle: Darstellung BVA

Abbildung 3.11 und Abbildung 3.12 zeigen die Entwicklung der entsprechenden Diagnosenennungen.

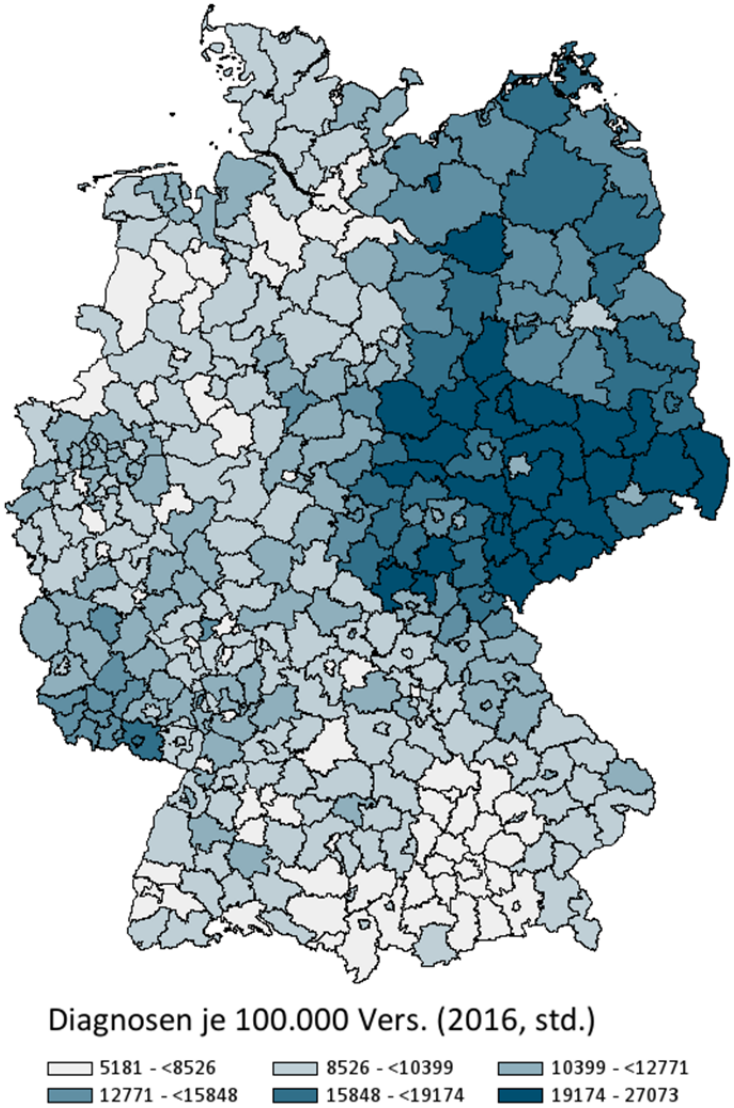
Es leiden kreisbezogen 5,2 bis 27,1 % der Versicherten an einem Diabetes mellitus. Bundesweit sind die Diagnosenennungen zum Diabetes mellitus kreisbezogen von 2010 bis 2016 im Minimum um 20 % gefallen. Im Maximum erfolgte ein Anstieg um den Faktor 1,8. Es zeigt sich somit eine geringe Dynamik. Im Kontrast hierzu steht die Entwicklung der Diagnosenennungen zum Diabetischen Fußsyndrom.

Abbildung 3.11: Exkurs: Ambulante *Diabetes mellitus* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.12: Exkurs: Ambulante *Diabetes mellitus* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Das diabetische Fußsyndrom wird im Sondergutachten im Abschnitt 4.4.5.3 (vgl. Drösler *et al.* 2017 S. 170f.) abgehandelt. Die folgende Tabelle 3.7 zeigt die zugehörigen ICD-Kodes.

Tabelle 3.7: Exkurs: ICD-Kodes *Diabetisches Fußsyndrom*

ICD-Kode	ICD-Bezeichnung
E10.74	[Diabetes mellitus Typ 1] Mit diabetischem Fußsyndrom, nicht als entgleist bezeichnet
E10.75	[Diabetes mellitus Typ 1] Mit diabetischem Fußsyndrom, als entgleist bezeichnet
E11.74	[Diabetes mellitus Typ 2] Mit diabetischem Fußsyndrom, nicht als entgleist bezeichnet
E11.75	[Diabetes mellitus Typ 2] Mit diabetischem Fußsyndrom, als entgleist bezeichnet

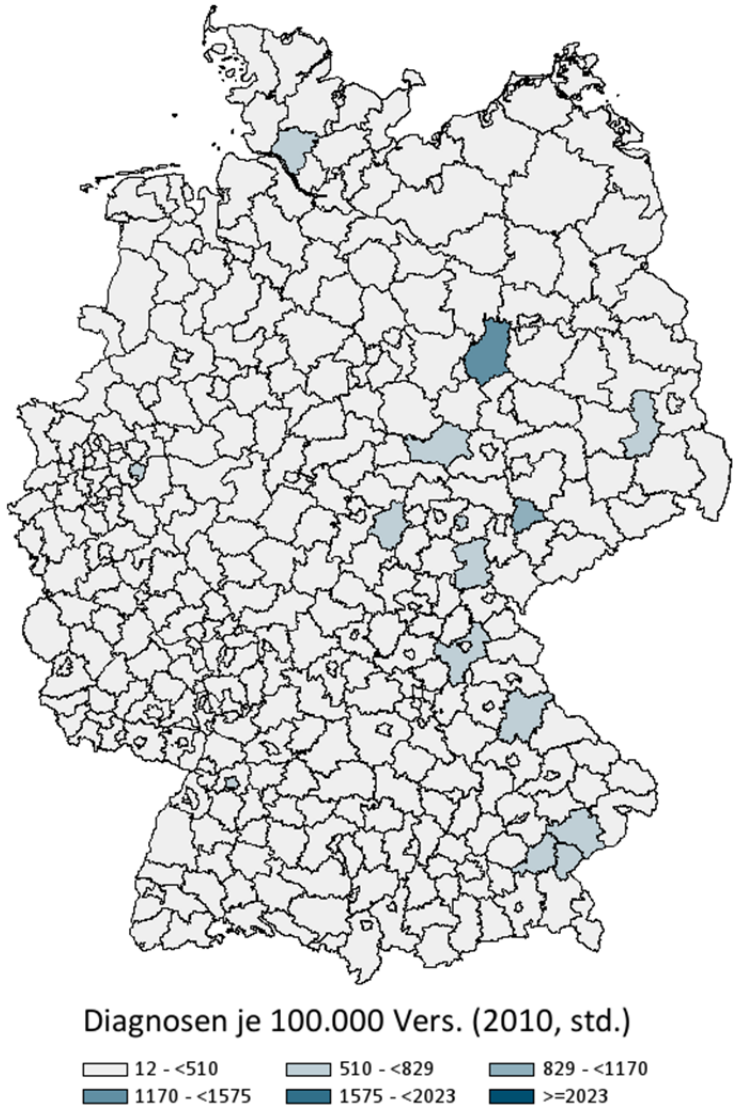
Quelle: Darstellung BVA

Abbildung 3.13 und Abbildung 3.14 zeigen die Entwicklung der entsprechenden Diagnosenennungen. Maximal leiden 2,6 % aller Versicherten eines Kreises an einem diabetischen Fußsyndrom bzw. ist für diese Versicherten mindestens einmal in 2016 ein diabetisches Fußsyndrom als eine gesicherte ambulante Diagnose kodiert worden. Die schon im Sondergutachten dargestellten Daten aus epidemiologischen Studien führen zu einer bundesweiten Schätzung der Häufigkeit eines diabetischen Fußes auf zwei bis zehn Prozent der Versicherten, die einen bestehenden Diabetes mellitus haben (vgl. Teichmann und Sabo 2009; Morbach *et al.* 2012). Nach der GEDA-Studie (vgl. Robert Koch-Institut 2015; Heidemann und Scheidt-Nave 2017) liegt bei ca. neun Prozent der deutschen Bevölkerung ein Diabetes mellitus vor (Frauen: 8,5 bis 10,2 %; Männer: 7,5 bis 9,0 %). Somit würden ca. 0,2 bis 0,9 % der Versicherten, die an einem diabetischen Fußsyndrom leiden, einer Rate von 200 bis 900 pro 100.000 Versicherten entsprechen. Insofern wären auf den ersten Blick die in einigen Kreisen erreichten bereits altersstandardisierten Diagnosenennungen von 1.575 bis 2.681 pro 100.00 Versicherten (Umfang der oberen zwei Intervalle in 2016) als auffällig hoch zu bewerten, wenn hierbei die regional unterschiedliche Prävalenz des Diabetes mellitus nicht berücksichtigt wird. Die relativen Diagnosehäufigkeiten sind kreisbezogen von 2010 bis 2016 im Minimum um 30 % gefallen. Im Maximum erfolgte ein Anstieg um den Faktor 49.

Da in einzelnen Kreisen die Häufigkeit der Diagnosenennung von Diabetes mellitus Typ 1 und 2 bei bis zu 27 % der GKV-Versicherten liegt, sind Diagnosenennungen zum diabetischen Fuß von bis zu 2,6 % der Versicherten mit den epidemiologischen Schätzungen zur Morbiditätsrate des diabetischen Fußes vereinbar (bis zu zehn Prozent), sodass die o.g. Diagnoseraten zum Diabetischen Fuß plausibel erscheinen.

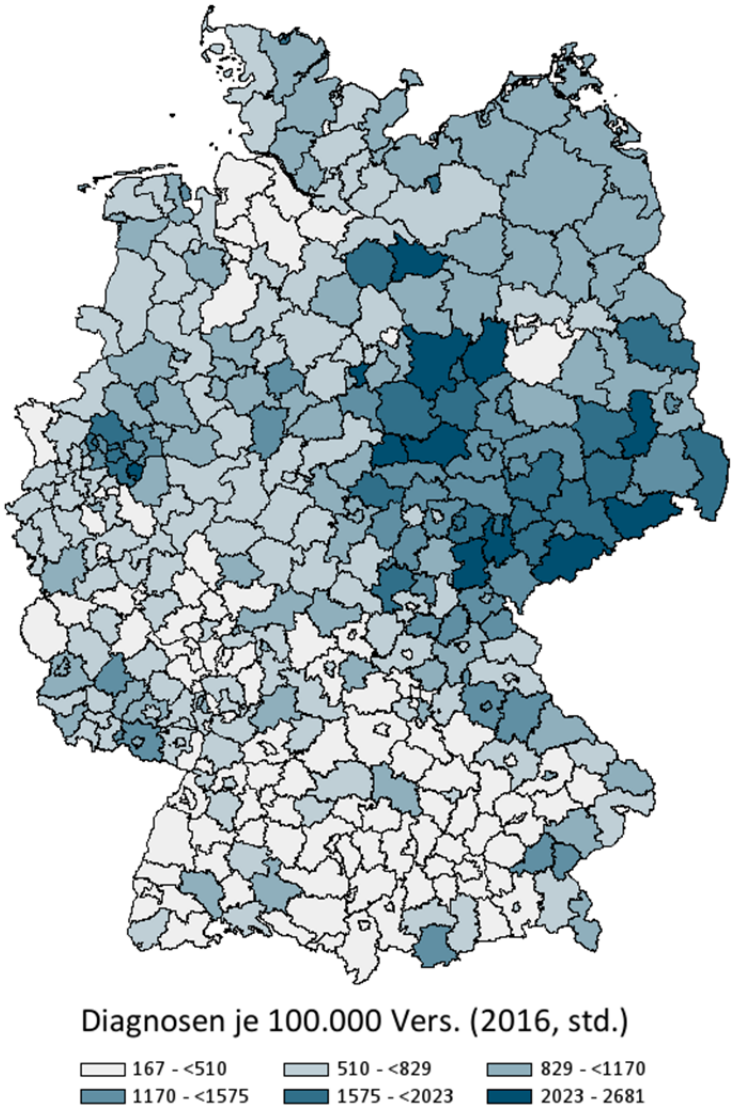
Allerdings sind bereits im Jahr 2010 ähnlich hohe Diabetes-Prävalenzen insbesondere in vielen Kreisen der neuen Länder zu beobachten.

Abbildung 3.13: Exkurs: Ambulante *Diabetisches Fußsyndrom* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.14: Exkurs: Ambulante *Diabetisches Fußsyndrom* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.3.2.3 Exkurs: Chronischer Schmerz

Die Diagnosehäufigkeiten des chronischen Schmerzes (Krankheit 85, MG 252/253) werden im Sondergutachten im Abschnitt 5.2.7 (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 179ff.) untersucht. Die folgende Tabelle 3.8 zeigt die zugehörigen ICD-Kodes.

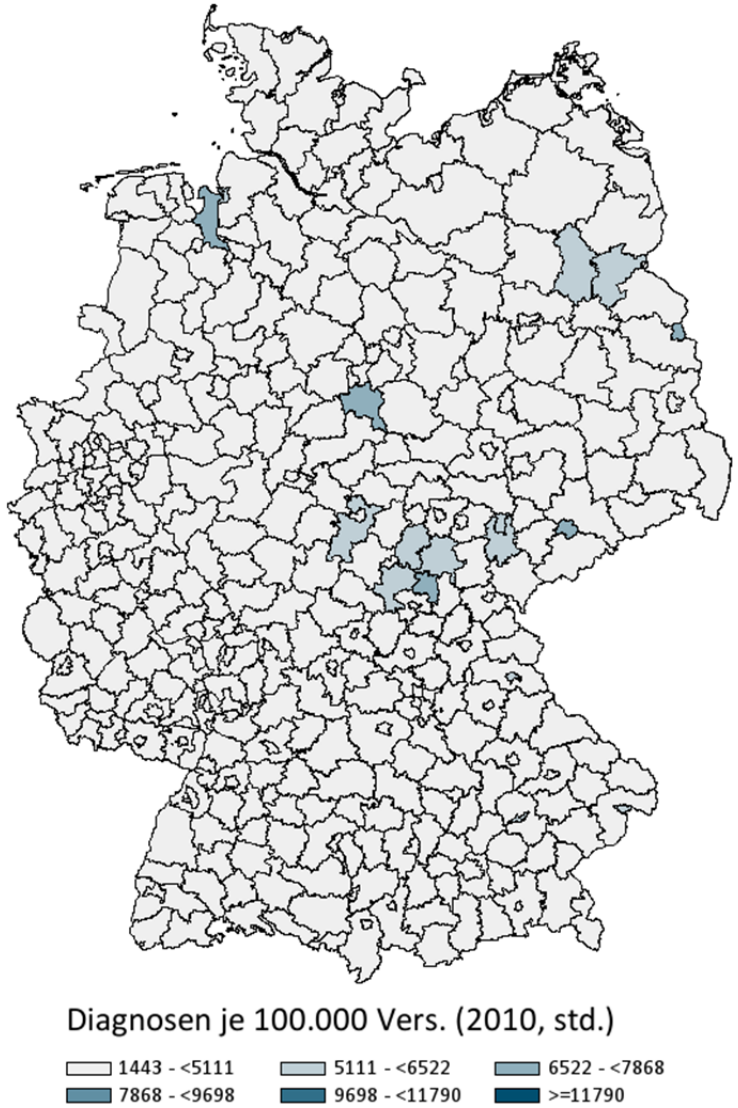
Tabelle 3.8: Exkurs: ICD-Kodes *Chronischer Schmerz*

ICD-Kode	ICD-Bezeichnung
F45.4	Anhaltende Schmerzstörung
F45.40	Anhaltende somatoforme Schmerzstörung
F45.41	Chronische Schmerzstörung mit somatischen und psychischen Faktoren
R52.1	Chronischer unbeeinflussbarer Schmerz
R52.2	Sonstiger chronischer Schmerz

Quelle: Darstellung BVA

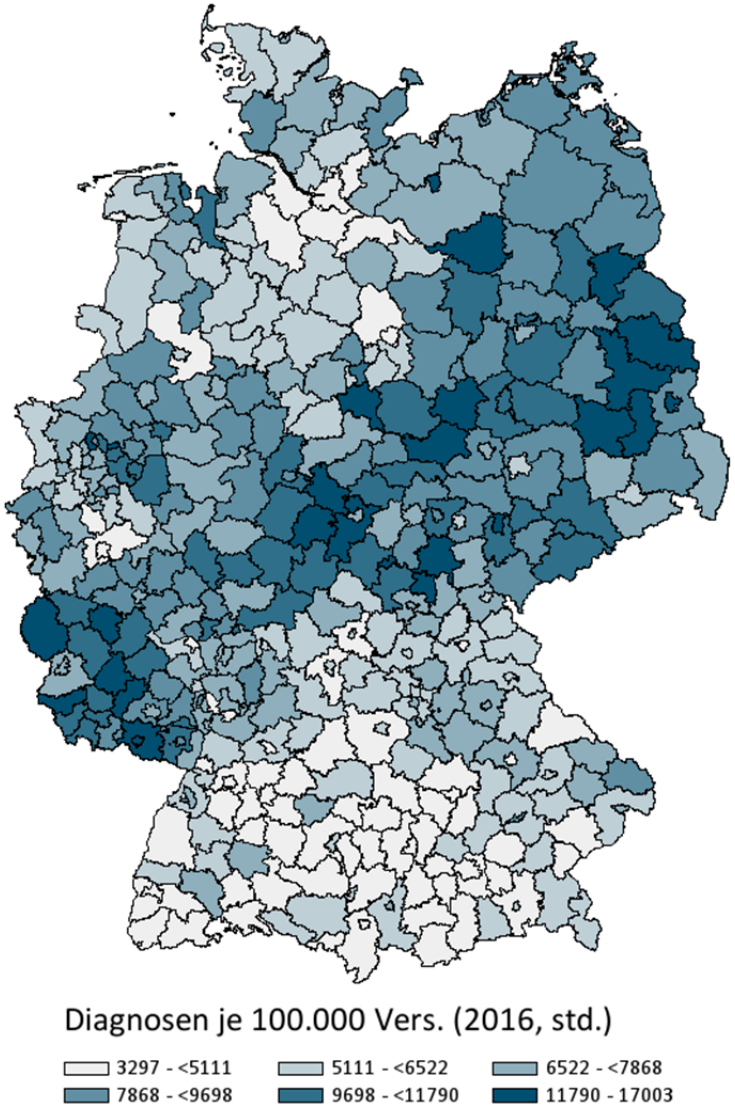
Abbildung 3.15 und Abbildung 3.16 zeigen die Entwicklung der entsprechenden Diagnosenennungen. Maximal leiden 27 % der Versicherten eines Kreises an chronischen Schmerzen bzw. ist für diese Versicherten mindestens einmal in 2016 chronischer Schmerz als eine gesicherte ambulante Diagnose kodiert worden. Die schon im Sondergutachten dargestellten Daten aus epidemiologischen Studien liefern sehr unterschiedliche Schätzungen, eine bereits ältere Übersichtsarbeit beschreibt hierzu eine Prävalenz von zehn bis über 40 % (vgl. Nickel und Raspe 2001). Die Quantität der vorliegenden Diagnosenennungen erscheint dementsprechend plausibel, allerdings bestehen erhebliche Unterschiede zwischen den Kreisen. Die Diagnosenennungen sind kreisbezogen von 2010 bis 2016 im Minimum um den Faktor 1,2 und im Maximum um den Faktor 5,6 angestiegen.

Abbildung 3.15: Exkurs: Ambulante *Chronischer Schmerz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.16: Exkurs: Ambulante *Chronischer Schmerz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.3.2.4 Exkurs: Adipositas mit einem BMI von mindestens 35 kg/m²

Die Adipositas mit einem Body Mass Index (BMI) von mindestens 35 kg/m² wird im Sondergutachten im Abschnitt 5.2.8 (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 184ff.) untersucht. Die folgende Tabelle 3.9 zeigt die zugehörigen ICD-Kodes.

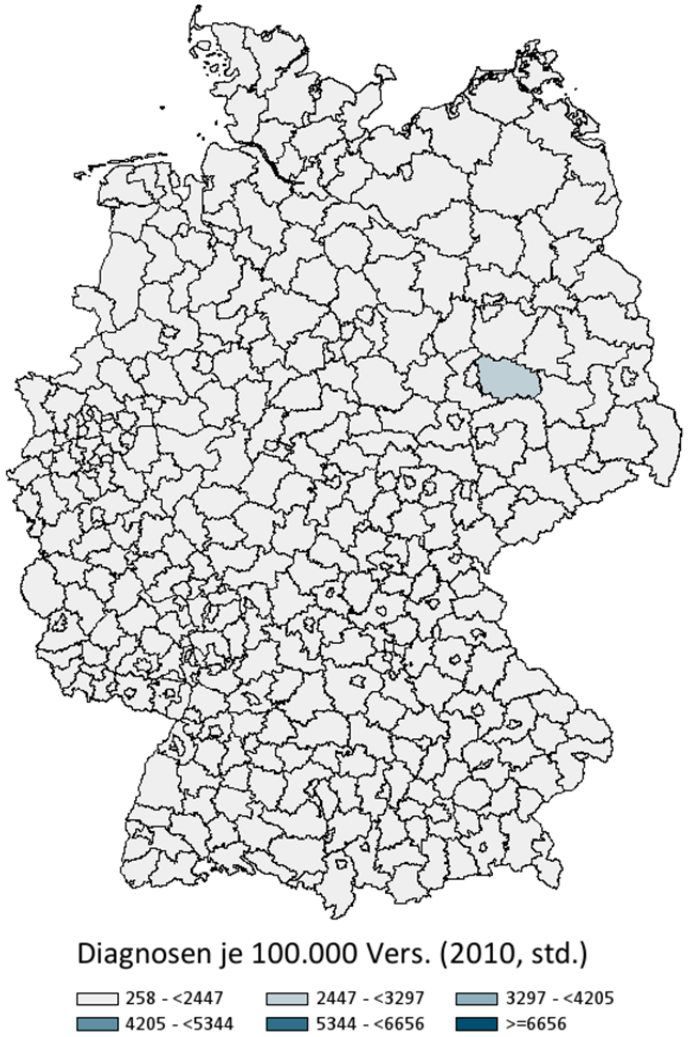
Abbildung 3.17 und Abbildung 3.18 zeigen die Entwicklung der entsprechenden Diagnosenennungen. Maximal leiden 10,6 % der Versicherten eines Kreises an einer Adipositas mit BMI mindestens 35 kg/m² bzw. ist für diese Versicherten mindestens einmal in 2016 eine Adipositas mit BMI mindestens 35 kg/m² als eine gesicherte ambulante Diagnose kodiert worden. Die schon im Sondergutachten dargestellten Daten aus der Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland (vgl. Mensink 2013), schätzt die Prävalenz der Adipositas II (35,0 bis unter 40,0 kg/m²) für die Erhebungsjahre 2008 bis 2011 im Mittel auf 5,2 % bei Frauen und 3,9 % bei Männern sowie für eine Adipositas Grad III (40,0 kg/m² und mehr) auf 2,8 % bei Frauen und 1,2 % bei Männern. Demnach läge die Prävalenz der Adipositas mit BMI mindestens 35 kg/m² im Mittel bei acht Prozent der Frauen und 5,1 % der Männer. Im obersten Intervall in 2016 liegen die Prävalenzwerte bei 6,7 bis 10,6 %. Diese Werte liegen zwar höher als die mittleren epidemiologischen Werte, erscheinen aber noch plausibel (überdurchschnittliche Prävalenz in bestimmten Kreisen). Die Diagnosenennungen sind kreisbezogen von 2010 bis 2016 im Minimum um den Faktor 1,9 und im Maximum um den Faktor 41 angestiegen.

Tabelle 3.9: Exkurs: ICD-Kodes *Adipositas mit einem BMI von mindestens 35 kg/m²*

ICD-Kode	ICD-Bezeichnung
E66.01	Adipositas durch übermäßige Kalorienzufuhr: Body-Mass-Index [BMI] von 35 bis unter 40
E66.02	Adipositas durch übermäßige Kalorienzufuhr: Body-Mass-Index [BMI] von 40 und mehr
E66.11	Arzneimittelinduzierte Adipositas: Body-Mass-Index [BMI] von 35 bis unter 40
E66.12	Arzneimittelinduzierte Adipositas: Body-Mass-Index [BMI] von 40 und mehr
E66.21	Übermäßige Adipositas mit alveolärer Hypoventilation: Body-Mass-Index [BMI] von 35 bis unter 40
E66.22	Übermäßige Adipositas mit alveolärer Hypoventilation: Body-Mass-Index [BMI] von 40 und mehr
E66.81	Sonstige Adipositas: Body-Mass-Index [BMI] von 35 bis unter 40
E66.82	Sonstige Adipositas: Body-Mass-Index [BMI] von 40 und mehr
E66.91	Adipositas, nicht näher bezeichnet: Body-Mass-Index [BMI] von 35 bis unter 40
E66.92	Adipositas, nicht näher bezeichnet: Body-Mass-Index [BMI] von 40 und mehr

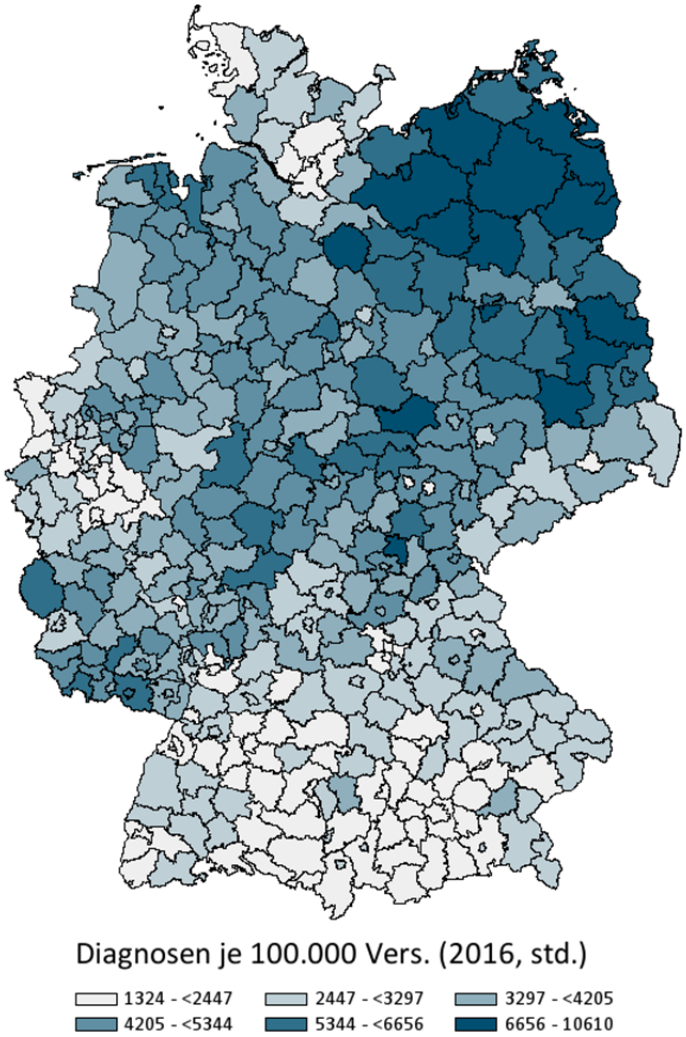
Quelle: Darstellung BVA

Abbildung 3.17: Exkurs: Ambulante *Adipositas mit einem BMI von mindestens 35 kg/m²* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.18: Exkurs: Ambulante *Adipositas mit einem BMI von mindestens 35 kg/m²* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.3.2.5 Exkurs: Chronische respiratorische Insuffizienz

Die Chronische respiratorische Insuffizienz wird im Sondergutachten im Abschnitt 5.2.13 (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 200ff.) abgehandelt. Die folgende Tabelle 3.10 zeigt die zugehörigen ICD-Kodes.

Tabelle 3.10: Exkurs: ICD-Kodes *Chronisch respiratorische Insuffizienz*

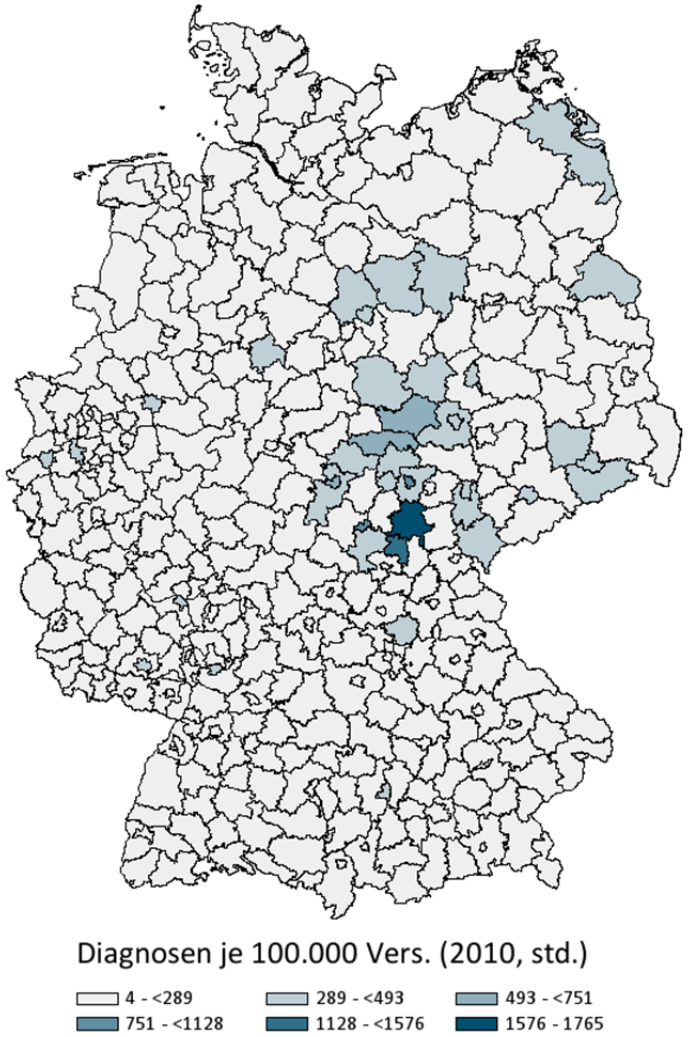
ICD-Kode	ICD-Bezeichnung
J96.1	Chronische respiratorische Insuffizienz, anderenorts nicht klassifiziert
J96.10	Typ I [hypoxisch]
J96.11	Typ II [hyperkapnisch]
J96.19	Typ nicht näher bezeichnet

Quelle: Darstellung BVA

Abbildung 3.19 und Abbildung 3.20 zeigen die Entwicklung der entsprechenden Diagnosenennungen. Maximal leiden drei Prozent der Versicherten eines Kreises an einer chronischen respiratorischen Insuffizienz bzw. ist für diese Versicherten mindestens einmal in 2016 eine chronische respiratorische Insuffizienz als eine gesicherte ambulante Diagnose kodiert worden. Wie schon im Sondergutachten dargelegt wurde, liegen für diese Diagnose keine aussagekräftigen epidemiologischen Daten vor. Die Spannweite der Häufigkeit der Diagnosenennungen ist auffällig groß. Der Kreis mit der niedrigsten Häufigkeit hat den Wert 0,049 %. Es ergibt sich ein Unterschied um den Faktor 60 zwischen der niedrigsten und höchsten Häufigkeit auf Kreisebene.

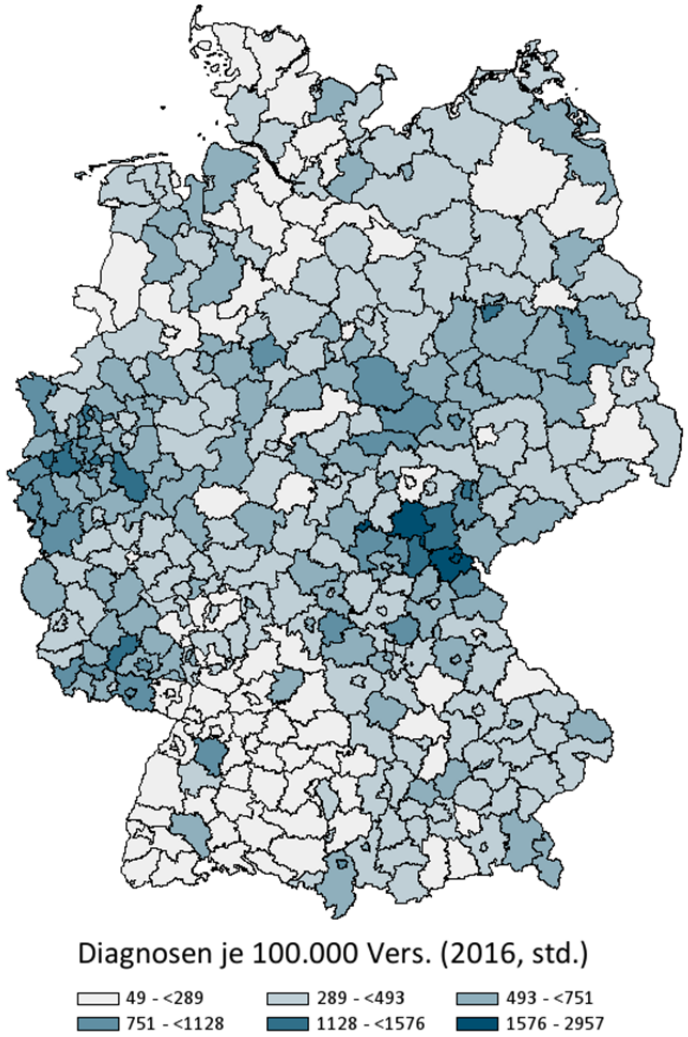
Die Diagnosenennungen sind kreisbezogen von 2010 bis 2016 im Minimum um 80 % gefallen. Im Maximum erfolgte ein Anstieg um den Faktor 154.

Abbildung 3.19: Exkurs: Ambulante *Chronische respiratorische Insuffizienz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2010, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.20: Exkurs: Ambulante *Chronische respiratorische Insuffizienz* Diagnosen je 100.000 Versicherte (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.3.2.6 Exkurs: Fazit

Im Rahmen des Exkurses wurden die altersstandardisierten Häufigkeiten einzelner Diagnosen analysiert, bei denen sich im Sondergutachten deutliche Häufigkeitsanstiege im Zeitverlauf gezeigt haben. Diese sind erwartungsgemäß auch bei regionaler Betrachtung bei einem Vergleich zwischen den Jahren 2010 und 2016 reproduzierbar. Dabei ist der Häufigkeitsanstieg der Diagnosenennungen zwischen den Kreisen z.T. extrem unterschiedlich. Für die chronischen Erkrankungen Diabetes mellitus bzw. diabetisches Fußsyndrom und respiratorische Insuffizienz liegt nahe, dass auch deutlich unterschiedliche regionale Erkrankungsprävalenzen für die erheblichen regionalen Unterschiede in den Diagnoseraten mit ursächlich sind. Vergleichbare regionale Verteilungsmuster für Krankenhaushauptdiagnosen dieser Erkrankungen aus 2011 beschreiben Pollmanns *et al.* 2018. Hinsichtlich der Erkrankungen chronischer Schmerz und Adipositas kann kaum auf epidemiologisches Datenmaterial für eine vergleichende Beurteilung zurückgegriffen werden. Für diese beiden Zustände ist auffällig, dass im Jahr 2016 ihr regionales Verteilungsmuster sehr ähnlich ist (vgl. Abbildung 3.16 und Abbildung 3.18). Dies könnte entweder bedeuten, dass in den Regionen mit hohen Diagnoseraten eine besondere Sensibilisierung für die Dokumentation dieser Erkrankungen vorliegt oder aber weitere Faktoren vorhanden sind, die ein gehäuftes Auftreten dieser Krankheiten begünstigen. Denkbar ist auch, dass sich beide Effekte ergänzen.

Schließlich ist auch davon auszugehen, dass die festgestellten regionalen Unterschiede in den Diagnosenennungen im Zeitverlauf nicht zuletzt aus den regional unterschiedlichen Versorgungsstrukturen (z.B. unterschiedliche Facharztdichte, Medizinische Versorgungszentren etc.), die sich ebenfalls im Zeitverlauf ändern, resultieren. In seinem Sondergutachten hat der Wissenschaftliche Beirat festgestellt, dass die Anstiege der Diagnosehäufigkeiten Maßnahmen zur Beeinflussung des Kodierverhaltens wahrscheinlich erscheinen lassen (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 205). Die vorliegenden Ergebnisse auf kleinräumiger Ebene, mit beobachteten regionalen Unterschieden im Jahr 2016 können diese Vermutung jedoch weder ausschließen noch bestätigen. Um Dokumentationseffekte bei der Berechnung der RSA-Zuweisungen weitgehend auszuschließen hat der Wissenschaftliche Beirat im Abschnitt Manipulationsresistenz des Sondergutachtens verschiedene Empfehlungen vorgestellt (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 470ff.).

3.3.3 Regionale Charakteristika der Verordnungsdaten

Über alle Kreise lag der mittlere Anteil der Versicherten, die im Jahr 2015 (mindestens) eine Arzneimittelverordnung zu Lasten der GKV in einer Apotheke eingelöst haben, bei rund 76 % (vgl. Tabelle 3.11).

Tabelle 3.11: Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung (Kennzahlen 2015)

Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung	roh	standardisiert
Minimum	68,78%	70,15%
1. Quartil	74,74%	74,83%
Median	76,77%	76,42%
3. Quartil	78,46%	77,72%
Maximum	82,90%	81,88%
Interquartilsabstand	3,72%	2,89%
Mittelwert	76,44%	76,18%
Standardabweichung	2,65%	2,06%
Variationskoeffizient	0,03	0,03

Quelle: Auswertung BVA

In den bayerischen Kreisen München (69 %, roh) bzw. Starnberg (70 %, standardisiert) lag der Anteil an Versicherten mit mindestens einer Verordnung im Jahr 2015 am niedrigsten, im rheinland-pfälzischen Kreis Kusel (83 % roh und 82 % standardisiert) war der Anteil am höchsten. Die Standardisierung nach Alter und Geschlecht bewirkt in der kartografischen Darstellung eine leichte Reduktion des Anteils der Versicherten mit mindestens einer Verordnung im Osten Deutschlands (vgl. Abbildung 3.21 und Abbildung 3.22), die regionale Variation bleibt für die rohen und standardisierten Daten insgesamt jedoch vergleichbar (Variationskoeffizient 0,03).

Im Jahr 2015 erhielten die GKV-Versicherten im Durchschnitt zehn Verordnungen je Versichertenjahr (vgl. Tabelle 3.12). Mit rund sieben Verordnungen je Versichertenjahr wurde im Kreis Landsberg am Lech in Sachsen-Anhalt (roh) bzw. im bayerischen Kreis Starnberg (standardisiert) am wenigsten verordnet. Die meisten Verordnungen wurden an Versicherte im Kreis Schwerin in Mecklenburg-Vorpommern (roh, 13 Verordnungen) bzw. im nordrhein-westfälischen Kreis Gelsenkirchen (standardisiert, 11 Verordnungen) abgegeben. Die Standardisierung nach Alter und Geschlecht erklärt knapp ein Drittel der Variation in der regionalen Verteilung der Verordnungszahlen (der Variationskoeffizient sinkt von 0,11 auf 0,08). Die kartografische Abbildung der Anzahl der Verordnungen zeigt, dass sich nach Standardisierung insbesondere die hohen Werte im Osten Deutschlands deutlich verringern (vgl. Abbildung 3.23 und Abbildung 3.24).

Im Jahr 2015 wurden je Versichertenjahr im Mittel über alle Kreise 581 Tagesdosen (daily defined doses, DDDs) verordnet. Am wenigsten definierte Tagesdosen wurden in den bayerischen Kreisen Freising (407 DDDs, roh) bzw. Starnberg (411 DDDs, standardisiert) verordnet, am meisten in Mecklenburg-Vorpommern im Kreis Schwerin (912 DDDs, roh) bzw. im Kreis Vorpommern-Greifswald (692 DDDs, standardisiert).

Tabelle 3.12: Anzahl der Verordnungen je Versichertenjahr (Kennzahlen 2015)

Anzahl Verordnungen je Versichertenjahr	roh	standardisiert
Minimum	6,9	7,0
1. Quartil	8,8	8,7
Median	9,7	9,2
3. Quartil	10,3	9,7
Maximum	13,0	11,4
Interquartilsabstand	1,5	1,0
Mittelwert	9,6	9,2
Standardabweichung	1,1	0,8
Variationskoeffizient	0,11	0,08

Quelle: Auswertung BVA

Tabelle 3.13: Anzahl der DDDs je Versichertenjahr (Kennzahlen 2015)

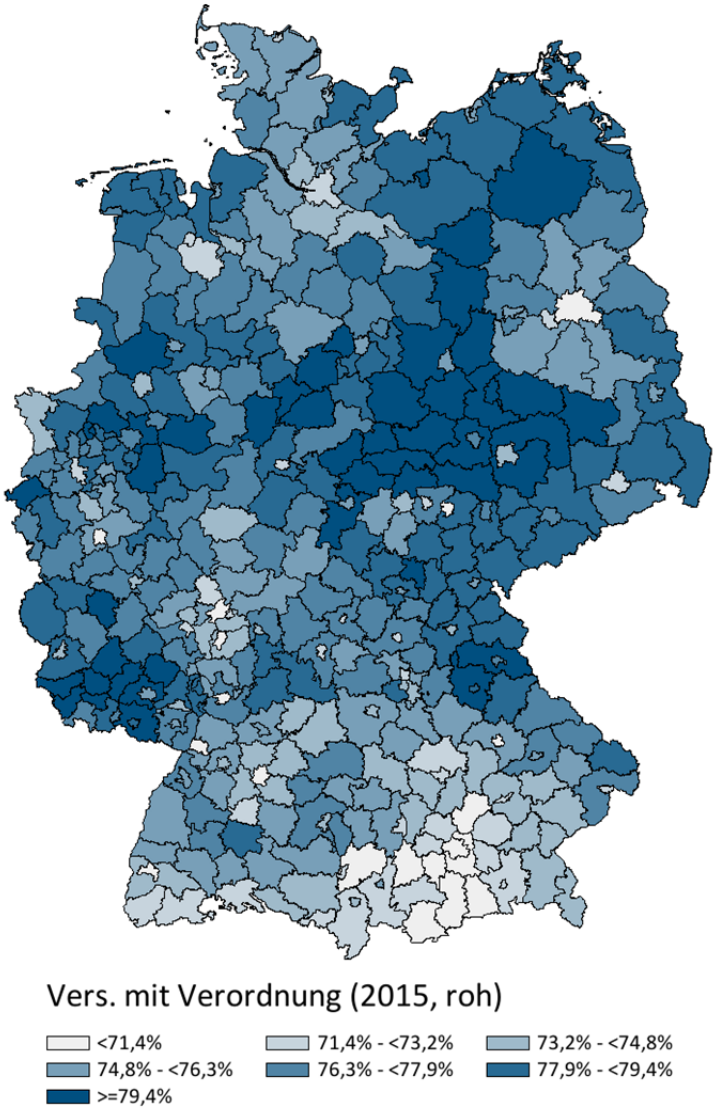
DDDs je Versichertenjahr	roh	standardisiert
Minimum	407	411
1. Quartil	512	523
Median	574	556
3. Quartil	638	584
Maximum	912	692
Interquartilsabstand	126	61
Mittelwert	581	552
Standardabweichung	90	49
Variationskoeffizient	0,15	0,09

Quelle: Auswertung BVA

Während eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht den Anteil der Versicherten mit mindestens einer Verordnung kaum verändert (vgl. Tabelle 3.11), erklärt sie ca. ein Drittel der regionalen Varianz in der Anzahl der Verordnungen (vgl. Tabelle 3.12) und 40 % der Varianz in der Menge der DDDs (Rückgang des Variationskoeffizienten von 0,15 auf 0,09, vgl. Tabelle 3.13).

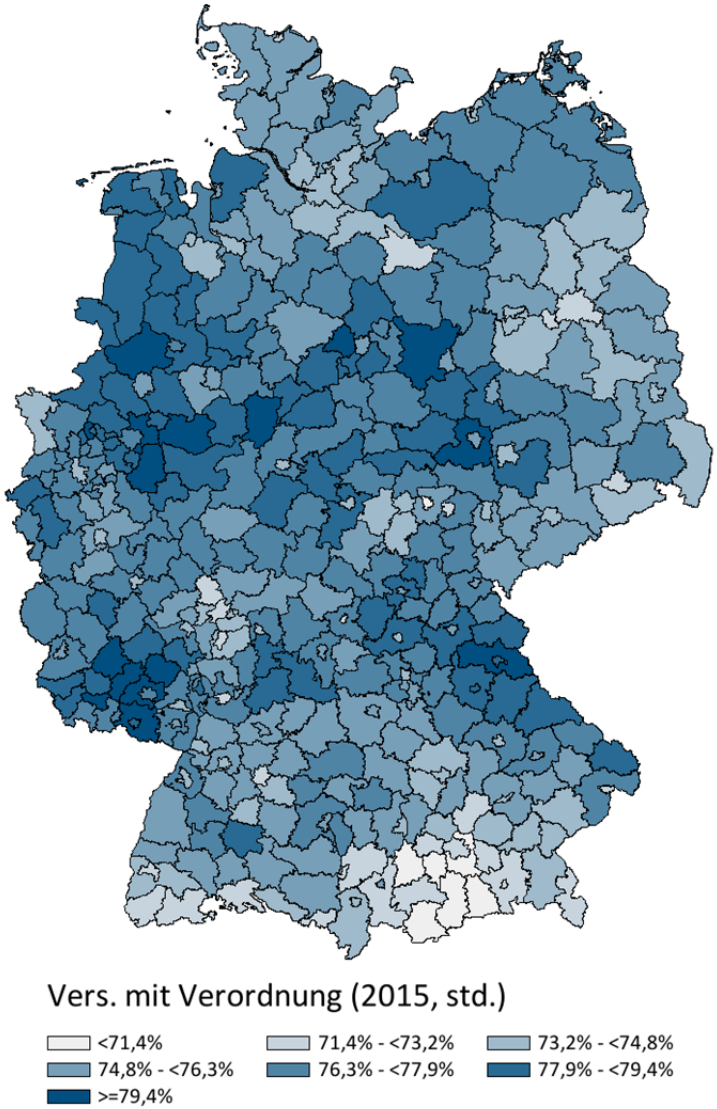
Die in den Rohdaten auffällig hohe Menge an DDDs je Versichertenjahr in den östlichen Bundesländern wird durch eine Standardisierung der Daten nach Alter und Geschlecht deutlich abgesenkt (vgl. Abbildung 3.25 und Abbildung 3.26). Sowohl der Anteil der Versicherten mit mindestens einer Verordnung, als auch die Anzahl der Verordnungen und die Höhe der DDDs sind im Süden Deutschlands am geringsten.

Abbildung 3.21: Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung (2015, roh)



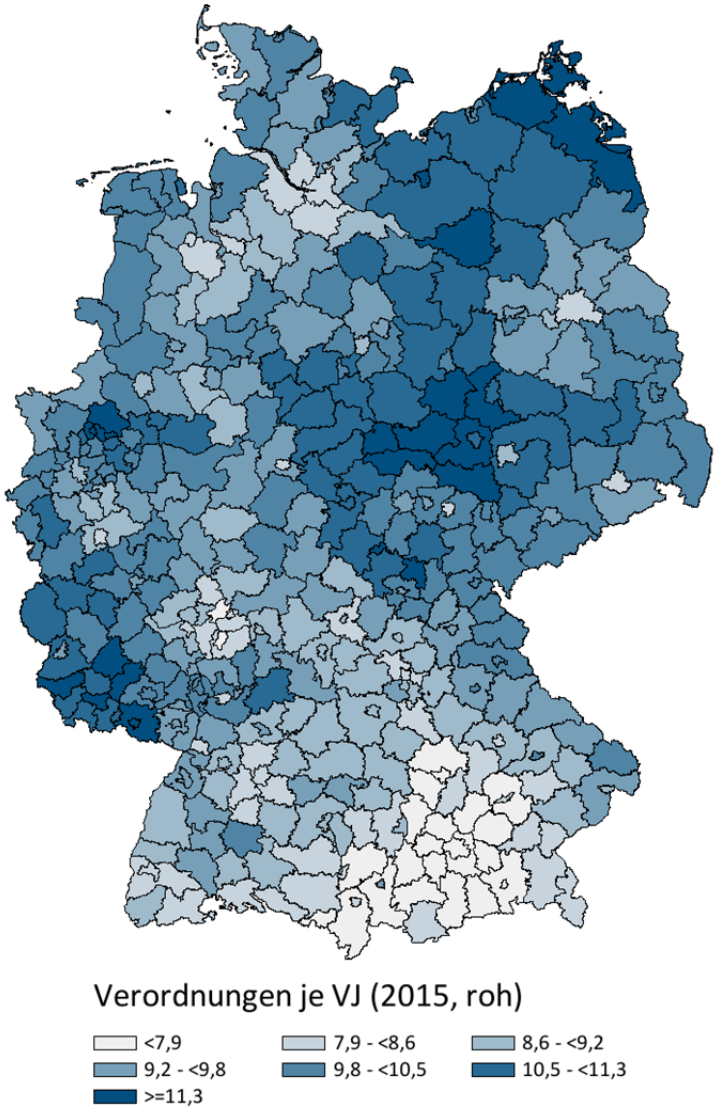
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.22: Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung (2015, standardisiert)



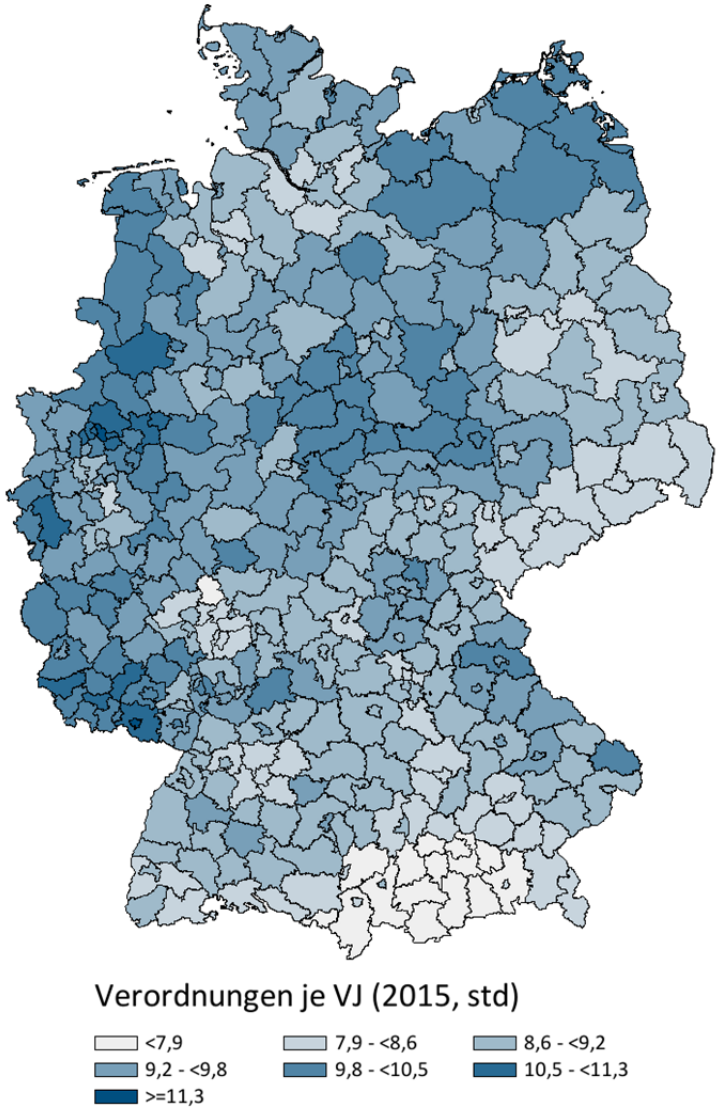
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.23: Anzahl der Verordnungen je Versichertenjahr (2015, roh)



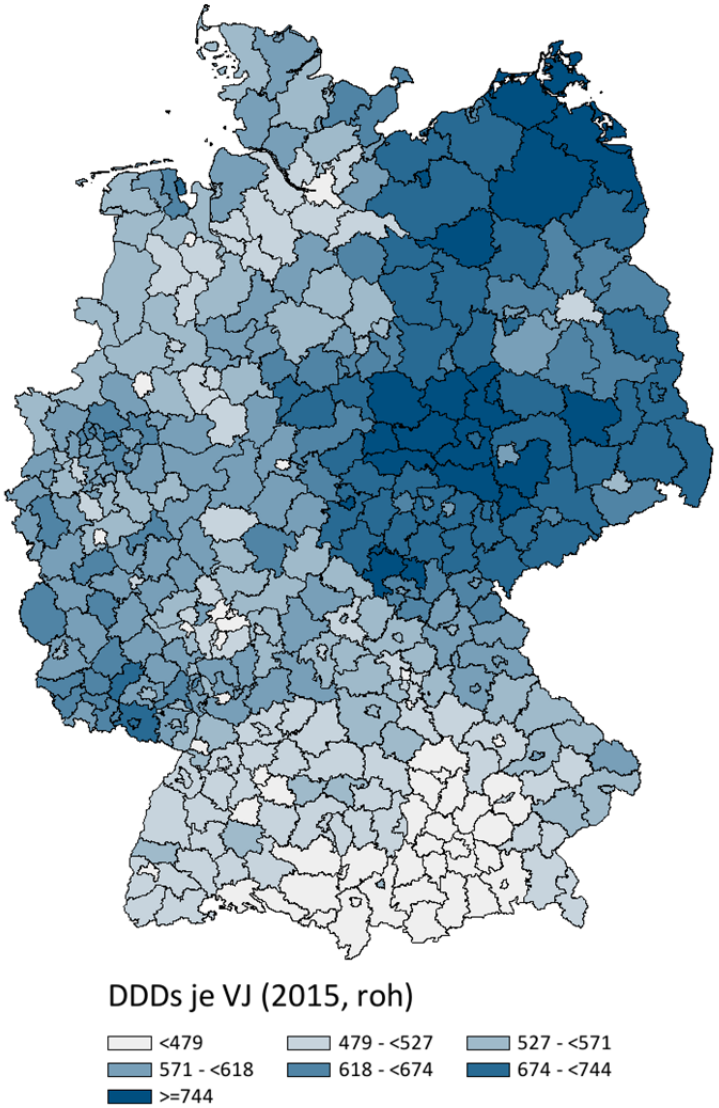
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.24: Anzahl der Verordnungen je Versichertenjahr (2015, standardisiert)



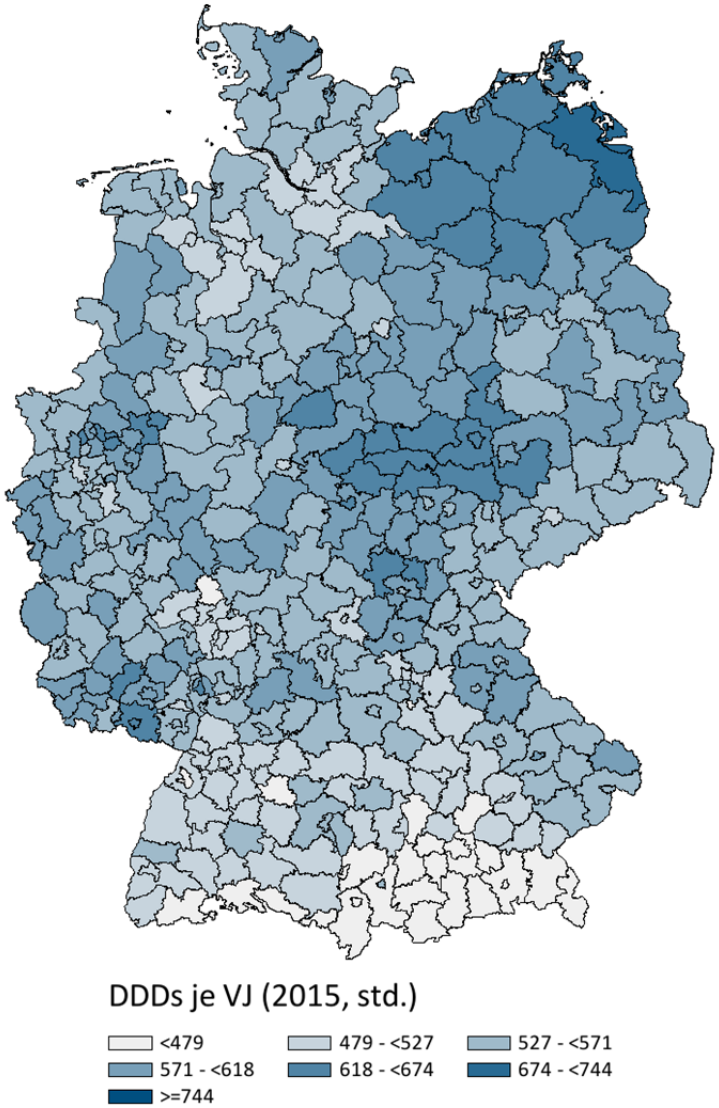
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.25: Anzahl der DDDs je Versichertenjahr (2015, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.26: Anzahl der DDDs je Versichertenjahr (2015, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.4 Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben

3.4.1 Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben ohne Krankengeld

Betrachtet werden die im Morbi-RSA berücksichtigungsfähigen Leistungsausgaben ohne das Krankengeld. Sie ergeben sich durch Addition der im Abschnitt 3.4.2 isoliert betrachteten Leistungsausgaben in den Leistungsbereichen der *Ärzte*, *Zahnärzte*, *Apotheken*, *Krankenhäuser*, der *sonstigen Leistungsausgaben* und der Ausgaben für die *extrakorporale Blutreinigung*. Im Jahr 2016 betrugen die Leistungsausgaben ohne Krankengeld durchschnittlich 2.686 € je Versichertenjahr (vgl. Tabelle 3.14).

Im bayerischen Kreis Freising (roh) und im niedersächsischen Kreis Osterholz (standardisiert) lagen sie am niedrigsten. Am höchsten waren die Leistungsausgaben ohne Krankengeld im brandenburgischen Kreis Prignitz bzw. nach Standardisierung im Kreis Vorpommern-Greifswald in Mecklenburg-Vorpommern.

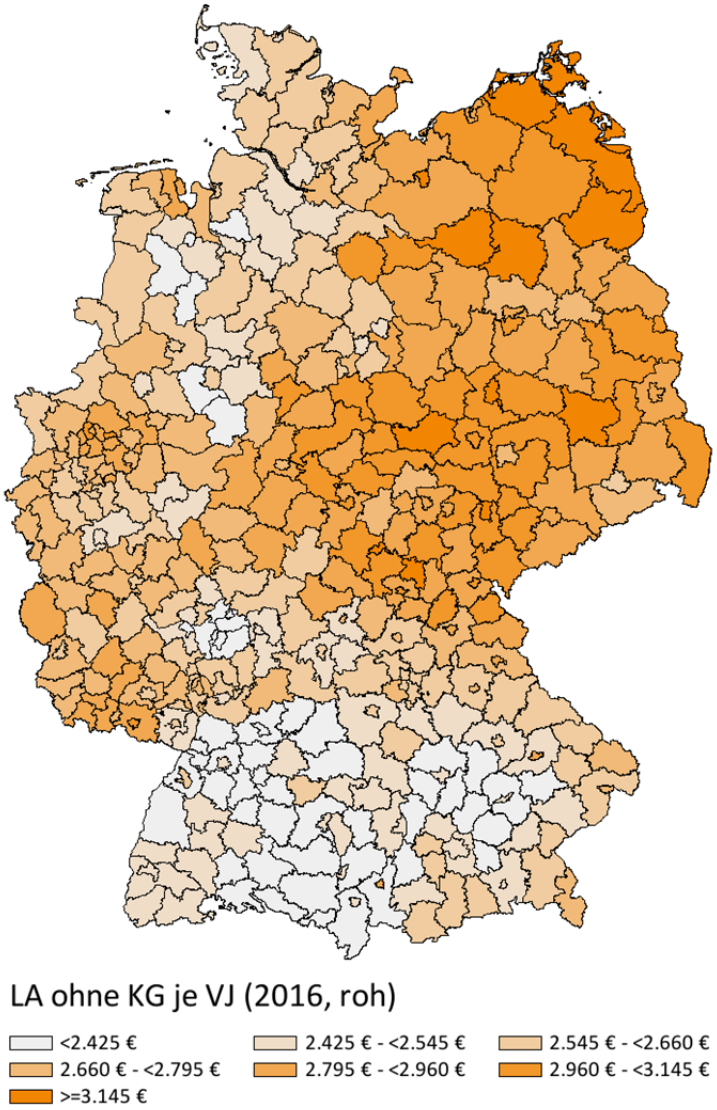
Die Standardisierung nach Alter und Geschlecht erklärt ca. die Hälfte der regionalen Leistungsausgabenvarianz. Dieser deutliche Unterschied zwischen den rohen und standardisierten Werten wird auch in der kartografischen Darstellung der Leistungsausgaben ohne Krankengeld ersichtlich (vgl. Abbildung 3.27 und Abbildung 3.28). Verallgemeinert ausgedrückt liegen im Südwesten Deutschlands die niedrigsten durchschnittlichen Leistungsausgaben vor, im Nordosten die höchsten.

Tabelle 3.14: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (Kennzahlen 2016)

Leistungsausgaben ohne Krankengeld	roh	standardisiert
Minimum	2.226 €	2.280 €
1. Quartil	2.509 €	2.483 €
Median	2.657 €	2.583 €
3. Quartil	2.853 €	2.683 €
Maximum	3.407 €	3.044 €
Interquartilsabstand	343 €	200 €
Mittelwert	2.686 €	2.584 €
Standardabweichung	231 €	139 €
Variationskoeffizient	0,09	0,05

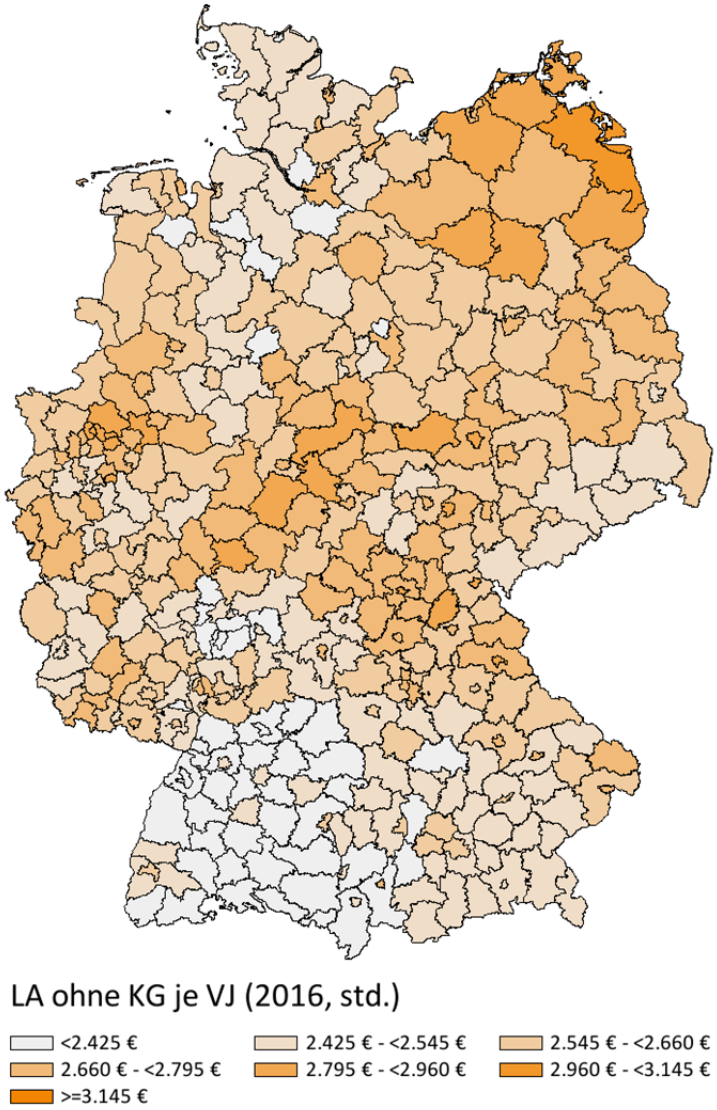
Quelle: Auswertung BVA

Abbildung 3.27: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (2016, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.28: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

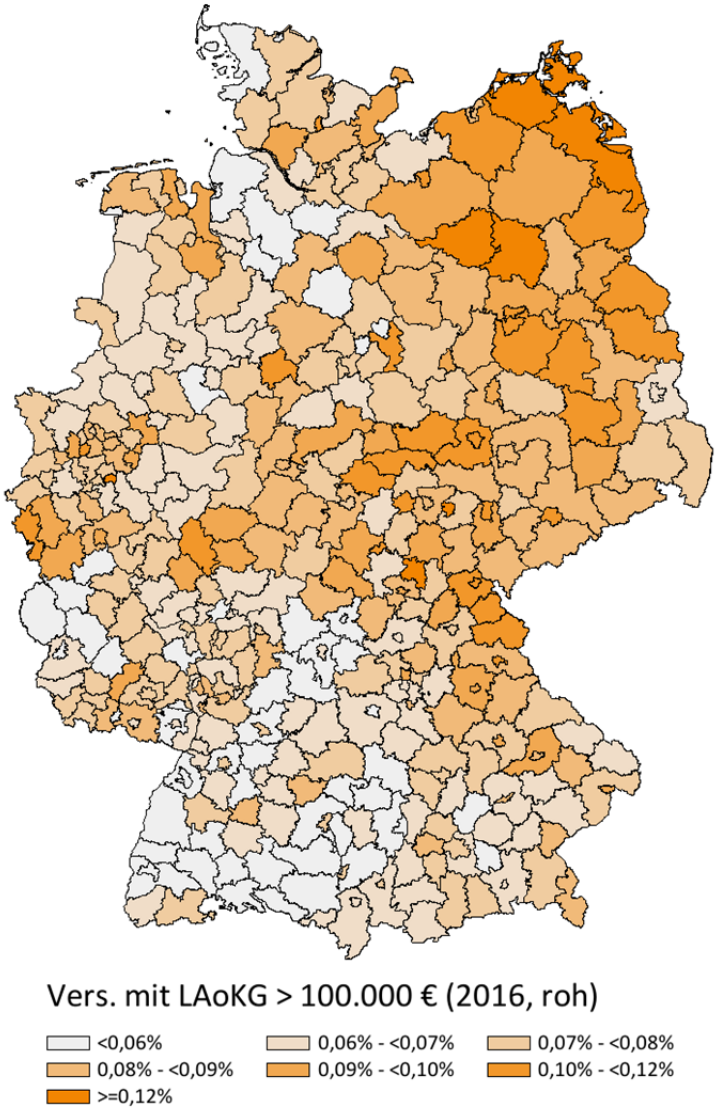
Der Anteil von Versicherten mit besonders hohen Leistungsausgaben (über 100.000 €) betrug im Durchschnitt aller Kreise 0,08 % (vgl. Tabelle 3.15). Die wenigsten dieser Hochkostenfälle gab es im Jahr 2016 im bayerischen Kreis Schweinfurt (0,04 % roh und standardisiert), die meisten im thüringischen Kreis Jena (0,16 % roh und standardisiert). Die Standardisierung der Daten nach Alter und Geschlecht erklärt nur einen kleinen Teil der regionalen Varianz der Hochkostenfälle, der Variationskoeffizient sinkt lediglich von 0,23 auf 0,21. Tendenziell zeigt die kartografische Darstellung des Versichertenanteils mit Leistungsausgaben über 100.000 € im Südwesten einen geringen Anteil und im Nordosten einen hohen Anteil (vgl. Abbildung 3.29 und Abbildung 3.30). Der Anteil von Versicherten mit sehr niedrigen Leistungsausgaben (unter 100 €) betrug über die Kreise durchschnittlich elf Prozent (vgl. Tabelle 3.15). Am geringsten war der Anteil an diesen Niedrigkostenfällen im Jahr 2016 im thüringischen Kreis Eichsfeld (roh und standardisiert), am höchsten im Kreis Neustadt an der Weinstraße in Rheinland-Pfalz (roh und standardisiert). Die Standardisierung nach Alter und Geschlecht erklärt wiederum nur einen mäßigen Teil der regionalen Varianz, der Variationskoeffizient sinkt von 0,15 auf 0,12. Auch die kartografische Darstellung zeigt die regionalen Differenzen auf (vgl. Abbildung 3.31 und Abbildung 3.32).

Tabelle 3.15: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben über 100.000 € bzw. unter 100 € (Kennzahlen 2016)

Versichertenanteil mit Leistungsausgaben ohne Krankengeld	über 100.000 €		unter 100 €	
	roh	standardisiert	roh	standardisiert
Minimum	0,04%	0,04%	7,09%	7,53%
1. Quartil	0,06%	0,07%	9,49%	9,78%
Median	0,07%	0,07%	10,53%	10,60%
3. Quartil	0,08%	0,08%	11,37%	11,25%
Maximum	0,16%	0,16%	15,81%	15,38%
Interquartilsabstand	0,02%	0,02%	1,88%	1,47%
Mittelwert	0,08%	0,08%	10,51%	10,62%
Standardabweichung	0,02%	0,02%	1,53%	1,27%
Variationskoeffizient	0,23	0,21	0,15	0,12

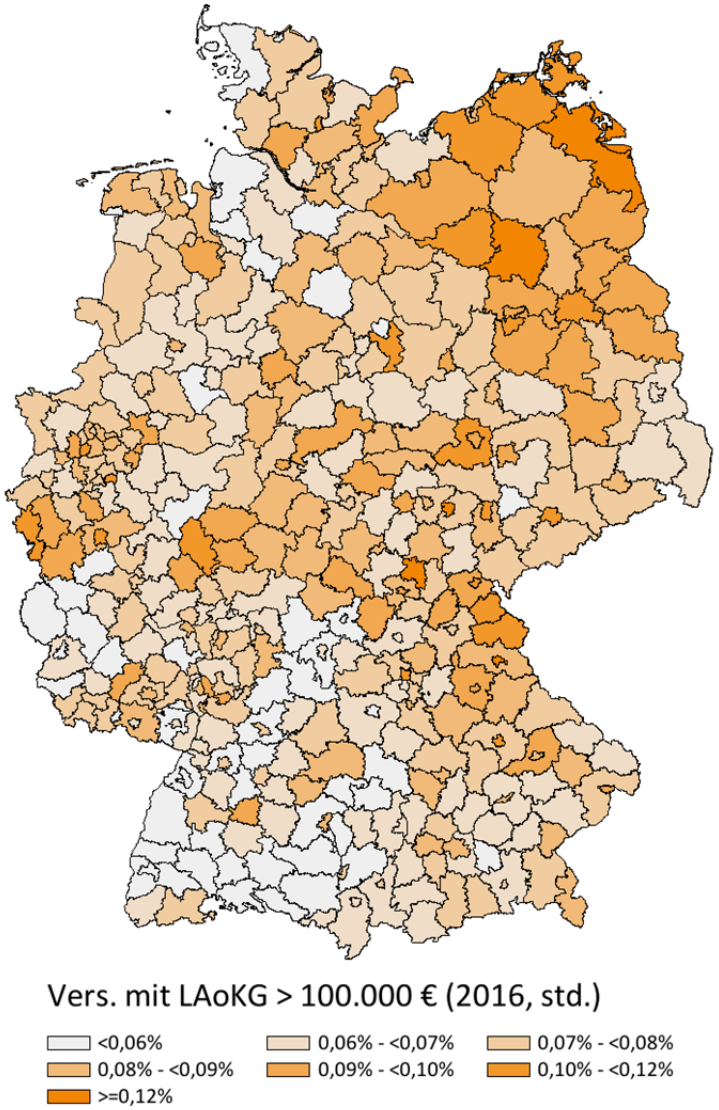
Quelle: Auswertung BVA

Abbildung 3.29: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben über 100.000 € (2016, roh)



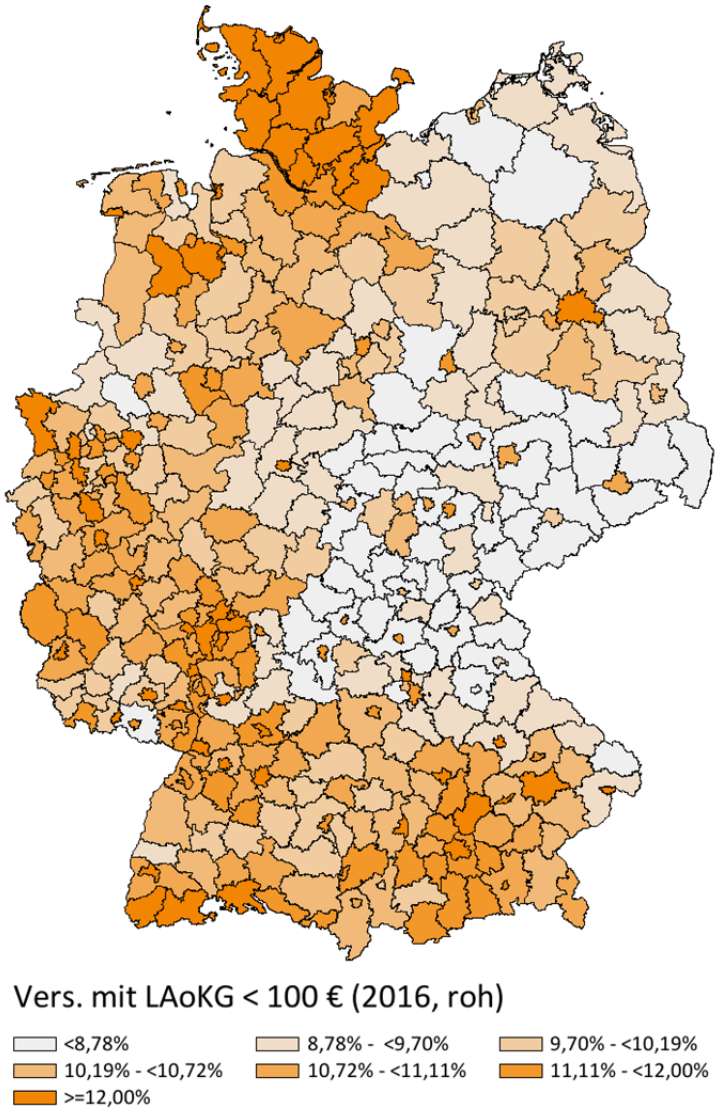
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.30: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben über 100.000 € (2016, standardisiert)



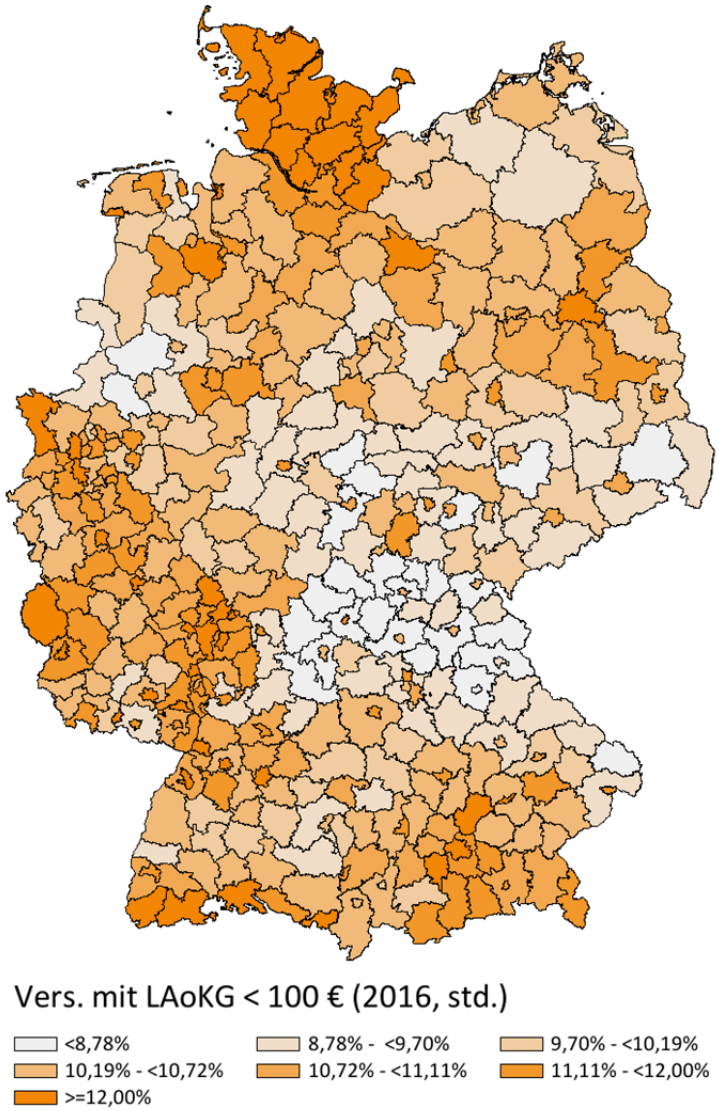
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.31: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben unter 100 € (2016, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.32: Versichertenanteil mit Leistungsausgaben unter 100 € (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.4.2 Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen

Die Leistungsausgaben der Krankenkassen werden in der Datenmeldung an das BVA in verschiedenen Hauptleistungsbereichen (HLBs) abgebildet. Leistungsausgaben für die ambulante Versorgung von Versicherten werden in HLB1 *Ärzte*, HLB2 *Zahnärzte* sowie HLB3 *Apotheken* und für die stationäre Versorgung im HLB4 *Krankenhaus* abgebildet. Im HLB7 werden Leistungsausgaben für die *extrakorporale Blutreinigung* und im HLB5 die *Sonstigen Leistungsausgaben* (LA) zusammengefasst. Der HLB6 *Krankengeld*, der dem Grunde nach noch immer nach den Regeln des Alt-RSA ausgeglichen wird, wird in diesem Gutachten nicht betrachtet.

Die Leistungsausgaben im HLB1 *Ärzte* betrugen im Jahr 2016 durchschnittlich 537 € je Versichertenjahr (vgl. Tabelle 3.16). Am niedrigsten waren die Leistungsausgaben im ambulanten Bereich mit 437 € im nordrhein-westfälischen Kreis Olpe (roh) bzw. 422 € im sächsischen Erzgebirgskreis (standardisiert), am höchsten mit 639 € im Kreis Rostock in Mecklenburg-Vorpommern (roh) bzw. 650 € im baden-württembergischen Kreis Freiburg im Breisgau (standardisiert). Durch eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht erhöht sich die regionale Variation leicht, der Variationskoeffizient steigt von 0,06 auf 0,07. Die kartografische Darstellung zeigt, dass eine Standardisierung nicht zu einem einheitlicheren Bild führt, sondern es – insbesondere in östlichen Bundesländern – vermehrt Regionen mit niedrigen Leistungsausgaben gibt, während die Regionen mit hohen Leistungsausgaben tendenziell unverändert bleiben (vgl. Abbildung 3.33 und Abbildung 3.34).

Für die zahnärztliche Versorgung der GKV-Versicherten (HLB2) wurden im Jahr 2016 durchschnittlich 185 € je Versichertenjahr aufgewendet (vgl. Tabelle 3.16). Am niedrigsten lagen die Leistungsausgaben im schleswig-holsteinischen Kreis Stormarn (100 €, roh bzw. 95 €, standardisiert), am höchsten im bayerischen Kreis Weiden in der Oberpfalz (229 €, roh bzw. 222 €, standardisiert). Auch in diesem HLB führt eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht zu einem leichten Anstieg des Variationskoeffizienten (0,10 vs. 0,11), der sich aber in der kartografischen Darstellung nicht deutlich abbilden lässt (vgl. Abbildung 3.35 und Abbildung 3.36). Für Schleswig-Holstein liegt ein Teil der Leistungsausgaben im HLB2 nicht versichertenbezogen vor. In der Folge scheinen – in der kartografischen Auswertung – sowohl die rohen als auch die standardisierten Leistungsausgaben für die zahnärztliche Versorgung in Schleswig-Holstein auffällig niedrig zu sein.

Tabelle 3.16: Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen je Versichertenjahr (Kennzahlen 2016)

Leistungsausgaben ohne Krankengeld je Versichertenjahr	HLB1 Ärzte		HLB2 Zahnärzte		HLB3 Apotheken		HLB4 Krankenhaus		HLB5 Sonstige LA		HLB7 extrakorporale Blutreinigung	
	roh	std.	roh	std.	roh	std.	roh	std.	roh	std.	roh	std.
Minimum	437 €	422 €	100 €	95 €	364 €	389 €	794 €	818 €	272 €	275 €	17 €	18 €
1. Quartil	513 €	494 €	179 €	173 €	453 €	450 €	954 €	948 €	342 €	339 €	26 €	25 €
Median	537 €	520 €	187 €	181 €	489 €	477 €	1.032 €	1.015 €	373 €	365 €	30 €	29 €
3. Quartil	560 €	542 €	196 €	190 €	533 €	501 €	1.158 €	1.069 €	408 €	386 €	36 €	34 €
Maximum	639 €	650 €	229 €	222 €	688 €	600 €	1.467 €	1.313 €	596 €	514 €	66 €	57 €
Interquartilsabstand	47 €	47 €	18 €	17 €	80 €	51 €	204 €	122 €	65 €	47 €	10 €	8 €
Mittelwert	537 €	520 €	185 €	179 €	498 €	476 €	1.054 €	1.013 €	380 €	366 €	31 €	30 €
Standardabweichung	35 €	39 €	19 €	19 €	61 €	39 €	134 €	92 €	51 €	36 €	8 €	6 €
Variationskoeffizient	0,06	0,07	0,10	0,11	0,12	0,08	0,13	0,09	0,13	0,10	0,25	0,21

Quelle: Auswertung BVA

Im Jahr 2016 wurden durchschnittlich 498 € je Versichertenjahr im HLB3 *Apotheken* aufgewendet (vgl. Tabelle 3.16). In den bayerischen Kreisen Freising bzw. Weilheim-Schongau (roh bzw. standardisiert) wurde mit 364 € bzw. 389 € je Versichertenjahr am wenigsten, im Kreis Schwerin in Mecklenburg-Vorpommern (roh) bzw. im Kreis Halle (Saale) in Sachsen-Anhalt (standardisiert) mit 498 € bzw. 476 € je Versichertenjahr am meisten für Leistungen in Apotheken ausgegeben. Durch die Standardisierung sinkt der Variationskoeffizient, d.h. Alter und Geschlecht erklären ein Drittel der regionalen Leistungsausgabenvariation im HLB3, was sich mit den in Abschnitt 3.3.3 beschriebenen Beobachtungen bezüglich der Verordnungszahlen und Abgabemengen deckt. In den Rohdaten zeigt die kartografische Darstellung in den östlichen Bundesländern besonders hohe Leistungsausgaben im Bereich Apotheken, eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht erklärt diese regionale Variation recht gut (vgl. Abbildung 3.37 und Abbildung 3.38).

Im HLB4 *Krankenhäuser* wurden im Durchschnitt über alle Kreise im Jahr 2016 1.054 € je Versichertenjahr aufgewendet (vgl. Tabelle 3.16). Für stationäre Aufenthalte wurde im hessischen Kreis Darmstadt (roh) bzw. im baden-württembergischen Kreis Böblingen (standardisiert) mit 794 € bzw. 818 € (roh bzw. standardisiert) am wenigsten und im brandenburgischen Kreis Prig-

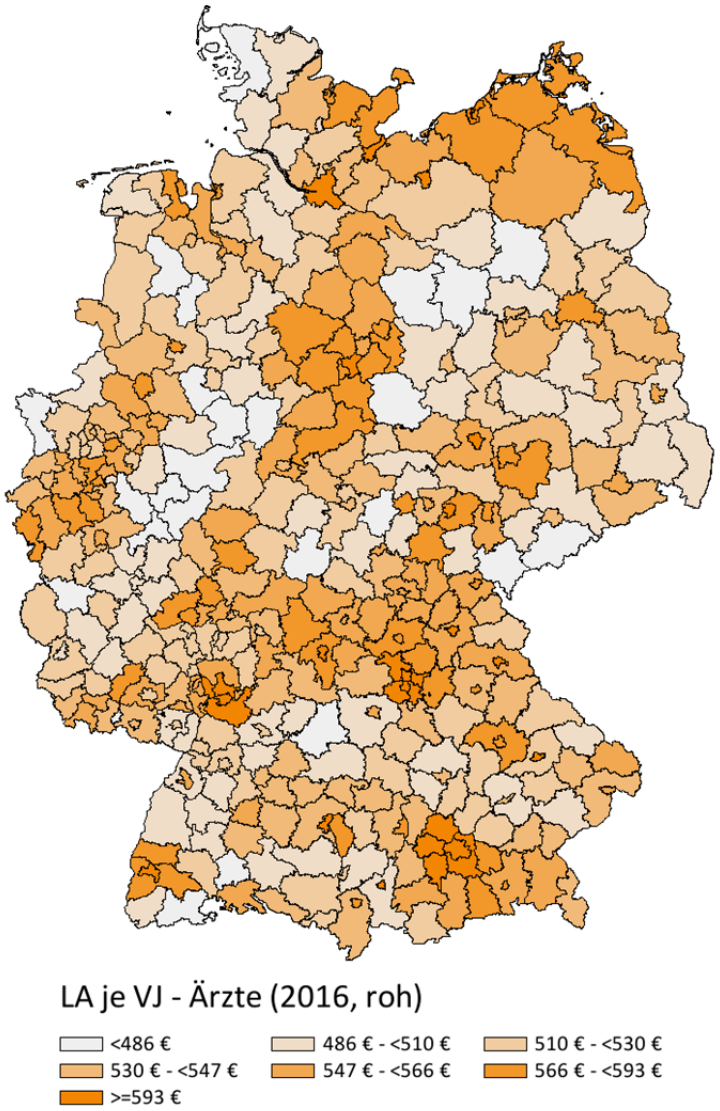
nitz bzw. im nordrhein-westfälischen Kreis Herne mit 1.467 € bzw. 1.313 € am meisten je Versichertenjahr ausgegeben. Durch die vorgenommene Standardisierung sinkt der Variationskoeffizient, d.h. Alter und Geschlecht erklären auch in diesem Leistungsbereich rund ein Drittel der regionalen Variation. Die kartografische Auswertung zeigt in Baden-Württemberg vergleichsweise niedrige Leistungsausgaben in der stationären Versorgung (vgl. Abbildung 3.39 und Abbildung 3.40).

Die sogenannten *Sonstigen Leistungsausgaben* (HLB5) umfassen u.a. Heil- und Hilfsmittel, Fahrkosten und Rehabilitationsleistungen der GKV. In diesem Bereich wurden im Jahr 2016 über alle Kreise und kreisfreien Städte durchschnittlich 380 € je Versichertenjahr aufgewendet (vgl. Tabelle 3.16). Am niedrigsten waren die *Sonstigen Leistungsausgaben* im bayerischen Kreis Freising (272 €, roh) bzw. im niedersächsischen Kreis Wolfsburg (275 €, standardisiert), am höchsten im brandenburgischen Kreis Elbe-Elster (380 €, roh) bzw. im Kreis Vorpommern-Greifswald in Mecklenburg-Vorpommern (366 €, standardisiert).

Der Variationskoeffizient sinkt durch Standardisierung nach Alter und Geschlecht um knapp ein Viertel. Die kartografische Darstellung zeigt, dass die Standardisierung nach Alter und Geschlecht einen Teil der höheren Sonstigen Leistungsausgaben in den östlichen Bundesländern erklärt, dennoch bleiben sie insbesondere in Mecklenburg-Vorpommern weiterhin höher als im Rest von Deutschland (vgl. Abbildung 3.41 und Abbildung 3.42).

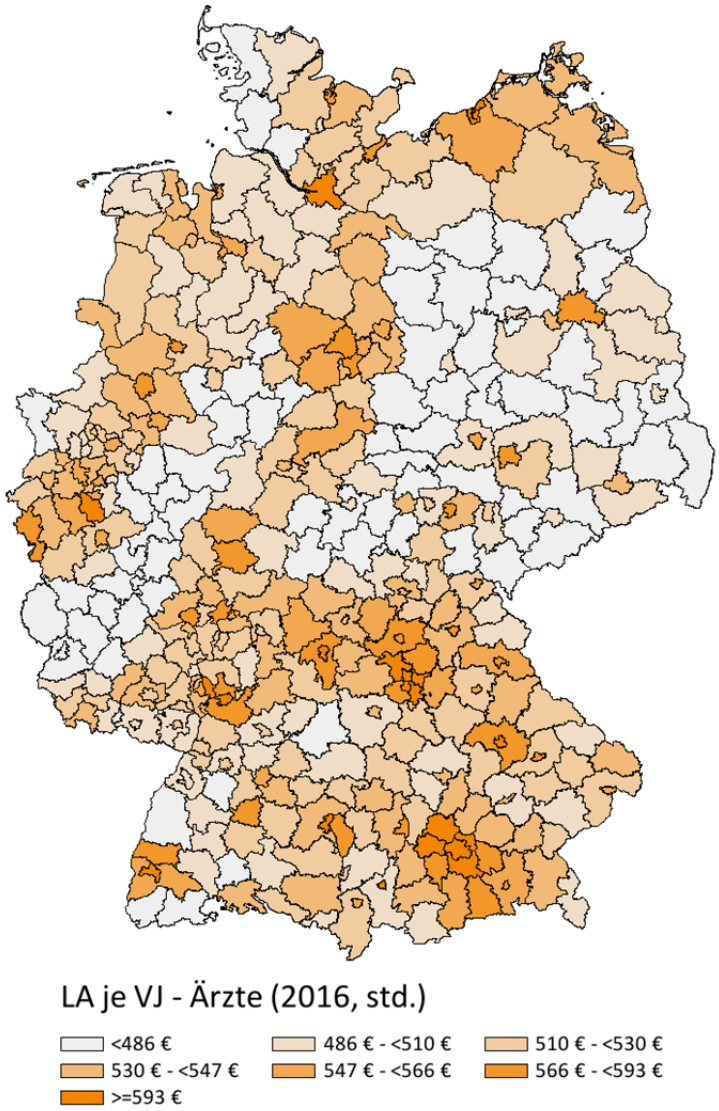
Die Leistungsausgaben für die *extrakorporale Blutreinigung* (HLB7) betrug im Jahr 2016 durchschnittlich 31 € je Versichertenjahr (vgl. Tabelle 3.16). Am niedrigsten waren diese Leistungsausgaben in den bayerischen Kreisen Ebersberg (17 €, roh) bzw. Neu-Ulm (18 €, standardisiert), am höchsten im Kreis Stendal in Sachsen-Anhalt (66 €, roh) bzw. im bayerischen Kreis Passau (57 €, standardisiert). Durch eine Standardisierung der Daten sinkt der Variationskoeffizient, d.h. ein Teil der regionalen Variation wird durch Alter und Geschlecht erklärt (vgl. Abbildung 3.43 und Abbildung 3.44).

Abbildung 3.33: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB1 *Ärzte* (2016, roh)



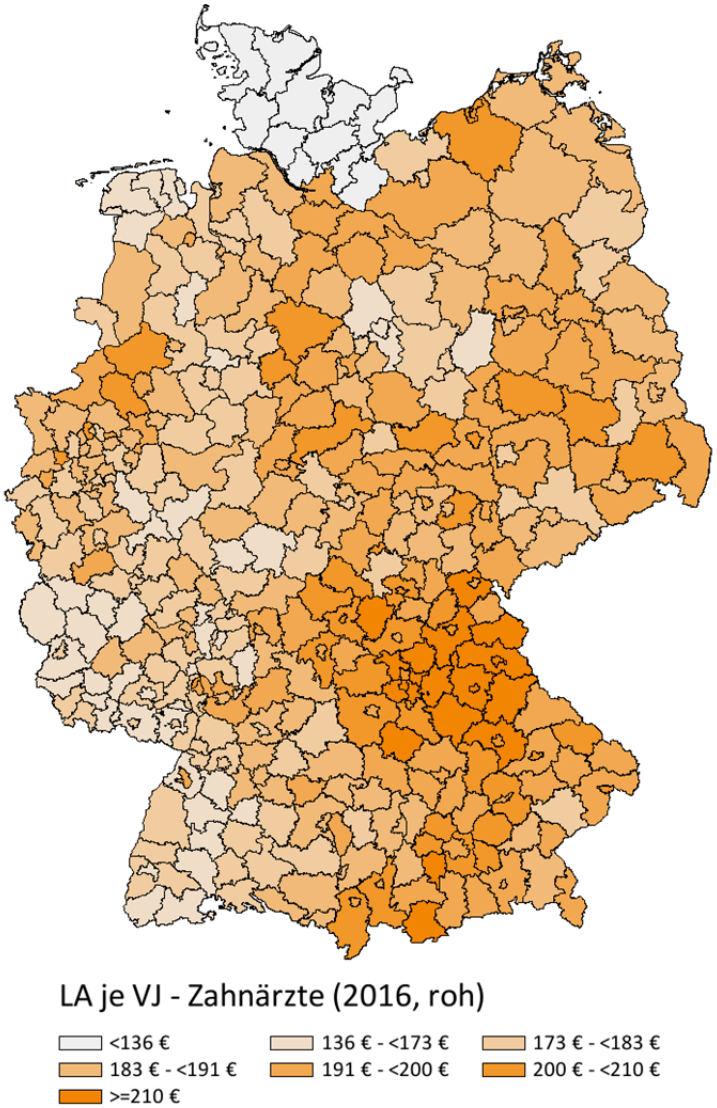
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.34: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB1 *Ärzte* (2016, standardisiert)



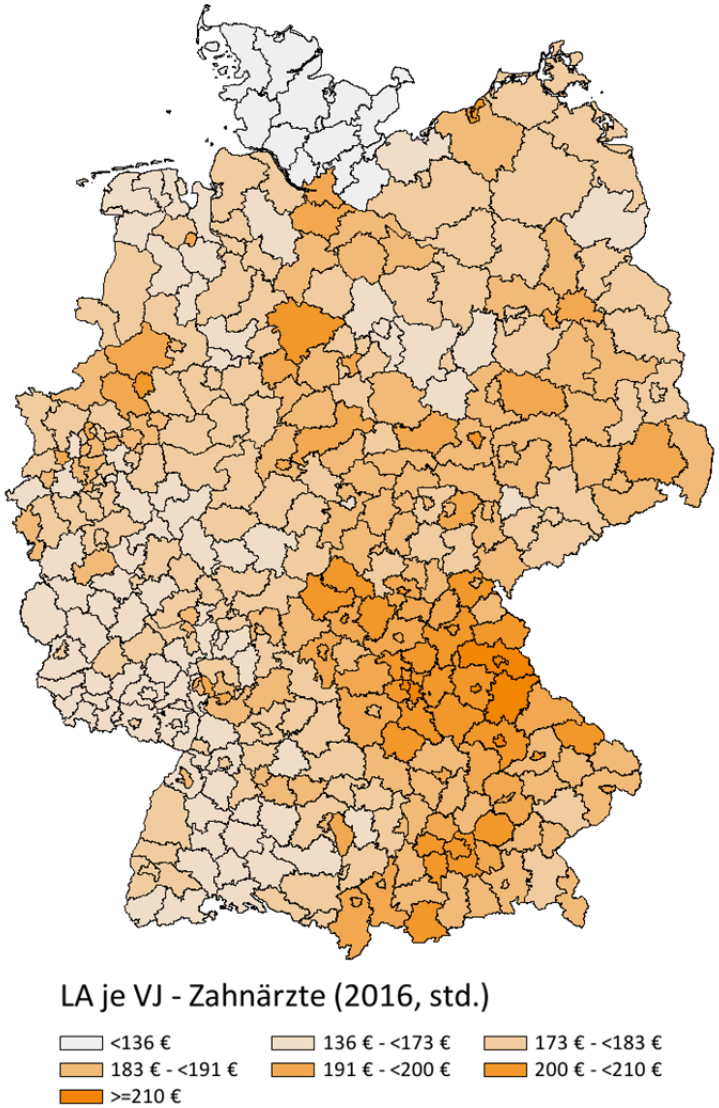
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.35: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB2 *Zahnärzte* (2016, roh)



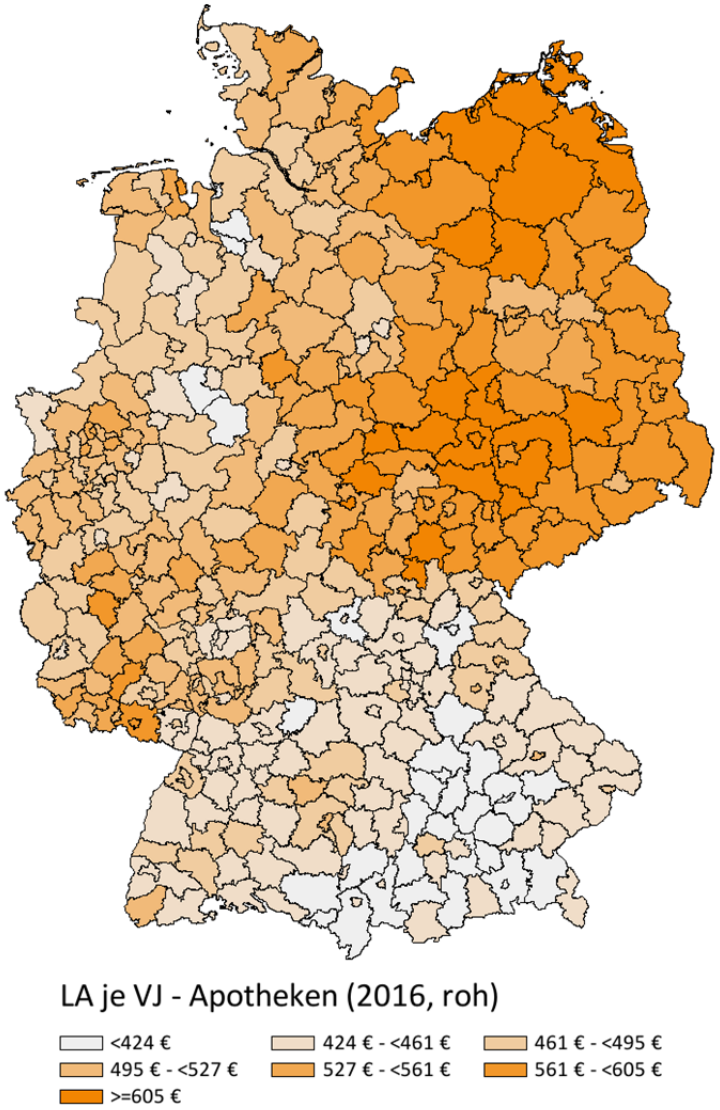
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.36: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB2 *Zahnärzte* (2016, standardisiert)



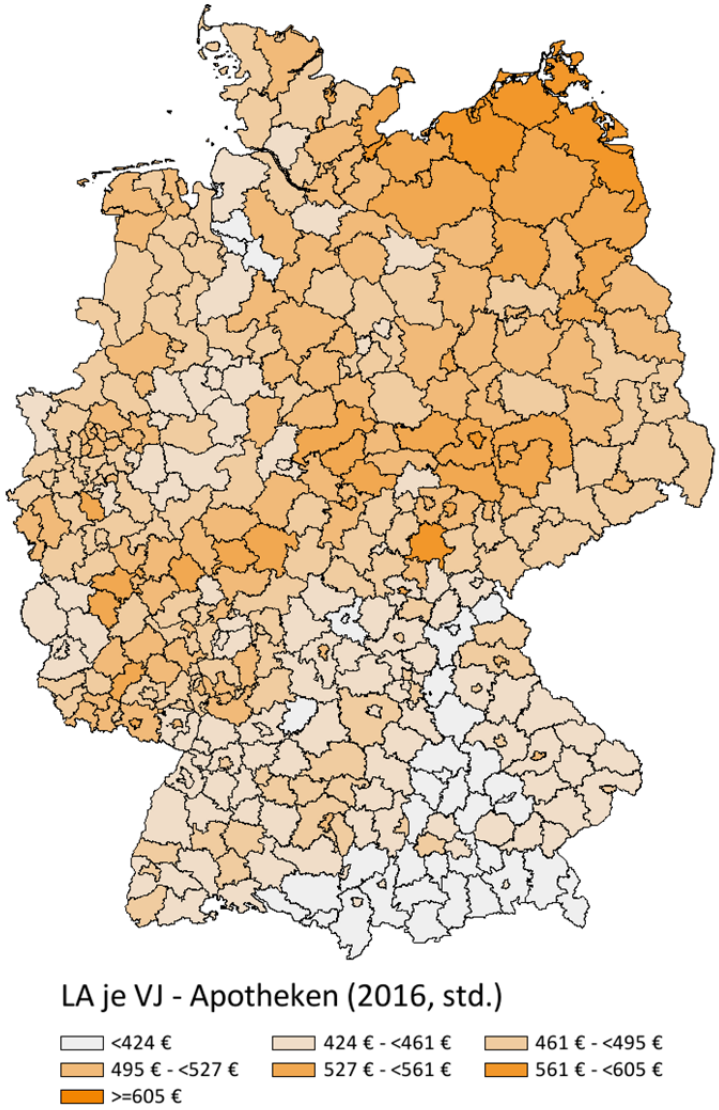
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.37: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB3 *Apotheken* (2016, roh)



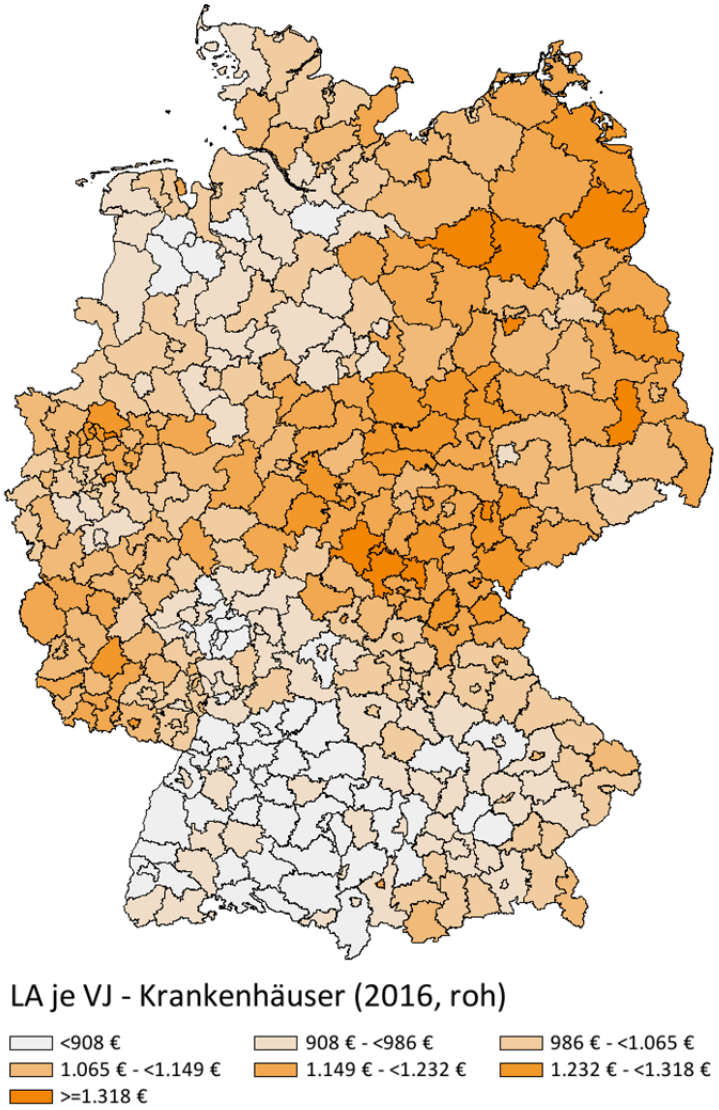
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.38: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB3 *Apotheken* (2016, standardisiert)



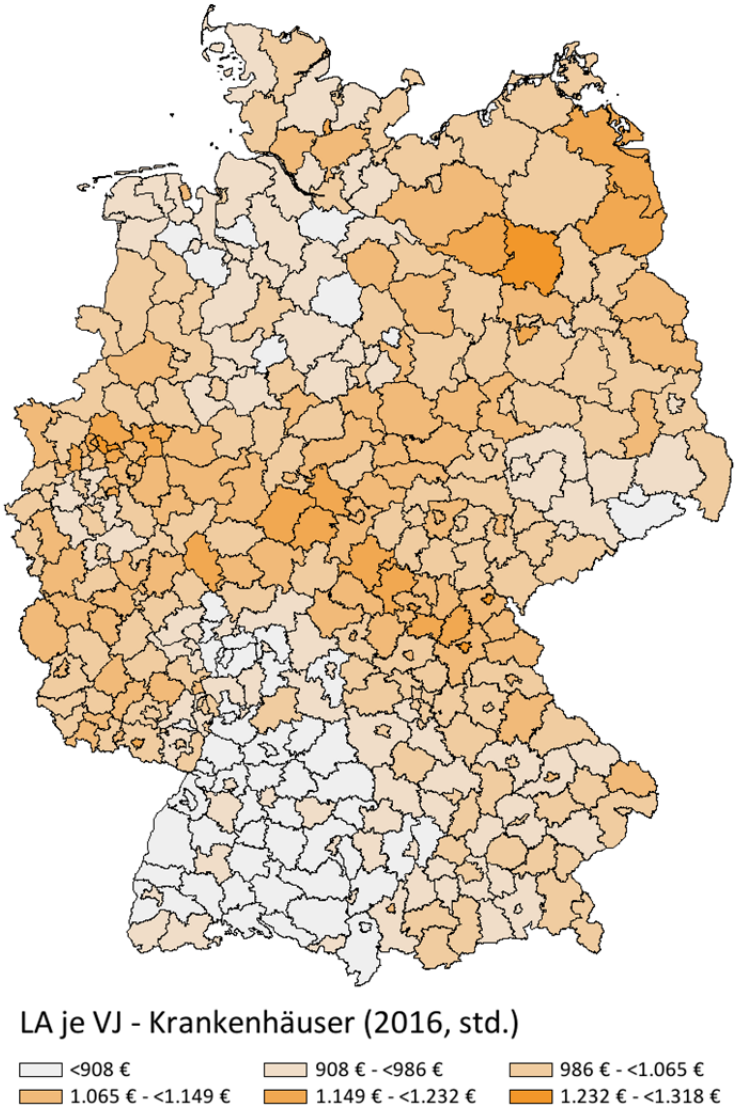
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.39: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB4 *Krankenhaus* (2016, roh)



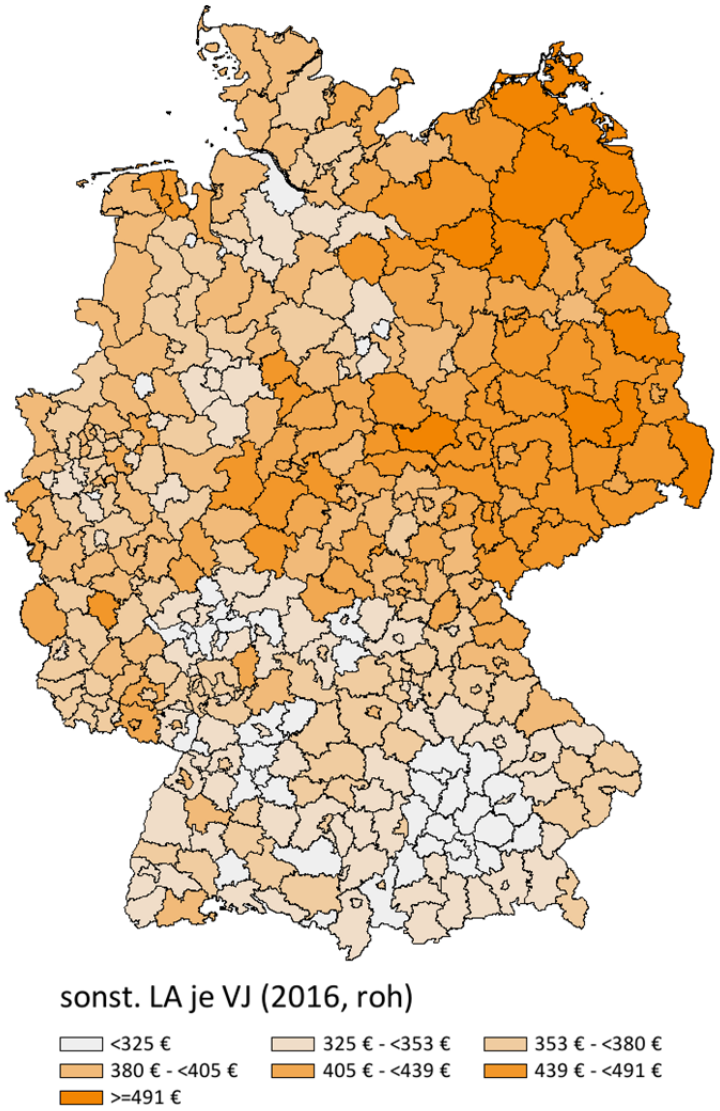
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.40: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB4 *Krankenhaus* (2016, standardisiert)



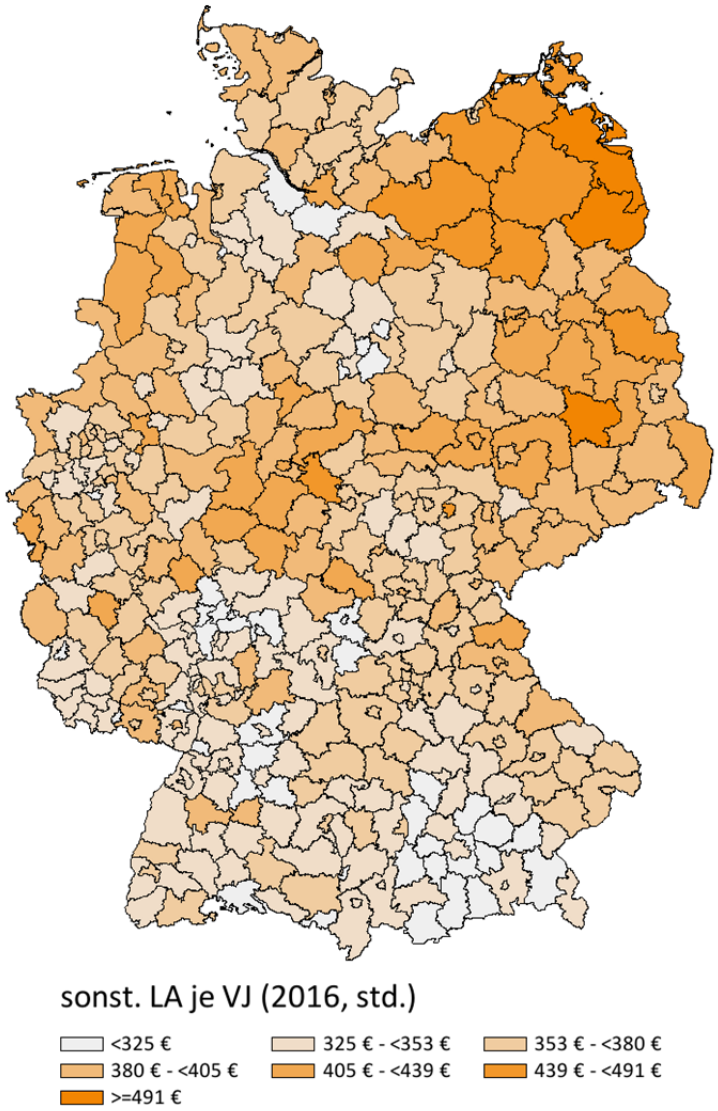
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.41: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB5 *Sonstige Leistungsausgaben* (2016, roh)



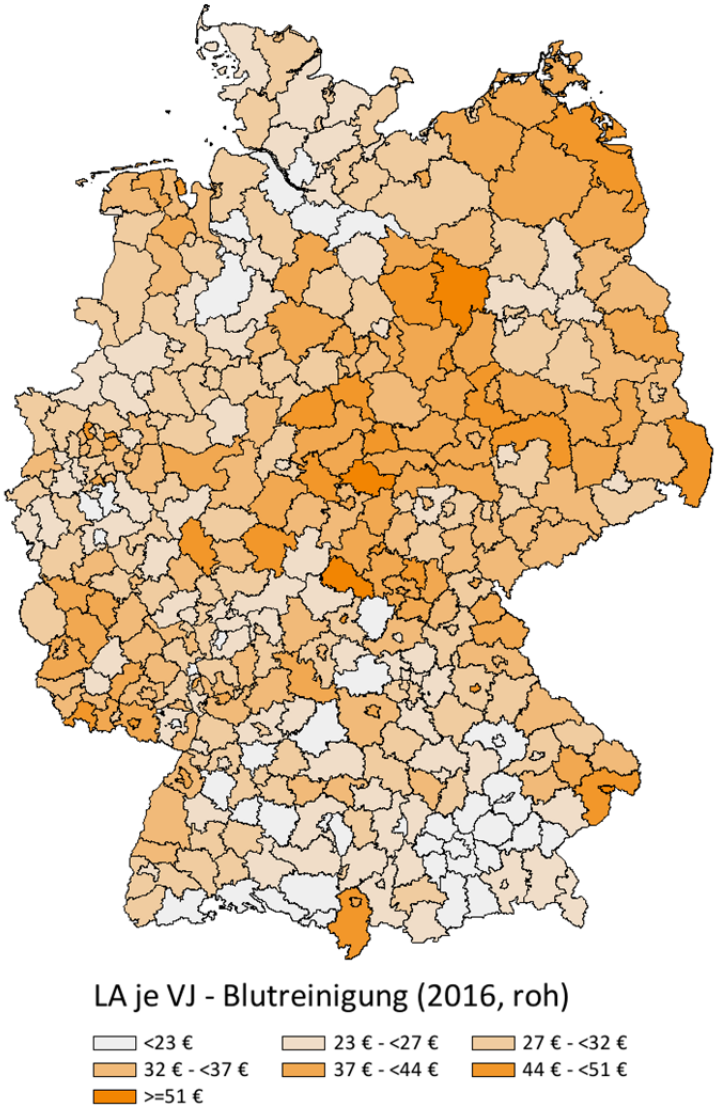
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.42: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB5 *Sonstige Leistungsausgaben* (2016, standardisiert)



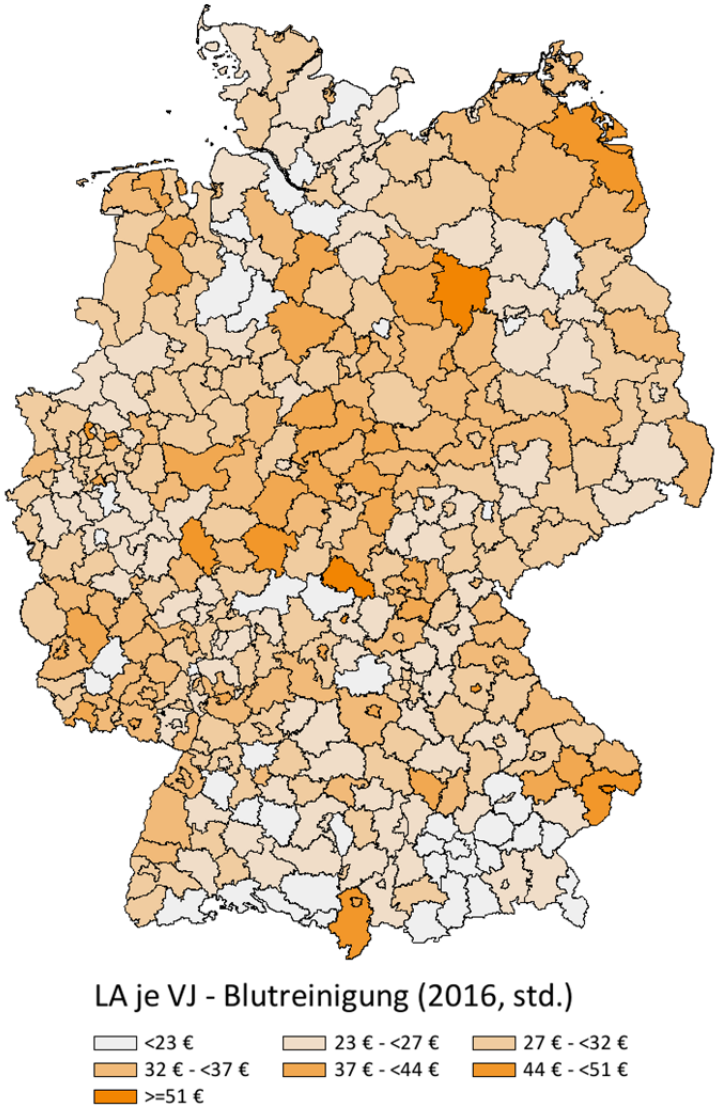
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.43: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB7 *extrakorporale Blutreinigung* (2016, roh)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 3.44: Leistungsausgaben je Versichertenjahr im HLB7 *extrakorporale Blutreinigung* (2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

3.5 Fazit

Die Auswertungen zeigen, dass die für die Durchführung des Morbi-RSA herangezogenen Versichertendaten regional z.T stark variieren. Eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht erklärt jeweils einen Teil dieser regionalen Variation in allen untersuchten Bereichen – außer bei den demografischen Eigenschaften für die Krankenkassenwechsler, bei den Versorgungsdaten für den Versichertenanteil mit mindestens einer Verordnung und bei den Leistungsausgaben der GKV-Versicherten in den HLB1 und HLB2.

Inwieweit es über eine Standardisierung nach Alter und Geschlecht hinaus durch die Berücksichtigung direkter Morbiditätsvariablen gelingt, im Morbi-RSA die beschriebenen regionalen Variationen zu erklären bzw. die hieraus resultierenden Leistungsausgabenunterschiede auf regionaler Ebene auszugleichen, wird im folgenden Kapitel 4 *Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA im Status quo* untersucht.

4 Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA im Status quo

Im vorangegangenen Kapitel 3 *Beschreibung der regionalen Charakteristika der RSA-Daten* wurde ausführlich auf die regionale Heterogenität derjenigen Daten eingegangen, die im Klassifikationsmodell zur Vorhersage der versichertenindividuellen Leistungsausgaben herangezogen werden. In dem vorliegenden Kapitel werden nun die Verteilungswirkungen beschrieben, die sich aus der Verwendung dieser Daten im Klassifikationsmodell bzw. aus der Durchführung des Morbi-RSA ergeben.

Auf eine erneute Darstellung des Ausgleichsverfahrens in all seinen Einzelheiten wird an dieser Stelle verzichtet. Es sei auf die sehr ausführliche Beschreibung im *Sondergutachten zu den Wirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs* (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 28ff.) verwiesen.

Als Datengrundlage für diese Auswertungen dienen erneut – sofern nicht anders ausgeführt – die Morbiditätsinformationen der GKV-Versicherten im Jahr 2015 sowie deren Leistungsausgaben des Jahres 2016. Als Grundlage der Versichertengruppierung und Ausgabenschätzung und als Referenzpunkt für den Vergleich mit Modellanpassungen dient das Klassifikationsmodell des Ausgleichsjahres 2018 (AJ2018, Status-quo-Modell). Neben der gegenwärtig aktuellsten Datenbasis wird somit auch die derzeit letzte Entwicklungsstufe der Versichertenklassifikation für die Auswertungen verwendet.

An einigen Stellen in diesem Gutachten werden zudem Gütemaße und Modellkennzahlen für die Modelle der Ausgleichsjahre 2016 bzw. 2017 (AJ2016, AJ2017) ausgewiesen. Da alle Modelle auf der identischen Datenbasis (Morbi-Daten 2015, Leistungsausgaben 2016) angewendet wurden, lassen sich hierdurch Rückschlüsse auf die Stabilität der unterschiedlichen Modelle ziehen bzw. die Auswirkungen der Modell- (weiter-) entwicklung im Zeitverlauf quantifizieren. Das Modell des Jahres 2015 – bzw. ältere Modelle – sind für die vorhandene Datenbasis nicht mehr definiert, weshalb direkte Vergleiche mit diesen Modellen auf einer einheitlichen Datenbasis nicht mehr möglich sind.

Zur Beschreibung der Prognosekraft des Versichertenklassifikationsmodells (bzw. seiner angepassten Varianten) werden u.a. die bereits im Sondergutachten etablierten Gütemaße ausgewiesen. Diese ergeben sich grundsätzlich durch eine Gegenüberstellung der vom Modell für die einzelnen Versicherten vorhergesagten und deren tatsächlichen Leistungsausgaben. Untersucht werden dabei – wie gewohnt – unterschiedliche Ebenen. So kommen als betrachtete Einheiten etwa zunächst die einzelnen in der GKV versicherten Individuen (R^2, CPM, MAPE) in Betracht. Für bestimmte vorab abgegrenzte Gruppen von Versicherten wiederum lassen sich deren Zuweisungen (die den prognostizierten Ausgaben entsprechen) und deren tatsächlichen Leistungsausgaben aggregieren und damit durchschnittliche Deckungsbeiträge und Deckungsquoten berechnen; auf Ebene der einzelnen Krankenkassen lassen sich unter Heranziehung der Maßzahlen $MAPE_{KK_abs}$ und $MAPE_{KK_gew}$ Aussagen

zur Homo- bzw. Heterogenität der Deckungsbeiträge der Träger ableiten.

Von besonderer Bedeutung in einem Gutachten zu regionalen Verteilungswirkungen müssen jedoch Darstellungen und Kennzahlen sein, die sich auf den geographischen Raum beziehen. Hierzu werden bspw. regionale Über- und Unterdeckungen (auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte) in kartographischer Form verdeutlicht und die zugehörigen Lage- und Streumaße der räumlichen Verteilung ausgewiesen. Als aggregierte Indikatoren zur Beschreibung des durchschnittlichen räumlichen Vorhersagefehlers dienen regionale MAPEs, die jeweils auf vier unterschiedlichen administrativen Gebietsabgrenzungen (Gemeinden, Gemeindeverbände, Kreise und Bundesländer) sowohl in ungewichteter als auch in (über Versichertenzeiten) gewichteter Form ermittelt werden. Über die Typisierung der Wohnorte kann zudem eine raumbezogene Versichertengruppenabgrenzung erfolgen. Eine ausführliche Beschreibung der verwendeten Kennzahlen findet sich im Kapitel *2 Methodik und Kennzahlen*.

Nach einer Bestimmung der etablierten Kennzahlen des Status-quo-Modells auf Ebene der einzelnen Versicherten, ausgewählter Versichertengruppen und der Krankenkassen im anschließenden Abschnitt 4.1 wird in Abschnitt 4.2 die regionale Verteilung von Zuweisungen, Deckungsbeiträgen und Deckungsquoten näher beleuchtet. In diesem Abschnitt wird auch ein Vergleich der im Evaluationsbericht ermittelten regionalen Risikofaktoren mit denselben im Modell 2018 unternommen. In Abschnitt 4.3 wird die Eignung des aktuellen Modells, regionale Ausgabenvariationen erklären und ausgleichen zu können, mit der Situation in früheren Jahren verglichen. Die sich hieran anschließenden Abschnitte legen zunächst den Fokus auf die jeweilige Deckungssituation in unterschiedlichen Gemeinde- bzw. Kreistypen (vgl. Abschnitt 4.4), die Auswirkungen auf die Wettbewerbsposition der Krankenkassen (vgl. Abschnitt 4.5) sowie eine leistungsbereichsbezogene Differenzierung der regionalen Ausgabendeckung (vgl. Abschnitt 4.6). Abschließend erfolgt eine kurze Analyse zur räumlichen Häufung von Versicherten mit individuell besonders hohen bzw. besonders niedrigen Deckungsbeiträgen (vgl. Abschnitt 4.7).

4.1 Modellkennzahlen auf Ebene von Versicherten, Krankenkassen und Versichertengruppen

Im Folgenden wird zunächst die statistische Güte des verwendeten Klassifikationsmodells auf Individual-, Krankenkassen- und Versichertengruppenebene genau beschrieben.

4.1.1 Kennzahlen auf Individualebene

In Tabelle 4.1 werden die Modellkennzahlen auf Individualebene für das Status-quo-Modell (Modell für das Ausgleichsjahr 2018) und die neueste Datenbasis (Berichtsjahre 2015/2016) ausgewiesen. In der Tabelle erfolgt außerdem eine Gegenüberstellung mit den versichertenbezogenen Gütemaßen der Modelle aus den beiden vorangegangenen Jahren, wie sie sich unter Verwendung derselben Datenmeldung ergeben.

Tabelle 4.1: Modellkennzahlen des Status-quo-RSA auf Versichertenebene

	AJ2016	AJ2017	AJ2018 Status quo
R^2	24,89%	24,94%	25,84%
adj. R^2	24,89%	24,94%	25,84%
CPM	24,09%	24,05%	24,13%
MAPE	2.268,68 €	2.269,97 €	2.267,60 €

Quelle: Auswertung BVA

Im Sondergutachten zum Morbi-RSA wurde erläutert, dass die versichertenbezogene Zielgenauigkeit der Klassifikationsmodelle der Ausgleichsjahre 2016 bis 2017 aufgrund einer breiteren Arzneimittelabgrenzung nicht wesentlich verbessert werden konnte (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 69). Inzwischen zeigt sich, dass mit dem Umstieg auf das Modell für das Ausgleichsjahr 2018 wieder ein deutlicher Zugewinn der Prognosekraft auf versichertenindividueller Ebene erreicht wurde. R^2 und CPM steigen jeweils um 0,9 Prozentpunkte, das MAPE sinkt um mehr als zwei Euro ab. Die Arbeiten am Klassifikationsmodell haben dessen Prädiktionskraft zuletzt also wieder merklich gesteigert.

Aber nicht alleine die Modellüberarbeitung, sondern auch die Aktualisierung der Verordnungs- und Diagnosedaten hat die Zielgenauigkeit des Risikostrukturausgleichs positiv beeinflusst. Beim Vergleich der Prognosegüte einzelner Klassifikationsmodelle auf einer jeweils variierenden Datenbasis zeigt sich, dass der Umstieg auf neue Datenmeldungen in der Regel zu einer Verbesserung der Kennzahlen R^2 und CPM geführt hat (vgl. Tabelle 4.2). (Für eine weitere Übersicht über die Kennzahlenentwicklung in Abhängigkeit vom Klassifikationsmodell bzw. der jeweils verwendeten Datengrundlage vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 72f. und Bundesversicherungsamt 2018, S. 11f.)

Tabelle 4.2: Entwicklung R^2 und CPM nach Datengrundlage und Klassifikationsmodell

Kennzahl	Datengrundlage	Klassifikationsmodelle (nach Ausgleichsjahr)			
	KM/EM	AJ2015	AJ2016	AJ2017	AJ2018
R^2	2012/2013	23,41%	23,41%	-	-
	2013/2014	24,73%	24,72%	24,77%	-
	2014/2015	24,62%	24,61%	24,69%	25,41%
	2015/2016	-	24,89%	24,94%	25,84%
CPM	2012/2013	23,59%	23,51%	-	-
	2013/2014	23,93%	23,83%	23,79%	-
	2014/2015	23,94%	23,84%	23,82%	23,88%
	2015/2016	-	24,09%	24,05%	24,13%

Quelle: Auswertung BVA

Für die gegenwärtig aktuellste Datenmeldung (Berichtsjahre 2015/2016) erreichen die drei Modelle der Ausgleichsjahre 2016, 2017 und 2018 jeweils Gütemaße, die sich deutlich oberhalb der Werte für die zurückliegenden Datengrundlagen bewegen. Besonders deutlich zeigt sich dieser Effekt anhand der Werte des Klassifikationsmodells 2016, für das Gütemaße für vier unterschiedliche Datenmeldungen (2012/2013 bis 2015/2016) vorliegen. Hier ergibt sich – allein aufgrund der geänderten Datengrundlage – im Verlauf von vier Jahren eine

Steigerung des Bestimmtheitsmaßes R^2 um 1,48 Prozentpunkte sowie eine Verbesserung des CPM um 0,58 Prozentpunkte.

Der Erklärungsgehalt der im RSA verwendeten Morbiditätsinformationen für die krankheitsbezogenen Folgekosten der Versicherten hat somit in den vergangenen Jahren zugenommen, d.h. die Morbiditätsdaten der Versicherten des Jahres 2016 ermöglichen prospektiv eine präzisere Schätzung der Leistungsausgaben für das Ausgleichsjahr 2018. Allerdings zeigt sich – auch wenn die Diagnosehäufigkeiten im Einklang mit extern verfügbaren Daten stehen – in regionaler Hinsicht eine uneinheitliche Entwicklung zwischen den Jahren 2010 und 2016 (vgl. Abschnitt 3.3.2 *Exkurs: Entwicklung der Diagnosehäufigkeiten im Zeitverlauf*).

4.1.2 Kennzahlen auf Krankenkassenebene

Wird die Betrachtungsebene der einzelnen Versicherten verlassen und werden stattdessen die eher wettbewerbsbezogenen Effekte des RSA – gemessen in Form von krankenkassenbezogenen Über- und Unterdeckungen – betrachtet, so lässt sich erkennen, dass die in Abschnitt 4.1.1 gezeigten Verbesserungen der versichertenindividuellen Prädiktionsgüte des Klassifikationsmodells sich auch auf Ebene der Krankenkassen niederschlagen, dies allerdings nur in einem begrenzten Umfang (vgl. Tabelle 4.3).

Tabelle 4.3: Modellkennzahlen des Status-quo-RSA auf Ebene der Krankenkassen

MAPE (KK)	AJ2016	AJ2017	AJ2018 Status quo
absolut	53,86 €	53,62 €	53,28 €
gewichtet	49,21 €	48,04 €	47,95 €

Quelle: Auswertung BVA

So nimmt der absolute ungewichtete Prognosefehler auf Krankenkassenebene ($MAPE_{KK_abs}$) durch die Weiterentwicklung des Klassifikationsmodells seit dem Ausgleichsjahr 2016 um 0,58 € bzw. um 1,1 % ab. Bei Betrachtung der mit den Versichertenzeiten gewichteten Über- und Unterdeckungen der Krankenkassen ($MAPE_{KK_gew}$) beträgt die Abnahme 1,26 € bzw. 2,6 %.

4.1.3 Kennzahlen auf Ebene von morbiditätsbezogen abgegrenzten Versichertengruppen

Bereits im Sondergutachten wurde zur Beurteilung bestehender Selektionsanreize gegen einzelne Versichertengruppen geprüft, ob bzw. in welchem Ausmaß sich nach Durchführung des Risikostrukturausgleichs verbleibende Unterdeckungen vorhersehen lassen. Bei dieser Betrachtung ist bedeutsam, Personengruppen anhand von Merkmalen abzugrenzen, die den Krankenkassen bekannt sind, damit sie zur Selektion eingesetzt werden können, die selbst aber nicht als direkte Ausgleichsfaktoren im Verfahren berücksichtigt sind. Andernfalls ergibt sich für die gewählten Subpopulationen automatisch ein Deckungs-

beitrag von null Euro bzw. eine Deckungsquote von 100 % (vgl. Schäfer 2011, S. 13 und Drösler *et al.* 2017, S. 66).

Aus dieser Überlegung ergibt sich die aus Tabelle 4.4 dargestellte Auswahl von Versichertengruppen, die (mit Ausnahme der Krankenkassenwechsler) anhand von RSA-Morbiditätsindikatoren (Arzneimittelverordnungen sowie ambulante und stationäre Diagnosen) abgegrenzt werden, ohne dabei exakt der Abgrenzung einzelner RSA-Risikogruppen (bspw. den AGGs, HMGs oder EMGs) zu entsprechen.

Tabelle 4.4: Deckungsbeiträge von morbiditätsbezogen abgegrenzten Versichertengruppen im Status quo

Versichertengruppe	Ausprägung	AJ2016	AJ2017	AJ2018
		DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	287 €	288 €	286 €
	Ja	-85 €	-86 €	-85 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	151 €	151 €	150 €
	Ja	-1.012 €	-1.015 €	-1.006 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	311 €	312 €	311 €
	Ja	-31 €	-31 €	-31 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	157 €	156 €	156 €
	Ja	-858 €	-854 €	-852 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	278 €	279 €	278 €
	Mindestens eine RSA-KH	-99 €	-98 €	-97 €
	Nur nicht RSA-KHs	-114 €	-116 €	-117 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	-2 €	-2 €	-2 €
	Ja	70 €	70 €	69 €

Quelle: Auswertung BVA

Die hier gewählte (vorrangig) morbiditätsbezogene Abgrenzung wird in diesem Gutachten an verschiedenen Stellen zur Bewertung von Risikoselektionsanreizen in einzelnen Modellen herangezogen. Darüber hinaus erfolgt allerdings auch eine Abgrenzung von Versichertengruppen anhand ihres Wohnortes (vgl. Abschnitt 4.4).Für das Modell des Ausgleichsjahres 2018 und die hier gewählten Gruppen ergibt sich ein Bild, das mit den Ergebnissen des Sondergutachtens vergleichbar ist (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 83ff.). Wird das Status-quo-Modell mit seinen beiden Vorgängerversionen (AJ2016 und AJ2017) verglichen,

zeigen sich auf Gruppenebene allenfalls marginale Unterschiede, sodass sich das Modell als stabil erweist.

4.2 Regionale Verteilungswirkungen des Morbi-RSA

In Kapitel 3 *Beschreibung der regionalen Charakteristika der RSA-Daten* dieses Gutachtens wurde bereits gezeigt, dass die mittleren Leistungsausgaben der Versicherten in der GKV in räumlicher Hinsicht ungleich verteilt sind. Im folgenden Abschnitt werden diese Ausgaben in Beziehung zur Höhe der Zuweisungen gesetzt, die die Krankenkassen aus dem Gesundheitsfonds zur Deckung der standardisierten Leistungsausgaben erhalten.

Die Höhe der Zuweisungen in den einzelnen Kreisen hängt von der – über den Morbi-RSA erfassten – Krankheitslast der dort wohnhaften Versicherten ab. Zur Darstellung regionaler Morbiditätsunterschiede bietet sich zunächst der bereits im Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte ermittelte RSA-Risikofaktor an (vgl. Drösler *et al.* 2011, S. 63ff.). Der Risikofaktor einer Region ergibt sich, indem die durchschnittliche Zuweisungshöhe der Region durch die GKV-durchschnittlichen Leistungsausgaben dividiert wird. Er gibt an, wie stark die (RSA-relevante) Morbidität in einer Region von der GKV-durchschnittlichen RSA-Morbidität abweicht.

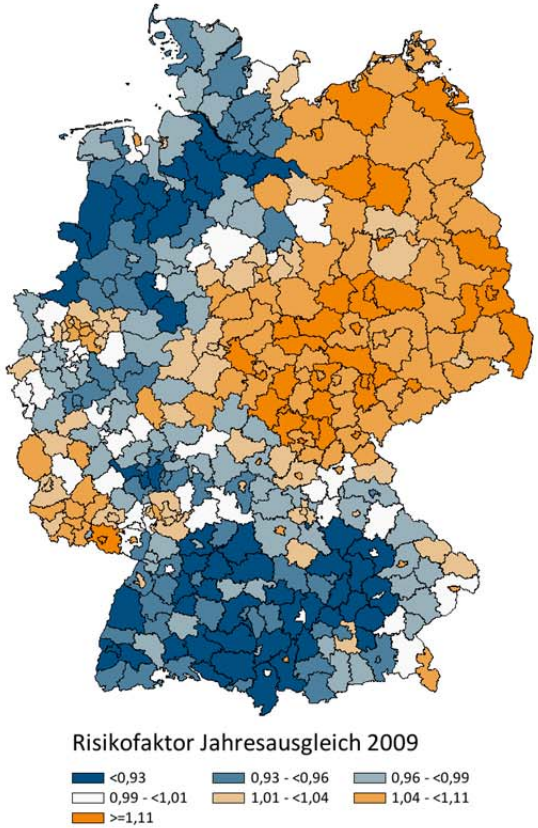
In Abbildung 4.1 und Abbildung 4.2 werden die regionalen Risikofaktoren des Jahres 2009 (auf Kreisebene) den entsprechenden Werten im Status-quo-Modell (AJ2018) gegenübergestellt. Um eine direkte Vergleichbarkeit der beiden Modelle zu ermöglichen, wurden die Risikofaktoren des Jahres 2009 zunächst für den Gebietsstand des Jahres 2016 neu ermittelt. Auch bei Betrachtung der auf aktuellen Daten gemessenen Morbiditätsunterschiede ergeben sich Muster, die bereits aus dem Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 bekannt sind. Prinzipiell zeigt sich eine hohe Konstanz der Risikofaktoren im Vergleich des JA2009 zum Status quo, der sich auch in Form eines Korrelationskoeffizenten in Höhe von r=0,919 zeigt.

Dennoch lassen sich auch Unterschiede in der Entwicklung darstellen: In Abbildung 4.3 wird das Verhältnis der Risikofaktoren des Status-quo-Modells zu denen des Jahresausgleichs 2009 dargestellt. Dies veranschaulicht, wo es im Vergleich zum JA2009 – in Relation zum GKV-Schnitt – zu einem Absinken bzw. zu einem Anstieg der RSA-Morbidität gekommen ist. Stark sinkende Risikofaktoren zeigen sich vor allen Dingen in städtischen Gebieten im Süden Deutschlands. Besonders starke Anstiege sind dagegen in einigen Regionen in Sachsen-Anhalt zu verzeichnen. Generell konzentrieren sich die Anstiege der Risikofaktoren seit 2009 auf die neuen Bundesländer. Vereinzelt betroffen sind von starken Zuwächsen allerdings auch einige Kreise in Schleswig-Holstein, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Bayern und Rheinland-Pfalz. In diesen Regionen ist also die durchschnittliche Zuweisungshöhe stärker gestiegen als die GKV-durchschnittlichen Leistungsausgaben.

Ob sich aus den hier gezeigten regional ungleich verteilten Risikofaktoren im Status quo nennenswerte regionale Unterschie-

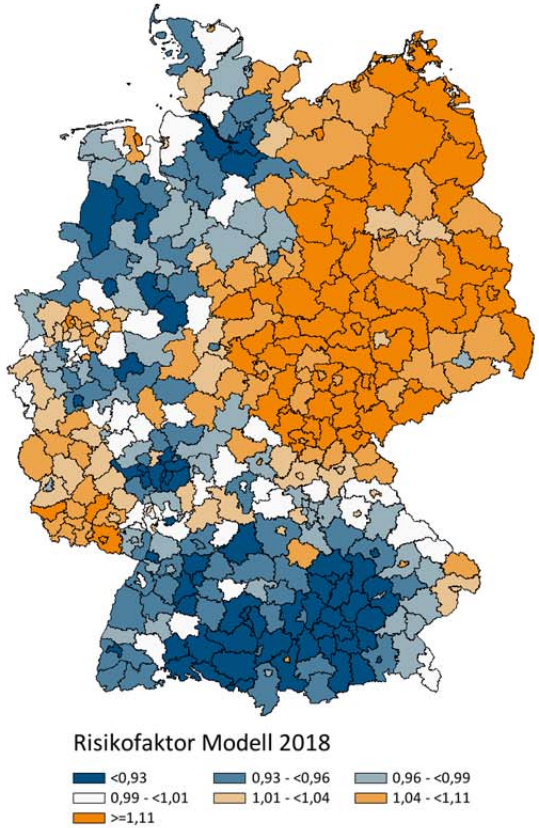
de im Grad der Ausgabendeckung ergeben, hängt davon ab, ob die Höhe der Zuweisungen, die die Krankenkassen aus dem Gesundheitsfonds erhalten und die aus einer regionalen Perspektive ebenfalls unterschiedlich ausfallen können, mit den regionalen Ausgabenunterschieden korreliert bzw. diese adäquat auszugleichen vermag. Dies ist wiederum vor allen Dingen davon abhängig, inwieweit die verschiedenen Faktoren, die zu

Abbildung 4.1: Risikofaktor im JA2009 (AJ2009)



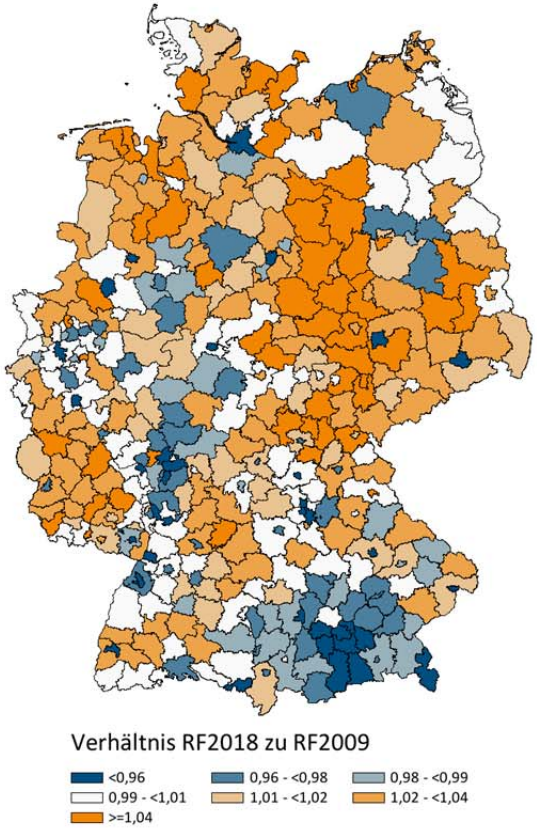
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.2: Risikofaktor im Status-quo-Modell (AJ2018)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.3: Verhältnis des Risikofaktors im AJ2018 zum Risikofaktor JA2009



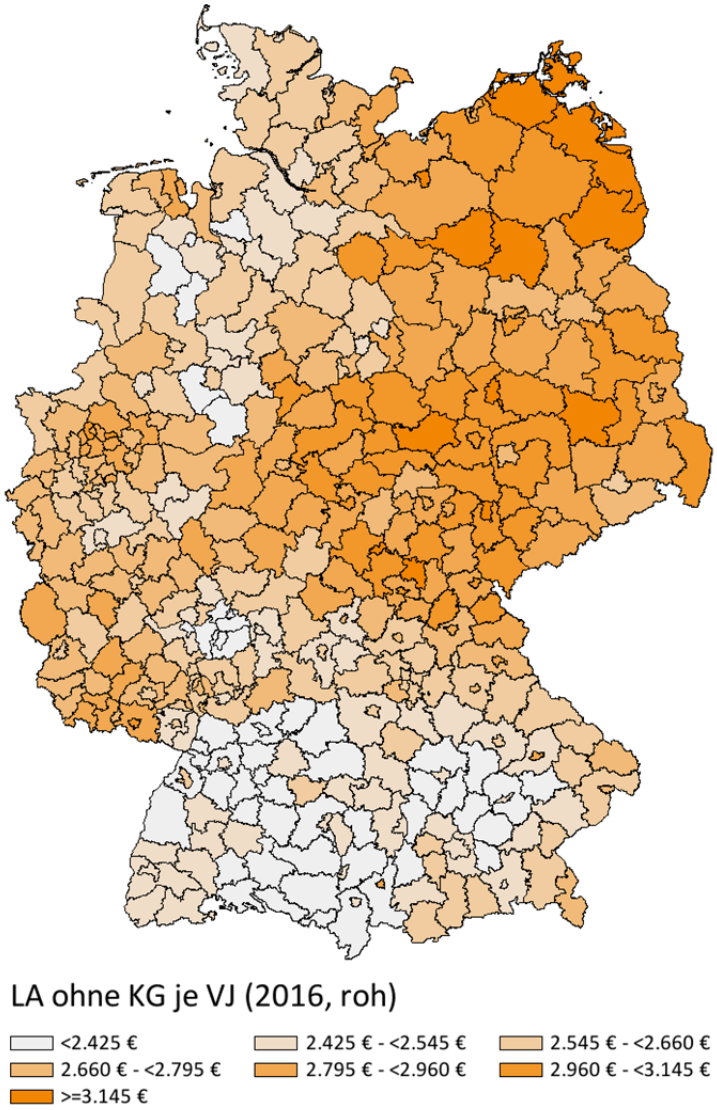
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

unterschiedlich hohen regionalen Leistungsausgaben führen, auch im Risikostrukturausgleich berücksichtigt werden. Sofern etwa regionale Disparitäten in der Krankheitslast Ausgabenunterschiede nach sich ziehen, kann davon ausgegangen werden, dass diese durch die direkte Morbiditätsorientierung des RSA – zumindest bezogen auf die 80 ausgleichsfähigen Erkrankungen – bereits heute adäquat nivelliert werden. Je mehr Variablen im Ausgleichssystem berücksichtigt werden, die zur Erklärung der regionalen Ausgabenvarianz beitragen, desto weiter werden sich die regionalen Zuweisungen den regionalen Ausgaben annähern. Eine umfassende Diskussion der Frage, welche bislang unberücksichtigten Faktoren einen solchen Erklärungsgehalt liefern bzw. inwiefern diese zusätzlich zu den bisherigen Parametern im Morbi-RSA berücksichtigt werden könnten, erfolgt in den Kapiteln 6 *Einflussfaktoren regionaler Deckungsbeiträge im Status quo* und 7 *Modellrechnungen zur Regionalisierung der* Zuweisungen dieses Gutachtens.

Zunächst aber soll untersucht werden, in welchem Ausmaß die im Status quo berücksichtigten Ausgleichsfaktoren zu einer *impliziten Regionalisierung* der Zuweisungen beitragen. Einen ersten Eindruck hierzu bieten die folgenden Abbildungen, in denen die regionalisierten Leistungsausgaben des Jahres 2016 (je Versichertenjahr, dargestellt als *rohe*, also nicht-standardisierte Werte) den regionalisierten Zuweisungen des Status-quo-Modells (ebenfalls je Versichertenjahr) gegenübergestellt werden (vgl. Abbildung 4.4 und Abbildung 4.5). Bereits augenscheinlich ergibt sich bei deren Betrachtung, dass die Höhe der regionalen Ausgaben eine ausgeprägte Korrelation mit der Höhe der regionalen Zuweisungen im Status quo aufweist. Dies lässt sich auch empirisch bestätigen: Der Korrelationskoeffizient von Leistungsausgaben und Zuweisungen (jeweils ohne Krankengeld) beträgt auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte r=0,918, was einen sehr starken Zusammenhang der beiden Größen attestiert. Obwohl der Risikostrukturausgleich in seiner gegenwärtigen Ausgestaltung das Konstrukt *Regionalität* als Ausgleichskriterium nicht explizit berücksichtigt, haben die enthaltenen Variablen einen nivellierenden Effekt. Der Morbi-RSA *regionalisiert* aufgrund der direkten Berücksichtigung von regional ungleich verteilten Merkmalen wie Alter, Geschlecht und Morbidität der Versicherten bereits im Status quo in hohem Maße, weil diese Größen die individuelle Nachfrage nach Gesundheitsleistungen stark beeinflussen (vgl. Abschnitt 4.3; Buchner 2018, S 27; Jacobs 2010, S. 15 und Göpffarth 2013, S. 32).

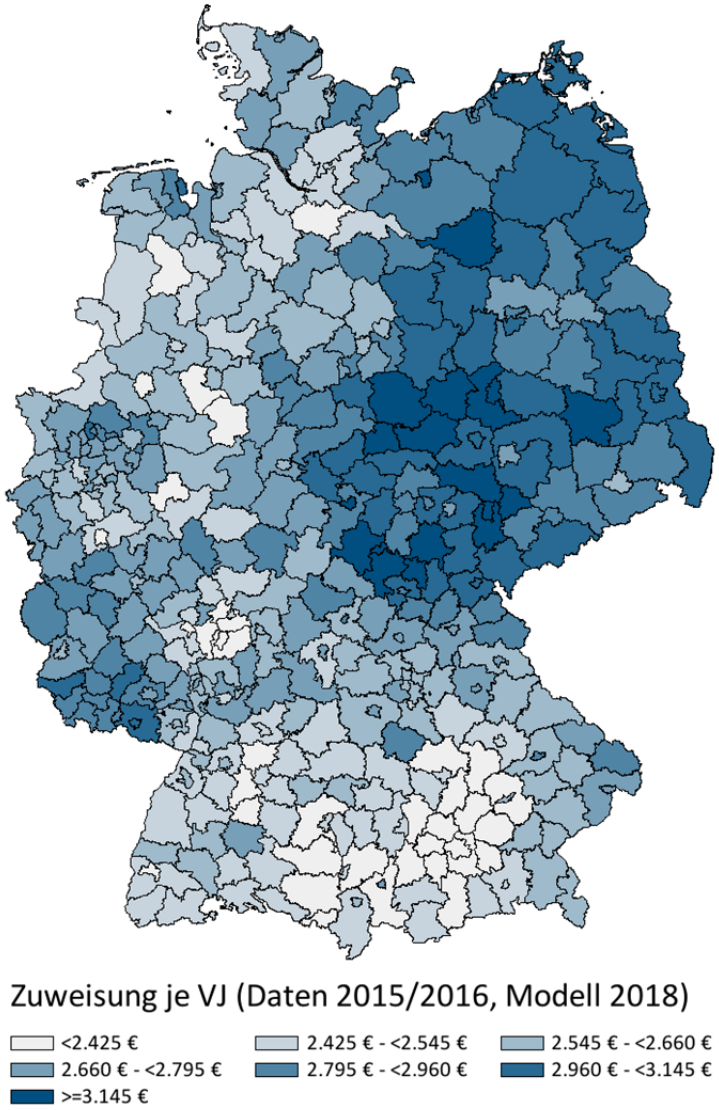
Gleichwohl ergibt sich trotz dieser impliziten Regionalisierungseigenschaft zwar eine deutliche, aber eine noch immer unvollständige Übereinstimmung der jeweils auf den Raum bezogenen Ausgaben und Zuweisungen. Es verbleiben Ausgabenunterschiede, die durch die im Morbi-RSA berücksichtigten Faktoren nicht erklärt und ausgeglichen werden, woraus sich die in Abbildung 4.6 als Deckungsbeiträge bzw. in Abbildung 4.7 als Deckungsquoten aufgezeigten regionalen Über- und Unterdeckungen ergeben.

Abbildung 4.4: Leistungsausgaben je Versichertenjahr (2016, roh)



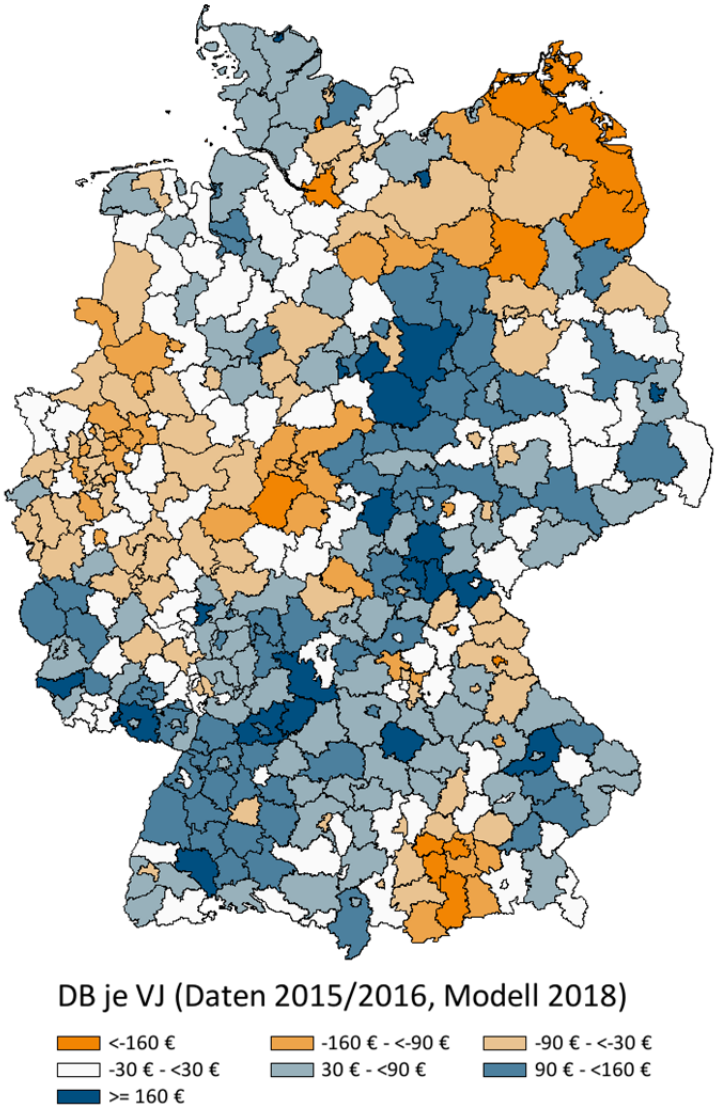
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.5: Zuweisungen im Status quo (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016)



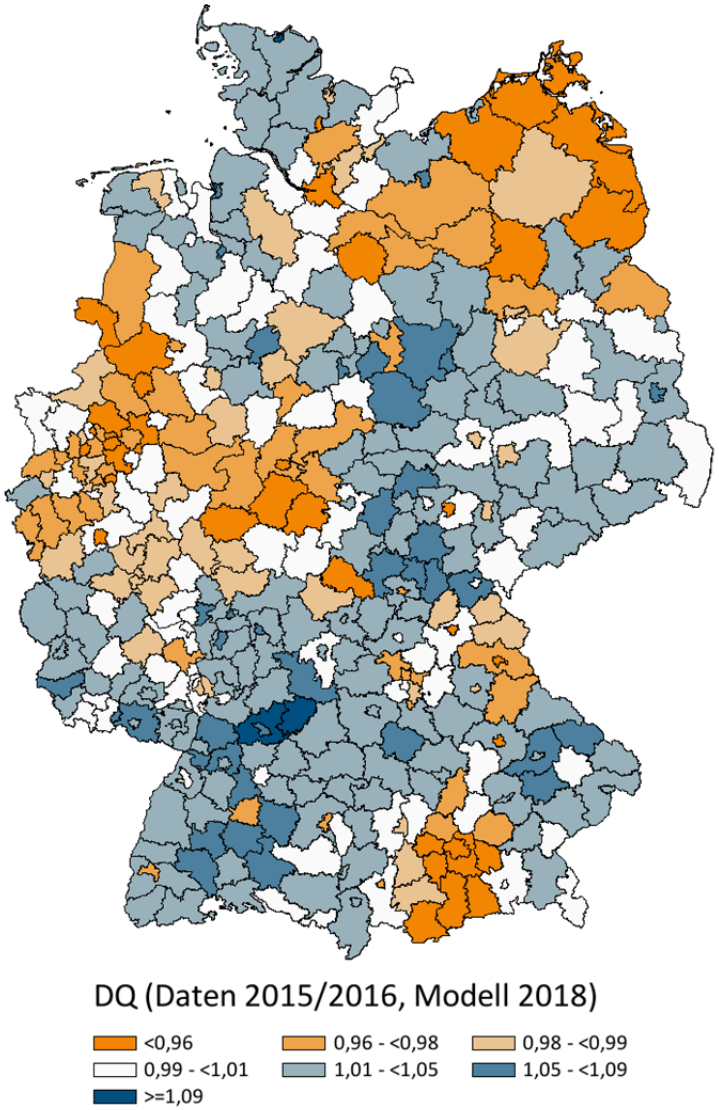
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.6: Deckungsbeiträge im Status quo (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.7: Deckungsquoten im Status quo (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

In Tabelle 4.5 werden die Streu- und Lagemaße zur regionalen Verteilung von Leistungsausgaben, Zuweisungen, Deckungsbeiträgen und Deckungsquoten auf Ebene der Kreise dargestellt. Hierbei zeigen sich die höchsten durchschnittlichen Leistungsausgaben in Prignitz (3.407 € je Versichertenjahr), die niedrigsten Ausgaben in Freising (2.226 €), woraus sich eine Ausgabenspanne von 1.181 € ergibt; der Abstand des ersten zum dritten Ausgabenquartil (der Interquartilsabstand) beträgt 343 €. Der Variationskoeffizent der Ausgaben liegt bei 0,086.

Ähnlich stellt sich die Situation auf Seiten der Zuweisungen dar. Aus dem niedrigsten (Freising, 2.206 €) bzw. dem höchsten Zuweisungswert (Schwerin, 3.597 €) ergibt sich eine Zuweisungsspanne von rund 1.390 €, der Interquartilsabstand beträgt 330 €, der Variationskoeffizient nimmt einen Wert von 0,086 an und entspricht somit dem der Ausgaben. Das bedeutet, dass Ausgaben und Zuweisungen prinzipiell in einem ähnlichen Ausmaß im geographischen Raum streuen.

Dennoch resultieren beim direkten Vergleich von Ausgaben und Zuweisungen in den einzelnen Kreisen Über- bzw. Unterdeckungen. So beträgt die Spannbreite der Deckungsbeiträge zwischen dem Kreis mit der stärksten absoluten Unterdeckung (-260 €, Vorpommern-Greifswald) und dem Kreis mit der höchsten durchschnittlichen Überdeckung (342 €, Hohenlohekreis) immerhin 602 €. Auch der – hinsichtlich der Beschreibung der Gesamtverteilung stabilere – Interquartilsabstand der regionalen Deckungsbeiträge beträgt im Status-quo-RSA 124 € je Versichertenjahr.

Tabelle 4.5: Regionale Verteilung der Ausgaben, Zuweisungen, Deckungsbeiträge und Deckungsquoten im Status quo

AJ2018	Ausgaben	Zuweisungen	Deckungsbeitrag	Deckungsquote
Minimum	2.226 €	2.206 €	-260 €	0,915
1. Quartil	2.509 €	2.529 €	-42 €	0,984
Median	2.657 €	2.661 €	17 €	1,006
3. Quartil	2.853 €	2.858 €	82 €	1,030
Maximum	3.407 €	3.597 €	342 €	1,148
Interquartilsabstand	343 €	330 €	124 €	0,047
Mittelwert	2.686 €	2.704 €	17 €	1,007
Standardabweichung	231 €	234 €	94 €	0,035
Variationskoeffizient	0,086	0,086	-	0,035

Quelle: Auswertung BVA

Bei den regionalen Deckungsbeiträgen wird auf die Angabe des Variationskoeffizienten verzichtet (vgl. z.B. Tabelle 4.5). Da die Deckungsbeiträge gleichermaßen positive und negative Werte annehmen und der ungewichtete Mittelwert der Deckungsbeiträge gegen den Wert null tendiert, ist eine Berechnung des Variationskoeffizienten, der sich aus einer Division der Standardabweichung durch den Mittelwert ergibt, nicht sinnvoll. Bei der Darstellung von (hier nicht berechneten) gewichteten Werten nähme der Mittelwert der Deckungsbeiträge je Versichertenjahr exakt den Wert null an; der Variationskoeffizent ist in diesem Fall mathematisch nicht definiert (Division durch null). Aussagen zur Variation der Deckungsbeiträge lassen sich jedoch auch aus dem Variationskoeffizenten der Deckungsquoten ableiten bzw. direkt aus dem Variationskoeffizenten der standardisierten Leistungsausgaben ablesen, die in Abschnitt 4.3 berechnet und dargestellt werden.

Bei Betrachtung der relativen statt der absoluten Über- und Unterdeckungen in den Kreisen ergibt sich die niedrigste Deckungsquote mit 0,915 für die Freie Hansestadt Hamburg. Den höchsten Wert erreicht erneut der Hohenlohekreis (1,148), sodass die Spanne der Deckungsquoten 0,233 beträgt. Für den Interquartilsabstand errechnet sich ein Wert von 0,047; der Variationskoeffizient beträgt 0,035, womit dieser deutlich unterhalb des Wertes für die Leistungsausgaben liegt. Was das konkret hinsichtlich der impliziten Regionalisierung des aktuellen RSA-Verfahrens bedeutet, wird – auch im Vergleich mit älteren Ausgleichsmodellen – im folgenden Abschnitt 4.3 näher beschrieben.

Zuvor wird jedoch noch ein Blick auf die mittleren Über- und Unterdeckungen auf den unterschiedlichen administrativen Gliederungsebenen innerhalb Deutschlands geworfen (vgl. Tabelle 4.6). Im Durchschnitt über alle Landkreise und kreisfreien Städte weichen die regionalen Zuweisungen je Versichertenjahr durchschnittlich um 77,90 € von den regionalen Leistungsausgaben ab ($MAPE_{Kreis_abs}$). Bei Berechnung des gewichteten mittleren Vorhersagefehlers, bei dem die Versichertenzeiten in den einzelnen Kreisen mitberücksichtigt werden, sinkt der Wert ($MAPE_{Kreis_gew}$) auf 76,51 € ab. Außer den auf Grundlage der Kreise ermittelten Werte sind der Tabelle auch die in analoger Weise berechneten Vorhersagefehler auf Ebene der Gemeinden (d.h. des amtlichen Gemeindeschlüssels, AGS), der Gemeindeverbände (GVB) und der Bundesländer (Land) zu entnehmen.[8] Auch diese Tabelle wird in den folgenden Kapiteln wiederholt für Vergleiche mit unterschiedlichen RSA-Anpassungsvarianten herangezogen werden.

[8] Bei der Berechnung der mittleren Vorhersagefehler werden die beiden Gruppen der Versicherten mit Wohnort im Ausland bzw. ohne einen dem Inland zuordenbaren Wohnort jeweils als eigene Beobachtung berücksichtigt. Das führt insbesondere dazu, dass der ungewichtete Vorhersagefehler auf Ebene der Bundesländer durch diese beiden Gruppen verhältnismäßig stark beeinträchtigt wird und der Wert des $MAPE_{abssolut}$ auf Landesebene höher ausfällt als auf Kreisebene. Dies sollte bei Interpretation dieser Darstellung auch an anderen Stellen im Gutachten immer bedacht werden. Bei den übrigen Werten haben die beiden genannten Versichertengruppen aufgrund der vorgenommenen Gewichtung bzw. der großen Anzahl der übrigen Beobachtungen keinen nennenswerten Einfluss auf das Gesamtergebnis.

Tabelle 4.6: Mittlere Vorhersagefehler je Versichertenjahr auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		AJ2016	AJ2017	AJ2018
AGS	absolut	220,67 €	220,54 €	220,05 €
	gewichtet	114,08 €	113,47 €	113,23 €
GVB	absolut	127,72 €	127,49 €	127,28 €
	gewichtet	103,52 €	102,92 €	102,71 €
Kreis	absolut	78,41 €	78,04 €	77,90 €
	gewichtet	76,98 €	76,64 €	76,51 €
Land	absolut	111,36 €	111,50 €	110,73 €
	gewichtet	45,39 €	44,71 €	44,71 €

Quelle: Auswertung BVA

Der Blick auf die Vorhersagefehler der Vorjahresmodelle zeigt, dass die Modellanpassung im Zeitverlauf zwar eine leichte Verringerung des Vorhersagefehlers auf allen Ebenen bewirkt hat, absolut betrachtet jedoch nur einen unwesentlichen Einfluss auf die regionalen Über- und Unterdeckungen hat.

4.3 Erklärung der regionalen Ausgabenvariation durch den RSA im Zeitverlauf

In den beiden vorigen Abschnitten 4.1 und 4.2 wurde gezeigt, dass der Morbi-RSA in der Lage ist, einen Teil der regionalen Variation der GKV-Ausgaben zu erklären und auf diese Weise die regional unterschiedlichen Ausgabenrisiken der Krankenkassen auch ohne Berücksichtigung raumbezogener Risikofaktoren partiell auszugleichen. Im Folgenden wird es darum gehen, den Anteil der durch den Morbi-RSA erklärten Ausgabenvarianz zu quantifizieren und das Ergebnis ins Verhältnis zu den Ausgleichsmodellen der Vergangenheit zu setzen. Zu diesem Zweck erfolgt – auf einer einheitlichen Datenbasis (KM2015/EM2016) – ein Vergleich des Status-quo-Modells mit einer Simulation des Alt-RSA. Unter Heranziehung älterer Auswertungen des BVA können darüber hinaus Aussagen zum Morbi-RSA-Verfahren in weiter zurückliegenden Jahren getroffen werden: Bereits für die Ausgleichsjahre 2009 und 2010 haben die Krankenkassen zum Zwecke der Durchführung der sogenannte *Konvergenzklausel* (§ 272 SGB V a.F.) die Wohnorte der Versicherten auf Ebene der Landkreise und der kreisfreien Städte erhoben und an das BVA übermittelt. Somit konnten bereits damals die Wohnorte der Versicherten mit deren Leistungsausgaben bzw. den versichertenindividuell ermittelten Zuweisungen verknüpft werden. Weil die Meldung der Leistungsausgaben für die Jahresausgleiche 2009 und 2010 allerdings für eine GKV-Stichprobe erfolgte, war eine Regionalisierung der Ausgaben für lediglich rund sieben Prozent der Versicherten möglich. Für den Jahresausgleich 2011 wurde dem BVA dagegen erstmals eine Vollerhebung der Leistungsausgaben zur Verfügung gestellt, die (aufgrund des Auslaufens der Konvergenzklausel nur einmalig) eine Verknüpfung mit dem (letztmals für das Jahr 2010 erhobenen) Wohnortmerkmal aller Versicherten zuließ.

Betrachtungsgegenstand der folgenden Auswertung sind die tatsächlichen (*rohen*) Ausgaben auf Ebene der Kreise und kreis-

freien Städte, die jeweils mit den durch die verschiedenen RSA-Modelle erklärten Ausgaben verglichen werden. Hierzu wird auf (indirekt) *standardisierte Leistungsausgaben* abgestellt. Diese ergeben sich rechnerisch aus einer Addition der GKV-Durchschnittsausgaben je Versichertenjahr und der nach RSA in der Region verbleibenden Deckungsbeiträge – ebenfalls je Versichertenjahr (vgl. Göpffarth 2011, S. 22 und Göpffarth 2013, S. 32).

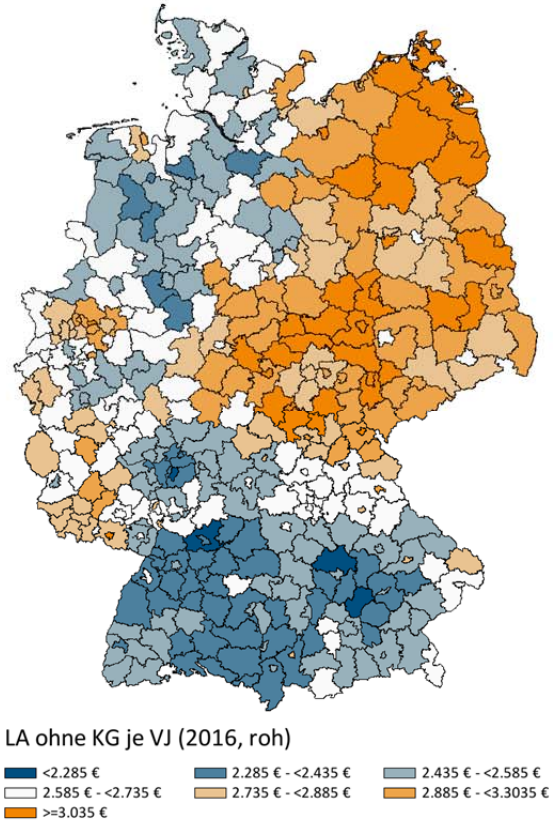
Die Simulation des Alt-RSA-Verfahrens erfolgt mittels einer Regressionsrechnung mit den bis zum Jahr 2008 geltenden Ausgleichsmerkmalen, allerdings auf Grundlage der aktuell vorliegenden Versichertendaten.

Die für die Morbi-RSA-Ausgleichsjahre 2009, 2010 und 2011 verfügbaren Werte beruhen dagegen auf älteren Datengrundlagen – mit jeweils unterschiedlichem Ausgabenniveau. Daher muss für diese Jahre vor einem Vergleich mit den übrigen Modellen jeweils eine Hochrechnung auf das Ausgabenniveau des Jahres 2016 vorgenommen werden. Außerdem müssen für die drei genannten Jahre zwischenzeitlich erfolgte Gebietsreformen berücksichtigt werden, um eine Vergleichbarkeit mit dem Status quo herstellen zu können. Dies erfolgt, indem aus den für die Jahre 2009, 2010 und 2011 ermittelten Deckungsbeiträgen (mittels der Versichertenzeiten gewichtete) Mittelwerte für die inzwischen neu entstandenen Kreise errechnet werden.

In Abbildung 4.8 wird zunächst die bestehende Variation der (*rohen*) Leistungsausgaben auf regionaler Ebene im Jahr 2016 dargestellt. Abweichend zur sonstigen Klassenbildung werden hierbei – ausgehend vom Median der Ausgabenverteilung auf Kreisebene (etwa 2.660 € je Versichertenjahr) – sieben äquidistante Ausgabengruppen abgegrenzt. Regionen mit besonders hohen Ausgaben (orange) liegen überwiegend im Osten Deutschlands, aber auch im Ruhrgebiet, in Teilen des Saarlandes oder in Rheinland-Pfalz vor. Besonders niedrige Leistungsausgaben (blau) zeigen sich dagegen in weiten Teilen Bayerns und Baden-Württembergs, im Süden Hessens sowie im westlichen Niedersachsen.

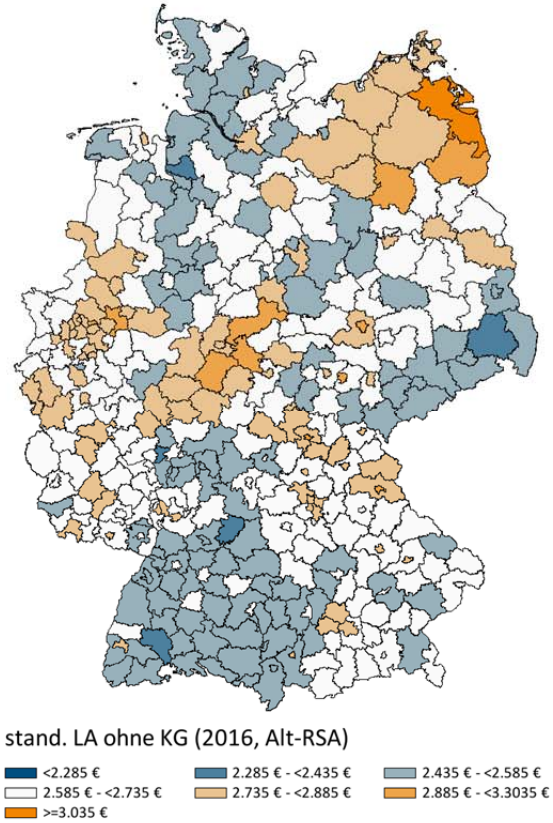
In Abbildung 4.9 werden den *rohen* Ausgaben aus Abbildung 4.8 standardisierte Werte gegenübergestellt. Zur Standardisierung werden mit Alter, Geschlecht, Erwerbsminderungsstatus und DMP-Einschreibung diejenigen *indirekten* Morbiditätsindikatoren herangezogen, die im Alt-RSA-Verfahren bis zum Jahr 2008 als Ausgleichsfaktoren verwendet worden sind. Hierbei zeigt sich, dass die regionale Variation der standardisierten Ausgaben deutlich geringer ausfällt als die der *rohen* Werte. Große Teile der Ausgabenvariation zwischen den Kreisen können also durch die Unterschiede in der über Alter, Geschlecht, EM-Status und DMP-Einschreibung indirekt erfassten Morbidität der dort wohnhaften Versicherten erklärt werden.

Abbildung 4.8: Variation der Leistungsausgaben (2016, roh)



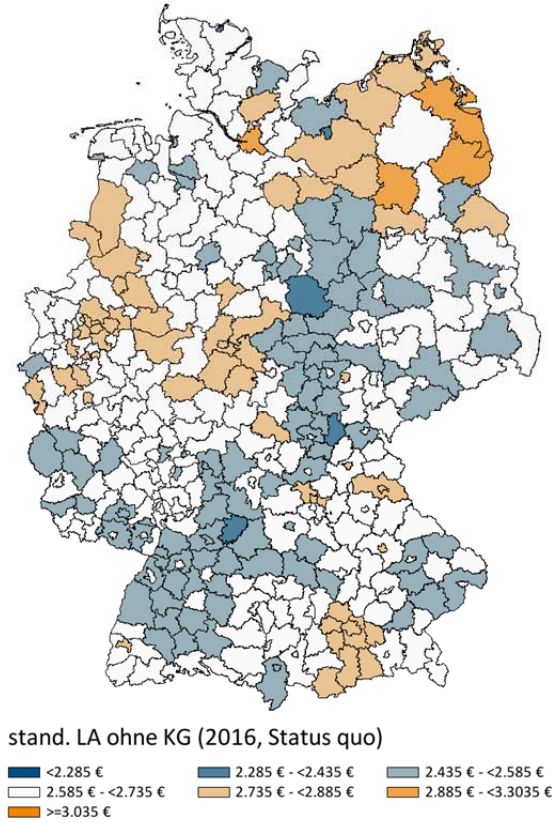
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.9: Variation der Leistungsausgaben (Alt-RSA, Daten: 2015/2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.10: Variation der Leistungsausgaben (Modell: AJ2018, Daten: 2015/2016, standardisiert)



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

In Abbildung 4.10 wird die Situation im Status quo dargestellt, in dem auch die über Diagnosen und Arzneimittelverordnungen direkt erfasste Morbidität zur Standardisierung der Leistungsausgaben herangezogen wird. Augenscheinlich ergibt sich, dass sich durch die Hinzunahme direkter Morbiditätsindikatoren der Anteil der durch den RSA erklärten Ausgabenvariation noch weiter erhöht hat.

Weitergehende Aussagen zur Erklärung der geographischen Ausgabenunterschiede durch das Ausgleichsverfahren in den verschiedenen Jahren lassen sich aus Tabelle 4.7 ableiten. Hier werden die regionalen Streu- und Lagemaße der *rohen* und der (durch verschiedene RSA-Modelle) *standardisierten* Ausgabenverteilungen einander gegenübergestellt. Es zeigt sich, dass sich die Spanne der durchschnittlichen Leistungsausgaben durch die Standardisierung mit den Alt-RSA-Faktoren von 1.180 € auf 752 € reduziert. Durch die Hinzunahme direkter Morbiditätsindikatoren des Morbi-RSA sinkt dieser Wert im Status-quo-Modell weiter ab (602 €). Auch der Interquartilsabstand der regionalen Verteilung nimmt durch die Standardisierung deutlich ab (roh: 343 €; Alt-RSA: 168 €; Status quo: 124 €).

Über die Entwicklung des Variationskoeffizienten lässt sich abschätzen, zu welchem Anteil die im RSA berücksichtigten Faktoren die regionale Ausgabenvariation auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte erklären können. Liegt der Variationskoeffizent der *rohen* Ausgaben im Jahr 2016 noch bei 0,086, sinkt der Wert bei Standardisierung über die Alt-RSA-Variablen auf 0,044 ab, was einem Rückgang um 48,4 % entspricht. Dieser Wert ist als der Anteil der regionalen Ausgabenvariation zu interpretieren, der sich durch die Ausgleichsgrößen des Alt-RSA erklären lässt. Durch Hinzunahme der direkten Morbiditätsindikatoren des Morbi-RSA sinkt der Variationskoeffizient noch weiter – auf 0,036 (im Status quo) – ab. Der Anteil der durch das gegenwärtige RSA-Modell erklärten Variation liegt bei 58,6 %.

Tabelle 4.7: Vergleich der regionalen Leistungsausgaben (Alt-RSA, JA2009, JA2010, JA2011 und AJ2018, standardisiert)

Ausgaben 2016		standardisierte Leistungsausgaben				
		Alt-RSA	JA2009*/**	JA2010*/**	JA2011**	AJ2018
Minimum	2.226 €	2.286 €	2.352 €	2.318 €	2.388 €	2.320 €
1. Quartil	2.509 €	2.566 €	2.565 €	2.576 €	2.589 €	2.580 €
Median	2.657 €	2.646 €	2.643 €	2.642 €	2.647 €	2.646 €
3. Quartil	2.853 €	2.734 €	2.725 €	2.717 €	2.701 €	2.703 €
Maximum	3.407 €	3.038 €	3.395 €	3.738 €	2.919 €	2.921 €
Interquartilsabstand	343 €	168 €	161 €	141 €	112 €	124 €
Mittelwert	2.686 €	2.654 €	2.650 €	2.652 €	2.647 €	2.644 €
Standardabweichung	231 €	118 €	127 €	133 €	88 €	94 €
Variationskoeffizient	0,086	0,044	0,048	0,050	0,033	0,036
Durch RSA-Faktoren erklärte Ausgabenvarianz		48,4%	44,1%	41,8%	61,5%	58,6%

Quelle: Auswertung BVA; *JA2009 und JA2010: Versichertenstichprobe; **JA2009, JA2010 und JA2011: Gebietsreformen mitberücksichtigt, keine Umstellung der Berechnung auf Pro-Tag-Werte, Werte hochgerechnet auf Ausgabenniveau 2016

Diese Werte bestätigen Ergebnisse, die in der Vergangenheit auf Grundlage älterer GKV-Daten errechnet worden sind (vgl. Göpffarth 2013, S. 31f. und Göpffarth *et al.* 2016, S. 809).

Eine Sonderstellung in der Darstellung in Tabelle 4.7 nehmen die Statistiken zu den Jahresausgleichen 2009 und 2010 ein. Die Kennzahlen legen nahe, dass es in diesen Jahren im Vergleich zum Altverfahren zu einer temporären Zunahme der regionalen Ungleichheiten gekommen ist. Sowohl die Spanne als auch der Interquartilsabstand und der Variationskoeffizient nehmen im Vergleich zum Alt-RSA zu. Der Grund hierfür ist allerdings nicht auf eine Verschlechterung des Ausgleichsverfahrens, sondern auf die für die Berechnung verwendete Datengrundlage zurückzuführen. Die standardisierten Leistungsausgaben je Region wurden – im Gegensatz zu den übrigen Modellen – lediglich auf Basis einer rund sieben prozentigen Versichertenstichprobe ermittelt (s.o.), weshalb die Analysen zu diesen Jahren anfällig für Ausreißereffekte sind. Bereits in der Vergangenheit wurde darauf hingewiesen, dass die Umstellung auf eine Vollerhebung der Meldung der Leistungsausgaben sowohl Spanne als auch Varianz der regionalen Ausgabenunterschiede erheblich reduziert hat (vgl. Göpffarth 2013, S. 31). Die Werte der Ausgleichsjahre 2009 und 2010 sind daher mit den Kennzahlen für die übrigen Modellvarianten nicht vergleichbar. Es ist anzunehmen, dass – wäre der Jahresausgleich 2009 auf den vorliegenden Daten simuliert worden – die regionale Varianzerklärung deutlich höher ausgefallen wäre als dies auf Grundlage der Stichprobe den Anschein hat.

Auffällig ist jedoch, dass der Variationskoeffizient im Ausgleichsjahr 2011 unterhalb des Wertes für das Modell 2018 liegt. Etwaige Stichprobeneffekte können für diesen Effekt ausgeschlossen werden, da die Auswertung für das betroffene Jahr auf einer GKV-Vollerhebung beruht. Es ist somit zu konstatieren, dass der Jahresausgleich 2011 die (damals) vorliegende regionalen Ausgabenvariation etwas besser erklären konnte, als das gegenwärtige Modell dies für die aktuellen Ausgaben vermag; über die Gründe hierfür kann allerdings nur spekuliert werden. In Betracht kommt etwa eine Zunahme der regionalen Ausgabenvariation im Zeitverlauf, für die es konkrete Anzeichen gibt: Ausgehend von Göpffarth (2013, S. 31), der für die *rohen* Ausgaben des Jahres 2011 einen Variationskoeffizienten von 8,12 % angibt, hat die Ausgabenvariation auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte bis zum Jahr 2016 um etwa sechs Prozent zugenommen. Die *Ansprüche* an die regionale Erklärungskraft des Modells sind somit im Zeitverlauf in gewisser Weise gestiegen. Zu berücksichtigen ist weiterhin, dass die Ergebnisse für das Jahr 2011 auf eine Berechnung ohne Umstellung auf *Pro-Tag-Werte* zurückgehen. Diese seit dem Jahresausgleich 2013 eingeführte Änderung des Berechnungsverfahrens zur Korrektur der sogenannten *Verstorbenenproblematik* (vgl. hierzu bspw. Drösler *et al.* 2011, S. 5 und LSG Nordrhein-Westfalen, Urteil v. 04.07.2013, Az.: L 16 KR774/12 KL) hat möglicherweise Auswirkungen auf die regionalen Verteilungswirkungen des RSA gehabt. Schließlich könnte der Anstieg des Variationskoeffizienten auf eine regional uneinheitliche Entwicklung in der Qualität der dokumentierten Diagnosen (zur

regionalen Variation der Kodierqualität vgl. bspw. Bauhoff *et al.* 2017; Göpffarth *et al.* 2016, S 813; Ozegowski 2013; Göpffarth 2011, S. 29 und darüber hinaus Abschnitt 3.3.2 *Exkurs: Entwicklung der Diagnosehäufigkeiten im Zeitverlauf* oder auf zwischenzeitliche Änderungen des im RSA berücksichtigten Morbiditätsspektrums bzw. die Weiterentwicklung des Klassifikationsmodells zurückzuführen sein.

4.4 Ausgabendeckung nach Raumtypen

In den Abschnitten 4.2 und 4.3 wurde auf die Unterschiede der durchschnittlichen Leistungsausgaben, der standardisierten Leistungsausgaben oder auch der RSA-Deckungsbeiträge mit Blick auf *alle* Kreise und kreisfreien Städte innerhalb der Bundesrepublik eingegangen. Im folgenden Abschnitt 4.4 soll nun über eine Typisierung der Gemeinden bzw. der Kreise und kreisfreien Städte eine differenziertere Betrachtung erfolgen.

Unter Herstellung regionaler Bezüge analysiert die *laufende Raumbeobachtung* des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) die Entwicklung der Lebensbedingungen in Deutschland. Beobachtet wird dabei unter anderem die zeitliche und räumliche Entwicklung von Indikatoren des Arbeitsmarktes, der Bevölkerungsstruktur, der medizinischen Versorgung, der Siedlungsstruktur oder der Bildungssituation der Bevölkerung. Einige der genannten Indikatoren nutzt das BBSR im Rahmen der Raumabgrenzung. So erfolgt z.B. – jeweils unter kontinuierlicher Aktualisierung in jährlichen Abständen – eine Zuordnung von Gemeinden zu sogenannten *Großstadtregionen* sowie eine Typisierung der Kreise nach ihrem *siedlungsstrukturellen Typ*. Diese Zuordnungen lassen sich zur Untersuchung regionaler RSA-Deckungsunterschiede – und ggf. auch für deren Ausgleich – heranziehen (vgl. hierzu Abschnitt 7.1 *Raumtypbezogene Zuweisungsmodelle*). Die Verwendung der Abgrenzung des BBSR ist im Bereich der Gesundheitswissenschaften etabliert. So wurden die Raumabgrenzungen des BBSR für verschiedene regionalbezogene gesundheitsökonomische Studien herangezogen (vgl. bspw. Czihal *et al.* 2013 oder Schang *et al.* 2017) und auch schon ganz explizit als mögliche Analyse- bzw. Ausgleichsdimension für den Risikostrukturausgleich genutzt (vgl. Drösler *et al.* 2011, S. 70ff. und Göpffarth 2013).

Für das vorliegende Gutachten wurde dem BVA vom BBSR frühzeitig eine aktualisierte Zuordnungstabelle der großstadtregionalen Verflechtungen sowie der siedlungsstrukturellen Kreistypen (jeweils zum Gebietsstand 31.12.2016) zur Verfügung gestellt, sodass eine Zuordnung der GKV-Versicherten zu den Regionstypen ihrer Wohnorte vorgenommen werden konnte. Diese Zuordnung bildet die Grundlage für die Ermittlung *regionstypspezifischer* Ausgaben, Zuweisungen und Deckungsbeiträge.

4.4.1 (Groß-)Stadtregionen

Neben der Größe der (Groß-)Stadtzentren werden bei dieser Klassifizierung des BBSR die Ein- bzw. Auspendelbewegungen von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zwischen Wohn- und Arbeitsort berücksichtigt, um räumliche Verflechtungen

der Gemeinden untereinander sichtbar zu machen. Definiert werden vier unterschiedliche Regionstypen, hauptsächlich abgegrenzt nach den in Tabelle 4.8 dargestellten Kriterien (vgl. Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung 2018a).

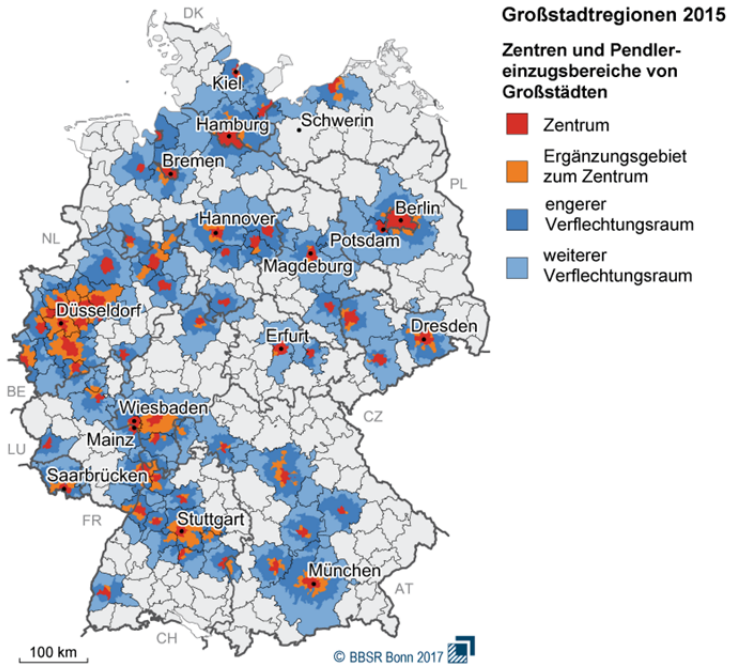
Tabelle 4.8: Abgrenzung der großstadtregionalen Zuordnung

Raumtyp	Erläuterung
Zentren einer Großstadtregion	Als Zentren einer Großstadtregion gelten Großstädte und Oberzentren mit einer (Tag-) Bevölkerung von mindestens 100.000 Einwohnern und einem Einpendlerüberschuss, wobei der Hauptpendlerstrom nicht aus einem benachbarten Zentrum entspringt.
Ergänzungsgebiete	Ringförmig um die Zentren liegen Ergänzungsgebiete. Diese weisen eine Tagesbevölkerungsdichte von mehr als 500 Personen je km² auf. Entweder liegt auch hier ein Einpendlerüberschuss vor oder aber mindestens 50 % der Auspendler bewegen sich in eine benachbarte Kernstadt.
Engere Pendlerverflechtungsräume	Engere Pendlerverflechtungsräume liegen ebenfalls ringförmig um die Zentren bzw. um die Ergänzungsge-biete, wobei mindestens 50 % der Auspendler in die Zentren bzw. deren Ergänzungsgebiete pendeln.
Weitere Pendlerverflechtungsräume	Aus weiteren Pendlerverflechtungsräumen pendeln dagegen lediglich zwischen 25 % und 50 % der Auspendler in die zentraler gelegenen Gebiete.

Quelle: Darstellung BVA nach Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumordnung (2018a)

Eine kartographische Darstellung der großstadtregionalen Gemeindezuordnung des BBSR wird in Abbildung 4.11 (auf einem etwas älteren Stand) gezeigt.

Abbildung 4.11: Großstadtregionale Gemeindezuordnung des BBSR (Stand 31.12.2015)



Quelle: Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumordnung (2017a)

Über die vier vom BBSR definierten großstadtregionalen Gebietstypen hinaus verbleiben die Gemeinden, die sich *außerhalb von Großstadtregionen* befinden und für die in den weiteren Analysen eine eigene Regionsklasse gebildet wird. Zudem enthalten die Daten des BVA auch Versicherte, die laut Daten-

meldung außerhalb des Gebietes der Bundesrepublik wohnhaft waren, die allerdings im RSA nicht als Auslandsversicherte klassifiziert worden sind, weil sie den überwiegenden Teil des Vorjahres im Inland verbracht haben. Diesen Versicherten kann kein Wohnort innerhalb der Bundesrepublik zugeordnet werden. Dies gilt auch für Versicherte, deren Wohnort von den meldenden Krankenkassen aus anderen Gründen nicht bestimmt werden konnte. Die betroffenen Personen wurden für die weiteren Analysen der Klasse *nicht zuordenbar* zugerechnet. Da bei Krankenkassenwechslern von den meldenden Krankenkassen mehrere Wohnorte gemeldet werden, werden diese Personen in der Auswertung mehrfach gezählt (wodurch sich eine Summe von über 75 Mio. Versicherten ergibt), die Zuordnung ihrer Ausgaben, Zuweisungen und Deckungsbeiträgen erfolgt allerdings anteilig anhand ihrer jeweiligen Versichertenzeiten in den Einzelgebieten. Die genannten Werte werden zudem zur besseren Vergleichbarkeit jeweils auf das Versichertenjahr bezogen.

Werden die mittleren Leistungsausgaben (ohne Krankengeld) je Versichertenjahr auf Grundlage dieser Typisierung untereinander verglichen, zeigen sich überdurchschnittlich hohe Ausgaben vor allem *außerhalb der Großstadtregionen* (vgl. Tabelle 4.9). Während die niedrigsten Ausgaben in den *engeren Verflechtungsräumen* anfallen, liegen Ausgaben in eher durchschnittlicher Höhe in den *Zentren*, in den *Ergänzungsgebieten* aber auch in den *weiteren Verflechtungsräumen* vor. Versicherte, für die kein Wohnort innerhalb der Bundesrepublik gemeldet wurde, zeichnen sich (zumindest gemäß der von den Krankenkassen übermittelten Daten) durch sehr niedrige Leistungsausgaben aus. Dies lässt sich – neben dem niedrigen Durchschnittsalter und mutmaßlich unterdurchschnittlicher Morbidität der Gruppe – auch darüber erklären, dass die Kategorie *nicht zuordenbar* viele Versicherte mit Aufenthalt im Ausland enthält.

Tabelle 4.9: Ausgaben und Deckungsbeiträge nach Großstadtregionstyp

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Alter (Ø, [Jahre])	Ausgaben (Ø)	AJ2018 DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	21.185.113	42,2	2.638 €	-50 €
	Ergänzungsgebiet	11.733.243	43,9	2.659 €	-13 €
	Enge Verflechtung	11.233.819	43,7	2.568 €	13 €
	Weite Verflechtung	11.077.839	44,3	2.684 €	29 €
	Außerhalb Großstadtregion	19.524.410	44,5	2.729 €	30 €
	Nicht zuordenbar	291.119	39,2	970 €	695 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt

Für diese Personen ist eine starke Untererfassung der individuellen Leistungsausgaben bekannt (vgl. Drösler *et al.* 2011, S. 75 und Wasem, Lux, *et al.* 2016 S. 36f.). Im Vergleich zu den Leistungsausgaben ergibt sich bei Betrachtung der mittleren Deckungsbeiträge ein etwas anderes Bild. Hier zeigt sich ein Zusammenhang der Deckungssituation mit dem jeweiligen Verflechtungsgrad des Wohnortes zu den großstadtregionalen Zentren: Je zentraler der Wohnort der Versicherten bzw. je stärker die Pendlerverflechtung zum Zentrum oder dem zentrumsnahen Ergänzungsgebiet, desto niedriger fällt der durchschnittliche Deckungsbeitrag aus. So resultieren in den Großstadtzentren selbst mittlere Deckungsbeiträge in Höhe von rund -50 € je Versichertenjahr. Bereits in den umliegenden *Ergänzungsgebieten* fallen die Unterdeckungen deutlich geringer aus (-13 €). *Enge Verflechtungsräume* (13 €), *weite Verflechtungsräume* (29 €) und Gebiete ohne Anbindung an eine Großstadtregion (30 €) weisen dagegen mit abnehmender Verflechtung zum Zentrum wachsende Überdeckungen auf.

Auf eine gesonderte Darstellung der Zuweisungshöhe je Gebietstyp wird an dieser Stelle verzichtet. Die Zuweisungen lassen sich bei Bedarf durch Addition der jeweiligen Leistungsausgaben und Deckungsbeiträge problemlos aus den in Tabelle 4.9 enthaltenen Angaben ermitteln.

4.4.2 Siedlungsstrukturelle Kreistypen

Die Zuordnung der Kreise und kreisfreien Städte zu *siedlungsstrukturellen Kreistypen* durch das BBSR erfolgt insbesondere mit Blick auf die Einwohnerzahl und die Einwohnerdichte der Landkreise und kreisfreien Städte. Pendlerbewegungen spielen in dieser Klassifikation keine Rolle. Im Ergebnis werden die vier in Tabelle 4.10 dargestellten siedlungsstrukturellen Kreistypen unterschieden (vgl. Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung 2018b).

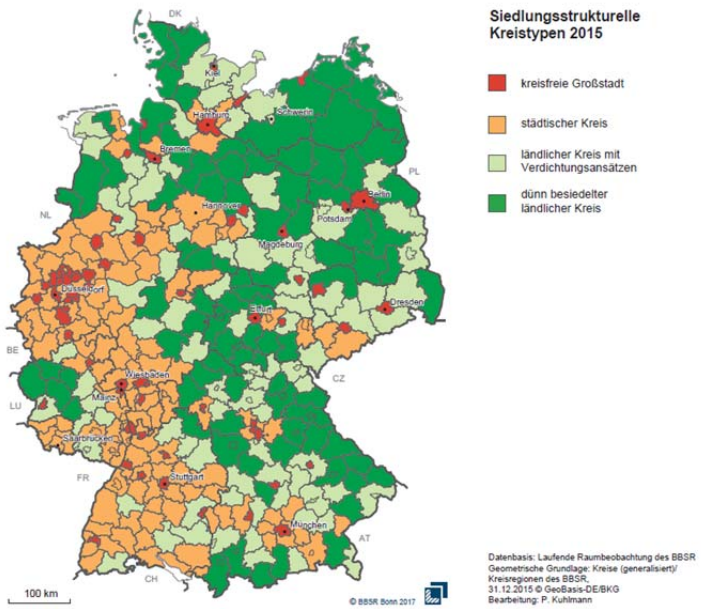
Tabelle 4.10: Abgrenzung der siedlungstrukturellen Kreistypen

Raumtyp	Erläuterung
Kreisfreie Großstädte	Als kreisfreie Großstädte gelten alle kreisfreien Städte mit einer Einwohnerzahl von mindestens 100.000 Personen.
Städtische Kreise	Städtische Kreise haben eine Einwohnerdichte von mindestens 150 Einwohnern je km², von denen mindestens die Hälfte in Groß- und Mittelstädten lebt. Liegt der Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten unterhalb von 50 %, so muss die Einwohnerdichte des Kreises ohne Groß- und Mittelstädte mindestens 150 Einwohner je km² betragen, damit eine Klassifizierung als städtischer Kreis erfolgt.
Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen	Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen weisen einen Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten von mehr als 50 % auf, dabei jedoch eine Einwohnerdichte von unter 150 Einwohnern je km². In die Kategorie fallen darüber hinaus auch Kreise mit einem niedrigeren Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten, sofern die Einwohnerdichte außerhalb dieser Städte mehr als 100 Einwohner je km² beträgt.
Dünn besiedelte ländliche Kreise	Dünn besiedelte ländliche Kreise bilden die Restkategorie in dieser Klassifikation, d.h. ihr Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten liegt unter 50 % und die Einwohnerdichte beträgt weniger als 100 Einwohner je km².

Quelle: Darstellung BVA nach Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumordnung (2018b)

Bei der Einteilung der Kreise nach ihrem siedlungsstrukturellen Typ ergeben sich Überschneidungen mit der Klassifizierung nach großstadtregionalen Kriterien, die insbesondere die Kernstädte/Zentren betreffen. Allerdings resultiert auch in diesen Gebieten keine vollständige Deckungsgleichheit der beiden Zuordnungssystematiken. Vor allem aber die ländlichen Gebiete, die in der großstadtregionalen Zuordnung weitestgehend in die Restgruppe *Außerhalb einer Großstadtregion* fallen, werden in der Einteilung nach Kreistypen auf Grundlage ihrer Verdichtungsansätze deutlich differenzierter voneinander abgegrenzt. In Abbildung 4.12 wird die Verteilung der siedlungsstrukturellen Kreistypen in Deutschland kartographisch dargestellt.

Abbildung 4.12: Siedlungsstrukturelle Kreistypen nach Zuordnung des BBSR (Stand 31.12.2015)



Quelle: Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumordnung (2017b)

Wie schon bei der Betrachtung der Großstadtregionen zeigt sich auf Grundlage der siedlungsstrukturellen Einteilung eine hohe Ausgabenlast in *ländlichen Kreisen*, die in Regionen *mit dünner Besiedlung* besonders stark zu Tage tritt (2.801 €, vgl. Tabelle.4.11). Mit rund 2.593 € je Versichertenjahr fallen die GKV-Ausgaben in städtischen Kreisen dagegen am niedrigsten aus. In kreisfreien *Großstädten* liegen die Ausgaben mit 2.652 € ungefähr im Bundesschnitt (2.657 € je VJ) – dies jedoch bei einer deutlich jüngeren Altersstruktur als in den übrigen Kreistypen.

Ähnlich wie in der großstadtregionalen Betrachtung ergibt sich bei der siedlungsstrukturellen Abgrenzung der Kreise eine Unterdeckung innerhalb der Großstädte (DB: -49 € je VJ), die Überdeckungen in den übrigen städtischen (DB: 11 €) bzw. ländlichen Kreisen gegenüberstehen; auffällig hierbei ist jedoch, dass die Überdeckungen in ländlichen Kreisen mit Verdichtungsansätzen (DB: 42 €) deutlich über denen der dünn besiedelten ländlichen Kreise (DB: 6 €) liegen.

Der Wissenschaftliche Beirat hat bereits für den Evaluationsbericht des Jahresausgleichs 2009 die Höhe der mittleren GKV-Ausgaben, des Risikofaktors und der Deckungsquoten in Abhängigkeit vom *siedlungsstrukturellen Kreistyps* des Wohnortes der Versicherten (vgl. Drösler *et al.* 2011, S. 70ff.) untersucht. Da das BBSR im Jahr 2011 eine Neutypisierung der Kreistypen vorgenommen hat (vgl. Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung 2018b), sind die Auswertungen aus dem Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 allerdings nicht mehr direkt mit den voranstehenden Analysen vergleichbar. Allerdings lässt sich der damalige Befund einer Unterdeckung in *Kernstädten* anhand der hier dargestellten Ergebnisse ebenso bestätigen wie die Beobachtung, dass sich die Deckungssituation in dünn besiedelten ländlichen Kreisen schlechter darstellt als in ländlichen Kreisen mit Verdichtungsansätzen. Bestätigt werden insofern auch die auf Basis von Daten des Ausgleichsjahres 2011 von Göpffarth (2013, S. 32) ermittelten Werte.

Tabelle.4.11: Ausgaben und Deckungsbeiträge nach siedlungsstrukturellem Kreistyp

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Alter (Ø, [Jahre])	Ausgaben (Ø)	AJ2018 DB (Ø)
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	21.608.591	42,3	2.652 €	-49 €
	Städtische Kreise	29.069.040	43,6	2.593 €	11 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	13.097.545	44,7	2.711 €	42 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	10.979.248	44,9	2.801 €	6 €
	Nicht zuordenbar	291.119	39,2	970 €	695 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

4.5 Auswirkungen regionaler Deckungsunterschiede auf die Wettbewerbsposition der Krankenkassen

Ausgehend von den bestehenden regionalen Über- und Unterdeckungen schließen einzelne Krankenkassen bzw. deren Verbände auf eine systematische Benachteiligung im Krankenkassenwettbewerb. So fordern etwa vor dem Hintergrund von „ungerechtfertigte[n] Über- und Unterdeckungen“ die Ersatzkassen die Einführung einer *Versorgungsstrukturkomponente* zum Ausgleich regionaler Ausgabendifferenzen (vgl. Verband der Ersatzkassen e.V. 2017 S. 18f.). Auch vonseiten der Betriebskrankenkassen wurde in der Vergangenheit darauf hingewiesen, dass „die räumliche Ansiedlung der Versicherten der Krankenkassen“ (König *et al.* 2016, S. 36) historisch gewachsen sei und so etwa den BKKs durch deren höhere Versichertenkonzentration in Städten und Agglomerationsräumen Wettbewerbsnachteile entstehen könnten. Aus diesem Grund könnten, so die Argumentation, regional differenzierte Zuweisungen zu einer steigenden „Fairness im Wettbewerb der Krankenkassen“ beitragen (König *et al.* 2016, S. 36, vgl. überdies Schweitzer und Getfert 2014, S. 23f.).

Losgelöst von der Frage, worauf die nach Durchführung des aktuellen RSA verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen zurückzuführen sind und inwiefern sich aus deren Existenz ein politischer Handlungsbedarf ergibt, fällt auf, dass die Zusammenhänge zwischen regionalen *Zuweisungsresiduen* und der Wettbewerbssituation der Krankenkassen bislang nur im Zusammenhang mit konkreten Modellanpassungsvarianten diskutiert worden sind (vgl. etwa Göpffarth 2013, S. 34). Eine Quantifizierung des Gesamteinflusses, der sich aus den regionalen Über- und Unterdeckungen auf die Deckungssituation bei den Krankenkassen ergibt, fehlt bislang allerdings.

Die Frage, in welchem Ausmaß die regionalen Über- und Unterdeckungen die Wettbewerbsposition der Krankenkassen beeinflussen, lässt sich bspw. anhand des mittleren Vorhersagefehlers der Krankenkassen bewerten. Dieser beträgt im Status quo 53,28 € je Krankenkasse und Versichertenjahr (vgl. Tabelle 4.12, $MAPE_{KK_abs}$). Um diesen Betrag über- oder unterschreiten die RSA-Zuweisungen im Durchschnitt die Ausgaben der Krankenkassen (je Versichertenjahr). Bei Berücksichtigung der Krankenkassengröße liegt der gewichtete Wert ($MAPE_{KK_gew}$) bei knapp 48 €. Von Interesse ist nun, wie sich diese beiden Werte verändern, wenn alle bisherigen regionalen Über- und Unterdeckungen im RSA rechnerisch beseitigt würden. Dies soll hier durch eine Ermittlung und vollständige Kompensation der Deckungsunterschiede auf Ebene der Gemeinden quantifiziert werden – und damit auf Grundlage der kleinräumigsten Regionalabgrenzung, die dem BVA vorliegt.

Für die Modellrechnung werden zunächst die Über- und Unterdeckungen je Gemeinde und Versichertentag im Status quo-Verfahren ermittelt. Die Kompensation erfolgt durch eine nachträgliche Anpassung der Zuweisungen an die Krankenkassen: für jeden Versicherten(tag) in einer Gemeinde mit einer Unterdeckung erhält die Krankenkasse eine entsprechende Zuweisungserhöhung. Umgekehrt kommt es für jeden Versicherten(tag) in Gemeinden mit RSA-Überdeckungen zu einer entsprechenden Zuweisungskürzung. Im Endeffekt verbleiben bei diesem nachgelagerten Ausgleich der tatsächlichen Ausgaben keine regionalen Über- bzw. Unterdeckungen auf Gemeindeebene mehr.

Wie aus Tabelle 4.12 hervorgeht, führt die Beseitigung der regionalen Residuen tatsächlich zu einer Reduktion der Über- und Unterdeckungen der Krankenkassen, die sich als ein rückläufiges MAPE der Krankenkassen zeigen. Das ungewichtete Fehlermaß $MAPE_{KK_abs}$ sinkt im Vergleich zum Status quo um 5,41 € bzw. um 10,2 %. Bei Betrachtung des mit den Versichertenzeiten gewichteten Fehlermaßes $MAPE_{KK_gew}$ beträgt der Rückgang 12,60 € (26,3 %). Alternativ zu dieser Betrachtung lassen sich auch Variationskoeffizienten über die Deckungsquoten aller Krankenkassen berechnen und miteinander vergleichen. Bei dieser Betrachtung ergibt sich mit Beseitigung der regionalen Ausgabenresiduen eine Reduktion der Deckungsunterschiede auf Krankenkassenebene um 10,4 %.

Tabelle 4.12: Mittlere Vorhersagefehler der Krankenkassen bei vollständiger Beseitigung von Über- und Unterdeckungen auf Gemeindeebene

MAPE (KK)	Kein RSA	AJ2018 Status quo	Residualausgleich auf Gemeindeebene
absolut	480,66 €	53,28 €	47,86 €
gewichtet	340,62 €	47,95 €	35,35 €

Quelle: Auswertung BVA

Dies zeigt einerseits, dass sich die gegenwärtigen – durch den aktuellen RSA im Vergleich zu einer Situation ohne Ausgleich um über 85 % reduzierten – durchschnittlichen Deckungsunterschiede der Krankenkassen zu einem gewissen Teil auf regionale Effekte zurückführen lassen. Andererseits wird aber deutlich,

dass die Auswirkungen einer möglichen regionsbezogenen Anpassung der Zuweisungen auf die Wettbewerbssituation der Krankenkassen nicht überschätzt werden sollten, da nach wie vor etwa drei Viertel des gewichteten Fehlermaßes der Deckungsunterschiede nicht ausgeglichen werden.

Der Vollständigkeit halber ist noch anzumerken, dass der hier dargestellte vollständige Regionalausgleich auf Individualebene keine Verbesserung der Vorhersagegüte mit sich bringt; das Bestimmtheitsmaß R^2 steigt um lediglich 0,03 Prozentpunkte an, CPM sinkt um 0,22 Prozentpunkte, das MAPE auf Individualebene nimmt um sogar 1,38 € zu. Dies liegt daran, dass das Risikomerkmal *Wohnort* kein versichertenindividuelles Datum darstellt und daher die individuelle Gesundheitssituation des Versicherten nicht beschreiben kann. Somit eignet sich das Wohnortkennzeichen auch nicht zur Verbesserung der Prädiktion versichertenindividueller GKV-Leistungsausgaben. Dies gilt in gleicher Weise für die morbiditätsbezogen abgegrenzten Versichertengruppen, bei denen ein Vollausgleich der regionalen Residuen ebenfalls keine signifikanten Veränderungen mit sich bringt. Verbesserungen ergeben sich dagegen – bei einem regionalen Ist-Ausgaben-Ausgleich zwingend – bei den Versichertengruppen, die anhand von Regionalmerkmalen abgegrenzt werden; für diese ergibt sich erwartungsgemäß eine vollständige Ausgabendeckung.

4.6 Räumliche Verteilung von Über- und Unterdeckungen nach Hauptleistungsbereich

Für die Durchführung des Risikostrukturausgleichs ermittelt das Bundesversicherungsamt für jede Krankenkasse Zuweisungen zur Deckung ihrer standardisierten Leistungsausgaben. Eine Unterteilung der Zuweisungen nach dem Leistungssektor erfolgt dabei nicht. Allerdings lassen sich zu analytischen Zwecken regionale Deckungsbeiträge differenziert nach den sogenannten Hauptleistungsbereichen (HLBs) untergliederten Leistungsausgaben betrachten.

Hierzu ist es nötig, anhand der Versichertenklassifikation des Modells 2018 sechs gesonderte Regressionsläufe vorzunehmen, in denen nicht wie sonst die gesamten Leistungsausgaben (ohne Krankengeld) die erklärte Variable darstellen, sondern jeweils die Ausgaben in HLB1 (Ärzte), HLB2 (Zahnärzte), HLB3 (Apotheken), HLB4 (Krankenhaus), HLB5 (Sonstige Leistungsausgaben) und HLB7 (extrakorporale Blutreinigung). Hieran schließt sich die gewohnte Berechnung der Zuweisungen und die Ermittlung der bereits bekannten Kennzahlen an.

Aus den in Tabelle 4.13 dargestellten Werten lässt sich anhand der Gütemaße R^2 und CPM zunächst schließen, dass die Ausgabenprädiktion über das verwendete Klassifikationsmodell auf Individualebene in den Bereichen *Apotheken* und *extrakorporale Blutreinigung* zielgenauer ist als etwa in den Leistungsbereichen *Zahnärzte* und *Krankenhäuser*. Dies ist bei näherer Betrachtung nicht weiter verwunderlich. Aufgrund der Validierung vieler Diagnosegruppen durch Arzneimittelwirkstoffe bzw. der

arzneimittelbasierten Differenzierung einzelner Morbiditätsgruppen, werden hierbei insbesondere chronisch kranke Versicherte mit einem andauernden Arzneimittelbedarf aufgegriffen und lassen somit auch deren prospektiven Ausgaben im Leistungsbereich *Apotheken* gut vorhersagen. Dies gilt in noch stärkerer Weise für die Nutzung der versichertenindividuell gemeldeten Kennzeichnung einer *extrakorporalen Blutreinigung/Dialyse* und der Vorhersage der Leistungsausgaben im entsprechenden HLB7.

Für den HLB2 *Zahnärzte* ist zu berücksichtigen, dass zahnärztliche Befunde im RSA keine Rolle spielen und die Vorhersage der versichertenindividuellen Ausgaben in diesem Leistungsbereich vorrangig auf Alter, Geschlecht und – mit den Zahnarztleistungen nur sehr indirekt in Verbindung stehenden – generellen Morbidität der Versicherten erfolgt. Im Leistungsbereich *Krankenhäuser* wiederum macht sich bemerkbar, dass nur ein geringer Anteil der GKV-Versicherten innerhalb eines Jahres überhaupt einen Krankenhausaufenthalt (und somit Leistungsausgaben im HLB4) aufweist, das Modell das individuelle Hospitalisierungsrisiko jedoch nur diffus erfasst. Weil die Zuschläge (abgesehen von Morbiditätsgruppen, für die das Aufgreifkriterium *stationär erforderlich* gilt) nicht zwischen ambulanter und stationärer Morbidität differenziert sind, enthält jeder Risikozuschlag einen Zuweisungsanteil für die Leistungsausgaben im Krankenhaus. Darüber erfolgt im Krankenhaus häufig die Behandlung eines akuten Krankheitsgeschehens, das sich über den prospektiven Ansatz des RSA nur eingeschränkt prognostizieren lässt.

Tabelle 4.13: Vorhersagegüte auf Versichertenebene nach Hauptleistungsbereich

Modell AJ2018	HLB1 Ärzte	HLB2 Zahnärzte	HLB3 Apotheken	HLB4 Krankenhäuser	HLB5 Sonstige Leistungs-ausgaben	HLB7 Extrakorporale Blutreinigung
R^2	22,79%	3,30%	37,05%	6,31%	14,53%	75,87%
adj. R^2	22,79%	3,30%	37,05%	6,31%	14,53%	75,87%
CPM	21,66%	4,32%	36,05%	12,26%	20,44%	71,42%
MAPE	340,69 €	198,95 €	440,72 €	1.478,78 €	438,72 €	16,47 €

Quelle: Auswertung BVA

Auch auf regionaler Ebene zeigen sich Unterschiede zwischen den Hauptleistungsbereichen. So fällt zunächst auf, dass die regionale Variation der Ausgaben in den Leistungssektoren uneinheitlich stark ausfällt (vgl. Tabelle 4.14 sowie Abschnitt 3.4 *Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben)*. Während der Variationskoeffizent der (*rohen*) Ausgaben im Bereich *Ärzte* auf Kreisebene einen Wert von 0,065 annimmt, fällt der Vergleichswert bei den Ausgaben für *extrakorporale Blutreinigungen* mit 0,245 mehr als dreimal so hoch aus. Auffällig ist zudem die Reproduktion des bereits von Göpffarth im Hinblick auf standardisierte Ausgaben beschriebenen Effektes, „dass die Variation der standardisierten Gesamtausgaben […] geringer liegt als die Variation der standardisierten Ausgaben der einzelnen Leistungsbereiche." (2013, S. 32). Es ist naheliegend, dass hierfür intersektorale Substitutions- bzw. Kompensationseffekte verantwortlich sind (vgl. Drösler *et al.* 2011, S. 72 und Göpffarth 2013, S. 32).

Bemerkenswert sind darüber hinaus die Effekte der Standardisierung mittels der RSA-Variablen des Ausgleichsjahrs 2018 auf die regionale Ausgabenvariation der jeweiligen Hauptleistungsbereiche. Während die Standardisierung die – erneut über den Variationskoeffizienten gemessene – Ausgabenvariation in den Leistungsbereichen *Apotheken*, *Krankenhäuser*, *Sonstige Leistungsausgaben* und *Extrakorporale Blutreinigung* deutlich absenkt, steigt der Variationskoeffizient in den Leistungsbereichen *Ärzte* und *Zahnärzte* durch die Standardisierung sogar etwas an, d.h. die bisher im RSA berücksichtigten Faktoren tragen nichts zur Erklärung der (ohnehin nur mäßig ausgeprägten) regionalen Ausgabenvariation in diesen Bereichen bei.

Bemerkenswert ist schließlich auch, dass die durch den RSA erklärte Ausgabenvariation bei den Gesamtausgaben höher ausfällt als in jedem der einzeln betrachteten Leistungsbereiche. Auch dies dürfte auf Kompensationseffekte zwischen den

einzelnen Leistungsbereichen zurückzuführen sein. Der Wissenschaftliche Beirat erinnert vor diesem Hintergrund an seine Ausführungen aus dem Jahr 2011, dass „die Krankenkassen mit ihren Zuweisungen […] in einer Gesamtfinanzverantwortung für die Versorgung in allen Leistungsbereichen stehen“, weshalb „für die Fragen einer Bewertung von Vorschlägen zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs zwingend das regionale Gesamtergebnis einschließlich aller kompensatorischen Wirkungen zu berücksichtigen“ ist (Drösler *et al.* 2011, S. 72). Ansätze zu einer isolierten Auflösung scheinbarer Problemlagen in einzelnen Leistungsbereichen erscheinen daher nach wie vor ungeeignet

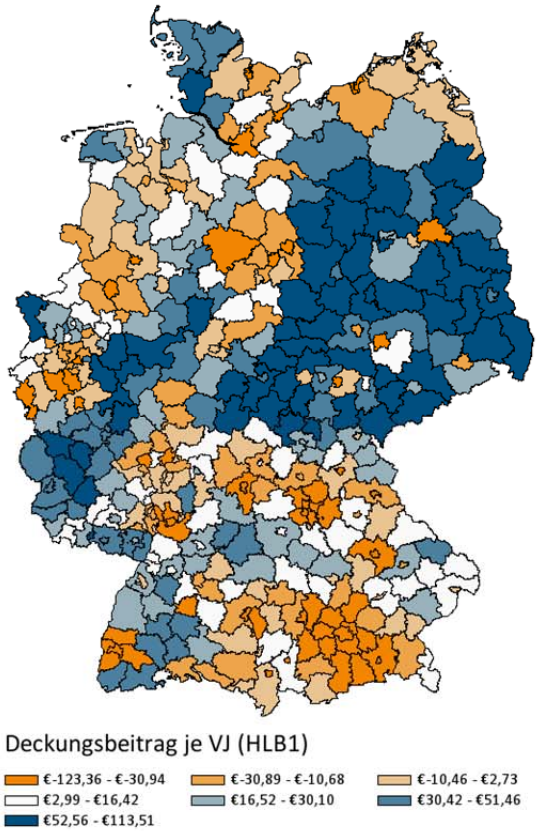
Nichtsdestotrotz ist die weiterführende Betrachtung der Leistungsbereiche unter analytischen Gesichtspunkten sinnvoll und aufschlussreich hinsichtlich der oben angesprochenen regionalen Kompensationseffekte. So werden in Abbildung 4.13 bis Abbildung 4.18 die Über- und Unterdeckungen in den einzelnen Leistungsbereichen auf Kreisebene einander in kartographischer Form gegenübergestellt. Auch in dieser Betrachtung lassen sich – bezüglich der Ausgabendeckung der Versicherten – in einzelnen Regionen gewisse Muster erahnen. So fallen etwa die in Teilen Bayerns flächenweise auftretenden Unterdeckungen im Bereich der Ärzte und der Zahnärzte auf, denen wiederum deutliche Überdeckungen bei den Apothekenausgaben gegenüberstehen. Überdeckungen im Osten Deutschlands entfallen zu großen Teilen auf den Bereich der niedergelassenen Ärzte; diesen stehen aber Unterdeckungen bei den Arzneimittelausgaben entgegen.

Tabelle 4.14: Variation der Leistungsausgaben je Hauptleistungsbereich

Modell AJ2018	HLB1 Ärzte	HLB2 Zahnärzte	HLB3 Apotheken	HLB4 Kranken-häuser	HLB5 Sonstige LA	HLB7 Extrakorporale Blutreinigung	LA ohne Krankengeld
Variationskoeffizient: (rohe) Leistungsausgaben	0,065	0,103	0,122	0,127	0,134	0,245	0,086
Variationskoeffizient: standardisierte Leistungsausgaben	0,076	0,105	0,056	0,066	0,090	0,104	0,036
Durch Modell erklärte Ausgabenvariation	-16,9%	-2,1%	54,0%	48,4%	33,1%	57,4%	58,6%

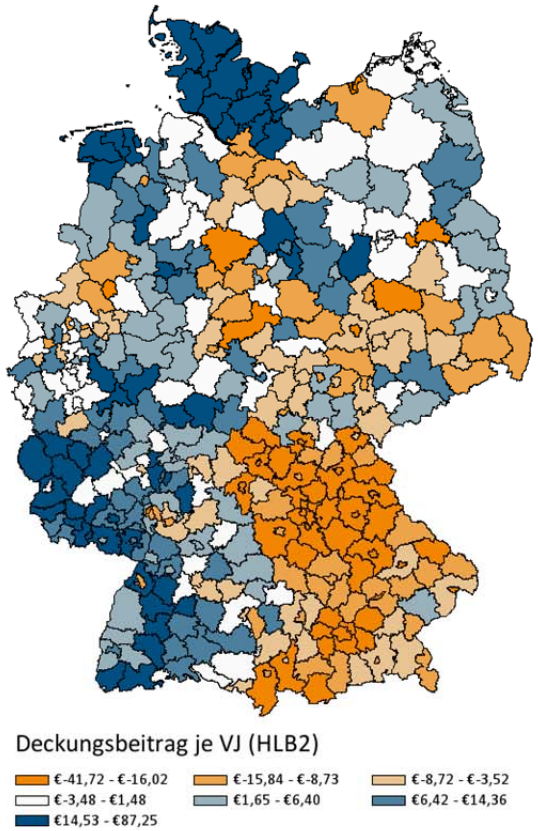
Quelle: Auswertung BVA

Abbildung 4.13: Deckungsbeiträge im HLB1 *Ärzte*



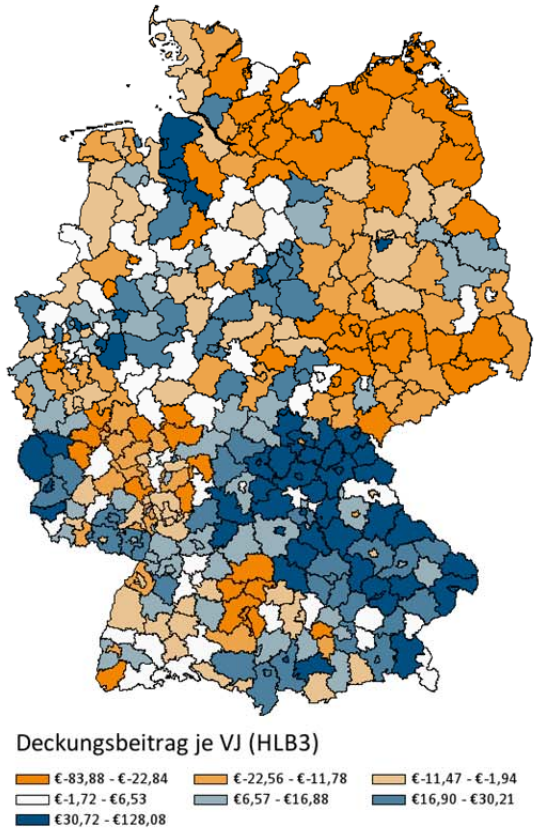
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.14: Deckungsbeiträge im HLB2 *Zahnärzte*



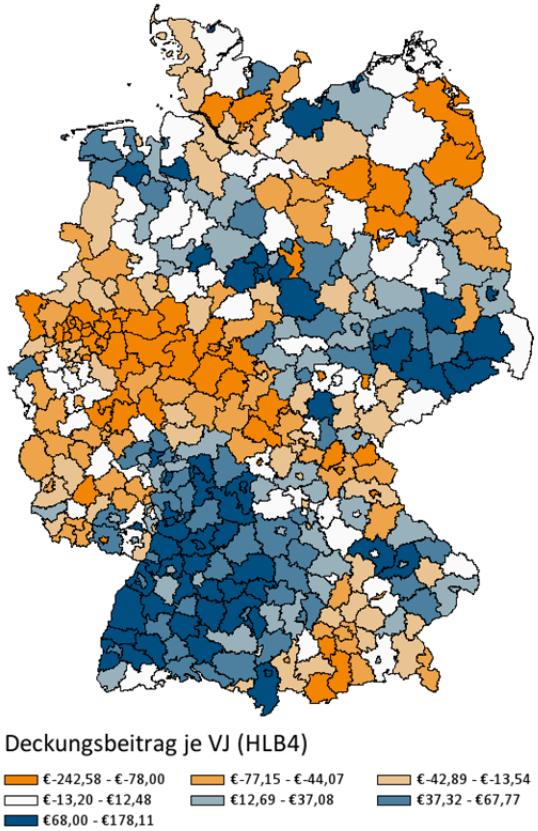
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.15: Deckungsbeiträge im HLB3 *Apotheken*



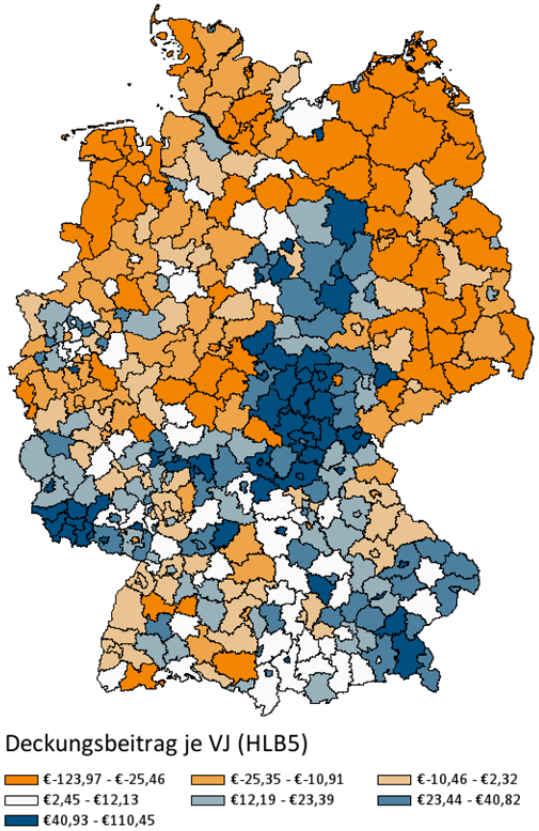
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.16: Deckungsbeiträge im HLB4 *Krankenhäuser*



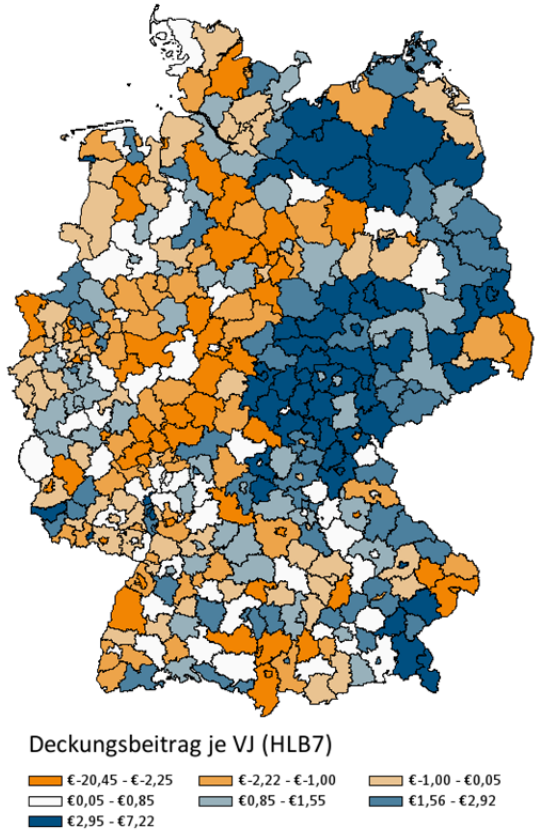
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.17: Deckungsbeiträge im HLB5 *Sonstige Leistungsausgaben*



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.18: Deckungsbeiträge im HLB7 *Extrakorporale Blutreinigung*



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Auf den nächsten Seiten folgt eine Betrachtung der Ausgaben und Deckungsbeiträge in den einzelnen Leistungsbereichen, wobei diese auf Ebene der in Abschnitt 4.4 vorgestellten Raumtypen (Großstadtregionen und siedlungsstrukturelle Kreistypen) untergliedert werden. Zunächst lässt sich hieraus ablesen, dass die Ausgabenanteile der einzelnen Leistungsbereiche an den Gesamtausgaben in den verschiedenen Raumtypen weitgehend gleichmäßig verteilt sind (vgl. Tabelle 4.15). Auffällig ist hierbei allerdings der Bereich der Ärzte, der in zentraler gelegenen Gebieten bzw. in Regionen mit hoher Bevölkerungszahl und –dichte einen höheren Anteil an den Gesamtausgaben ausmacht als in den übrigen Regionen. Bemerkenswert ist überdies, dass die absoluten Ausgaben im ärztlichen Bereich mit jeweils mehr als 570 € je Versichertenjahr in Kern- bzw. in den kreisfreien Großstädten – trotz mäßiger Gesamtausgaben – höher ausfallen als in den zentrumsferneren Kreisen und Gemeinden. Der Ausgabenanteil für Krankenhausbehandlungen wiederum ist in Gebieten ohne Verflechtungsbeziehung zu einer Großstadtregion sowie in dünn besiedelten ländlichen Kreisen höher als in den übrigen Raumtypen.

Zu Beginn dieses Abschnitts wurde beschrieben, dass die bislang im Morbi-RSA genutzten Variablen nicht zur Erklärung der regionalen Ausgabenvariation bei den niedergelassenen Ärzten beitragen (vgl. Tabelle 4.14). Dies dürfte ein Grund dafür sein, dass die überdurchschnittlich hohen Leistungsausgaben im HLB1 in den Zentren und Ergänzungsgebieten bzw. in den kreisfreien Großstädten im RSA nur unvollständig ausgeglichen werden, was sich in diesen Gebieten als Unterdeckung im ärztlichen Bereich niederschlägt (vgl. Tabelle 4.16).

Generell zeigen sich in großstädtischen Lagen Unterdeckungen in allen Leistungsbereichen, wohingegen in den übrigen Gebieten Unterdeckungen in einzelnen Leistungsbereichen zumeist Überdeckungen in anderen gegenüberstehen. Ausgenommen sind hiervon nur die nach ihrer Siedlungsstruktur abgegrenzten ländlichen Kreise mit Verdichtungsansätzen, für die sich in jedem der sechs betrachteten Hauptleistungsbereiche RSA-Überdeckungen ergeben.

Tabelle 4.15: Leistungsausgaben der raumtypbezogenen Versichertengruppen je Hauptleistungsbereich

Leistungsausgaben je Versichertenjahr (2016)	Ausprägung	LAoKG (Ø)	HLB1 *Ärzte*	HLB2 Zahnärzte	HLB3 Apotheken	HLB4 Kranken-häuser	HLB5 Sonstige Leistungs-ausgaben	HLB7 Extrakor-porale Blut-reinigung
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	2.638 €	572 € (22%)	189 € (7%)	492 € (19%)	993 € (38%)	365 € (14%)	27 € (1%)
	Ergänzungsgebiet	2.659 €	555 € (21%)	185 € (7%)	494 € (19%)	1.034 € (39%)	362 € (14%)	29 € (1%)
	Enge Verflechtung	2.568 €	539 € (21%)	184 € (7%)	484 € (19%)	973 € (38%)	361 € (14%)	28 € (1%)
	Weite Verflechtung	2.684 €	520 € (19%)	182 € (7%)	506 € (19%)	1.056 € (39%)	388 € (14%)	31 € (1%)
	Außerhalb Großstadtregion	2.729 €	520 € (19%)	185 € (7%)	507 € (19%)	1.082 € (40%)	401 € (15%)	33 € (1%)
	Nicht zuordenbar	970 €	208 € (21%)	78 € (8%)	181 € (19%)	365 € (38%)	132 € (14%)	6 € (1%)
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	2.652 €	571 € (22%)	189 € (7%)	493 € (19%)	1.006 € (38%)	366 € (14%)	27 € (1%)
	Städtische Kreise	2.593 €	536 € (21%)	183 € (7%)	484 € (19%)	998 € (38%)	362 € (14%)	29 € (1%)
	Ländliche Kreise (verdichtet)	2.711 €	527 € (19%)	183 € (7%)	511 € (19%)	1.065 € (39%)	394 € (15%)	32 € (1%)
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	2.801 €	527 € (19%)	188 € (7%)	524 € (19%)	1.113 € (40%)	416 € (15%)	35 € (1%)
	Nicht zuordenbar	970 €	208 € (21%)	78 € (8%)	181 € (19%)	365 € (38%)	132 € (14%)	6 € (1%)

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

Tabelle 4.16: Deckungsbeiträge der raumtypbezogenen Versichertengruppen je Hauptleistungsbereich

Deckungsbeiträge (2016, Modell AJ2018)	Ausprägung	DB (Ø)	HLB1 Ärzte	HLB2 Zahn-ärzte	HLB3 Apo-theken	HLB4 Kranken-häuser	HLB5 Sonstige Leistungs-ausgaben	HLB7 Extrakor-porale Blutreinigung
Großstadt-regionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	-50 €	-36 €	-7 €	-2 €	-1 €	-3 €	0 €
	Ergänzungsgebiet	-13 €	-11 €	1 €	1 €	-11 €	9 €	-1 €
	Enge Verflechtung	13 €	-4 €	3 €	-3 €	20 €	-2 €	0 €
	Weite Verflechtung	29 €	26 €	5 €	-1 €	-1 €	0 €	0 €
	Außerhalb Großstadtregion	30 €	31 €	2 €	4 €	-5 €	-2 €	0 €
	Nicht zuordenbar	695 €	199 €	94 €	80 €	261 €	57 €	5 €
Siedlungs-struktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	-49 €	-34 €	-7 €	0 €	-8 €	-1 €	0 €
	Städtische Kreise	11 €	1 €	3 €	-1 €	6 €	2 €	-1 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	42 €	24 €	4 €	2 €	10 €	2 €	1 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	6 €	30 €	0 €	0 €	-15 €	-9 €	0 €
	Nicht zuordenbar	695 €	199 €	94 €	80 €	261 €	57 €	5 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

4.7 Regionale Verteilung stark über- und unterdeckter Leistungsfälle

Zum Abschluss dieses Kapitels wird eine Untersuchung der räumlichen Verteilung bzw. der Konzentration von Versicherten mit besonders hohen und besonders niedrigen RSA-Deckungsbeiträgen vorgenommen. Bei Betrachtung der Verteilung der Zuweisungsresiduen – also der Über- bzw. Unterdeckungen – auf Versichertenebene ergibt sich, dass ein Prozent der GKV-Population einen Deckungsbeitrag von weniger als -21.147 € aufweisen (vgl. Tabelle 4.17). Am entgegengesetzten Ende der Verteilung befindet sich ein weiteres Prozent der Versichertengemeinschaft, das durch eine Überdeckung in Höhe von mehr als 9.253 € gekennzeichnet ist.

Tabelle 4.17: Verteilung der Deckungsbeiträge auf Versichertenebene (nach Perzentilen)

Perzentil	P1	P5	P10	P50	P90	P95	P99
DB [€]	-21.147	-5.483	-2.177	632	2.639	4.174	9.253

Quelle: Auswertung BVA

Die regionale Verteilung dieser beiden Untergruppen soll im Folgenden genauer betrachtet werden. Hierzu werden die Verteilungsstatistiken über die 401 Kreise und kreisfreien Städte in Tabelle 4.18 dargestellt. Zunächst fällt auf, dass die Verteilung der Versicherten mit starken Überdeckungen in räumlicher Hinsicht wesentlich stärker variiert als die Verteilung der stark unterdeckten Personen. So beträgt der Interquartilsabstand der unterdeckten Fälle 0,18 Prozentpunkte, wohingegen der Vergleichswert der überdeckten Versicherten bei 0,31 Prozentpunkten liegt. Der Variationskoeffizient der überdeckten Fälle ist mit 0,232 beinahe doppelt so hoch wie bei den unterdeckten Versicherten. Es lässt sich somit generell sagen, dass die hoch überdeckten Fälle eine heterogenere räumliche Verteilung aufweisen als Leistungsfälle mit stark ausgeprägten Unterdeckungen.

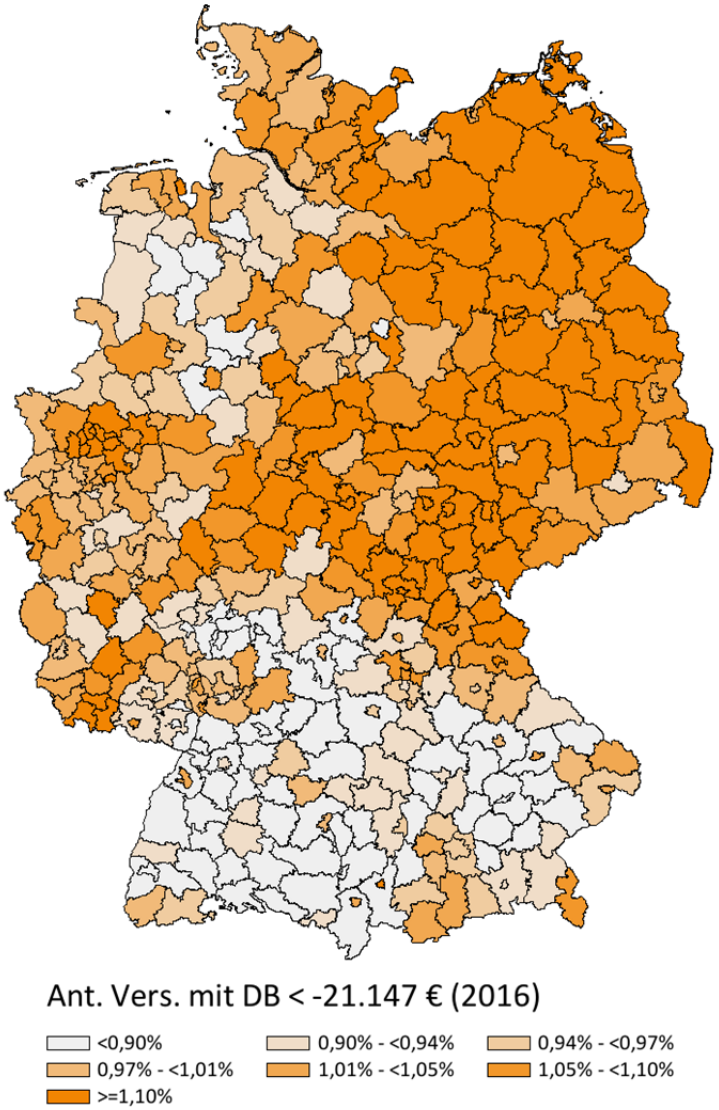
Tabelle 4.18: Regionale Verteilungsstatistiken zu Versicherten mit hohen Über- bzw. Unterdeckungen (2016)

	Versichertenanteil mit Deckungsbeitrag…	
	… unter -21.147 €	… über 9.253 €
Minimum	0,77%	0,63%
1. Quartil	0,92%	0,89%
Median	1,00%	1,02%
3. Quartil	1,10%	1,20%
Maximum	1,37%	2,06%
Interquartilsabstand	0,18%	0,31%
Mittelwert	1,01%	1,07%
Standardabweichung	0,13%	0,25%
Variationskoeffizient	0,124	0,232

Quelle: Auswertung BVA

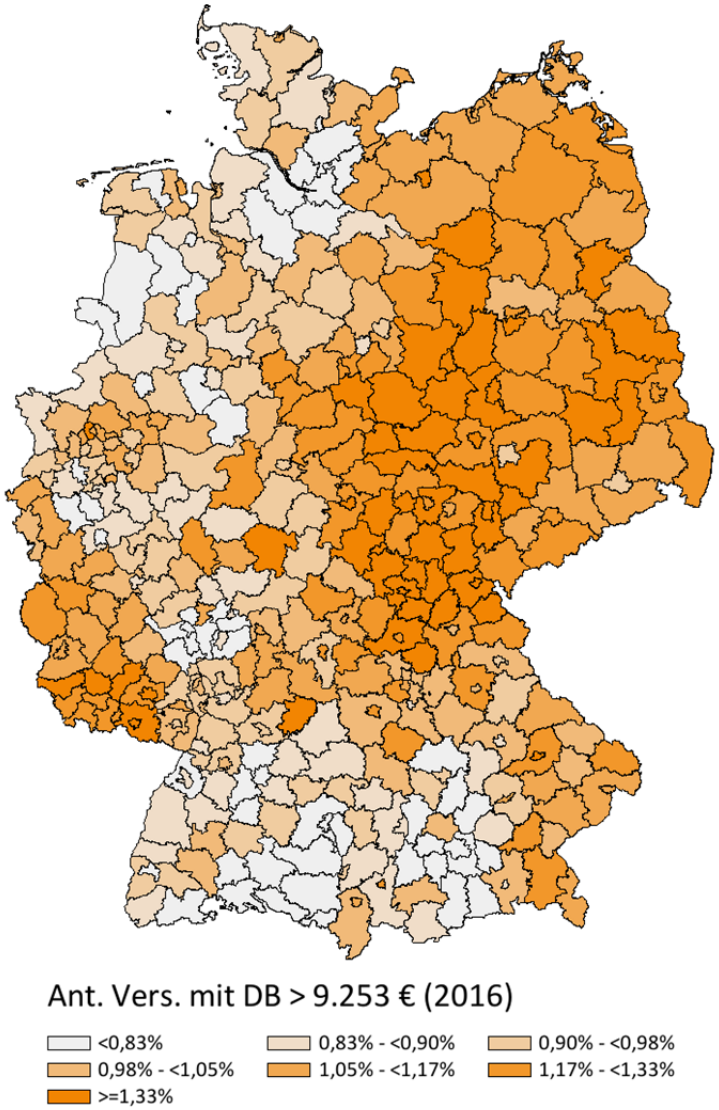
Aus dem Vergleich von Abbildung 4.19 und Abbildung 4.20 geht hervor, dass eine räumliche Kumulation von stark unterdeckten Fällen eine Häufung von besonders hoch überdeckten Versicherten in derselben Region nicht ausschließt. Dies zeigt sich deutlich in einigen Teilgebieten von Rheinland-Pfalz und dem Saarland sowie in weiten Teilen von Thüringen, Sachsen-Anhalt und Brandenburg. So weist – trotz der generell größeren räumlichen Disparität überdeckter Fälle – ein Korrelationskoeffizient von r=0,57 auf eine oftmals gleichzeitig auftretende regionale Häufung der beiden Gruppen hin.

Abbildung 4.19: Versichertenanteil mit Deckungsbeitrag unter -21.147 €



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 4.20: Versichertenanteil mit Deckungsbeitrag über 9.253 €



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

4.8 Fazit

Im vorliegenden Kapitel wurden zunächst die statistischen Gütemaße des Morbi-RSA vorgestellt, die sich auf Grundlage der für dieses Gutachten verwendeten Datenbasis sowie des zur Zuweisungsermittlung herangezogenen Klassifikationsmodells für das Ausgleichsjahr 2018 ergeben. Dabei zeigte sich, dass sowohl die Überarbeitung des Klassifikationsmodells als auch die kontinuierliche Aktualisierung der GKV-Daten zu einer Verbesserung der Zielgenauigkeit des RSA auf Ebene der einzelnen Versicherten geführt haben. Insbesondere der Erklärungsgehalt der an das BVA gemeldeten Versichertendaten hat im Zeitverlauf zugenommen, d.h. die Morbiditätsdaten der Versicherten des Jahres 2016 ermöglichen prospektiv eine präzisere Schätzung der Leistungsausgaben für das Ausgleichsjahr 2018.

Die GKV-Leistungsausgaben weisen eine hohe räumliche Varianz auf, die der RSA insgesamt gut nachvollziehen und zu großen Teilen auszugleichen vermag. Bereits der Alt-RSA hat einen nennenswerten Teil (ca. 50 %) der regionalen Ausgabenvarianz erklären können. Durch die Einführung der direkten Morbiditätsorientierung hat diese Erklärungskraft noch weiter zugenommen, sodass der Anteil der durch das Verfahren erklärten regionalen Ausgabenvariation inzwischen auf rund 60 % angestiegen ist. Allerdings verbleiben trotz dieser impliziten Regionalisierung der Zuweisungen durch den Morbi-RSA regionale Unterschiede in den (standardisierten) Leistungsausgaben, die sich als regionale Über- und Unterdeckungen messen lassen. So zeigt sich beispielsweise die in der Vergangenheit wiederholt diskutierte *Großstadtproblematik* als Unterdeckungen in zentral gelegenen, bevölkerungsreichen bzw. dicht besiedelten Regionen, während ländliche Gebiete tendenziell überdeckt sind. Auch Verflechtungsbeziehungen von Umlandregionen zu Großstadträumen scheinen eine Auswirkung auf die durchschnittliche Beitragsdeckung der dort wohnhaften Versicherten zu haben. Auf Ebene aller Kreise und kreisfreien Städte existieren im Status-quo-RSA regionale Über- und Unterdeckungen, die sich je Versichertenjahr zwischen -260 € bzw. 342 € bewegen, wobei die regionalen Zuweisungen die Leistungsausgaben durchschnittlich um rund 77 € verfehlen. Diese verbliebenen regionalen Über- und Unterdeckungen können ein Ansatzpunkt für regionsbezogene Selektionsstrategien der Krankenkassen sein (vgl. bspw. Bauhoff 2012 und Göpffarth 2013).

In diesem Kapitel konnte zudem gezeigt werden, dass die Deckungsbeitragsunterschiede auf regionaler Ebene auch Auswirkungen auf die Wettbewerbssituation der einzelnen, in diesen Regionen tätigen Krankenkassen haben. Werden die regionalen Deckungsbeitragsunterschiede auf Ebene der Gemeinden zu Analysezwecken vollständig ausgeschaltet, so reduziert sich der gewichtete Vorhersagefehler auf Krankenkassenebene ($MAPE_{KK_gew}$) im Vergleich zum Status-quo-Modell um etwa ein Viertel. Dies bedeutet allerdings auch, dass selbst mit Berücksichtigung einer Regionalkomponente im RSA ein großer Teil der gegenwärtigen Deckungsbeitragsunterschiede der Krankenkassen weiterhin Bestand hätte.

Aus einer Einzelbetrachtung der Hauptleistungsbereiche der versichertenbezogenen Ausgaben bzw. durch getrennte Regressionsrechnungen für diese Teilbereiche lassen sich die nach Durchführung des Morbi-RSA verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen sektorenbezogen betrachten. Dabei fällt auf, dass die regionale Ausgabenvariation in den einzelnen Leistungsbereichen stärker ausfällt als die Variation der Gesamtausgaben, also der Summe der Einzelbereiche. Zudem wird deutlich, dass das Potenzial des RSA zur Erklärung regionaler Ausgabenunterschiede in den verschiedenen Leistungsbereichen unterschiedlich stark ausgeprägt ist. Des Weiteren gibt es bzgl. der Über- und Unterdeckungen auf regionaler Ebene Anzeichen für kompensatorische Effekte zwischen den einzelnen Leistungsbereichen, weshalb als Zielgröße für einen etwaigen Regionalausgleich nicht die Über- bzw. Unterdeckungen einzelner Leistungsbereiche, sondern das jeweilige regionale Gesamtergebnis über alle Leistungsbereiche hinweg angesehen werden sollte.

Starke Über- und Unterdeckungen auf Versichertenebene nach Durchführung des RSA weisen keine gleichmäßige räumliche Verteilung auf, wobei insbesondere der Anteil stark überdeckter Versicherter regional eine hohe Variation aufweist. Bemerkenswert ist, dass Regionen mit einem großen Anteil stark unterdeckter Versicherter oftmals auch einen hohen Anteil an Versicherten mit ausgeprägten Überdeckungen aufweisen.

Alles in allem untermauern die in diesem Kapitel dargestellten empirischen Auswertungen die Einschätzung aus dem Sondergutachten, „dass die aktuelle Situation (keine Regionalkomponente im RSA und keine durchgängig regionalisierten Zusatzbeiträge) mit Blick auf die Chancengleichheit im Wettbewerb und mit Blick auf die Vermeidung von Anreizen für regionale Risikoselektion unbefriedigend ist“ (Drösler *et al.* 2017, S. 470). Der Wissenschaftliche Beirat kommt vor diesem Hintergrund zu dem Schluss, dass zur Senkung der regionalen Über- bzw. Unterdeckungen weiterer Handlungsbedarf besteht.

5 Regionale Verteilungswirkungen ausgewählter RSA-Anpassungen

In Kapitel 4 *Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA im Status quo* konnte gezeigt werden, dass die regionalen Ausgabenunterschiede in der GKV durch den Risikostrukturausgleich teilweise ausgeglichen werden. Grund hierfür ist, dass die Ausgabenunterschiede größtenteils auf Begebenheiten zurückzuführen sind, die der Morbi-RSA bereits heute berücksichtigt, wie etwa unterschiedliche Alters-, Geschlechts- und Morbiditätsstrukturen. Vor diesem Hintergrund besteht die generelle Einschätzung, dass die Ergänzung des Verfahrens um weitere Morbiditätsindikatoren bzw. eine zunehmende Ausdifferenzierung der bisherigen Risikomerkmale zu einem Anstieg der Erklärungskraft der räumlichen Ausgabenunterschiede führt. So ist u.a. an die Vervollständigung des bislang nur begrenzt im RSA berücksichtigten Morbiditätsspektrums die Erwartung geknüpft, dass diese die verbliebenen, bedarfsseitig zu erklärende RSA-Über- und Unterdeckungen in den Regionen weiter reduziert (vgl. Jacobs 2018, S 12).

Aus diesem Grund soll im Folgenden geklärt werden, welche Auswirkungen die Umsetzung von drei der im Sondergutachten untersuchten (und zur Umsetzung empfohlenen) RSA-Anpassungen auf die im Status quo bestehenden regionalen Über- und Unterdeckungen hätte. Im Einzelnen handelt es sich hierbei um die Umsetzung eines Vollmodells (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 279ff.), die Nutzung des Erwerbsminderungsmerkmals als Schweregradindikator (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 354ff.) sowie die altersabhängige Ausdifferenzierung der HMG-Zuschlagsgruppen im Verfahren (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 441ff.).

5.1 Regionale Verteilungswirkungen bei Berücksichtigung des vollen Morbiditätsspektrums

Mit der Einschränkung auf 50 bis 80 Krankheiten, die bisher die Basis des Klassifikationsmodells bilden, wollte der Gesetzgeber 2009 eine gleitende Einführung der direkten Morbiditätsorientierung sicherstellen. Im Sondergutachten zu den Wirkungen des Morbi-RSA in 2017 hat der Wissenschaftliche Beirat untersucht, wie der vollständige Wegfall des Verfahrens zur Auswahl der zu berücksichtigenden Krankheiten umsetzbar ist und sich auf die Abbildung der Risikostruktur der Versicherten auswirkt.

Es zeigte sich, dass ein Umstieg vom auf 80 Krankheiten basierenden Status-quo-Modell zu einem Modell mit Berücksichtigung aller Krankheiten – dies entspricht dem Klassifikationsmodell 2015, erweitert um die Nicht-Auswahlkrankheiten als eigenständige, nicht weiter aufgeteilte oder hierarchisierte Morbiditätsgruppen – zu einer deutlichen Verbesserung auf allen betrachteten Analyseebenen führt. Insbesondere die aktuelle Ungleichbehandlung von Versicherten mit im RSA berücksichtigungsfähigen und Versicherten mit im RSA nicht-berücksichtigungsfähigen Erkrankungen würde entfallen. Darüber hinaus würde die Überdeckung der Gesunden drastisch reduziert, welche aus der Mittelverteilung der Nicht-RSA-Krankheiten über die AGG-Zuschläge resultiert. Erste Ausdiffe-

renzierungen und Hierarchisierungen in einem erweiterten Vollmodell führen zu weiteren Verbesserungen.

In der Gesamtbewertung empfahl der Wissenschaftliche Beirat daher, die Einschränkung der berücksichtigten Erkrankungen aufzuheben und das Klassifikationsmodell als Vollmodell weiterzuentwickeln (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 279ff.).

Im Folgenden wird der Frage nachgegangen, in welchem Ausmaß die Berücksichtigung des vollen Morbiditätsspektrums die Verteilung regionaler Über- und Unterdeckungen im Status quo beeinflusst.

5.1.1 Modellspezifikation

Das erweiterte Vollmodell für das Ausgleichsjahr 2015 aus dem Sondergutachten 2017 (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 286ff.) wird auf das Klassifikationsmodell 2018 angepasst und auf die aktuelle Datenbasis übertragen. Das Klassifikationsmodell 2018 unterscheidet insgesamt 201 HMGs. Durch Anpassung des Modells werden 781 HMGs ergänzt, sodass ein erweitertes Vollmodell mit 982 HMGs entsteht. Wie schon im Sondergutachten 2017 beschrieben, führt die Berücksichtigung aller Diagnosen aufgrund des prospektiven Berechnungsverfahrens nicht zwangsläufig dazu, dass jede (validierte) Diagnose zu einem Zuschlag führt (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 280). Für Erkrankungen ohne Folgekosten resultieren prospektive Schätzer kleiner oder gleich Null (erweitertes Vollmodell mit Zusatzbezeichnung *vor Restriktionen*). Im Modell mit dem Zusatz *nach Restriktionen* werden diese auf *null* beschränkt, sodass von den ursprünglich 982 HMGs letztlich nur 726 HMGs einen positiven Kostenschätzer aufweisen und einen Zuschlag im Modell auslösen.

5.1.2 Ergebnisse

Ergebnisse auf Versichertenebene

Tabelle 5.1 zeigt die individuellen Kennzahlen im erweiterten Vollmodell, ohne und mit Restriktionen, im Vergleich mit denen des Klassifikationsmodells für das Ausgleichsjahr 2018. Insgesamt gesehen verbessern sich die Gütemaße R^2, CPM und MAPE beim Übergang vom Modell 2018 mit 80 Krankheiten zum Vollmodell mit Berücksichtigung aller 360 Krankheiten. Die Nullsetzung negativer Schätzer führt auch hier im Vergleich zum Modell ohne Restriktionen zu einer leichten Verschlechterung der Kennzahlen, es verbleiben jedoch weiterhin deutliche Verbesserungen im Vergleich zum Modell 2018. Es ergibt sich ein Anstieg des Bestimmtheitsmaßes um knapp 0,5 sowie des CPM um 1,14 Prozentpunkte, während der mittlere Vorhersagefehler um rund 34 € abnimmt (vgl. Tabelle 5.1).

Hinsichtlich der Ausgabenprädiktion auf Ebene der einzelnen Versicherten bestätigen sich damit die Ergebnisse des Sondergutachtens (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 287).

Tabelle 5.1: Erweitertes Vollmodell: Kennzahlen auf Versichertenebene

Kennzahlen	Modell 2018	Erweitertes Vollmodell	
		Ohne Restriktionen	Nach Restriktionen
R^2	25,84%	26,35%	26,31%
adj. R^2	25,84%	26,35%	26,31%
CPM	24,13%	25,30%	25,27%
MAPE	2.267,60 €	2.232,46 €	2.233,53 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Auch beim Vergleich der Deckungsbeiträge für ausgewählte Versichertengruppen im erweiterten Vollmodell (nach Restriktionen) mit denen im Modell Ausgleichsjahr 2018 (vgl. Tabelle 5.2) werden die Ergebnisse des Sondergutachtens insgesamt bestätigt (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 288f).

Tabelle 5.2: Erweitertes Vollmodell: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Erweitertes Vollmodell (nach Restriktionen)
		DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	286 €	181 €
	Ja	-85 €	-54 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	150 €	134 €
	Ja	-1.006 €	-901 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	311 €	170 €
	Ja	-31 €	-17 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	156 €	125 €
	Ja	-852 €	-681 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	278 €	113 €
	Mindestens eine RSA-KH	-97 €	-71 €
	Nur nicht RSA-KHs	-117 €	0 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	-2 €	-2 €
	Ja	69 €	81 €

Quelle: Auswertung BVA

Insbesondere zeigt sich erneut, dass die Berücksichtigung aller Krankheiten in einem ähnlichen Ausmaß zu einer Verringerung der Überdeckung bei gesunden Versicherten führt (vgl. Tabelle 5.2 und Drösler *et al.* 2017, S. 288, Tabelle 6.25). Auch bei der Gruppe der Versicherten, die (ausschließlich) an Krankheiten

leiden, die im gegenwärtigen RSA-Verfahren nicht berücksichtigt werden, zeigt sich wieder ein Rückgang der durchschnittlichen Ausgabenunterdeckung. Die Unterdeckung dieser Versicherten würde von -117 € im Status quo auf etwa null Euro bei Einführung des vollen Krankheitsspektrums reduziert. Für Versicherte, die mindestens eine RSA-relevante Krankheit aufweisen, würde die Unterdeckung von -97 € um 20 € auf -71 € reduziert.

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Die mittleren absoluten Vorhersagefehler auf Ebene der einzelnen Krankenkassen zeigen vergleichbare Werte wie im Sondergutachten (vgl. Tabelle 5.3 und Drösler *et al.* 2017, S. 288, Tabelle 6.24). Auch hier reduziert sich durch Berücksichtigung aller Krankheiten im erweiterten Vollmodell (nach Restriktionen) der mittlere Vorhersagefehler im Vergleich zum Status quo um 4,01 € (ungewichtet) bzw. um 4,88 € (gewichtet mit Versichertentagen).

Tabelle 5.3: Erweitertes Vollmodell: Krankenkassenbezogene Kennzahlen

MAPE (KK)	Modell 2018	Erweitertes Vollmodell	
		Ohne Restriktionen	Nach Restriktionen
absolut	53,28 €	48,98 €	49,27 €
gewichtet	47,95 €	42,93 €	43,07 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Wie im Sondergutachten zeigen die bisher betrachteten Kennzahlen des erweiterten Vollmodells auf aktueller Datenlage, dass ein Umstieg auf ein Modell mit vollständiger Berücksichtigung aller Krankheiten die Abbildung der Risikostruktur der Versicherten sowohl auf individueller als auch auf Ebene der Krankenkassen merklich verbessern würde. Ob und wie diese Modellanpassung regionale Über- und Unterdeckungen beeinflusst, soll in diesem Abschnitt dargestellt werden. Tabelle 5.4 zeigt die Deckungsbeiträge von nach Wohnort abgegrenzten Versichertengruppen für das Modell 2018 und das erweiterte Vollmodell (nach Restriktionen).

Tabelle 5.4: Erweitertes Vollmodell: Deckungsbeiträge regionaler Versichertengruppen

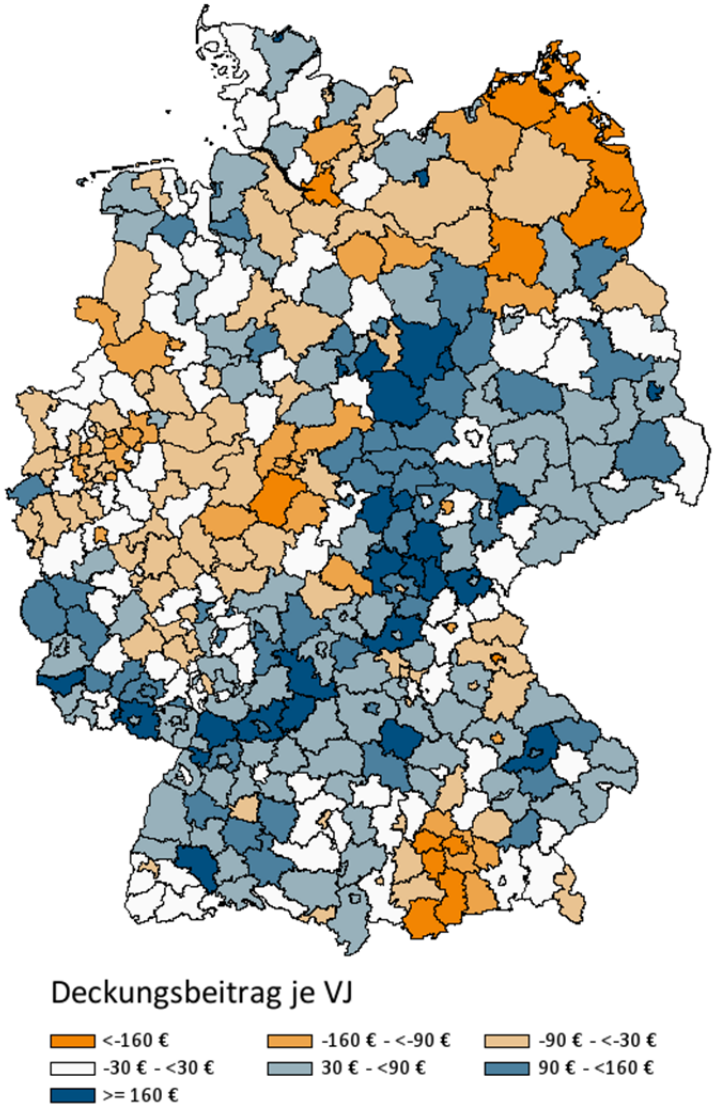
Versichertengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Erweitertes Vollmodell (nach Restriktionen)
		DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	-50 €	-47 €
	Ergänzungsgebiet	-13 €	-11 €
	Enge Verflechtung	13 €	11 €
	Weite Verflechtung	29 €	28 €
	Außerhalb Großstadtregion	30 €	30 €
	Nicht zuordenbar	695 €	594 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	-49 €	-46 €
	Städtische Kreise	11 €	8 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	42 €	41 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	6 €	11 €
	Nicht zuordenbar	695 €	594 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

Hinsichtlich der für das Regionalgutachten neu vorgenommenen wohnortspezifischen Zuordnung der Versicherten (großstadtregionaler Einzugsbereich/siedlungsstruktureller Kreistyp) ergibt sich tendenziell ein Rückgang der negativen oder positiven Deckungsbeiträge (vgl. Tabelle 5.4). Nur für die Ausprägungen außerhalb Großstadtregion und dünn besiedelte ländliche Kreise bleibt der Deckungsbeitrag mit 30 € gleich bzw. steigt von sechs auf elf Euro an. Trotz der weiterhin bestehenden Unterdeckung von Versicherten in Kernstädten, Ergänzungsgebieten sowie kreisfreien Großstädten und der Überdeckung von Versicherten in peripheren Wohnlagen ist der Tabelle 5.4 insgesamt eine Verbesserung der Deckungssituation zu entnehmen. Durch die Berücksichtigung aller Krankheiten nimmt die regionalisierende Wirkung des RSA bezogen auf die betrachteten regionalen Versichertengruppen leicht zu.

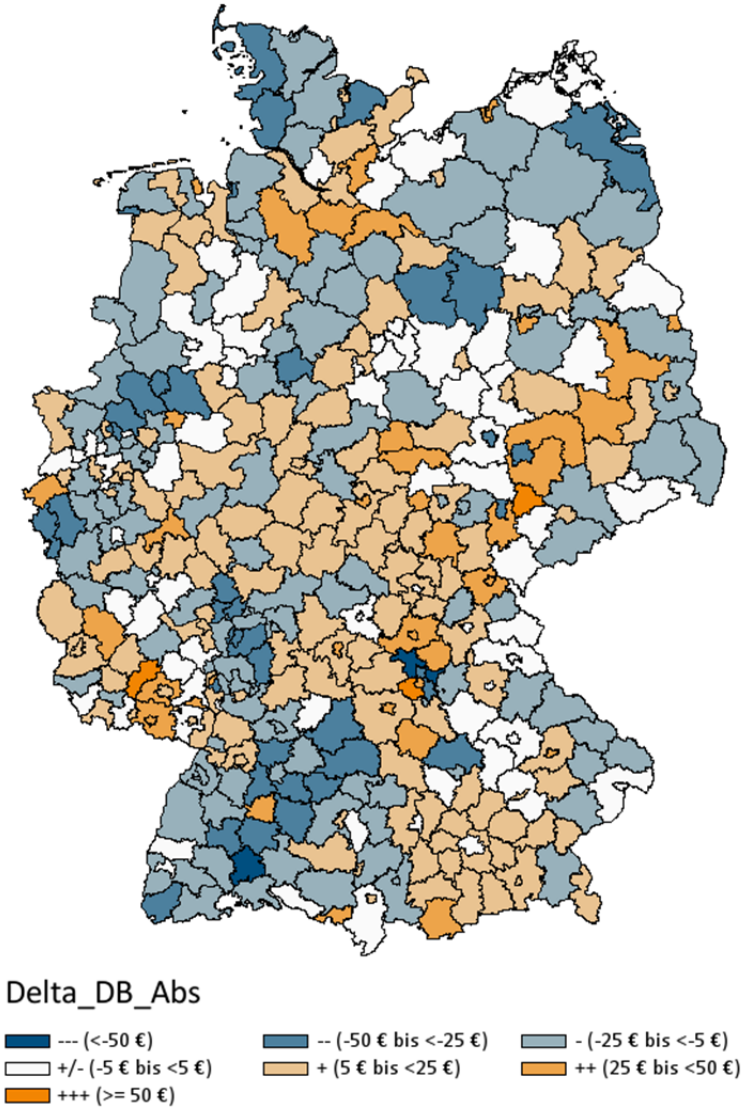
Dieses Bild spiegeln auch die folgenden Abbildungen wider. Sie stellen die regionale Verteilung der Deckungsbeiträge auf Kreisebene für das erweiterte Vollmodell (vgl. Abbildung 5.1) und die Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen auf Kreisebene zum Status quo (vgl. Abbildung 5.2) dar. Auch im Vollmodell zeigen sich weiterhin deutliche regionale Über- und Unterdeckungen. Gegenüber dem Status quo lassen sich auf Kreisebene sowohl Verbesserungen als auch Verschlechterungen der Deckungsbeitragsspanne feststellen. Dass es im Vergleich zum Status quo im Durchschnitt zu einer leichten Verbesserung der Deckungssituation kommt, lässt sich den Karten nur schwer entnehmen, kann jedoch aus der Analyse der regionalen Kennzahlen abgeleitet werden.

Abbildung 5.1: Erweitertes Vollmodell: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 5.2: Erweitertes Vollmodell: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Das geringe Ausmaß der Veränderungen lässt sich auch aus den Verteilungsstatistiken zu den raumbezogenen Über- und Unterdeckungen ablesen. Die Berücksichtigung aller Krankheiten bewirkt nur marginale Veränderungen der örtlichen Über- und Unterdeckungen (zu den Wirkungen auf Kreisebene vgl. Tabelle 5.5). So verringert sich zwar das Minimum der Deckungsbeiträge um 23 Euro und das Maximum um vier Euro. Die Veränderungen der Parameter erstes Quartil, Median, zweites Quartil, Interquartilsabstand und Mittelwert sind mit ein bis drei Euro jedoch zu vernachlässigen. Auch Standardabweichung und Variationskoeffizient der Deckungsquoten bleiben nahezu unverändert.

Tabelle 5.5: Erweitertes Vollmodell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge

Verteilungs-statistiken (Kreisebene)	Modell 2018		Erweitertes Vollmodell (nach Restriktionen)	
	DB_VJ	DQ	DB_VJ	DQ
Minimum	-260 €	0,9153	-237 €	0,9112
1. Quartil	-42 €	0,9839	-41 €	0,9847
Median	17 €	1,0063	19 €	1,0075
3. Quartil	82 €	1,0304	85 €	1,0316
Maximum	341 €	1,1482	337 €	1,1464
Interquartilsabstand	124 €	0,0465	126 €	0,0469
Mittelwert	17 €	1,0071	19 €	1,0074
Standardabweichung	94 €	0,0349	96 €	0,0352
Variationskoeffizient	-	0,0347	-	0,0350

Quelle: Auswertung BVA

Die regionalen Vorhersagefehler zeigen ebenfalls nur geringfügige Veränderungen im Vergleich zum Modell 2018. Unabhängig davon, ob hierbei die Gemeinde- (AGS), Gemeindeverbands- (GVB) oder Kreisebene betrachtet wird, ergeben sich bei Einführung des vollen Krankheitsspektrums (nach Restriktionen) marginal ansteigende (ungewichtet) bzw. rückläufige (gewichtet nach Versichertentagen) Prognosefehler (vgl. Tabelle 5.6). Auf Ebene der Bundesländer kommt es zu einer Verringerung sowohl des ungewichteten, als auch des gewichteten Vorhersagefehlers.

Tabelle 5.6: Erweitertes Vollmodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		Modell 2018	Erweitertes Vollmodell	
			Ohne Restriktionen	Nach Restriktionen
AGS	absolut	220,05 €	219,49 €	220,69 €
	gewichtet	113,23 €	110,56 €	112,05 €
GVB	absolut	127,28 €	127,78 €	129,86 €
	gewichtet	102,71 €	100,07 €	101,50 €
Kreis	absolut	77,90 €	77,28 €	78,20 €
	gewichtet	76,51 €	72,38 €	72,85 €
Land	absolut	110,73 €	103,07 €	102,55 €
	gewichtet	44,71 €	41,84 €	40,86 €

Quelle: Auswertung BVA

5.1.3 Zwischenfazit

Der Wissenschaftliche Beirat erachtet die Berücksichtigung aller Krankheiten im Klassifikationsmodell weiterhin als sinnvollen Ansatz zur Steigerung der Zielgenauigkeit des Verfahrens. Allerdings brächte eine solche Anpassung nur geringe regionale Redistributionseffekte mit sich. Insofern hat eine mögliche Umsetzung des Vollmodells kaum Einfluss auf die grundlegende Einschätzung bezüglich der in diesem Gutachten diskutierten Notwendigkeit einer Regionalkomponente im RSA.

5.2 Erwerbsminderung als Schweregradindikator

Der Wissenschaftliche Beirat hat in seinem im Jahr 2017 veröffentlichten Sondergutachten als Möglichkeit zur Weiterentwicklung des RSA die Verwendung des Erwerbsminderungsstatus als vergleichsweise manipulationssicheres Kriterium zur Schweregraddifferenzierung innerhalb des Morbiditätsspektrums empfohlen (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 367). Anhand der Umgestaltung der bislang sechs Erwerbsminderungsgruppen (EMG) in 13 Alters-Schweregrad-Erwerbsminderungsgruppen (ASEMG) könnte die Unterdeckung der Erwerbsminderungsrentner unter 35 Jahre reduziert werden. Auch die Deckungssituation von Erwerbsminderungsrentnern mit vielen chronischen Erkrankungen könnte reduziert, die Überdeckung von Erwerbsminderungsrentnern ohne chronische Erkrankung gemindert werden. An dieser Stelle soll untersucht werden, inwieweit sich diese Reformoption auf die Verteilung regionaler Über- und Unterdeckungen im Status quo auswirkt.

5.2.1 Modellspezifikation

Aufgrund der Verwendung des Klassifikationssystems 2018 wurde die Ausgestaltung der ASEMG auf dieses Modell angepasst. In diesem Kontext wurde die Abgrenzung der ASEMG grundsätzlich überprüft und überarbeitet, da u.a. eine im AJ2018 neu hinzugekommene Hierarchie eingearbeitet werden musste.

Hierzu wurden zunächst *Hierarchie-EMGs* definiert und die EMG-Zuschläge je Hierarchie für die Altersgruppen *jünger als 35*, *35-44 Jahre*, *45-54 Jahre* und *55-65 Jahre* differenziert. Im Folgeschritt wurden innerhalb jedes Altersstratums die Hierarchie-EMGs nach Höhe der Kostenschätzer sortiert und hierarchisiert, sodass die kostenintensiveren Alters-Hierarchie-EMG die weniger kostenintensiven dominieren und jeder Erwerbsminderungsrentner einer eindeutigen Alters-Hierarchie-EMG zugeordnet war. Ähnlich kostenintensive Alters-Hierarchie-EMGs wurden zu den letztendlichen Alters-Schweregrad-EMG zusammengelegt.[9] Tabelle 5.7 fasst die Abgrenzung der ASEMG für das Klassifikationssystem des AJ2018 zusammen.

[9] Ergaben sich Verschiebungen im Vergleich zur Spezifikation für das im Sondergutachten verwendete Modell des AJ2015, so wurde geprüft, ob die Spezifikation des AJ2015 sich als stabiler erwies und es wurden jene übernommen, bei der sich die größere Verbesserung im MAPE ergab.

Tabelle 5.7: ASEMG: Abgrenzung für das Klassifikationsmodell des AJ2018

Alters-Schweregrad-EMG	Abgrenzung			
	Alter	Hierarchie	Versicherte	Schätzer (Jahr)
ASEMG01	< 35 Jahre	01 *Infektionen*	512	16.931,88 €
ASEMG02	< 35 Jahre	19 *Erkrankungen der Lunge*	1.638	15.414,16 €
ASEMG03	< 35 Jahre	08a *Erkrankungen der Blutgerinnung* oder 24 *Medizinische Komplikationen*	1.001	10.730,93 €
ASEMG04	< 35 Jahre	06 *Gastrointestinale Erkrankungen* oder 08b *Hämatologische Erkrankungen (Blutbildung)*	3.667	8.048,50 €
	35-44 Jahre	24 *Medizinische Komplikationen*		
ASEMG05	< 35 Jahre	02b *solide Tumore* oder 25 *Transplantationen*	5.634	7.254,23 €
	35-44 Jahre	06 *Gastrointestinale Erkrankungen*		
ASEMG06	< 35 Jahre	02a *hämatologische Neubildungen* oder 20 *Erkrankungen des Urogenitalsystems*	35.530	5.099,19 €
	35-44 Jahre	08a *Erkrankungen der Blutgerinnung* oder 19 *Erkrankungen der Lunge* oder 20 *Erkrankungen des Urogenitalsystems*		
	55-65 Jahre	01 *Infektionen*		
ASEMG07	< 35 Jahre	03 *Diabetes mellitus* oder 07 *Erkrankungen des Muskel-Skelett-Systems* oder 16 *Herzerkrankungen* oder 23 *Verletzungen*	43.603	4.349,05 €
	35-44 Jahre	02b *solide Tumore*		
	45-54 Jahre	02b *solide Tumore*		
ASEMG08	< 35 Jahre	04 *Metabolische Erkrankungen* oder 09 *Kognitive Erkrankungen* oder 10 *Alkohol- und Drogenmissbrauch* oder 11 *Psychische Erkrankungen* oder 28 *chronischer Schmerz*	105.242	3.472,76 €
	35-44 Jahre	07 *Erkrankungen des Muskel-Skelett-Systems* oder 18 *Gefäß- und Kreislauferkrankungen*		
	45-54 Jahre	01 *Infektionen* oder 19 *Erkrankungen der Lunge* oder 24 *Medizinische Komplikationen*		
	55-65 Jahre	24 *Medizinische Komplikationen*		

Alters-Schweregrad-EMG	Abgrenzung			
	Alter	Hierarchie	Versicherte	Schätzer (Jahr)
ASEMG09	< 35 Jahre	14 *Neurologische Erkrankungen* oder 17 *Zerebrovaskuläre Erkrankungen* oder 22 *Erkrankungen der Haut*	236.289	2.445,89 €
	35-44 Jahre	05 *Erkrankungen der Leber* oder 10 *Alkohol- und Drogenmissbrauch* oder 23 *Verletzungen* oder 25 *Transplantationen*		
	45-54 Jahre	02a *hämatologische Neubildungen* oder 06 *Gastrointestinale Erkrankungen* oder 07 *Erkrankungen des Muskel-Skelett-Systems* oder 08a *Erkrankungen der Blutgerinnung* oder 20 *Erkrankungen des Urogenitalsystems* oder 23 *Verletzungen* oder 25 *Transplantationen*		
	55-65 Jahre	02a *hämatologische Neubildungen* oder 20 *Erkrankungen des Urogenitalsystems*		
ASEMG10	< 35 Jahre	13 *Erkrankungen und Verletzungen des Rückenmarks*	197.634	1.730,80 €
	35-44 Jahre	01 *Infektionen* oder 02a *hämatologische Neubildungen* oder 03 *Diabetes mellitus* oder 11 *Psychische Erkrankungen* oder 16 *Herzerkrankungen* oder 17 *Zerebrovaskuläre Erkrankungen* oder 22 *Erkrankungen der Haut* oder 28 *chronischer Schmerz*		
	45-54 Jahre	04 *Metabolische Erkrankungen* oder 18 *Gefäß- und Kreislauferkrankungen*		
	55-65 Jahre	02b *solide Tumore* oder 08b *Hämatologische Erkrankungen (Blutbildung)* oder 23 *Verletzungen*		
ASEMG11	< 35 Jahre	ohne	330.532	1.247,67 €
	35-44 Jahre	08b *Hämatologische Erkrankungen (Blutbildung)* oder 14 *Neurologische Erkrankungen*		
	45-54 Jahre	03 *Diabetes mellitus* oder 05 *Erkrankungen der Leber* oder 08b *Hämatologische Erkrankungen (Blutbildung)* oder 10 *Alkohol- und Drogenmissbrauch* oder 16 *Herzerkrankungen* oder 22 *Erkrankungen der Haut*		
	55-65 Jahre	06 *Gastrointestinale Erkrankungen* oder 19 *Erkrankungen der Lunge* oder 22 *Erkrankungen der Haut*		
ASEMG12	Sonstige Erwerbsminderungsrentner		884.352	713,76 €

Quelle: Auswertung BVA

In der sich ergebenden Gruppenabgrenzung konnte eine Reduktion der ASEMG-Anzahl durch geeignete Zusammenlegungen erreicht werden.

5.2.2 Ergebnisse

Ergebnisse auf Versichertenebene

Werden die Ergebnisse auf Ebene der Versicherten betrachtet, lässt sich feststellen, dass auch im Vergleich zum Klassifikationsmodell 2018 eine Verbesserung der individuellen Kennzahlen R^2 und MAPE erreicht werden kann (vgl. Tabelle 5.8).

Tabelle 5.8: ASEMG: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell AJ2018	ASEMG
R^2	25,84%	25,88%
adj. R^2	25,84%	25,88%
CPM	24,13%	24,13%
MAPE	2.267,60 €	2.267,46 €

Quelle: Auswertung BVA

Diese fällt jedoch fällt im Vergleich zu den Berechnungen ausgehend vom Klassifikationsmodell des AJ2015 nicht mehr so hoch aus. Eine Begründung hierfür ist, dass die Kennzahlen auf Individualebene beim Klassifikationsmodell AJ2018 besser sind als beim Modell des AJ2015 und somit Verbesserungen schwerer zu erreichen sind (vgl. dazu Abschnitt 4.1.1 *Kennzahlen auf Individualebene*).

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Werden die Deckungsbeiträge auf Ebene der ausgewählten morbiditätsbezogenen Versichertengruppen in Tabelle 5.9 verglichen, so ergibt sich ein uneinheitliches Bild. Es zeigen sich vereinzelt leichte Verbesserungen bei den Versichertengruppen, mit über 20 Verordnungen, ohne ambulante Diagnose oder ohne RSA-Krankheit. Versicherte mit mindestens einer RSA-Krankheit, bzw. mit einem Krankenhausaufenthalt verschlechtern sich in geringem Umfang. Grundsätzlich lassen sich anhand der hier ausgewiesenen Gruppen keine nennenswerten Veränderungen festmachen

Tabelle 5.9: ASEMG: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell AJ2018	ASEMG
			DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	18.327.990	*286 €*	*286 €*
	Ja	56.717.553	*-85 €*	*-85 €*
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	65.426.839	*150 €*	*150 €*
	Ja	9.618.704	*-1.006 €*	*-1.004 €*
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	8.136.337	*311 €*	*305 €*
	Ja	66.909.206	*-31 €*	*-31 €*
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	63.553.539	*156 €*	*156 €*
	Ja	11.492.004	*-852 €*	*-853 €*
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	21.625.492	*278 €*	*278 €*
	Mindestens eine RSA-KH	32.263.655	*-97 €*	*-99 €*
	Nur nicht RSA-KHs	21.156.396	*-117 €*	*-114 €*
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	71.667.974	*-2 €*	*-2 €*
	Ja	3.377.569	*69 €*	*69 €*

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Hinsichtlich der Auswirkungen der ASEMGs auf die Deckungssituation der Krankenkassen lässt sich keine eindeutige Aussage treffen. Lediglich einer der beiden betrachteten Fehlerwerte ($MAPE_{KK_abs}$) zeigt sich geringfügig verbessert, wohingegen der zweite ($MAPE_{KK_abs}$) eine Verschlechterung aufweist (vgl. Tabelle 5.10). Dieses Muster trat prinzipiell bereits bei der Simulation des Modells im Sondergutachten auf, hier gab es jedoch noch eine Verbesserung des gewichteten MAPEs und eine Verschlechterung des ungewichteten Fehlermaßes (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 365).

Tabelle 5.10: ASEMG: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell AJ2018	ASEMG
absolut	53,28 €	53,26 €
gewichtet	47,95 €	48,23 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Die Betrachtung der Deckungsbeitrage der nach regionalen Aspekten abgegrenzten Versichertengruppen (vgl. Tabelle 5.11) zeigt, dass in Bezug auf die regionale Perspektive die Verwendung der ASEMGs zu keiner Verbesserung führt. Stattdessen wird die regionale Disparität geringfügig erhöht. Dies gilt sowohl für die Abgrenzung nach großstadtregionalem Einzugsbereich als auch einer Abgrenzung nach siedlungsstrukturellem Kreistyp. Eine Verstärkung der regionalisierenden Wirkung des RSA wird an dieser Stelle nicht erreicht.

Tabelle 5.11: ASEMG: Deckungsbeiträge nach Regionstyp

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell AJ2018	ASEMG
			DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	21.185.113	-50 €	-51 €
	Ergänzungsgebiet	11.733.243	-13 €	-14 €
	Enge Verflechtung	11.233.819	13 €	14 €
	Weite Verflechtung	11.077.839	29 €	30 €
	Außerhalb Großstadtregion	19.524.410	30 €	31 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	698 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	21.608.591	-49 €	-50 €
	Städtische Kreise	29.069.040	11 €	11 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	13.097.545	42 €	43 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	10.979.248	6 €	7 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	698 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

Auch die regionalen MAPEs zeigen, dass das verwendete ASEMG-Modell in Bezug auf regionale Gütemaße keine Verbesserung erzielen kann. Tabelle 5.12 lässt darauf schließen, dass bei keiner der gewählten regionalen Abgrenzungen eine Verbesserung der regionalen Vorhersagefehler bewirkt wird.

Tabelle 5.12: ASEMG: Mittlere Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		Modell AJ2018	ASEMG
AGS	absolut	220,05 €	220,24 €
	gewichtet	113,23 €	113,72 €
GVB	absolut	127,28 €	127,65 €
	gewichtet	102,71 €	103,24 €
Kreis	absolut	77,90 €	78,41 €
	gewichtet	76,51 €	77,19 €
Land	absolut	110,73 €	111,17 €
	gewichtet	44,71 €	45,15 €

Quelle: Auswertung BVA

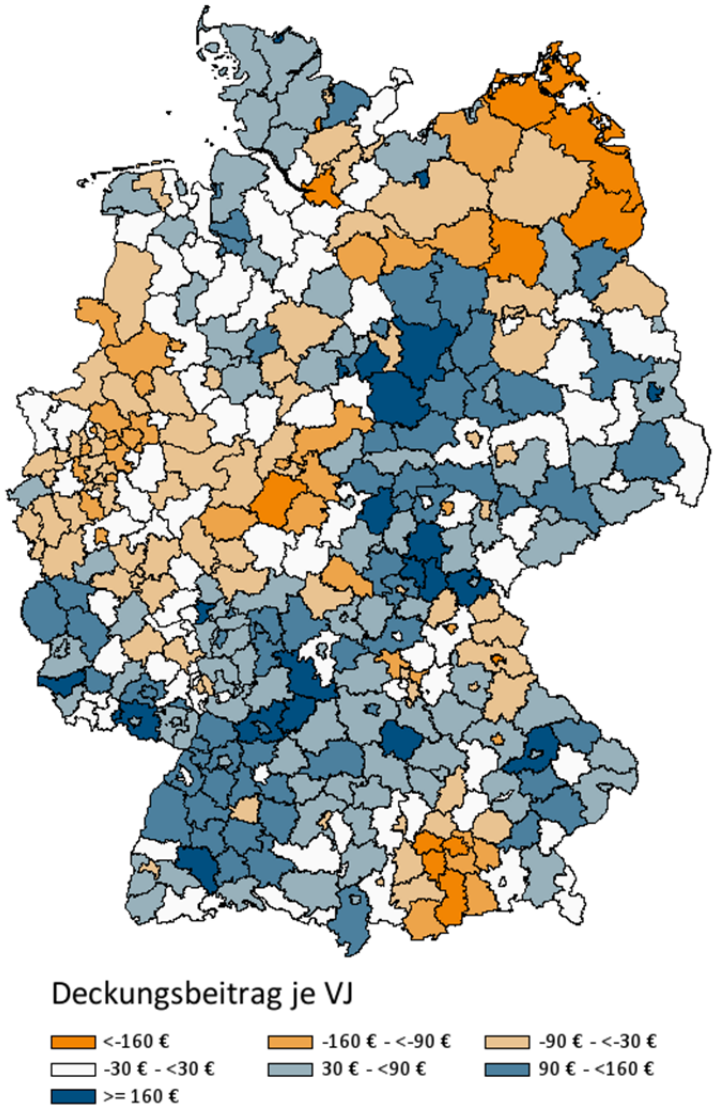
Die in Tabelle 5.13 aufgeführten Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge zeigen ebenfalls keine Verbesserung. Dieser Gesamteindruck wird schlussendlich bei der Betrachtung der regionalen Verteilung der Deckungsbeiträge bestätigt (vgl. Abbildung 5.3 mit Abbildung 5.4).

Tabelle 5.13: ASEMG: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge

Verteilungsstatistiken (Kreisebene)	Modell AJ2018		ASEMG	
	DB_VJ	DQ	DB_VJ	DQ
Minimum	-260 €	0,9153	-259 €	0,9148
1. Quartil	-42 €	0,9839	-43 €	0,9838
Median	17 €	1,0063	18 €	1,0067
3. Quartil	82 €	1,0304	83 €	1,0302
Maximum	341 €	1,1482	343 €	1,1489
Interquartilsabstand	124 €	0,0465	126 €	0,0464
Mittelwert	17 €	1,0071	18 €	1,0072
Standardabweichung	94 €	0,0349	95 €	0,0351
Variationskoeffizient	-	0,0347		0,0348

Quelle: Auswertung BVA

Abbildung 5.3: ASEMG: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 5.4: ASEMG: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen im Vergleich zum AJ2018



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Insbesondere Abbildung 5.4 zeigt deutlich, dass sich bei Verwendung von Erwerbsminderung als Schweregradindikator im Vergleich zum Modell für das Ausgleichsjahr 2018 keine nennenswerten Verbesserungen oder Verschlechterungen ergeben. In lediglich einem Kreis ergibt sich eine Verbesserung bzw. Verschlechterung im Vergleich zum AJ2018, die oberhalb von fünf Euro Deckungsbeitrag je Versichertenjahr liegt. Die Veränderung in sämtlichen anderen Kreisen fällt geringfügiger aus.

5.3 Altersinteraktionsterme

Bei der Ausarbeitung des Sondergutachtens zu den Wirkungen des Morbi-RSA hat sich der Wissenschaftliche Beirat mit der Frage auseinandergesetzt, wie sich die Ausgabeneffekte von Multimorbidität im Risikostrukturausgleich zielgenauer abbilden lassen. Vor diesem Hintergrund wurde unter anderem die Ergänzung der RSA-Ausgleichsformel um sogenante Interaktionsterme untersucht (vgl. Drösler et al. 2017, S. 441ff.). Dies bedeutet, verkürzt dargestellt, dass die bereits im RSA-Modell berücksichtigten Risikogruppen untereinander interagieren können, um so die konkreten versichertenindividuellen Folgekosten besser abschätzen zu können. Das gilt zum Beispiel dann, wenn mehrere bestimmte Ko-Morbiditäten vorliegen (HMG-Interaktionen) oder aber wenn Morbiditäten Versicherte einer bestimmten Altersgruppe betreffen (Altersinteraktionen). Liegen bei einem Versicherten gleichzeitig zwei unabhängige Risikomerkmale vor, so wird dies in der Regressionsrechnung (sowie bei der anschließenden Ermittlung der Zuweisungen) durch ein zusätzliches Risikomerkmal – den Interaktionsterm – berücksichtigt. Auf diese Weise lässt sich eine differenziertere Klassifizierung der (Multi-)Morbidität und damit einhergehend eine verbesserte Vorhersage krankheitsbedingter Folgekosten erreichen. Insbesondere die Einführung von altersspezifisch ausdifferenzierten Morbiditätszuschlägen erscheint nach den bisherigen empirischen Untersuchungen dazu geeignet, Selektionsanreize gegen bestimmte Versichertengruppen zu senken und zudem bestehende Deckungsdisparitäten zwischen den Krankenkassen zu reduzieren (vgl. Drösler *et al*. 2017, S. XXXV). Im Folgenden wird der Frage nachgegangen, in welchem Ausmaß die Einführung einer solchen weiteren Altersdifferenzierung der Morbiditätsgruppen die Verteilung regionaler Über- und Unterdeckungen im Status quo beeinflusst.

5.3.1 Modellspezifikation

Das Klassifikationsmodell 2018 unterscheidet insgesamt 201 HMGs. Diese werden in der hier untersuchten Modellerweiterung jeweils um eine sogenannte Kids-HMG (KHMG) ergänzt, über die immer dann ein zusätzlicher Zuschlag ausgelöst wird, wenn ein von einer HMG betroffener Versicherter jünger als 18 Jahre ist. In diesem Fall erfolgt somit eine parallele Zuordnung zu einer HMG und zu einer KHMG. Analog hierzu wird eine Old-Aged-HMG (OHMG) ausgelöst, wenn ein Versicherter mit einer Basis-HMG ein Alter von über 65 Jahren aufweist. Versicherte im Alter zwischen 18 und 65 Jahren werden lediglich der Basis-HMG zugeordnet. Die vorliegende Untersuchung soll lediglich eine grobe Abschätzung auf die regionalen Auswirkungen der

Altersinteraktionsterme ermöglichen. Auf die Spezifikation von weiter ausdifferenzierten Modellvarianten, etwa mit der Berücksichtigung von sogenannten Restriktionen (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 443) wird an dieser Stelle verzichtet.

5.3.2 Ergebnisse

Ergebnisse auf Versichertenebene

Hinsichtlich der Ausgabenprädiktion auf Ebene der einzelnen Versicherten bestätigen sich die Ergebnisse des Sondergutachtens (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 446). Die personenbezogenen Gütemaße R^2, CPM und MAPE zeigen sich im Vergleich zum gegenwärtigen Verfahren deutlich verbessert. Wie schon bei den Auswertungen für das Sondergutachten ergeben sich auch auf Grundlage der aktualisierten Datenbasis und des Klassifikationsmodells für das Ausgleichsjahr 2018 Anstiege des Bestimmtheitsmaßes um rund 0,7 bzw. des CPM um etwa 0,2 Prozentpunkte, während der mittlere Vorhersagefehler um etwa fünf Euro abnimmt (vgl. Tabelle 5.14).

Tabelle 5.14: Altersinteraktionsterme: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell AJ2018	Altersinteraktionsterme
R^2	25,84%	26,53%
adj. R^2	25,84%	26,52%
CPM	24,13%	24,31%
MAPE	2.267,60 €	2.262,05 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Auch bei Betrachtung der Deckungsbeiträge einzelner Versichertengruppen werden die Resultate des Sondergutachtens (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 447) bestätigt. So zeigt sich erneut, dass die Altersinteraktionen zu einem Abbau von Überdeckungen bei gesunden Versicherten und zu einer Verringerung der durchschnittlichen Unterdeckung von Versicherten mit einer oder mehreren RSA-Erkrankungen führen würden (vgl. Tabelle 5.15). Auch bei den meisten übrigen morbiditätsbezogen abgegrenzten Subgruppen käme es gegenüber dem Status quo zu einer Verringerung von Über- und Unterdeckungen. Lediglich bei der Gruppe der Versicherten, die (ausschließlich) an Krankheiten leiden, die im gegenwärtigen RSA-Verfahren nicht berücksichtigt werden, zeigt sich (wie schon bei Untersuchung des Modells im Sondergutachten) eine Verstärkung der durchschnittlichen Ausgabenunterdeckung. Die mittlere Unterdeckung dieser Versicherten würde von 117 € im Status quo auf etwa 147 € bei Einführung der Altersinteraktionsterme vergrößert.

Tabelle 5.15: Altersinteraktionsterme: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Modell AJ2018	Altersinteraktionsterme
		DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	286 €	274 €
	Ja	-85 €	-81 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	150 €	147 €
	Ja	-1.006 €	-986 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	311 €	299 €
	Ja	-31 €	-30 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	156 €	149 €
	Ja	-852 €	-815 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	278 €	256 €
	Mindestens eine RSA-KH	-97 €	-63 €
	Nur nicht RSA-KHs	-117 €	-147 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	-2 €	-1 €
	Ja	69 €	66 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Die Veränderung der Deckungsbeiträge der einzelnen Krankenkassen sind ebenfalls vergleichbar mit den Verhältnissen im Sondergutachten (vgl. Tabelle 5.16 sowie Drösler *et al.* 2017, S. 446). Hier reduziert sich durch Hinzunahme der Altersinteraktionsterme der mittlere Vorhersagefehler im Vergleich zum Status quo geringfügig um 1,09 € (ungewichtet) bzw. um 1,28 € (gewichtet mit Versichertentagen).

Tabelle 5.16: Altersinteraktionsterme: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell AJ2018	Altersinteraktionsterme
absolut	53,28 €	52,19 €
gewichtet	47,95 €	46,66 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Die bislang analysierten Kennzahlen auf Versicherten- bzw. auf Krankenkassenebene zeigen, dass eine altersbezogene Ausdifferenzierung der Morbiditätsgruppen durchaus Potenziale zur Verbesserung des Ausgleichsverfahrens besitzt und in Zukunft weiter untersucht werden sollte. Ob diese Modellanpassung jedoch auch dazu geeignet wäre, regionale Über- und Unterdeckungen zu verringern, muss bereits mit Blick auf die wohnortbasiert abgegrenzten Versichertengruppen (vgl. Tabelle 4.17) in Frage gestellt werden: Hinsichtlich dieser für das Regionalgutachten neu vorgenommenen wohnortspezifischen Zuordnung der Versicherten (zu *großstadtregionalen Einzugsbereichen* bzw. *siedlungsstrukturellen Kreistypen*) ergibt sich nahezu keine Veränderung der Deckungsbeiträge. Die mittleren Unterdeckungen von Versicherten in Kernstädten und Ergänzungsgebieten bleiben trotz der Modellanpassung ebenso bestehen wie die Überdeckungen von Versicherten in eher peripheren Wohnlagen. Eine Zunahme der *regionalisierenden Wirkung* des RSA durch die Berücksichtigung von Altersinteraktionstermen lässt sich zumindest unter Berücksichtigung der hier abgegrenzten Versichertengruppen nicht belegen.

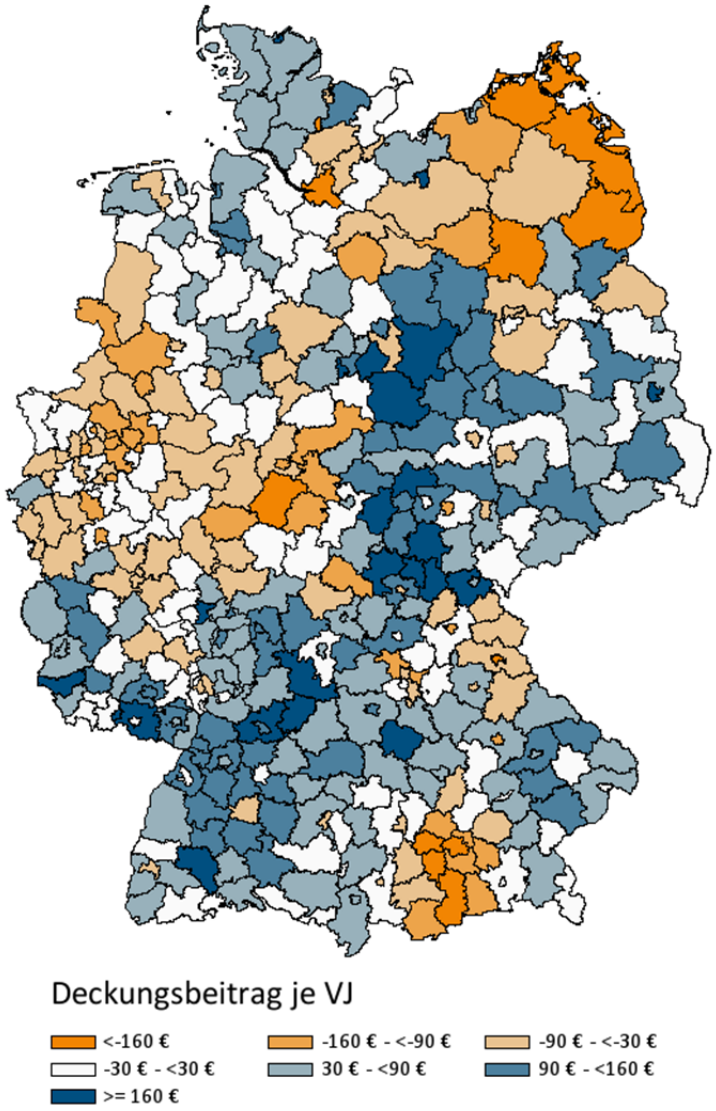
Tabelle 5.17 Altersinteraktionsterme: nach Regionstyp

Versichertengruppe	Ausprägung	Modell AJ2018	Altersinteraktionsterme
		DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	-50 €	-50 €
	Ergänzungsgebiet	-13 €	-12 €
	Enge Verflechtung	13 €	13 €
	Weite Verflechtung	29 €	29 €
	Außerhalb Großstadtregion	30 €	30 €
	Nicht zuordenbar	695 €	697 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	-49 €	-49 €
	Städtische Kreise	11 €	10 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	42 €	42 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	6 €	7 €
	Nicht zuordenbar	695 €	697 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

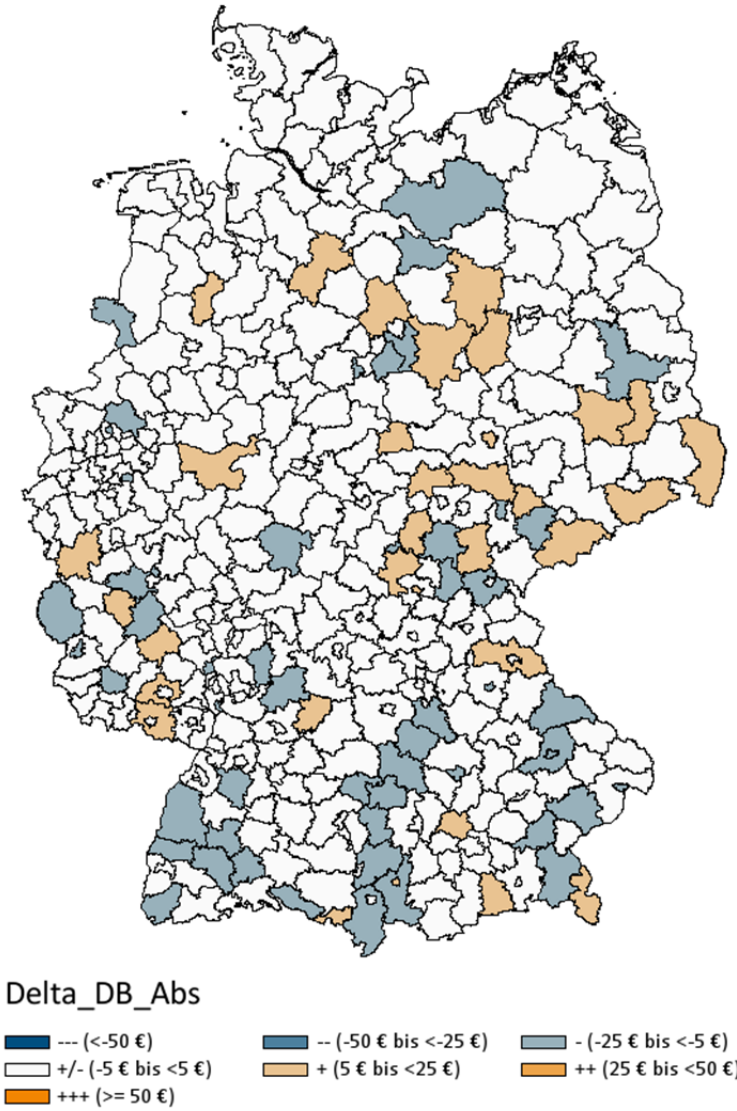
Auch bei der Betrachtung der 401 Kreise zeigen sich trotz der Berücksichtigung der Altersinteraktionen weiterhin regionale Über- und Unterdeckungsmuster, die gegenüber dem Status quo keine nennenswerten Veränderungen erkennen lassen (vgl. Abbildung 5.5 und Abbildung 5.6). Neben 50 Kreisen und kreisfreien Städten, in denen sich die Höhe der Über- und Unterdeckungen geringfügig reduziert, lassen sich in 33 weiteren Regionaleinheiten zunehmende Über- und Unterdeckungen feststellen. In den übrigen 318 Kreisen dagegen bleiben die mittleren Deckungsbeiträge je Versichertenjahr nahezu unverändert. Im Vergleich zum Status quo kommt es somit insgesamt zu keinen nennenswerten Veränderungen der regionalen Über- und Unterdeckungen.

Abbildung 5.5: Altersinteraktionsterme: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 5.6: Altersinteraktionsterme: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Das geringe Ausmaß der Veränderungen lässt sich auch aus den Verteilungsstatistiken zu den raumbezogenen Über- und Unterdeckungen ablesen. Die Hinzunahme der Altersinteraktionsterme bewirkt nur marginale Veränderungen der örtlichen *Zuweisungsresiduen* (vgl. Tabelle 5.18). So ist etwa das Absinken des Interquartilsabstands um einen Euro zu vernachlässigen. Auch der Variationskoeffizient der Deckungsquoten bleibt nahezu unverändert. Die Spannbreiten der Deckungsbeiträge und -quoten würden bei Berücksichtigung von Altersinteraktionstermen sogar etwas zunehmen.

Tabelle 5.18: Altersinteraktionsterme: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge

Verteilungsstatistiken (Kreisebene)	Modell AJ2018		Altersinteraktionsterme	
	DB_VJ	DQ	DB_VJ	DQ
Minimum	-260 €	0,9153	-258 €	0,9154
1. Quartil	-42 €	0,9839	-43 €	0,9841
Median	17 €	1,0063	18 €	1,0064
3. Quartil	82 €	1,0304	80 €	1,0305
Maximum	341 €	1,1482	356 €	1,1544
Interquartilsabstand	124 €	0,0465	123 €	0,0464
Mittelwert	17 €	1,0071	17 €	1,0069
Standardabweichung	94 €	0,0349	94 €	0,0349
Variationskoeffizient	-	0,0347	-	0,0346

Quelle: Auswertung BVA

Auch die regionalen Vorhersagefehler zeigen bei Aufnahme der zusätzlichen Ausgabenprädiktoren in die RSA-Formel nur geringfügige Veränderungen. Unabhängig davon, ob hierbei die Gemeinde- (AGS), Gemeindeverbands- (GVB), Kreis- oder Landesebene betrachtet wird, ergeben sich bei Einführung der Altersinteraktionsterme (überwiegend) rückläufige Prognosefehler, allerdings durchweg auf niedrigem Niveau (vgl. Tabelle 5.19). Auf Ebene der Bundesländer kommt es zu einem geringfügigen Anstieg des mit den Versichertenzeiten gewichteten Vorhersagefehlers ($MAPE_{Land_gew}$).

Tabelle 5.19: Altersinteraktionsterme: Mittlere Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		Modell AJ2018	Altersinteraktionsterme
AGS	absolut	220,05 €	219,19 €
	gewichtet	113,23 €	112,70 €
GVB	absolut	127,28 €	126,74 €
	gewichtet	102,71 €	102,30 €
Kreis	absolut	77,90 €	77,43 €
	gewichtet	76,51 €	76,20 €
Land	absolut	110,73 €	110,57 €
	gewichtet	44,71 €	45,03 €

Quelle: Auswertung BVA

5.4 Fazit

Sowohl die Einführung eines Vollmodells als auch die Schweregraddifferenzierung über das Erwerbsminderungsmerkmal und die Altersdifferenzierung der Morbiditätsgruppen wurden im

Sondergutachten als sinnvolle Anpassungen des RSA-Verfahrens identifiziert. Im vorliegenden Kapitel wurden die drei Erweiterungsvarianten hinsichtlich ihrer regionalen Umverteilungswirkungen untersucht.

Der Wissenschaftliche Beirat erachtet die Berücksichtigung aller Krankheiten im Klassifikationsmodell weiterhin als sinnvollen Ansatz zur Steigerung der Zielgenauigkeit des Verfahrens. Insbesondere würde die individuelle Morbidität der Versicherten deutlich besser abgebildet als im bisherigen Verfahren. Bezogen auf die in den vorangehenden Kapiteln festgestellten regionalen Deckungsbeitragsunterschiede, kann diese bessere Berücksichtigung der individuellen Morbidität jedoch nur einen geringen Beitrag leisten.

Der Wissenschaftliche Beirat hält die Option, Erwerbsminderung als manipulationsresistenten Schweregradindikator zur Differenzierung des Klassifikationsmodells einzusetzen, nach wie vor für zielführend. Diese Einschätzung beruht auf der Beobachtung des im Jahr 2017 veröffentlichten Sondergutachtens, dass auf diese Weise die Überdeckung relativ gesunder Erwerbsminderungsrentner und die Unterdeckung multimorbider Erwerbsminderungsrentner reduziert und somit Risikoselektionsanreize vermindert werden können (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 364). Im Hinblick auf mögliche regionale Risikoselektionsanreize ergeben sich aus einer solchen Anpassung allerdings keine nennenswerten Verbesserungen.

Die Morbiditätsgruppen des Klassifikationsmodells künftig einer stärkeren Altersdifferenzierung zu unterziehen, wird ebenfalls weiterhin als sinnvolle Anpassungsoption angesehen. Allerdings bringt auch diese Verfahrenserweiterung keine relevanten Redistributionseffekte zwischen den Regionen mit sich. Insofern hätte auch die Umsetzung dieser Ausgestaltungsalternative keinen Einfluss auf die grundlegende Einschätzung bzgl. der in diesem Gutachten diskutierten Notwendigkeit einer Regionalkomponente im RSA.

Somit führt keiner der drei untersuchten Modellansätze zu einem nennenswerten Rückgang regionaler Über- und Unterdeckungen.

6 Einflussfaktoren regionaler Deckungsbeiträge im Status quo

Die Ausführungen in Kapitel 4 *Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA im Status quo* haben gezeigt, dass die im Status quo resultierenden Deckungsbeiträge regional variieren. Auch nach Durchführung des Morbi-RSA lassen sich unabhängig von der gewählten regionalen Betrachtungsebene (d.h. sowohl auf Ebene der unterschiedlichen administrativen Einheiten AGS, GVB, Kreis) als auch der betrachteten analytischen Gebietseinheit (wie z.B. dem siedlungsstrukturellen Kreistyp) weiterhin erhebliche Über- und Unterdeckungen feststellen, die durch das bisherige Schätzmodell nicht erklärt werden.

Dieses Kapitel befasst sich mit der Frage, welche Faktoren für die regionale Deckungsbeitragsvariation erklärungsrelevant sind und welche Bestimmungsfaktoren Bestandteil eines regionalen Ausgleichsmodells zur Auflösung dieser Problematik sein könnten. Im Folgenden werden zunächst die regionalen Unter- und Überdeckungen unter Zuhilfenahme von empirischen Methoden möglichst umfassend erklärt (vgl. Abschnitt 6.1). Darauf aufbauend erfolgt eine Auswahl an Bestimmungsfaktoren, die sowohl einen hohen statistischen als auch inhaltlichen Erklärungsgehalt für die regionale Deckungsbeitragsvariation haben (vgl. Abschnitt 6.2) und somit die Grundlage einer regionalen Ausgleichskomponente bilden können.

6.1 Empirische Analyse der Determinanten regionaler Deckungsbeiträge

6.1.1 Hintergrund

Unter Verwendung der Routinedaten des Morbi-RSA wurden die Verteilung und Determinanten regionaler Deckungsbeitragsunterschiede nach Einführung des Morbi-RSA 2011 und 2013 untersucht. Auf Basis einer 6,8 %-Stichprobe der RSA-Daten betrachtet Göpffarth (2011) die regionale Variation und die Einflussfaktoren von *risikoadjustierten* Leistungsausgaben auf Kreisebene. Dabei handelt es sich um diejenigen Leistungsausgaben, die anhand der Risikofaktoren des Morbi-RSA (indirekt) standardisiert wurden bzw. die sich ergeben, wenn in jedem Kreis die gleiche Alters-, Geschlechts- und Morbiditätsstruktur wie in der gesamten GKV vorherrschen würde. Der Zusammenhang zwischen risikoadjustierten Leistungsausgaben und regionalen Merkmalen – wie etwa der Mortalität und Lebenserwartung, der Sozialstruktur, dem medizinischen Angebot und der Wirtschaftsstruktur – wurde primär mithilfe von bivariaten Korrelationen untersucht. Der gemeinsame Erklärungsgehalt dieser Merkmale wurde mittels einer Regression der risikoadjustierten Leistungsausgaben auf die erklärenden Variablen ermittelt. Die berücksichtigten Indikatoren vermochten jedoch nur einen relativ geringen Anteil (etwa 20 %) der regionalen Variation der risikoadjustierten Leistungsausgaben zu erklären.

In einer zweiten Arbeit von Göpffarth (2013) liegt der Schwerpunkt auf den durch die Zugehörigkeit zu einer räumlichen Gebietseinheit induzierten regionalen Deckungsbeitragsunterschieden. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass etwa ein Drittel der regionalen Variation auf Unterschiede zwischen Bundesländern und den siedlungsstrukturellen Kreistypen zurückgeführt werden kann.

Die in diesem Abschnitt 6.1 vorgelegte Untersuchung ergänzt die früheren Studien in zweierlei Hinsicht:

Erstens basiert die vorliegende empirische Analyse auf einer aktuelleren und vollständigeren Datengrundlage (vgl. Abschnitt 6.1.2.1). Zweitens liefert die vorliegende empirische Analyse weniger verzerrte Schätzergebnisse als die früheren Studien, da sie den Zusammenhang zwischen den Bestimmungsfaktoren und den Deckungsbeiträgen im Rahmen eines multiplen Regressionsmodells schätzt. Bei der Berechnung von bivariaten Korrelationen (so etwa in Göpffarth 2011) oder bei Ausschluss relevanter Variablen (wie in Göpffarth 2013) besteht die Gefahr der Über- oder Unterschätzung der Zusammenhänge (bis hin zu *falschen* Vorzeichen), da die Wechselbeziehungen zwischen den untersuchten Bestimmungsfaktoren und den ausgelassenen Variablen unberücksichtigt bleiben. Durch Verwendung eines multiplen Regressionsmodells, das eine Vielzahl von Bestimmungsfaktoren als erklärende Variablen enthält, werden die durch unberücksichtigte Drittvariablen verursachten Verzerrungen in den Schätzergebnissen annahmegemäß reduziert.

6.1.2 Daten und Methodik

6.1.2.1 Datenquellen

Die empirische Analyse der Bestimmungsfaktoren von regionalen Deckungsbeiträgen greift sowohl auf Informationen der RSA-Datenbasis als auch auf externe Datenquellen zurück. Auf Grundlage der RSA-Daten lassen sich unter Verwendung des AGS die durchschnittlichen Deckungsbeiträge je Region bestimmen und eine Reihe von regionalen Erklärungsfaktoren (z.B. die Sterberate oder die durchschnittlichen Leistungsausgaben im letzten Lebensjahr) ermitteln. Der AGS ermöglicht weiterhin die Zuordnung von Versicherten zu administrativen Verwaltungseinheiten. So lässt sich z.B. unter Verwendung der Bevölkerungsstatistik der statistischen Ämter des Bundes und der Länder in Verbindung mit den RSA-Daten der Anteil der GKV-Versicherten in einer Region errechnen.

Der Großteil der für die Untersuchung verwendeten Regionalvariablen kann derzeit jedoch nur über externe Datenquellen bezogen und im Anschluss über den AGS bzw. den darin enthaltenen Kreisschlüssel mit den RSA-Daten verknüpft werden. Über die Verknüpfung der Versicherteninformationen mit Indikatoren aus der Regionalstatistik stehen diese Indikatoren somit als potenzielle Bestimmungsfaktoren für regionale Über- und Unterdeckungen zur Verfügung. Eine geeignete Datenbasis sind die Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung (INKAR) des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR). Die INKAR-Datenbank stellt umfassende Informationen zu den demografischen, sozialen und wirtschaftlichen

Strukturen einer Region zur Verfügung (vgl. Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung 2017c). Hierzu werden die Regionaldaten sowohl der amtlichen Statistik als auch vereinzelt von Drittanbietern gesammelt, aufbereitet und in der Regel jährlich aktualisiert. Die empirischen Auswertungen in diesem Kapitel basieren auf der aktuellen Ausgabe der INKAR-Daten aus dem Jahr 2017. Soweit nicht anders angegeben, beziehen sich die in dieser Ausgabe enthaltenen Informationen immer auf das Berichtsjahr 2014.

Als weitere Datenquelle dienen die statistischen Informationen des von der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) gepflegten Bundesarztregisters (BAR). Das BAR ist ein Verzeichnis aller Ärzte und Psychotherapeuten, die an der vertragsärztlichen Versorgung teilnehmen. So kann anhand des BAR u.a. die regionale Verteilung von Arztgruppen ermittelt werden. Die vorliegende Analyse nutzt die für das Berichtsjahr 2016 vorliegenden Statistiken zur Ärztedichte und zum Versorgungsgrad.

Die auf Grundlage der Versichertendaten und des Regionalmerkmals erstellten Variablen können auf den RSA-Daten faktisch bis auf die Ebene der Gemeinden aufgeschlüsselt werden. Die Informationen aus den externen Datenquellen stehen in der Mehrzahl der Fälle allerdings nur auf höheren Verwaltungsebenen zur Verfügung. So ist der Großteil der INKAR-Variablen nur auf Kreisebene verfügbar. Aufgrund dieser Datenrestriktion erfolgt die empirische Auswertung auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte.

Der in den RSA-Daten beinhaltete AGS, aus dem sich der Kreisschlüssel berechnen lässt, basiert auf dem Gebietsstand vom 31.12.2016 (vgl. Abschnitt 2.1 *Daten und Methodik*). Damit enthält dieser alle bis zu diesem Datum erfolgten Gebietsreformen, sodass, von den Auslandsversicherten und nicht zuordenbaren Versicherten abgesehen, jeder Versicherte einem von 401 Kreisen zugeordnet werden kann. Die Statistiken der INKAR-Datenbank und des BAR greifen allerdings auf einen älteren Gebietsstand mit 402 Kreisen zurück. Der Unterschied beruht auf einer Kreisfusion der früheren Landkreise Göttingen und Osterode im Harz zum 01.11.2016. Um die unterschiedlichen Datenquellen auf einen einheitlichen Gebietsstand zu bringen, wurden die Merkmalsausprägungen dieser beiden Kreise in diesen beiden Datensätzen bevölkerungsgewichtet aggregiert und dem fusionierten Kreis entsprechend des Gebietsstands zum 31.12.2016 zugeordnet.[10]

6.1.2.2 Beschreibung der Analysevariablen

Auf Grundlage früherer Untersuchungen zu regionalen Unterschieden hat der Wissenschaftliche Beirat eine Liste von für die folgenden Analysen zu untersuchenden Bestimmungsfaktoren erstellt (vgl. Göpffarth 2011; Augurzky *et al.* 2013; Kopetsch und Schmitz 2014; Ozegowski und Sundmacher 2014; Göpffarth *et al.* 2016 und Schulz *et al.* 2016). Tabelle 6.1 enthält die in der Analyse berücksichtigten Variablen, die korrespondierenden, mit den Versichertenjahren gewichteten, deskriptiven Statisti-

[10] Berechnungsgrundlage für die Bevölkerungsgewichte sind die zuletzt verfügbaren Bevölkerungszahlen der beiden fusionierten (Alt-)Kreise zum Stichtag 31.12.2015.

ken auf Kreisebene sowie die Datenquelle und das Bezugsjahr der Variable. Darüber hinaus folgen zum besseren Verständnis zu den Variablen noch folgende Erläuterungen:[11]

Zu erklärende Variable

Die Variable *Deckungsbeitrag* ist die zu erklärende Variable und misst den Deckungsbeitrag je Versichertenjahr (VJ) in einem Kreis. Dieser Betrag entspricht der Differenz zwischen der Summe der Zuweisungen und der Leistungsausgaben aller Versicherten des Kreises geteilt durch die Versichertenjahre innerhalb des jeweiligen Kreises. Bezugsgröße sind die Leistungsdaten aus dem Jahr 2016 bei Anwendung des Klassifikationsmodells des Ausgleichsjahres 2018. Im Durchschnitt weisen die 401 Kreise einen (mit den in einem Kreis vorliegenden Versichertenzeiten) gewichteten Deckungsbeitrag in Höhe von -1,83 € auf.[12] Fließen die Kreise mit gleichem Gewicht in die Berechnung ein, beträgt der Mittelwert ca. 17 €. Das Verhältnis vom gewichteten zum ungewichteten Wert deutet darauf hin, dass größere bzw. versichertenstärkere Kreise niedrigere Deckungsbeiträge als kleinere Kreise aufweisen.

[11] Die Definitionen der berücksichtigten Variablen finden sich auch im Anhang in Tabelle A.1.

[12] Für die Versicherten, die keinem der 401 Kreise zugeordnet werden können bzw. mit Wohnort im Ausland ergibt sich demgegenüber durchschnittlich ein positiver Deckungsbeitrag; über alle Versicherten ist der gewichtete Deckungsbeitrag Null.

Tabelle 6.1: Variablenübersicht und deskriptive Statistiken

Variablengruppe	Variable	Einheit	Mittelwert	Standard-Abweichung	Quelle	Jahr
Erklärte Variable	Deckungsbeitrag	Euro je Versichertenjahr	-1,83	94,94	RSA	2016
Normkosten	Zuweisungen	Euro je Versichertenjahr	2.659,52	212,21	RSA	2016
Morbidität und Mortalität	Pflegebedürftige	Je 10.000 Einwohner	326,36	72,22	INKAR	2013
	Ambulante Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	23,32	4,22	INKAR	2013
	Stationäre Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	29,47	5,51	INKAR	2013
	Lebenserwartung	Lebensjahre bei Geburt	80,66	1,04	INKAR	2014
	Säuglingssterblichkeit	Je 1.000 Kinder unter einem Jahr	3,19	1,69	INKAR	2014
	Sterberate	Je 100.000 GKV-Versicherte	1.110,28	89,48	RSA	2016
	Sterbekosten	Euro je verstorbenen GKV-Versicherten	16.734,88	1.478,65	RSA	2016
Demografie	Ausländeranteil	Prozent der Bevölkerung	11,04	5,61	Destatis	2016
	Gesamtwanderungssaldo	Je 1.000 Einwohner	6,73	4,15	INKAR	2014
	Wohnfläche	Quadratmeter	44,86	4,25	INKAR	2014
	Haushaltsgröße	Personen je Haushalt	2,04	0,18	INKAR	2014
	Einpersonenhaushalte	Prozent der Haushalte	39,47	7,39	INKAR	2014
	Mehrfamilienhäuser	Prozent der Wohngebäude	20,55	12,74	INKAR	2014
Angebot	Hausarztdichte	Je 100.000 Einwohner	66,59	7,09	KBV/BAR	2016
	Facharztdichte	Je 100.000 Einwohner	104,36	44,33	KBV/BAR	2016
	Überversorgung	Überversorgte Arztgruppen	3,18	2,17	KBV/BAR	2016
	Krankenhausbetten	Je 10.000 Einwohner	60,60	30,29	Destatis	2015
	Erreichbarkeit von Krankenhäusern	Durchschnittliche Pkw-Fahrzeit in Minuten	8,96	5,05	INKAR	2014
	Pflegeheimplätze	Plätze je 10.000 Einwohner	111,99	26,49	INKAR	2013
Sozialstruktur	Deprivation	[0,1]-normierter German Index of Socioeconomic Deprivation- Score	0,58	0,17	RKI/INKAR	2014
	Arbeitslose Frauen	Prozent der Arbeitslosen	46,32	1,86	INKAR	2014

Variablengruppe	Variable	Einheit	Mittelwert	Standard-Abweichung	Quelle	Jahr
	Jugendarbeitslosigkeit	Je 1.000 Einwohner von 15 bis unter 25 Jahre	31,48	14,29	INKAR	2014
	Langzeitarbeitslosigkeit	Prozent der Arbeitslosen	35,16	7,55	INKAR	2014
	Personen in Bedarfsgemeinschaften	Je 1.000 Einwohner	75,90	40,12	INKAR	2014
	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	Prozent der Bedarfsgemeinschaften	30,88	3,31	INKAR	2014
	Alleinerziehende	Prozent der erwerbsfähigen Leistungsberechtigten	14,89	2,14	INKAR	2014
	Altersarmut	Promille der Einwohner 65 Jahre und älter	26,76	17,32	INKAR	2014
	Wahlbeteiligung	Prozent der Wahlberechtigten	70,61	3,84	INKAR	2013
Markt- und Wirtschaftsstruktur	GKV-Marktanteil	Prozent der Bevölkerung	88,86	4,20	RSA/ Destatis	2016
	Marktkonzentration	Summe der quadrierten Versichertenanteile (HHI)	1.947,36	666,18	RSA	2016
	Bruttoinlandsprodukt	1.000 € je Einwohner	35,69	15,28	INKAR	2014
	Erwerbsquote	Je 100 Einwohner im erwerbsfähigen Alter	81,22	3,27	INKAR	2014
	Selbstständige	Je 100 Erwerbstätige	106,78	22,92	INKAR	2014
	Weibliche Beschäftigte	Prozent der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten	46,18	3,81	INKAR	2014
	Personenbezogene Dienstleistungen	Prozent der Beschäftigten	22,71	4,23	INKAR	2014
	Pendlersaldo	Je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeitsort	-7,09	28,17	INKAR	2014
	Kleine und mittlere Unternehmen	Promille der Betriebe	996,60	1,36	INKAR	2014
Siedlungsstruktur	Siedlungs- und Verkehrsfläche	Prozent der Fläche	27,87	20,38	INKAR	2014

Quelle: Auswertung BVA; HHI = Herfindahl-Hirschman-Index

Erklärende Variablen

Normkosten

Die Variable *Zuweisungen* entspricht der Zuweisung je VJ in einem Kreis. Diese Variable wird auf Grundlage der Leistungsdaten des Jahres 2016 bei Anwendung des Klassifikationsmodells für das Ausgleichsjahr 2018 berechnet und steht für den auf den Kriterien des Morbi-RSA basierenden, normierten Versorgungsbedarf. Die Normkosten sind in dieser Form z.B. auch Bestandteil des Regionalausgleichs im niederländischen RSA (vgl. Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport 2017, S. 79ff.).

Morbidität und Mortalität

Weiterhin wird eine Reihe von morbiditäts- und mortalitätsbezogenen Indikatoren verwendet, die die vom Morbi-RSA, zumindest in regionaler Hinsicht, nicht erfassten Versorgungsbedarfsunterschiede erfassen sollen. So entspricht die Variable *Pflegebedürftige* der Anzahl der Pflegebedürftigen je 10.000 Einwohner in einem Kreis. Ergänzend wird als Differenzierungsmerkmal der Anteil der Pflegebedürftigen (in Prozent) in häuslicher Pflege (*Ambulante Pflege*[13]) bzw. in stationären Einrichtungen (*Stationäre Pflege*[14]) miteinbezogen. Die Informationen zu den pflegebezogenen Variablen beziehen sich auf das Jahr 2013.

Die Variablen *Lebenserwartung*, *Säuglingssterblichkeit* und *Sterberate* spiegeln die Sterblichkeitsverhältnisse innerhalb eines Kreises wider. Die Variable *Lebenserwartung* misst die durchschnittliche Lebenserwartung eines neugeborenen Kindes, wenn die Sterblichkeitsverhältnisse im gesamten Leben des Kindes konstant bleiben. Diese Variable kann als Indikator für den allgemeinen Gesundheitszustand der Bevölkerung eines Kreises aufgefasst werden. Die Variable *Säuglingssterblichkeit* misst den Anteil der Gestorbenen unter einem Jahr je 1.000 Einwohner unter einem Jahr. Eine erhöhte Säuglingssterblichkeit könnte zum Beispiel auf gesundheitsschädigendes Verhalten oder eine unzureichenden Nutzung von Präventionsleistungen während der Schwangerschaft zurückzuführen sein. Bei der Variable *Sterberate* handelt es sich um die alters- und geschlechtsstandardisierte Anzahl der Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte in einem Kreis. Die Standardisierung bewirkt, dass für jeden Kreis eine Sterberate ermittelt wird, die sich ergeben würde, wenn in diesem Kreis die gleiche Alters- und Geschlechtsstruktur wie in der gesamten GKV-Population existierte. Dies ermöglicht die Vergleichbarkeit der kreisbezogenen

[13] Hierbei handelt es sich um Pflegebedürftige in häuslicher Pflege, die eine häusliche Pflegehilfe erhalten. Nicht enthalten sind jedoch Empfänger von Pflegegeld.

[14] Die Variable umfasst Pflegebedürftige in vollstationärer Dauerpflege, Kurzzeitpflege in einer vollstationären Einrichtung und teilstationärer Pflege in Form von Tages- und/oder Nachtpflege.

Sterberaten, losgelöst von der (im RSA bereits berücksichtigten) regionalen Verteilung der Alters- und Geschlechtsgruppen.

Die Variable *Sterbekosten* entspricht den durchschnittlichen Leistungsausgaben der im Berichtsjahr 2016 verstorbenen Versicherten in einem Kreis. Zusammen bilden die Säuglingssterblichkeit, die Sterberate und die Sterbekosten jenen Teil des Morbiditätsrisikos ab, der in einem prospektiven RSA naturgemäß nicht genau geschätzt werden kann, da die Schätzer für die Risikofaktoren die Sterbekosten einer bestimmten Variable nur anteilig enthalten.

Demografie

Die Variablen *Ausländeranteil* und *Gesamtwanderungssaldo* repräsentieren bestimmte Aspekte der Bevölkerungsstruktur eines Kreises. Die Variable *Ausländeranteil* misst den Anteil der Bevölkerung in einem Kreis, die nicht die deutsche Staatsbürgerschaft besitzt (in Prozent). Datengrundlage ist in diesem Fall die amtliche Statistik des Statistischen Bundesamts (Destatis) zu den Bevölkerungszahlen des Jahres 2016. Die Variable *Gesamtwanderungssaldo* berechnet sich, bezogen auf 1.000 Einwohner, als Differenz zwischen den Zuzügen und Fortzügen. Sofern die Zugewanderten eine im Hinblick auf das Krankheits- und Sterblichkeitsrisiko selektive Gruppe und im Durchschnitt gesünder als die Mehrheitsbevölkerung in einem Kreis sind, kann ein hoher Ausländeranteil und ein hoher Gesamtwanderungssaldo die Deckungssituation eines Kreises begünstigen (sogenannter Healthy-Migrant-Effekt, vgl. Razum 2006; Göpffarth 2011, S. 27f.).

Die Variablen *Wohnfläche*, *Haushaltsgröße*, *Einpersonenhaushalte* und *Mehrfamilienhäuser* repräsentieren bestimmte Aspekte der Haushaltsstruktur, welche Informationen über den verfügbaren Lebensstandard und damit einhergehende Gesundheitsrisiken enthalten (vgl. Fuller-Thomson *et al.* 2011). Die Variable *Wohnfläche* entspricht der durchschnittlichen Wohnfläche je Einwohner in Quadratmeter und gibt an, wie viel Fläche je Person im Durchschnitt in einem Kreis zur Verfügung steht. Sie kann ein Hinweis für das Ausmaß der Überbelegung in einem Kreis und damit einhergehender Gesundheitsprobleme sein. Die Variable *Haushaltsgröße* weist die durchschnittliche Anzahl der Personen je Haushalt aus. Die Variable *Einpersonenhaushalte* erfasst den Anteil der Einpersonenhaushalte an den Haushalten insgesamt (in Prozent). Die Variable *Mehrfamilienhäuser* misst schließlich den Anteil der Wohngebäude mit drei oder mehr Wohnungen an den Wohngebäuden insgesamt (in Prozent).

Angebot

Eine besondere Rolle als mögliche Einflussfaktoren von regionalen Leistungsausgaben kommt der Angebotsstruktur an Gesundheitsdienstleistern zu (vgl. z.B. Ozegowski und Sundmacher 2014). Diese kann von Bedeutung zur Erklärung regionaler Über- oder Unterdeckungen sein, wenn das Vorliegen eines erhöhten Angebots zu einer angestiegenen Gesundheitsnach-

frage in bestimmten Bereichen führt, welche nicht ausreichend über die Risikofaktoren des RSA abgebildet wird. Als mögliche Gründe dafür kommt z.B. in Betracht, dass sich die Versorgungskosten bestimmter Krankheiten auf regionaler Ebene unterscheiden, oder die regionale Messbarkeit, z.B. aufgrund von Kodierunterschieden, variiert. Parameter der Angebotsstruktur umfassen insbesondere den vertragsärztlichen Bereich, den Bereich der stationären Versorgung und der Pflege.

Die Variablen *Hausarztdichte* und *Facharztdichte* geben Auskunft über die Angebotsstrukturen im vertragsärztlichen Bereich im Jahr 2016. Diese Indikatoren messen jeweils die Anzahl der Haus- bzw. Fachärzte je 100.000 Einwohner. Definitionsgemäß enthält die Gruppe der Hausärzte die Allgemeinärzte, die praktischen Ärzte und die hausärztlich tätigen Internisten. Allgemeinärzte und praktische Ärzte, die fachärztlich tätig sind, werden der Facharztgruppe zugeordnet.

Die Variable *Überversorgung* misst – aus der Perspektive der Bedarfsplanung – die Anzahl der *überversorgten* Arztgruppen in einem Kreis im Jahr 2016 und wird anhand des sogenannten Versorgungsgrads (Vergleich von Ist- und Soll-Niveau des Einwohner-Arzt-Verhältnisses) festgestellt. Eine Arztgruppe gilt in der vorliegenden Analyse als überversorgt, wenn der Versorgungsgrad mindestens 140 % beträgt. Dieser Schwellenwert wurde mit dem GKV-Versorgungsstärkungsgesetz (GKV-VSG) 2015 eingeführt. Demnach soll bei einem Versorgungsgrad von mindestens 140 % in einer Planungsregion der Antrag auf Nachbesetzung einer Arztpraxis, sofern keine bestimmten Voraussetzungen vorliegen, prinzipiell abgelehnt werden (vgl. § 103 Abs. 1 und 3a SGB V).

Nur die Hausärzte und die Ärzte der allgemeinen fachärztlichen Versorgung (Augenärzte, Chirurgen, Frauenärzte, HNO-Ärzte, Hautärzte, Nervenärzte, Psychotherapeuten, Orthopäden, Urologen, Kinderärzte) können in die Berechnung der Überversorgungsvariable einbezogen werden, da nur über diese Informationen auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte verfügbar waren: Die Planungsbereiche der Hausärzte sind die sogenannten Mittelbereiche (in der Regel die Gemeindeverbände), die der allgemeinen fachärztlichen Versorgung die sogenannten Kreisregionen. Die Zuschnitte der Planungsbereiche der Bedarfsplanung können jedoch zum Teil von den administrativen Abgrenzungen abweichen, sodass eine Zuordnung der Versorgungsgrade auf Ebene der Mittelbereiche bzw. der Kreisregionen zu den Kreisen nicht ohne weiteres möglich ist. Zu diesem Zwecke wurde eine von der KBV aufbereitete und bereitgestellte Tabelle verwendet, die die Planungsbereiche dem AGS bzw. dem amtlichen Kreisschlüssel zuordnet. Die Bedarfsplanung bei den übrigen Arztgruppen erfolgt auf einer höheren räumlichen Ebene als die der Kreise (Raumordnungs- und KV-Regionen). Aus diesem Grund werden diese Arztgruppen aus der Ermittlung der Überversorgung ausgeschlossen.

Anhaltspunkte für die Versorgungsstrukturen im stationären Sektor liefern die Variablen *Krankenhausbetten* und *Erreichbarkeit von Krankenhäusern*. Die Variable *Krankenhausbetten* misst die Anzahl der Krankenhausbetten (planmäßige Betten

für Akutkranke) je 10.000 Einwohner in einem Kreis. Diese Variable beruht auf Zahlen der Krankenhausstatistik für das Berichtsjahr 2015. Die Variable *Erreichbarkeit von Krankenhäusern* repräsentiert die durchschnittliche Pkw-Fahrzeit zum nächsten Krankenhaus der Grundversorgung in Minuten in einem Kreis.

Die Variable *Pflegeheimplätze* liefert einen Hinweis auf die Versorgungs- und Angebotsstruktur im Bereich stationärer Pflegeleistungen. Diese ist definiert als die Anzahl der verfügbaren Plätze in Pflegeheimen je 10.000 Einwohner und bezieht sich, ebenso wie die anderen Pflegevariablen, auf das Berichtsjahr 2013.

Sozialstruktur

Ein weiterer Bestimmungsfaktor für regionale Leistungsausgaben bzw. Deckungsbeiträge ist die Sozialstruktur einer Region. Sozioökonomische Indikatoren wie Bildung, Einkommen oder die Stellung im Beruf stehen in einem engen Zusammenhang mit dem Gesundheitszustand, dem Risikoverhalten und der Inanspruchnahme von medizinischen Leistungen. In der gesundheitsökonomischen und sozialepidemiologischen Literatur wird häufig ein negativer Zusammenhang zwischen dem sozialen Status und der Morbidität und Mortalität einer Person festgestellt (vgl. z.B. Lampert *et al.* 2016). Gleichzeitig kann ein hoher sozioökonomischer Status (z.B. ein hohes Einkommen und ein hoher Bildungsstand) aber auch mit einem anspruchsvolleren Inanspruchnahmeverhalten einhergehen. Es gibt Hinweise darauf, dass der Sozialstatus auch auf räumlicher Ebene mit der Verteilung von Krankheiten und der Sterblichkeit korreliert (vgl. Robert Koch-Institut 2011; Schulz *et al.* 2016 und Kroll *et al.* 2017, S. 99)

Die Variable *Deprivation* misst die Dimension der sozioökonomischen Ungleichheit in einem Kreis. Dabei handelt es sich um ein umfassendes Maß zur Erfassung regionaler sozioökonomischer Deprivation, welches von Forschern des Robert-Koch-Instituts in Anlehnung an englische soziale (und multidimensionale) Deprivationsindizes speziell für Deutschland entwickelt wurde (vgl. hierzu ausführlicher Kroll *et al.* 2017). Dieser *German Index of Socioeconomic Deprivation* (GISD) setzt sich aus den drei Dimensionen Bildung, Beruf und Einkommen zusammen. Die einzelnen Dimensionen resultieren jeweils aus einer Faktorenanalyse einer Reihe von dimensionsspezifischen Indikatoren (vgl. Tabelle 6.2). Diese Dimensionen fließen mit gleichem Gewicht in die Berechnung des Deprivationsindex ein. Der Wertebereich der Indexvariable *Deprivation* wurde auf ein Intervall zwischen null und eins normiert. Der Kreis mit der niedrigsten sozioökonomischen Deprivation erhält den Indexwert 0, der Kreis mit der höchsten sozioökonomischen Deprivation weist einen Indexwert von eins auf.

Tabelle 6.2: Dimensionen und Indikatoren des Deprivationsindexes (GISD)

Dimension	Indikator
Bildung	Schulabgänger mit Hochschulreife
	Schulabgänger ohne Hauptschulabschluss
	SV-Beschäftigte mit akademischen Abschluss
	SV-Beschäftigte ohne Berufsabschluss
Beruf	Arbeitslosigkeit
	Bruttolohn und -gehalt
	Beschäftigtenquote
Einkommen	Schuldnerquote
	Haushaltsnettoeinkommen
	Steuereinnahmen

Quelle: Darstellung BVA

Neben der sozioökonomischen Deprivation gibt es noch weitere sozialstrukturelle Merkmale, die die regionalen Deckungsbeiträge beeinflussen können. Diese beziehen sich insbesondere auf die Struktur der Arbeitslosigkeit und den Bezug von Sozialtransferleistungen. Die Variable *Arbeitslose Frauen* misst den Anteil der arbeitslosen Frauen an den Arbeitslosen (in Prozent). Die Variable *Jugendarbeitslosigkeit* entspricht der Anzahl der Arbeitslosen je 1.000 Einwohner in der Gruppe der 15- bis 25-jährigen. Einen Hinweis auf strukturelle Arbeitslosigkeit liefert die Variable *Langzeitarbeitslosigkeit*, die den Anteil der Arbeitslosen, die mindestens ein Jahr arbeitslos sind, an den Arbeitslosen insgesamt angibt (in Prozent).

Die Variable *Personen in Bedarfsgemeinschaften*[15] misst die Anzahl der Arbeitslosengeld II beziehenden Personen in Bedarfsgemeinschaften je 1.000 Einwohner. Die Variable *Bedarfsgemeinschaften mit Kindern* gibt den Anteil der Bedarfsgemeinschaften mit Kindern an den Bedarfsgemeinschaften insgesamt (in Prozent) an. Die Variable *Alleinerziehende* entspricht dem Anteil der alleinerziehenden erwerbsfähigen Leistungsberechtigten an den erwerbsfähigen ALG-II-Leistungsberechtigten (in Prozent).[16] Schließlich weist die Variable *Altersarmut* den Anteil der Bevölkerung mit Grundsicherung im Alter an den Einwohnern mit 65 Jahren und älter (in Promille) aus.

Die Literatur zum Sozialkapital thematisiert, dass soziale Interaktionen positive gesundheitliche Effekte haben können. Frühere Studien haben z.B. gezeigt, dass der Umfang und die Struktur des regionalen Sozialkapitals mit dem Zugang zu und der Inanspruchnahme von medizinischen Leistungen assoziiert sein können (vgl. Pitkin Derose und Varda 2009). So könnte ein Zusammenhang mit den regionalen Deckungsbeiträgen gegeben sein. Studien zeigen, dass die Wahlbeteiligung in einem engen Verhältnis zur sozialen Vernetzung, Kooperationsbereitschaft und Vertrauen in der Bevölkerung steht (vgl. Atkinson

[15] Eine Bedarfsgemeinschaft ist eine eng verbundene Personengruppe, für die das Arbeitslosengeld II gemeinsam berechnet wird (vgl. § 7 Abs. 2, 3 und 3a SGB II).

[16] Gemäß § 7 Abs. 1 SGB II sind erwerbsfähige Leistungsberechtigte Personen, die 1. das 15. Lebensjahr vollendet und die Altersgrenze nach § 7a noch nicht erreicht haben, 2. erwerbsfähig sind, 3. hilfebedürftig sind und 4. Ihren gewöhnlichen Aufenthalt in der Bundesrepublik Deutschland haben. Erwerbsfähige Leistungsberechtigte erhalten Arbeitslosengeld nach SGB II (Arbeitslosengeld II).

und Fowler 2014, S. 42ff). Somit kann die Variable *Wahlbeteiligung* als Anhaltspunkt für das regionale Sozialkapital in der empirischen Analyse berücksichtigt werden. Diese ist in den Daten definiert als der Anteil der gültigen Zweitstimmen an den Wahlberechtigten in Prozent bei der Bundestagswahl 2013.

Markt- und Wirtschaftsstruktur

Die Gegebenheiten auf dem Krankenversicherungsmarkt können ebenfalls die regionale Deckungssituation beeinflussen. Die Variable *GKV-Marktanteil* gibt den Anteil der GKV-Versicherten an den Einwohnern eines Kreises an (in Prozent).[17] Sofern dieser Indikator das Verhältnis von GKV- zu PKV-Versicherten in einer Region widerspiegelt, können sich darin die (Anreiz-)Effekte unterschiedlicher Vergütungsregelungen in der GKV und PKV auf die lokalen Leistungsanbieter bzw. Versorgungsstrukturen niederschlagen (vgl. Göpffarth *et al.* 2016, S. 806). Die Wettbewerbsstruktur kann ebenfalls die regionalen Deckungsbeitragsunterschiede beeinflussen, da Krankenkassen mit größerem Marktanteil theoretisch bessere Möglichkeiten haben, die Versorgungsstrukturen zu beeinflussen. Die Variable *Marktkonzentration* ist ein Indikator für die Konzentration bei den gesetzlichen Krankenversicherungsträgern. Als Konzentrationsmaß dient der sogenannte Herfindahl-Hirschman-Index (HHI), der der Summe der quadrierten Markt- bzw. Versichertenanteile der Krankenkassen in einem Kreis entspricht.

Darüber hinaus wird auch der regionalen Wirtschaftskraft und Erwerbsstruktur als nachfrageseitige Determinanten von regionalen Deckungsbeiträgen in der empirischen Analyse Rechnung getragen (vgl. Ulrich und Wille 2014, S. 24). Die Variable *Bruttoinlandsprodukt* repräsentiert dabei innerhalb dieser Variablengruppe die wirtschaftliche Leistung eines Kreises bzw. den Lebensstandard der Bevölkerung und entspricht dem Bruttoinlandsprodukt in 1.000 € je Einwohner. Die Variable *Erwerbsquote* gibt Hinweise auf das regionale Arbeitskräfteangebot und bemisst sich als Anzahl der Erwerbspersonen je 100 Einwohner im erwerbsfähigen Alter. Die Variable *Selbstständige* gibt die Anzahl der Selbstständigen je 1.000 Erwerbstätige in einem Kreis an. Mit der Variable *Weibliche Beschäftigte* wird der Anteil der Frauen an den sozialversicherungspflichtig (SV) Beschäftigten in einem Kreis erfasst (in Promille). Die Variable *Personenbezogene Dienstleistungen* misst den Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungen (Lebensmittel- und Gastgewerbeberufe, medizinische und nichtmedizinische Gesundheitsberufe und soziale und kulturelle Dienstleistungsberufe) an den Beschäftigten (in Prozent). Die Variable *Pendlersaldo* entspricht der Differenz zwischen Einpendlern und Auspendlern je 100 SV-Beschäftigte am Arbeitsort. Mit der

[17] Einige Kreise weisen einen GKV-Marktanteil von mehr als 100 % auf. Dies liegt unter anderem darin begründet, dass die Berechnung des GKV-Marktanteils grundsätzlich mit Unschärfen verbunden ist. Es besteht die Gefahr von Messfehlern. Es kann nicht ausgeschlossen werden, dass die regionale Zuordnung der Versicherten vonseiten der Krankenkassen fehlerhaft ist. Darüber hinaus beruhen die Bevölkerungszahlen der Kreise auf einer Fortschreibung der Ergebnisse des Zensus 2011, die ebenfalls zu Unschärfen führen kann. Schließlich können die unterschiedlichen Erhebungszeitpunkte des Regionalmerkmals und der Bevölkerungszahlen Verzerrungen verursachen. Um der Messfehlerproblematik zu begegnen, werden die Kreise mit einem GKV-Anteil von mehr als 100 % als Ausreißer behandelt und durch das 99 %-Perzentil ersetzt.

Variable *Kleine und mittlere Unternehmen* wird der Anteil von Unternehmen mit bis zu 250 SV-Beschäftigten an den Unternehmen insgesamt gemessen (in Promille).

Siedlungsstruktur

Die Siedlungsstruktur eines Kreises kann die Gesundheitsausgaben innerhalb eines Kreises ebenfalls beeinflussen, da die durch die Bevölkerungsdichte induzierten Effekte auf die Wohnumwelt ebenfalls Einfluss auf die Gesundheit der Bevölkerung haben können (vgl. Bolte und Kohlhuber 2009). So könnte eine hohe Bevölkerungsdichte in Städten mit einer höheren Luftbelastung und entsprechend höherer Quote an oder stärkerer Ausprägung von Atemwegserkrankungen einhergehen. Die Siedlungsstruktur wird in der verwendeten Analyse über die Variable *Siedlungs- und Verkehrsfläche* abgebildet und berechnet sich als Anteil der Siedlungs- und Verkehrsfläche an der Gesamtfläche des Kreises (in Prozent).

6.1.2.3 Analysemethode

Das verwendete Hauptinstrument zur empirischen Analyse der regionalen Bestimmungsfaktoren der Deckungsbeiträge ist ein lineares Regressionsmodell mit dem der Zusammenhang zwischen den potenziellen Einflussfaktoren und den regionalen Deckungsbeiträgen geschätzt wird. Bei einer Anzahl von P erklärenden Regionalvariablen und einer Regressionskonstante β_0 hat die Schätzgleichung die folgende Form:

$$DB_{Kreis} = \beta_0 + \beta_1 x_{1,Kreis} + \beta_2 x_{2,Kreis} + \cdots + \beta_P x_{P,Kreis} + \varepsilon_{Kreis} \qquad (6.1)$$

Dabei ist DB_{Kreis} der kreisspezifische Deckungsbeitrag je Versichertenjahr. Die Variablen $x_{1,Kreis}$ bis $x_{P,Kreis}$ entsprechen den Ausprägungen der einzelnen Bestimmungsfaktoren im Kreis; die Parameter β_1 bis β_P sind die korrespondierenden Regressionskoeffizienten. Darüber hinaus ist ein kreisspezifischer Fehlerterm enthalten (ε_{Kreis}).

Die Gleichung (6.1) wird mittels einer *gewichteten linearen Regression* geschätzt. Dabei bekommt jeder Kreis seinen Anteil der Versichertenjahre an den Gesamtversichertenzeiten als Gewicht zugewiesen. Somit haben größere Kreise einen höheren Einfluss als kleinere Kreise auf die Schätzung.

Die erklärenden Variablen sind zum Teil unterschiedlich skaliert, sodass ein Vergleich der einzelnen Regressionskoeffizienten nicht direkt möglich ist. Daher wurde die sogenannte z-Standardisierung angewendet, um die Vergleichbarkeit der Schätzer zu gewährleisten: Die Deckungsbeiträge und die stetig skalierten erklärenden Variablen wurden so transformiert, dass sie einen Mittelwert von *null* und eine Standardabweichung von *eins* aufweisen. Die geschätzten standardisierten Koeffizienten geben dann an, um wie viele Standardabweichungen sich die Deckungsbeiträge ändern, wenn sich die unabhängige Variable um eine Standardabweichung ändert (vgl. Gelman und Hill 2006, S. 54ff.).

Grundsätzlich sind bei der Interpretation der Regressionsergebnisse mehrere Aspekte zu beachten: Zum einen können die auf Kreisebene ermittelten Zusammenhänge nicht ohne weiteres auf die Individual- bzw. Versichertenebene übertragen wer-

den, da die Gefahr von ökologischen Fehlschlüssen besteht. Ein solcher Trugschluss liegt vor, wenn die auf der regionalen Ebene beobachteten Relationen ungeprüft zur kausalen Erklärung von Zusammenhängen auf der Individualebene herangezogen werden (vgl. z.B. Robinson 1950). Insbesondere bei der Aggregation von versichertenbezogenen Merkmalen durch Berechnung der Anteile oder von Durchschnittswerten auf Kreisebene ist die Gefahr der Fehlinterpretation verhältnismäßig hoch. Beispielsweise kann ein negativer Zusammenhang zwischen einem niedrigen Schulabschluss und dem Deckungsbeitrag auf Versichertenebene durch einen positiven Zusammenhang zwischen dem Anteil der Versicherten mit niedrigem Schulabschluss und dem Deckungsbeitrag auf Kreisebene (vollständig) überlagert werden. Aus diesem Grund lassen sich aus den aggregierten – und potenziell auf Versichertenebene verfügbaren – Informationen auch nur bedingt Rückschlüsse auf Risikoselektionsanreize gegenüber bestimmten Versichertengruppen (z.B. Pflegebedürftige, Versicherte mit einem niedrigen Schulabschluss oder Arbeitslose) ziehen. Da die RSA-Daten die aggregierten Merkmale nicht versichertenbezogen enthalten, war eine theoretisch mögliche, auf Individualdaten durchführbare Überprüfung der Zusammenhänge nicht möglich. Damit haben die kreisbezogenen Ergebnisse nur einen eingeschränkten Erklärungsgehalt für die Zusammenhänge auf der Versichertenebene. Teilweise liegen hier herangezogene kreisbezogene Variablen grundsätzlich auch versichertenbezogen vor (z.B. Pflege, Schulabschluss), stehen aber im Kontext der Analyse des Morbi-RSA nicht zur Verfügung.

Neben Messfehlern bei den erklärenden Variablen können zum anderen unbeobachtete bzw. nicht gemessene Bestimmungsfaktoren einerseits und die Simultaneität zwischen den Deckungsbeiträgen und den regionalen Indikatoren andererseits Endogenitätsprobleme verursachen, da die Richtung von Ursache und Wirkung nicht eindeutig geklärt werden kann. Endogenitätsprobleme sorgen dafür, dass die Interpretation der Regressionskoeffizienten als kausale Effekte nur eingeschränkt möglich ist. Korrelieren unbeobachtete bzw. nicht gemessene Bestimmungsfaktoren gleichzeitig mit den berücksichtigten erklärenden Variablen und den regionalen Deckungsbeiträgen, kann es bei der Schätzung der Regressionskoeffizienten zu Verzerrungen in Form von Über- oder Unterschätzungen kommen. Die regionalen Angebots-, Bedarfs- und Kostenstrukturen können außerdem in einem komplexen Wechselverhältnis stehen, in dem sie sich gegenseitig beeinflussen oder vergangene Verhältnisse zum Teil für gegenwärtige Strukturen verantwortlich sind (vgl. Carr-Hill *et al.* 1994, S. 1046f.) Auch besteht die Möglichkeit, dass nicht nur die Erklärungsfaktoren die Deckungsbeiträge beeinflussen, sondern dass die Höhe der Deckungsbeiträge selbst die Bestimmungsfaktoren determiniert, also eine umgekehrte Kausalität vorliegt.

6.1.3 Modellspezifikation

6.1.3.1 Verringerung von Multikollinearität

Hintergrund

Damit in einem multiplen Regressionsmodell die Zusammenhänge zwischen den einzelnen Erklärungsfaktoren und den Deckungsbeiträgen zuverlässig geschätzt werden können, dürfen zwischen den erklärenden Variablen keine zu starken linearen Abhängigkeiten bestehen. Eine Situation, bei der mindestens zwei unabhängige Variablen untereinander stark korrelieren, wird als *Multikollinearität* bezeichnet.

Vor dem Hintergrund der Fragestellung, welche Faktoren mit den regionalen Unter- und Überdeckungen assoziiert sind und welche davon in einem Regionalausgleich potenziell berücksichtigt werden könnten, ist die Aufdeckung und Reduzierung von Multikollinearität von zentraler Bedeutung. Kollinearitäten zwischen mehreren Erklärungsfaktoren können die Präzision der Schätzung der Regressionskoeffizienten beeinträchtigen. Statistisch gesehen erhöht Multikollinearität ceteris paribus die Varianz der geschätzten Regressionskoeffizienten und damit auch deren Standardfehler. Im Ergebnis kann der Fall auftreten, dass Variablen, die einen gut begründbaren Erklärungsgehalt für die Deckungsbeitragsvariation haben, fälschlicherweise als nicht relevant beurteilt werden oder ein der Theorie widersprechendes Vorzeichen aufweisen.

Vorgehensweise

Zur Aufdeckung von Multikollinearität wird im Rahmen der vorliegenden Untersuchung der sogenannte *Varianzinflationsindikator* (VIF) verwendet. Der VIF gibt – im Vergleich zu einer Situation, in der alle erklärenden Variablen unabhängig sind – an, um welchen Faktor das Vorliegen von Multikollinearität die Varianz eines geschätzten Regressionskoeffizienten erhöht. Der VIF-Wert für eine Variable x lässt sich folgendermaßen berechnen:

$$VIF_x = \frac{1}{1 - R_x^2}. \tag{6.2}$$

wobei R_x^2 das Bestimmtheitsmaß einer Regression ist, bei der die erklärende Variable x auf alle übrigen Bestimmungsfaktoren regressiert wird. Dieser Parameter gibt die Stärke des linearen Zusammenhangs zwischen der betrachteten erklärenden Variable und allen übrigen Einflussfaktoren an. Je größer das Ausmaß dieser linearen Abhängigkeit, desto größer ist ceteris paribus die Varianzerhöhung und damit die Schätzungenauigkeit.

Als Daumenregel wird in der einschlägigen Literatur häufig ein Wert von *zehn* als Anzeichen für Multikollinearität herangezogen, was gleichbedeutend mit einem R_x^2 in Höhe von 0,9 ist (vgl. Kennedy 2003, S. 213). Diesem Ansatz wird auch hier gefolgt. Allerdings kann bei einer hinreichend präzisen Schätzung – z.B. wenn die Nullhypothese verworfen werden kann – auch

ein höherer VIF-Wert akzeptiert werden (vgl. O'Brien 2007, S. 679ff.).

Sollte aufgrund des VIF-Werts Multikollinearität festgestellt werden, wird der Ausschluss von kollinearen Variablen geprüft. Die Betrachtung erfolgt dabei auf der Ebene von Variablengruppen, deren einzelne Variablen untereinander starke Abhängigkeiten aufweisen. Welche Variablengruppen das sind, kann anhand der Korrelationsmatrix bzw. der bivariaten Korrelationen ermittelt werden. Starke bivariate Korrelationen allein begründen zwar noch keine Multikollinearität. Gleichwohl können durch hohe Korrelationskoeffizienten zwischen mehreren Indikatoren, in Verbindung mit hohen VIF-Werten, Variablengruppen mit starken linearen Abhängigkeiten identifiziert werden. Ziel der Variablenelimination ist es, ein Regressionsmodell zu spezifizieren, in dem keine der erklärenden Variablen einen VIF-Wert größer als zehn aufweist.

Durch den Ausschluss von kollinearen Variablen nimmt zwar die Gefahr der Überspezifikation ab, das heißt redundante Variablen werden im Modell nicht berücksichtigt. Allerdings steigt damit auch das Risiko einer Fehlspezifikation, wenn zu stark von dem theoretischen Erklärungsmodell der regionalen Deckungsbeiträge abgewichen wird. Darüber hinaus können durch das Weglassen relevanter Variablen Verzerrungen bei den Regressionskoeffizienten der im Modell inkludierten Faktoren entstehen. Dies ist insbesondere dann der Fall, wenn die ausgeschlossene Variable mit den Deckungsbeiträgen korreliert und gleichzeitig mit mindestens einer eingeschlossenen erklärenden Variable assoziiert ist. Die Verzerrungen äußern sich dann in einer Unter- oder Überschätzung des Zusammenhangs zwischen den Bestimmungsfaktoren und den Deckungsbeiträgen.

Analyse und Reduzierung der Multikollinearität

Als Grundlage für die Beurteilung und Minimierung des Multikollinearitätsproblems wird ein Regressionsmodell verwendet, welches die in Tabelle 6.1 aufgelisteten erklärenden Variablen zur Bestimmung der regionalen Deckungsbeiträge verwendet.[18] Darüber hinaus wird für jede dieser Variablen der VIF-Wert berechnet. Die Ergebnisse dieses Regressionsmodells stellt Tabelle 6.3 dar. In der Darstellung werden Variablen mit VIF-Werten größer als zehn orange hervorgehoben.

Gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß (adj. R^2) liegt der Erklärungsgehalt des verwendeten Modells bei 64,76 %. Die Schätzergebnisse und die Anpassungsgüte könnten jedoch aufgrund von Multikollinearität beeinträchtigt sein, denn elf verwendete Variablen weisen VIF-Werte größer als zehn auf. Daher wird bei diesen Variablen untersucht, inwiefern die Zuverlässigkeit der Schätzergebnisse dadurch beeinträchtigt ist und ob bzw. in welchem Ausmaß das Multikollinearitätsproblem durch Variablenelimination behoben werden kann.

[18] Dies ist nicht das endgültige Regressionsmodell zur Analyse der Bestimmungsfaktoren. Es dient lediglich zur Beurteilung von Multikollinearitätsproblemen im vorliegenden Datensatz. Da die Koeffizienten nicht standardisiert sind, ist ein Vergleich der Effektgröße zwischen Variablen mit unterschiedlicher Skalierung auch nicht zwangsläufig möglich.

Die folgende Untersuchung fasst dabei schrittweise mehrere Variablen, die thematisch zusammenpassen, zu Analyseeinheiten zusammen. Als erstes werden die Variablen, welche Aspekte der Pflege erfassen, untersucht. Eine zweite Gruppe fokussiert auf die mögliche Multikollinearität zwischen haushalts- und siedlungsstrukturellen Variablen. Die dritte Gruppe untersucht die Multikollinearität bei den untersuchten Variablen des Sozialstatus. Für jede Analyseeinheit werden die Kollinearitäten innerhalb der Indikatorengruppe untersucht um geeignete Ausschlusskandidaten zu ermitteln. Die Reduktion der Multikollinearität wird anhand des Regressionsergebnisses und der VIF-Werte nach Ausschluss überprüft.

Tabelle 6.3: Regressionsmodell zur Analyse von Multikollinearitätsproblemen

Variablengruppe	Variable	Einheit	Koeff.	SE	VIF
Normkosten	Zuweisungen	Euro je Versichertenjahr	0,315	0,037	7,68
Morbidität und Mortalität	Pflegebedürftige	Je 10.000 Einwohner	-0,340	0,164	17,56
	Ambulante Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	-5,336	0,898	1,81
	Stationäre Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	-3,235	1,972	14,89
	Lebenserwartung	Lebensjahre bei Geburt	-3,568	7,587	7,91
	Säuglingssterblichkeit	Je 1.000 Kinder unter einem Jahr	1,078	1,905	1,30
	Sterberate	Je 100.000 GKV-Versicherte	-0,329	0,072	5,16
	Sterbekosten	Euro je verstorbenen GKV-Versicherten	-0,036	0,003	2,45
Demografie	Ausländeranteil	Prozent der Bevölkerung	1,469	1,539	9,39
	Gesamtwanderungssaldo	Je 1.000 Einwohner	2,135	0,870	1,64
	Wohnfläche	Quadratmeter	-0,036	1,574	5,63
	Haushaltsgröße	Personen je Haushalt	80,741	60,803	14,63
	Einpersonenhaushalte	Prozent der Haushalte	0,158	1,570	16,93
	Mehrfamilienhäuser	Prozent der Wohngebäude	-1,273	0,770	12,14
Angebot	Hausarztdichte	Je 100.000 Einwohner	-1,679	0,640	2,59
	Facharztdichte	Je 100.000 Einwohner	0,412	0,206	10,51
	Überversorgung	Überversorgte Arztgruppen	-1,571	1,576	1,48
	Krankenhausbetten	Je 10.000 Einwohner	-0,379	0,178	3,67
	Erreichbarkeit von Krankenhäusern	Durchschnittliche Pkw-Fahrzeit in Minuten	0,643	1,252	5,04
	Pflegeheimplätze	Plätze je 10.000 Einwohner	0,227	0,456	18,38
Sozialstruktur	Deprivation	[0,1]-normierter German Index of Socioeconomic Deprivation -Score	-21,870	60,470	14,03
	Arbeitslose Frauen	Prozent der Arbeitslosen	-4,005	2,228	2,16
	Jugendarbeitslosigkeit	Je 1.000 Einwohner von 15 bis unter 25 Jahre	-1,496	0,620	9,90
	Langzeitarbeitslosigkeit	Prozent der Arbeitslosen	-0,383	0,734	3,87
	Personen in Bedarfsgemeinschaften	Je 1.000 Einwohner	0,899	0,342	23,68

Variablengruppe	Variable	Einheit	Koeff.	SE	VIF
	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	Prozent der Bedarfsgemeinschaften	1,098	1,859	4,76
	Alleinerziehende	Prozent der erwerbsfähigen Leistungsberechtigten	0,808	3,047	5,59
	Altersarmut	Promille der Einwohner 65 Jahre und älter	-0,491	0,533	10,75
	Wahlbeteiligung	Prozent der Wahlberechtigten	-2,575	1,510	4,25
Markt- und Wirtschafts-struktur	GKV-Marktanteil	Prozent der Bevölkerung	-0,208	1,553	5,35
	Marktkonzentration	Summe der quadrierten Versichertenanteile (HHI)	0,018	0,006	2,19
	Bruttoinlandsprodukt	1.000 € je Einwohner	0,376	0,493	7,14
	Erwerbsquote	Je 100 Einwohner im erwerbsfähigen Alter	-0,769	1,723	3,99
	Selbstständige	Je 100 Erwerbstätige	-0,169	0,309	6,33
	Weibliche Beschäftigte	Prozent der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten	-1,546	1,415	3,66
	Personenbezogene Dienstleistungen	Prozent der Beschäftigten	1,142	0,463	1,56
	Pendlersaldo	Je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeitsort	-0,306	0,289	8,32
	Kleine und mittlere Unternehmen	Promille der Betriebe	-8,037	4,864	5,52
Siedlungsstruk-tur	Siedlungs- und Verkehrsfläche	Prozent der Fläche	-0,061	0,459	11,04
adj. R^2					64,76%

Quelle: Auswertung BVA; VIF = Varianzinflationsfaktor; HHI = Herfindahl-Hirschman-Index

Indikatoren der Pflege

Die Mehrheit der Variablen, die verschiedene Aspekte der Pflege beleuchten, weist hohe VIF-Werte auf. Die Variablen *Pflegebedürftige* (VIF=17,6), *Stationäre Pflege* (VIF=14,9) sind originär der Variablengruppe *Morbidität und Mortalität* zugeordnet, die Variable *Pflegeheimplätze* (VIF=18,4) der Variablengruppe *Angebot*. Die Vermutung liegt nahe, dass hohe Korrelationen zwischen diesen Variablen die Varianz der Schätzer erhöhen. Wie aus Tabelle 6.4 hervorgeht, liegen relativ hohe Korrelationen zwischen der Variable *Pflegeheimplätze* einerseits und den Variablen *Pflegebedürftige* und *Stationäre Pflege* andererseits vor. Auch wenn die Korrelationskoeffizienten den Wert 0,6 nicht überschreiten, begünstigt die simultane lineare Abhängigkeit zwischen den drei genannten Variablen einen Anstieg der Varianz der Regressionskoeffizienten und damit eine unpräzise Schätzung.

Tabelle 6.4: Bivariate Korrelationskoeffizienten zwischen den pflegebezogenen Indikatoren

	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
(1)	Pflegebedürftige	1			
(2)	Ambulante Pflege	0,17	1		
(3)	Stationäre Pflege	-0,33	-0,23	1	
(4)	Pflegeheimplätze	0,57	-0,03	0,54	1

Quelle: Auswertung BVA

Um die Multikollinearität innerhalb dieser vier Variablen zu reduzieren, wird die Variable *Pflegeheimplätze* aus dem Regressionsmodell entfernt, da sie von den drei Indikatoren mit problematischen VIF-Werten den höchsten VIF-Wert und Korrelationskoeffizienten zu zwei weiteren Variablen oberhalb von 0,5 aufweist. Modell 2 ist dabei ein Modell, in welchem alle aus Tabelle 6.3 verwendeten Variablen mit Ausnahme der Pflegeheimplätze zur Erklärung der regionalen Deckungsbeiträge herangezogen werden.

Tabelle 6.5 fokussiert in der Darstellung jedoch nur auf die Ergebnisse der untersuchten vier Pflegevariablen und verdeutlicht, dass die Herausnahme dieses Faktors zu einer deutlich präziseren Schätzung der verbliebenen Regressionskoeffizienten führt. Die Standardfehler der Variablen *Pflegebedürftige* und *Stationäre Pflege* sinken im Vergleich zur Ausgangssituation. Darüber hinaus weist keine der Variablen in dieser Variablengruppe einen VIF-Wert über zehn auf. Zudem steigt das korrigierte Bestimmtheitsmaß geringfügig. Somit besteht nach Elimination der Pflegeheimplätze innerhalb dieser Variablen, gemessen an den hier angewendeten Kriterien, keine problematische Multikollinearität mehr.

Tabelle 6.5: Ausschluss der Variable Pflegeheimplätze: Modellvergleich (VIF-Werte)

	Modell 1			Modell 2		
Variable	Koeff.	SE	VIF	Koeff.	SE	VIF
Pflegebedürftige	-0,340	0,164	17,56	-0,270	0,084	4,67
Ambulante Pflege	-5,336	0,898	1,81	-5,245	0,879	1,74
Stationäre Pflege	-3,235	1,972	14,89	-2,332	0,778	2,32
Pflegeheimplätze	0,227	0,456	18,38			
Übrige Merkmale enthalten?	Ja			Ja		
adj. R^2			64,76%			64,83%

Quelle: Auswertung BVA; VIF = Varianzinflationsfaktor; Modell 1: Regressionsmodell mit allen erklärenden Variablen (vgl. Tabelle 6.3); Modell 2: Wie Modell 1, exklusive der Variable *Pflegeheimplätze*

Allerdings nimmt die (absolute) Größe der verbliebenen Regressionskoeffizienten ab. Dies resultiert daraus, dass die Variable *Pflegeheimplätze* im Regressionsmodell fehlt, die sowohl mit den berücksichtigten Merkmalen *Pflegebedürftige* und *Stationäre Pflege* als auch mit den Deckungsbeiträgen im vorliegenden Datensatz positiv assoziiert ist. Dies führt in Modell 2 zu einer Unterschätzung des Effekts der Pflegebedürftigen und des Anteils der stationär Gepflegten auf die Deckungsbeiträge. Die durch den Ausschluss der Variable *Pflegeheimplätze* induzierte Verzerrung kann jedoch zugunsten einer präziseren Schätzung in Kauf genommen werden.

Haushalts- und siedlungsstrukturelle Indikatoren

Die zweite Gruppe der haushalts- und siedlungsstrukturellen Indikatoren besteht aus den Variablen *Wohnfläche, Haushaltsgröße, Einpersonenhaushalte, Mehrfamilienhaushalte* und *Siedlungs- und Verkehrsfläche* und misst verschiedene Aspekte des Urbanisierungsgrads in einem Kreis. Die Multikollinearität scheint insbesondere die Präzision der Schätzung bei den Variablen *Einpersonenhaushalte* (VIF=16,9) und *Siedlungs- und Verkehrsfläche* (VIF=11,0) zu beeinträchtigen, deren Standardfehler vergleichsweise hoch sind. Tabelle 6.6 fasst die bivariaten Korrelationen zwischen den einzelnen Indikatoren zusammen.

Hohe Korrelationen (Korrelationskoeffizient größer als 0,8) treten gehäuft bei den Variablen *Mehrfamilienhäuser* und *Siedlungs- und Verkehrsfläche* auf. Bei der Variable *Siedlungs- und Verkehrsfläche* kommt zusätzlich zum Tragen, dass diese mit einer Reihe von weiteren im Modell berücksichtigten demografischen, sozioökonomischen und versorgungsstrukturellen Indikatoren zum Teil hoch korreliert ist.

Beispielsweise gibt es eine hohe Korrelation zwischen der *Siedlungs- und Verkehrsfläche* einerseits und den Variablen *Ausländeranteil* (r=0,70), *Altersarmut* (r=0,84) und *Facharztdichte* (r=0,74) andererseits.

Tabelle 6.6: Bivariate Korrelationskoeffizienten zwischen Haushalts- und Siedlungsstrukturvariablen

	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	Wohnfläche	1				
(2)	Haushaltsgröße	0,64	1			
(3)	Einpersonenhaushalte	-0,67	-0,91	1		
(4)	Mehrfamilienhäuser	-0,82	-0,77	0,84	1	
(5)	Siedlungs- und Verkehrsfläche	-0,71	-0,68	0,80	0,87	1

Quelle: Auswertung BVA

Innerhalb dieser Indikatoren weist die *Siedlungs- und-Verkehrsfläche* das niedrigste (absolute) Verhältnis von Regressionskoeffizient und Standardfehler auf. Dies deutet darauf hin, dass der Zusammenhang zwischen der *Siedlungs- und Verkehrsfläche* und den Deckungsbeiträgen unter den gegebenen Umständen nicht zuverlässig geschätzt werden kann.

Um die Präzision der Schätzung zu verbessern, werden die beiden Variablen *Einpersonenhaushalte* und *Siedlungs- und Verkehrsfläche* von weiteren Berechnungen ausgeschlossen. Die Elimination der beiden Variablen erfolgt dabei in einem Schritt. Die Entfernung der Variable *Einpersonenhaushalte*, die den höchsten VIF-Wert unter den betrachteten Indikatoren aufweist, allein wirkt sich nur geringfügig auf den VIF-Wert der Variable *Siedlungs-und Verkehrsfläche* aus. Erst die Herausnahme aller haushaltsstrukturellen Variablen bewirkt ein Absinken des VIF der Variable *Siedlungs- und Verkehrsfläche* unter zehn. Vor dem Hintergrund jedoch, dass zumindest ein haushaltsstrukturelles Merkmal als Bestimmungsfaktor unter den erklärenden Variablen enthalten sein soll und der zum Teil starken linearen Abhängigkeiten zwischen der Siedlungsstruktur und anderen Bestimmungsfaktoren, wird die Variable *Siedlungs- und Verkehrsdichte* gleich mit ausgeschlossen. Die Standardfehler der Variablen *Haushaltsgröße* und *Mehrfamilienhäuser* scheinen dagegen, trotz möglicher Multikollinearitätsprobleme, auf einem akzeptablen Niveau zu sein. Diese Indikatoren verbleiben daher im Regressionsmodell.

Obwohl der VIF der Variable *Wohnfläche* keinen Hinweis auf Multikollinearität gibt, so ist das Verhältnis von Regressionskoeffizient und Standardfehler ein Hinweis auf die beschränkte Aussagekraft dieses Merkmals. Bei diesem Indikator ist die Gefahr von Messfehlern verhältnismäßig hoch, da bei der Berechnung der gesamte Wohnungsbestand, d.h. auch leerstehende Wohnungen und Zweitwohnungen, berücksichtigt wird. Aufgrund dieser potenziellen Messverzerrungen wird auch diese Variable aus der weiteren Analyse ausgeschlossen.

Tabelle 6.7 zeigt das Ergebnis der Regression nach erfolgtem Ausschluss der als problematisch zu bewertenden Variablen. Das Absinken der VIF-Werte der übrigen Indikatoren belegt, dass sich durch diese Maßnahmen die Schätzpräzision bei den verbliebenen haushalts- bzw. wohnstrukturellen Indikatoren *Haushaltsgröße* und *Mehrfamilienhäuser* erhöht. Im Vergleich zum Ausgangsmodell mit allen potenziellen Bestimmungsfaktoren verbessert sich das korrigierte Bestimmtheitsmaß ebenfalls geringfügig. Der Ausschluss der Variablen *Wohnfläche*, *Einpersonenhaushalte* und *Siedlungs- und Verkehrsfläche* hat, gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß, keinen Informationsverlust zur Folge.

Tabelle 6.7: Ausschluss der Variablen *Wohnfläche*, *Einpersonenhaushalte* und *Siedlungs- und Verkehrsfläche:* Modellvergleich (VIF-Werte)

	Modell 1			Modell 3		
Variable	**Koeff.**	**SE**	**VIF**	**Koeff.**	**SE**	**VIF**
Wohnfläche	-0,036	1,574	5,63			
Haushaltsgröße	80,741	60,803	14,63	76,795	44,976	8,09
Einpersonenhaushalte	0,158	1,570	16,93			
Mehrfamilienhäuser	-1,273	0,770	12,14	-1,354	0,672	9,31
Siedlungs- und Verkehrsfläche	-0,061	0,459	11,04			
Übrige Merkmale enthalten?	Ja			Ja		
adj. R^2			64,76%			65,12%

Quelle: Auswertung BVA; VIF = Varianzinflationsfaktor; Modell 1: Regressionsmodell mit allen erklärenden Variablen (vgl. Tabelle 6.3); Modell 3: Wie Modell 2, exklusive der Variablen *Wohnfläche*, *Einpersonenhaushalte* und *Siedlungs- und Verkehrsfläche*

Indikatoren des Sozialstatus

Das Regressionsmodell enthält als Variablen, welche Auskunft über den sozialen Status geben, die *Deprivation*, die *Arbeitslosen Frauen*, die *Jugendarbeitslosigkeit*, die *Langzeitarbeitslosigkeit*, die *Personen in Bedarfsgemeinschaften*, die *Bedarfsgemeinschaften mit Kindern*, die *Alleinerziehenden* und die *Altersarmut*. Eine Reihe dieser Variablen sind untereinander zum Teil hoch korreliert (vgl. Tabelle 6.8). Gemäß dem hier angewendeten VIF-Schwellenwert führen die Kollinearitäten zu Schätzproblemen bei den Variablen *Deprivation* (VIF=14,03), *Personen in Bedarfsgemeinschaften* (VIF=23,68) und *Altersarmut* (VIF=10,75). Im Folgenden wird die Multikollinearitätsanalyse unter der Prämisse durchgeführt, den Indikator Deprivation als erklärende Variable bzw. als Leitvariable beizubehalten. Die Bevorzugung der Variable Deprivation – als Leitvariable für die Sozialstruktur einer Region – lässt sich mit der theoretischen Fundierung dieses Indikators sowie dem engen Zusammenhang zwischen der sozialen Ungleichheit und gesundheitsbezogenen Ergebnisindikatoren auf regionaler Ebene begründen (vgl. Kroll *et al.* 2017, S. 100)

Im Lichte der Fragestellung, die Ursachen regionaler Deckungsbeiträge möglichst präzise und zuverlässig zu schätzen, ist der Standardfehler des Koeffizienten der Variable *Deprivation* im Ausgangsmodell jedoch zu hoch. Da ein zu hoher Standardfehler jedoch die Folge von Multikollinearität sein kann, stellt sich die Frage, ob der Ausschluss weiterer Variablen die Präzision der Schätzung verbessert.

Tabelle 6.8: Bivariate Korrelationskoeffizienten zwischen Indikatoren des sozioökonomischen Status

	Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1)	Deprivation	1	.	.	.	.	.	.	.
(2)	Arbeitslose Frauen	-0,20	1	.	.	.	.	.	.
(3)	Jugendarbeitslosigkeit	0,73	-0,37	1	.	.	.	.	.
(4)	Langzeitarbeitslosigkeit	0,39	-0,10	0,58	1	.	.	.	.
(5)	Personen in Bedarfsgemeinschaften	0,50	-0,43	0,84	0,60	1	.	.	.
(6)	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	-0,44	0,50	-0,58	-0,29	-0,51	1	.	.
(7)	Alleinerziehende	-0,32	0,43	-0,66	-0,70	-0,77	0,57	1	.
(8)	Altersarmut	-0,23	-0,24	0,17	0,25	0,56	0,00	-0,42	1

Quelle: Auswertung BVA

Deshalb werden die anderen beiden sozialstatusbezogenen Indikatoren mit einem VIF über zehn (*Personen in Bedarfsgemeinschaften* und *Altersarmut*) ausgeschlossen und das Regressionsmodell mit den verbliebenen Variablen neu geschätzt. Durch diese Maßnahmen wird der VIF der Variable *Deprivation* auf einen Wert in Höhe von 11,6 gesenkt. Um das Problem der Multikollinearität bei dieser Variable weiter zu reduzieren, wird die Variable *Jugendarbeitslosigkeit*, die den dritthöchsten VIF-Wert der übrigen Variablen in dieser Indikatorengruppe und einen VIF nahe zehn aufweist, ebenfalls eliminiert. Tabelle 6.9 zeigt, dass durch diese Maßnahmen der VIF der Variable *Deprivation* auf einen Wert unter zehn reduziert werden kann. Gleichzeitig sinkt der Standardfehler bzw. steigt die Schätzgenauigkeit des korrespondierenden Regressionskoeffizienten. Das Vorzeichen des Regressionskoeffizienten ändert sich jedoch, was das Problem ausgelassener Variablen widerspiegelt. Diese zusätzliche Verzerrung wird zugunsten einer präziseren Schätzung – und unter der Prämisse, dass die Variable *Deprivation* als Leitvariable für die räumlichen Sozialstrukturen beibehalten werden soll – akzeptiert.

Der Standardfehler der Variable *Deprivation* ist allerdings immer noch verhältnismäßig hoch. Neben verbleibenden Schätz- und Messproblemen könnte als Ursache allerdings auch in Betracht kommen, dass die Sozialstruktur per se keinen statistisch relevanten Zusammenhang mit den regionalen Deckungsbeiträgen hat. Möglicherweise ist die Korrelation der im Status quo des Morbi-RSA aktuell schon berücksichtigten Risikomerkmale (Alter, Geschlecht, Morbidität, Krankengeldanspruch, Erwerbsminderung) mit dem sozialen Status der Versicherten so hoch, dass dadurch der Großteil der sozial bedingten Leistungsausgabenunterschiede auf Kreisebene bereits erklärt werden kann (vgl. auch Abschnitt 6.2.1).

Tabelle 6.9: Ausschluss der Variablen *Jugendarbeitslosigkeit*, *Personen in Bedarfsgemeinschaften* und *Altersarmut:* Modellvergleich (VIF-Werte)

	Modell 1			Modell 4		
Variable	**Koeff.**	**SE**	**VIF**	**Koeff.**	**SE**	**VIF**
Deprivation	-21,870	60,470	14,03	4,903	50,571	9,76
Arbeitslose Frauen	-4,005	2,228	2,16	-3,610	2,187	2,07
Jugendarbeitslosigkeit	-1,496	0,620	9,90			
Langzeitarbeitslosigkeit	-0,383	0,734	3,87	-0,640	0,663	3,14
Personen in Bedarfsgemeinschaften	0,899	0,342	23,68			
Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	1,098	1,859	4,76	1,648	1,817	4,53
Alleinerziehende	0,808	3,047	5,59	-1,196	2,896	5,02
Altersarmut	-0,491	0,533	10,75			
Übrige Merkmale enthalten?	Ja			Ja		
adj. R^2	64,76%			64,56%		

Quelle: Auswertung BVA; VIF = Varianzinflationsfaktor; Modell 1: Regressionsmodell mit allen erklärenden Variablen (vgl. Tabelle 6.3); Modell 4: Wie Modell 3, exklusive der Variablen *Jugendarbeitslosigkeit*, *Personen in Bedarfsgemeinschaften* und *Altersarmut*

Finale Variablenauswahl

Tabelle 6.10 fasst die Ergebnisse der Multikollinearitätsanalyse zusammen und enthält für die untersuchten Modellanpassungen die VIF-Werte für jede Variable. Die Modellanpassungen bzw. Variablenausschlüsse bewirken sinkende VIF-Werte bei den verbliebenen Variablen, sodass insgesamt von einer erfolgreichen Reduzierung der Multikollinearität und somit einer präziseren Schätzung gesprochen werden kann. Modell 4 repräsentiert die in der Regressionsanalyse verwendete, endgültige Variablenauswahl. Alle berücksichtigten erklärenden Variablen weisen nun einen VIF-Wert unter zehn auf, sodass Multikollinearität, gemessen an den hier angelegten Maßstäben, kein schwerwiegendes Problem darstellt. Schlussendlich resultiert aus der Reduzierung der Variablenanzahl zusammengenommen kein Informationsverlust. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß (adj. R^2) des finalen Variablensatzes (Modell 4) ist auf dem gleichen Niveau wie das Modell, dass alle erklärenden Variablen berücksichtigt (Modell 1). Dies ist ein Hinweis darauf, dass das Ausgangsmodell mit allen erklärenden Variablen redundante Indikatoren enthält.

Tabelle 6.10: Zusammenfassung der Multikollinearitätsanalyse und finales Variablenset (VIF-Werte)

Variablengruppe	Variable	Einheit	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Normkosten	Zuweisungen	Euro je Versichertenjahr	7,68	7,59	7,40	6,61
Morbidität und Mortalität	Pflegebedürftige	Je 10.000 Einwohner	17,56	4,67	4,44	4,41
	Ambulante Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	1,81	1,74	1,73	1,69
	Stationäre Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	14,89	2,32	2,24	2,23
	Lebenserwartung	Lebensjahre bei Geburt	7,91	7,91	6,84	6,48
	Säuglingssterblichkeit	Je 1.000 Kinder unter einem Jahr	1,30	1,30	1,29	1,28
	Sterberate	Je 100.000 GKV-Versicherte	5,16	5,16	5,00	4,94
	Sterbekosten	Euro je verstorbenen GKV-Versicherten	2,45	2,44	2,34	2,11
Demografie	Ausländeranteil	Prozent der Bevölkerung	9,39	9,26	8,83	6,93
	Gesamtwanderungssaldo	Je 1.000 Einwohner	1,64	1,58	1,58	1,56
	Wohnfläche	Quadratmeter	5,63	5,26		
	Haushaltsgröße	Personen je Haushalt	14,63	14,63	8,09	7,38
	Einpersonenhaushalte	Prozent der Haushalte	16,93	16,86		
	Mehrfamilienhäuser	Prozent der Wohngebäude	12,14	12,04	9,31	8,62
Angebot	Hausarztdichte	Je 100.000 Einwohner	2,59	2,57	2,53	2,47
	Facharztdichte	Je 100.000 Einwohner	10,51	10,49	10,09	9,65
	Überversorgung	Überversorgte Arztgruppen	1,48	1,47	1,46	1,43
	Krankenhausbetten	Je 10.000 Einwohner	3,67	3,66	3,63	3,40
	Erreichbarkeit von Krankenhäusern	Durchschnittliche Pkw-Fahrzeit in Minuten	5,04	5,04	4,57	4,37
	Pflegeheimplätze	Plätze je 10.000 Einwohner	18,38			
Sozialstruktur	Deprivation	[0,1]-normierter German Index of Socioeconomic Deprivation -Score	14,03	14,01	13,95	9,76
	Arbeitslose Frauen	Prozent der Arbeitslosen	2,16	2,16	2,13	2,07
	Jugendarbeitslosigkeit	Je 1.000 Einwohner von 15 bis unter 25 Jahre	9,90	9,90	9,61	

Variablengruppe	Variable	Einheit	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
	Langzeitarbeitslosigkeit	Prozent der Arbeitslosen	3,87	3,78	3,40	3,14
	Personen in Bedarfsgemeinschaften	Je 1.000 Einwohner	23,68	23,52	21,40	
	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	Prozent der Bedarfsgemeinschaften	4,76	4,75	4,57	4,53
	Alleinerziehende	Prozent der erwerbsfähigen Leistungsberechtigten	5,59	5,58	5,40	5,02
	Altersarmut	Promille der Einwohner 65 Jahre und älter	10,75	10,37	9,63	
	Wahlbeteiligung	Prozent der Wahlberechtigten	4,25	4,22	3,96	3,59
Markt- und Wirtschaftsstruktur	GKV-Marktanteil	Prozent der Bevölkerung	5,35	5,23	4,83	4,09
	Marktkonzentration	Summe der quadrierten Versichertenanteile (HHI)	2,19	2,19	2,17	1,81
	Bruttoinlandsprodukt	1.000 € je Einwohner	7,14	7,09	7,06	6,65
	Erwerbsquote	Je 100 Einwohner im erwerbsfähigen Alter	3,99	3,99	3,93	3,84
	Selbstständige	Je 100 Erwerbstätige	6,33	6,29	6,26	5,43
	Weibliche Beschäftigte	Prozent der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten	3,66	3,66	3,63	3,49
	Personenbezogene Dienstleistungen	Prozent der Beschäftigten	1,56	1,56	1,53	1,52
	Pendlersaldo	Je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeitsort	8,32	8,32	8,18	7,55
	Kleine und mittlere Unternehmen	Promille der Betriebe	5,52	5,50	5,29	4,95
Siedlungsstruktur	Siedlungs- und Verkehrsfläche	Prozent der Fläche	11,04	11,04		
adj. R^2			64,76%	64,83%	65,12%	64,56%

Quelle: Auswertung BVA; VIF = Varianzinflationsfaktor; HHI = Herfindahl-Hirschman-Index

6.1.3.2 Spezifikationen des funktionalen Zusammenhangs

Das in Abschnitt 6.1.3.1 verwendete Regressionsmodell unterstellt einen linearen Zusammenhang zwischen den Bestimmungsfaktoren und den Deckungsbeiträgen. In der Regel stellt die lineare Spezifikation eine geeignete Methode dar, die funktionale Beziehung zwischen der abhängigen Variable und den Erklärungsfaktoren zu beschreiben.

Im Kontext der vorliegenden Untersuchung kann diese Form der Parametrisierung jedoch problematisch sein, wenn die Assoziation zwischen den Deckungsbeiträgen und den einzelnen Einflussfaktoren nicht-linear ist. Erstens kann dies bei der linearen Spezifikation der erklärenden Variablen zu einem den Erwartungen widersprechenden Vorzeichen der Regressionskoeffizienten führen und/oder einen signifikanten Zusammenhang verschleiern. Zweitens besteht die Gefahr, dass die Deckungsbeiträge bestimmter Kreise systematisch unter- oder überschätzt werden. Insgesamt kann dadurch die Güte der Modellanpassung beeinträchtigt werden.

Wie aus der Abbildung A.1im Anhang hervorgeht, führt die lineare Spezifikation bei einer Reihe von erklärenden Variablen zur (systematischen) Über- bzw. Unterschätzung der Deckungsbeiträge. Beispielsweise bewirkt die lineare Spezifikation der Variable *Pflegebedürftige*, dass die geschätzten Deckungsbeiträge bei Kreisen mit einer hohen Anzahl an Pflegebedürftigen niedriger sind als die tatsächlichen Ausprägungen (der geschätzte Fehlerterm ist negativ). Das heißt in Kreisen mit einem hohen Grad an Pflegebedürftigkeit kommt es zu einer Unterschätzung von Überdeckungen bzw. einer Überschätzung von Unterdeckungen.

Um systematische Prognosefehler dieser Art zu reduzieren, wird die Spezifikation einer Reihe von erklärenden Variablen flexibler gestaltet. Bei den Variablen *Pflegebedürftige, Sterbekosten, Hausarztdichte, Facharztdichte, Krankenhausbetten*, *GKV-Marktanteil* und *Marktkonzentration* wird ein quadratischer Zusammenhang mit den Deckungsbeiträgen unterstellt. Demzufolge enthält das Regressionsmodell neben den (linearen) Haupttermen jeweils auch einen Produktterm dieser Variablen. Um eventuelle Nicht-Linearitäten bei der Variable Deprivation abzubilden, wird der Deprivationsindex in Quintile unterteilt, die wiederum als erklärende Variablen anstelle des linearen Terms im Regressionsmodell berücksichtigt werden.

Insgesamt führt die Weiterentwicklung des funktionalen Zusammenhangs bei diesen Variablen zu einer besseren Modellanpassung. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß der (vollständig) linearen Spezifikation beträgt 64,56 %, während die flexiblere Variante ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß in Höhe von 68,82 % aufweist.

Die Berücksichtigung der Produktterme stellt lediglich eine Annäherung an den tatsächlichen funktionalen Zusammenhang dar. Über den quadratischen Zusammenhang hinausgehende Assoziationen werden durch diese Spezifikation nicht abgebildet. Eine geeignete Lösung zur Erfassung komplexerer nichtlinearer Zusammenhänge wäre die Verwendung von Termen höherer Ordnung, alternativ die Aufteilung der erklärenden Variablen in Quantile (z.B. Quintile oder Dezile) und die Verwendung dieser Quantile anstelle der Originalvariablen in der Regression. Auf den Einbezug zusätzlicher Parameter wird an dieser Stelle jedoch verzichtet, da dadurch die Anzahl der Freiheitsgrade sinkt und die Schätzgenauigkeit bzw. -zuverlässigkeit beeinträchtigt werden kann

6.1.4 Ergebnisse

6.1.4.1 Erklärungsgehalt der Bestimmungsfaktoren

Ziel dieses Abschnitts 6.1.4.1 ist es, den individuellen Erklärungsgehalt der Bestimmungsfaktoren bzw. der Variablengruppen zu vergleichen. Dem Ansatz von Göpffarth *et al.* (2016, S. 809f.) folgend, werden hierzu die einzelnen Variablengruppen der Bestimmungsfaktoren (ohne die durchschnittlichen Zuweisungen) sukzessive in das Regressionsmodell aufgenommen und der (zusätzliche) Erklärungsgehalt dieser Variablengruppen berechnet. Der Erklärungsgehalt bemisst sich an der Verringerung der Varianz der Deckungsbeiträge. Als natürlicher Ausgangspunkt dient ein Regressionsmodell mit denjenigen Indikatoren als erklärende Variablen, die den regionalen Gesundheitszustand bzw. die Morbiditäts- und Mortalitätsstruktur eines Kreises abbilden. Anschließend werden die übrigen Variablengruppen nacheinander hinzugefügt und die Varianzreduzierung im Vergleich zum jeweils vorangegangenen Modell ermittelt. Allerdings hängt die (zusätzliche) Erklärungskraft von der Reihenfolge der Berücksichtigung der Bestimmungsfaktoren bzw. Variablengruppen ab. Daher wird die Sequenz der Berücksichtigung variiert und jeweils der Erklärungsgehalt der betroffenen Variablengruppe berechnet.

Die Ergebnisse stellt Tabelle 6.11 dar. Ausgewiesen ist auch die Spannweite der Deckungsbeiträge (Spalte *StdAbw*), die sich aufgrund der unterschiedlichen Reihenfolge der Berücksichtigung der entsprechenden Variablengruppe im Regressionsmodell ergibt. Die geringste Standardabweichung – die für alle untersuchten Variablengruppen identisch ist – resultiert aus einer Regression, in der die untersuchte Variablengruppe als letzte in das Modell integriert wird. Die höchste Standardabweichung ist das Ergebnis einer Regression, in der die betrachtete Variablengruppe an erster Stelle nach den Morbiditäts- und Mortalitätsvariablen hinzugefügt wird.

Die nach Durchführung des Morbi-RSA resultierenden Deckungsbeiträge auf Kreisebene weisen eine Standardabweichung von ca. 95 € auf. Durch Kontrolle der Morbiditäts- und Mortalitätsvariablen sinkt die Standardabweichung auf ca. 66 € bzw. um ca. 31 %. In Abhängigkeit von der Reihenfolge der Integration können demografische Merkmale die Standardabweichung der Deckungsbeiträge um weitere 0,5 % bis 1,4 % reduzieren, die medizinischen Angebotsstrukturen um 3,1 % bis 5,2 %, die Sozialstruktur um 3,4 % bis 5,1 % und die Markt- und Wirtschaftsstruktur um 4,9 % bis 7,4 %. Insgesamt, d.h. unter Berücksichtigung aller erklärenden Variablen einschließlich der Zuweisungen, verringert sich die Deckungsbeitragsvariation um ca. 47 %.

Im Ergebnis lässt sich festhalten, dass ein beachtlicher Teil der regionalen Deckungsbeitragsunterschiede auf räumliche Variationen bezüglich der vom RSA nicht erfassten Morbidität und Mortalität (z.B. Pflegebedürftigkeit, Sterberate, Leistungsausgaben Verstorbener) zurückgeführt werden kann. Dieser Befund steht damit im Einklang mit den Ergebnissen früherer Studien, bei denen regionale Unterschiede hinsichtlich des medizinischen Versorgungsbedarfs als Haupttreiber von regionalen

Leistungsausgaben- und Inanspruchnahmedifferenzen identifiziert worden sind (vgl. Augurzky *et al.* 2013; Kopetsch und Schmitz 2014 und Göpffarth *et al.* 2016). Die Reduktion der kreisbezogenen Variation der Deckungsbeiträge in einem Modell, das lediglich die Morbiditäts- und Mortalitätsindikatoren enthält, beträgt (wie beschrieben) ca. 31 %.[19] Dies entspricht etwa zwei Drittel der in dieser Untersuchung, bei Berücksichtigung aller Variablen, insgesamt erzielten Varianzreduktion.

Kandidaten für die Ursachen der verbliebenen Variation sind bspw. Effizienzunterschiede, nicht gemessene bzw. nicht beobachtbare regionale Unterschiede hinsichtlich der Preise für Gesundheitsleistungen, des Kodierverhaltens und der Behandlungspräferenzen von Leistungserbringern oder des Gesundheits- und Inanspruchnahmeverhaltens von Versicherten.

[19] Dieser Wert ist geringer als die in der Studie von Göpffarth *et al.* (2016) anhand vergleichbarer Bestimmungsfaktoren geschätzte Varianzreduktion. Dies kann unter anderem dadurch erklärt werden, dass in der vorliegenden Untersuchung die nach Durchführung des Morbi-RSA – und damit um die hierbei berücksichtigten Risikofaktoren Alter, Geschlecht und Morbidität – bereinigte Ausgabenvariation als zu erklärende Variable verwendet wird.

Tabelle 6.11: (Zusätzlicher) Erklärungsgehalt der Bestimmungsfaktoren auf Kreisebene

	Variation der Deckungsbeiträge	
Modellspezifikation	**StdAbw**	**Reduktion**
Ohne erklärende Variablen	94,94 €	
Morbidität und Mortalität (Basismodell)	65,68 €	30,8%
+ Demografie	56,38 €-65,25 €	0,5%-1,4%
+ Angebot	56,38 €-63,43 €	3,1%-5,2%
+ Sozialstruktur	56,38 €-63,19 €	3,4%-5,1%
+ Markt- und Wirtschaftsstruktur	56,38 €-61,81 €	4,9%-7,4%
Alle Variablen (inkl. Zuweisungen)	50,15 €	47,2%

Quelle: Auswertung BVA; Anmerkung: Ausmaß der geschätzten Varianzreduktion ist abhängig von der Reihenfolge der Berücksichtigung der Variablengruppe

6.1.4.2 Resultate der Regressionsanalyse

Tabelle 6.12 stellt die Ergebnisse der mit den Versichertenjahren gewichteten Regression des Modells 4 erweitert um die nicht-linearen Terme auf Kreisebene dar. Zur besseren Vergleichbarkeit wurden die metrisch skalierten Variablen und die Deckungsbeiträge z-standardisiert.

Die Signifikanz der einzelnen Schätzparameter wird anhand eines einfachen t-Tests ermittelt. Der t-Wert gibt das Verhältnis des Regressionskoeffizienten zum Standardfehler des Koeffi-

zienten an.[20] Bei einem t-Wert größer als |1,96| ist der Koeffizient signifikant bei einem Konfidenzniveau von 95 % bzw. einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent. Eine zentrale Voraussetzung für die Anwendbarkeit des t-Tests ist, dass die Daten normalverteilt sind. Aufgrund der Größe des verwendeten Datensatzes (401 Fälle bzw. Kreise) kann von einer Normalverteilung der Daten ausgegangen werden.

Bei der Fragestellung, ob eine Kombination von Variablen – in diesem Fall die Haupt- und Produktterme der verwendeten Variablen bzw. die GISD-Quintile – gemeinsam signifikant ist, kommt eine Variante des F-Tests zum Tragen. Für eine Kombination von Koeffizienten eines Bestimmungsfaktors wird ein F-Wert berechnet, der den Unterschied hinsichtlich des Erklärungsgehalts zwischen einem Regressionsmodell inklusive der überprüften Variable und einer Regression ohne die betrachtete Variable angibt. Das heißt, es wird ein vollständiges Modell, das alle erklärenden Variablen enthält, mit einem Modell verglichen, in dem die Koeffizienten der betrachteten Variable gleich Null sind. Das heißt, die F-Werte der nicht-linear spezifizierten Variablen (*Sterbekosten*, *Pflegebedürftige*, *Facharztdichte*, *Hausarztdichte*, *Krankenhausbetten*, *GKV-Marktanteil, Deprivation*) beziehen sich auf die gemeinsame Signifikanz der linearen und quadratischen Terme bzw. Dummy-Variablen. Der p-Wert gibt einen Hinweis auf die Signifikanz des F-Werts bzw. des überprüften Bestimmungsfaktors. Er gibt die Wahrscheinlichkeit unter der Nullhypothese an, den korrespondierenden oder einen größeren F-Wert zu erhalten.

Zwischen den Variablen *Zuweisungen, Gesamtwanderungssaldo* und *Personenbezogene Dienstleistungen* einerseits und den kreisbezogenen Deckungsbeiträgen andererseits gibt es bei einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 95 % einen signifikanten und positiven Zusammenhang. Die Variablen *Ambulante Pflege*, *Stationäre Pflege*, *Sterberate* und *Wahlbeteiligung* weisen eine signifikante, negative Assoziation mit den Deckungsbeiträgen auf. Eine signifikante Korrelation mit den Deckungsbeiträgen zeigt sich auch bei den nicht-linear-spezifizierten Variablen *Pflegebedürftige* (F=11,04, p<0,0001), *Sterbekosten* (F=90,69, p<0,0001), *Hausarztdichte* (F=7,90, p=0,0004), *Facharztdichte* (F=10,36, p<0,0001), *Krankenhausbetten* (F=6,27, p=0,0021), *GKV-Marktanteil* (F=3,59, p=0,0286) und *Marktkonzentration* (F=9,98, p<0,0001). Eine ausführliche Beschreibung der geschätzten Zusammenhänge findet sich im Anhang A.2.

[20] Die Relevanz von Signifikanztests bei Vollerhebungen wird kontrovers diskutiert. Obwohl es sich bei den verwendeten Daten um eine Vollerhebung aller Landkreise und kreisfreien Städte handelt, kommen Signifikanztests zur Anwendung. Dies kann unter anderem mit potenziell vorliegenden Messfehlern begründet werden (vgl. Broscheid und Gschwend 2005). Dieser Argumentation folgend bilden die berücksichtigten Indikatoren die zugrundeliegenden theoretischen Konstrukte – wie etwa die Versorgungsstruktur, den Sozialstatus oder die Lebensbedingungen – nur unvollständig ab. Nicht zuletzt aufgrund der Vielzahl von Operationalisierungsmöglichkeiten wird dadurch eine Unsicherheit bzw. ein stochastisches Element bei der Messung der Einflussfaktoren erzeugt. Ein Signifikanztest dient in diesem Kontext der Absicherung, dass der festgestellte Zusammenhang nicht das Ergebnis dieser stochastischen Komponente ist und liefert damit konservativere Schätzergebnisse.

Tabelle 6.12: Determinanten regionaler Deckungsbeiträge auf Kreisebene: Regressionsergebnisse

Variablengruppe	Variable	Einheit	Std. Koeff.	t-Wert
Normkosten	Zuweisungen	Euro je Versichertenjahr	0,831	9,719
Morbidität und Mortalität	Pflegebedürftige	Je 10.000 Einwohner	0,419	1,595
	Pflegebedürftige²	Je 10.000 Einwohner	-0,665	-2,664
	Ambulante Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	-0,235	-5,772
	Stationäre Pflege	Prozent der Pflegebedürftigen	-0,119	-2,555
	Lebenserwartung	Lebensjahre bei Geburt	-0,029	-0,354
	Säuglingssterblichkeit	Je 1.000 Kinder unter einem Jahr	0,027	0,708
	Sterberate	Je 100.000 GKV-Versicherte	-0,326	-4,967
	Sterbekosten	Euro je Verstorbenen GKV-Versicherten	-1,867	-3,217
	Sterbekosten²	Euro je Verstorbenen GKV-Versicherten	1,333	2,305
Demografie	Ausländeranteil	Prozent der Bevölkerung	0,118	1,776
	Haushaltsgröße	Personen je Haushalt	0,102	1,384
	Mehrfamilienhäuser	Prozent der Wohngebäude	-0,104	-1,507
	Gesamtwanderungssaldo	Je 1.000 Einwohner	0,115	3,086
Angebot	Hausarztdichte	Je 100.000 Einwohner	0,665	1,672
	Hausarztdichte²		-0,878	-2,128
	Facharztdichte	Je 100.000 Einwohner	-0,591	-2,581
	Facharztdichte²		0,756	3,887
	Krankenhausbetten	Je 10.000 Einwohner	-0,479	-3,329
	Krankenhausbetten²		0,333	2,347
	Erreichbarkeit von Krankenhäusern	Durchschnittliche Pkw-Fahrzeit in Minuten	0,047	0,750
	Überversorgung	Überversorgte Arztgruppen	-0,005	-0,135
Sozialstruktur	Arbeitslose Frauen	Prozent der Arbeitslosen	-0,076	-1,671
	Langzeitarbeitslosigkeit	Prozent der Arbeitslosen	0,015	0,278
	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	Prozent der Bedarfsgemeinschaften	0,042	0,651
	Alleinerziehende	Prozent der erwerbsfähigen Leistungsberechtigten	-0,023	-0,332

Variablengruppe	Variable	Einheit	Std. Koeff.	t-Wert
	GISD-Quintil 1 (niedrige Deprivation)	0/1	0,147	0,712
	GISD-Quintil 2	0/1	0,031	0,184
	GISD-Quintil 3	0/1	0,134	0,894
	GISD-Quintil 4	0/1	-0,118	-0,958
	GISD-Quintil 5 (hohe Deprivation)		Referenzkategorie	
	Wahlbeteiligung	Prozent der Wahlberechtigten	-0,133	-2,194
Markt- und Wirtschaftsstruktur	GKV-Marktanteil	Prozent der Bevölkerung	2,168	2,304
	GKV-Marktanteil²		-2,090	-2,206
	Marktkonzentration	Summe der quadrierten Versichertenanteile (HHI)	0,763	3,760
	Marktkonzentration²		-0,636	-3,192
	Bruttoinlandsprodukt	1.000 € je Einwohner	0,017	0,280
	Erwerbsquote	Je 100 Einwohner im erwerbsfähigen Alter	-0,083	-1,472
	Weibliche Beschäftigte	Prozent der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten	-0,025	-0,412
	Selbstständige	Je 100 Erwerbstätige	-0,065	-0,855
	Kleine und mittlere Unternehmen	Promille der Betriebe	-0,051	-0,750
	Personenbezogene Dienstleistungen	Prozent der Beschäftigten	0,088	2,512
	Pendlersaldo	Je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeitsort	0,045	0,501
adj. R^2				68,82%

Quelle: Auswertung BVA; GISD = German Index of Socioeconomic Deprivation; HHI = Herfindahl-Hirschman-Index

6.2 Auswahl der in einem Regionalmodell zu berücksichtigenden Bestimmungsfaktoren

Nachdem im vorangegangenen Abschnitt 6.1 die Determinanten der regionalen Deckungsbeiträge empirisch untersucht wurden, befasst sich dieser Abschnitt 6.2 mit der Auswahl der in einem Regionalausgleich zu berücksichtigenden regionalen Merkmale. Die Variablenauswahl orientiert sich dabei zunächst allein an dem statistischen Erklärungsgehalt der einzelnen Bestimmungsfaktoren. Im Anschluss daran erfolgt eine normative Diskussion der Variablenauswahl.

6.2.1 Variablenselektion

Ausgangspunkt der Variablenselektion sind die nach Verringerung der Multikollinearität verbliebenen erklärenden Variablen der regionalen Deckungsbeiträge im Status quo (vgl. Tabelle 6.10, Modell 4). Aus dieser Entscheidungsmenge wird die Variable *Marktkonzentration,* gemessen anhand des HHI in einem Kreis, jedoch von vornherein ausgeschlossen. Der Wissenschaftliche Beirat sieht die Verwendung dieses Indikators als Ausgleichsvariable im RSA grundsätzlich als problematisch an. Zwar können regionale Monopolisierungstendenzen wettbewerbsschädliche Auswirkungen haben. Sofern eine hohe Marktkonzentration zu Abschlägen führt, würde eine Verknüpfung der Zuweisungen mit der regionalen Marktkonzentration jedoch den Markteintritt anderer Krankenkassen in diese Region wirtschaftlich unattraktiv machen. Darüber hinaus würden kleinere Krankenkassen, die bereits in regionaler Konkurrenz zu Trägern mit einem hohen Marktanteil stehen, zusätzlich *bestraft.* Zudem ist unter den gegebenen Datenrestriktionen nicht ersichtlich, zu welchem Anteil die Marktkonzentration in einer Region auf effizienzbasiertem Handeln der Krankenkassen zurückzuführen ist. Somit kann der Wissenschaftliche Beirat nicht empfehlen, den HHI in einem Regionalmodell neben weiteren regionalen Variablen für alle am RSA beteiligten Krankenkassen zu berücksichtigen.

Als Entscheidungsgrundlage für die weitere Variablenauswahl dient zunächst das Kriterium der statistischen Signifikanz der einzelnen Bestimmungsfaktoren. Diese wird anhand des in Abschnitt 6.1.4.2 beschriebenen F-Tests ermittelt. Der F-Test erlaubt die Überprüfung sowohl von einzelnen als auch der Kombination von mehreren Koeffizienten. Bei der Überprüfung eines einzelnen Parameters bzw. einer einzigen linearen Restriktion entspricht der F-Wert dem Quadrat des t-Werts. Die F-Werte der nicht-linear spezifizierten Variablen (*Sterbekosten, Pflegebedürftige, Facharztdichte, Hausarztdichte, Krankenhausbetten, GKV-Marktanteil, Deprivation*) beziehen sich auf die gemeinsame Signifikanz der linearen und quadratischen Terme bzw. Dummy-Variablen. Die korrespondierenden p-Werte spiegeln die Wahrscheinlichkeit wider, den geschätzten Zusammenhang zwischen dem Bestimmungsfaktor und den Deckungsbeiträgen zu beobachten, wenn die Nullhypothese vorliegt. Durch eine Auswahl der regionalen Ausgleichsfaktoren mit den niedrigsten p-Werten kann das Problem reduziert werden, dass Variablen, die faktisch keinen Erklärungsgehalt für die

regionale Deckungsbeitragsvariation haben, in den Regionalausgleich einfließen.

Im konkret verwendeten Modellansatz wird das Regressionsmodell aus Tabelle 6.12, unter Ausschluss der normativ verworfenen Variable *Marktkonzentration*, erneut geschätzt. Die Bestimmungsfaktoren werden dann, gemäß ihrem p-Wert in eine Rangfolge gebracht. Der F-Test liefert allerdings nur unter der Annahme homoskedastisch verteilter Fehlerterme zuverlässige Ergebnisse, das heißt wenn kein systematischer Zusammenhang zwischen der Varianz der Regressionsresiduen und den regionalen Merkmalen bestehen. Wie aus Abbildung A.1 hervorgeht, scheint bei den berücksichtigten erklärenden Variablen allerdings keine Korrelation zwischen der Streuung der Fehlerterme und den beobachteten Werten vorzuliegen.

Tabelle 6.13 stellt das Ergebnis der Auswahlprozedur dar. Sie enthält für jeden Bestimmungsfaktor den F-Wert und den dazugehörigen p-Wert. Zehn Variablen weisen eine Irrtumswahrscheinlichkeit von ein Prozent auf, 13 Variablen würden einem Signifikanzniveau von fünf Prozent genügen und insgesamt 16 Variablen wären auf einem Niveau von zehn Prozent signifikant.

Der Wissenschaftliche Beirat hat sich dazu entschlossen, die zehn Variablen mit den niedrigsten p-Werten auszuwählen. Bei diesen liegt die geringste Wahrscheinlichkeit vor, eine Variable als Ausgleichsfaktor zu verwenden, die faktisch keinen statistischen Erklärungsgehalt für die regionale Deckungsbeitragsvariation hat. Zur Entscheidung, dieses Vorgehen zu wählen, hat beigetragen, dass die einbezogenen Bestimmungsfaktoren gut messbar, aktuell und allgemein verfügbar sind. Wie in Abschnitt 6.2.2 gezeigt wird, lassen sich die ausgewählten Indikatoren auch im Kontext des Morbi-RSA sinnvoll interpretieren.

Tabelle 6.13: Rangfolge der Bestimmungsfaktoren gemäß statistischer Signifikanz

Nr.	Variable	Std. Koeff.		F-Wert	p-Wert
		Hauptterm	Produktterm		
1	Sterbekosten	-1,748	1,174	105,89	0,0000
2	Zuweisungen	0,837		91,64	0,0000
3	Ambulante Pflege	-0,246		35,14	0,0000
4	Sterberate	-0,337		25,13	0,0000
5	Facharztdichte	-0,646	0,800	10,55	0,0000
6	Pflegebedürftige	0,437	-0,665	9,65	0,0001
7	Hausarztdichte	0,715	-0,926	7,57	0,0006
8	Gesamtwanderungssaldo	0,118		9,58	0,0021
9	Personenbezogene Dienstleistungen	0,101		8,14	0,0046
10	Stationäre Pflege	-0,127		7,03	0,0083
11	Krankenhausbetten	-0,427	0,308	4,64	0,0102
12	Wahlbeteiligung	-0,144		5,42	0,0204
13	GKV-Marktanteil	1,858	-1,751	3,39	0,0349
14	Ausländeranteil	0,128		3,54	0,0606
15	Haushaltsgröße	0,131		3,08	0,0799
16	Arbeitslose Frauen	-0,077		2,73	0,0995
17	Pendlersaldo	0,127		1,99	0,1589
18	Deprivation			1,43	0,2227
	GISD-Quintil 1 (niedrige Deprivation)	0,200			
	GISD-Quintil 2	0,063			
	GISD-Quintil 3	0,145			
	GISD-Quintil 4	-0,091			
	GISD-Quintil 5 (hohe Deprivation)	Ref.			
19	Mehrfamilienhäuser	-0,082		1,35	0,2461
20	Erwerbsquote	-0,064		1,23	0,2677

Nr.	Variable	Std. Koeff.	F-Wert	p-Wert
21	Erreichbarkeit von Krankenhäusern	0,063	0,99	0,3206
22	Kleine und mittlere Unternehmen	-0,066	0,92	0,3388
23	Weibliche Beschäftigte	-0,026	0,17	0,6763
24	Selbstständige	-0,029	0,14	0,7053
25	Bedarfsgemeinschaften mit Kind	0,019	0,08	0,7711
26	Säuglingssterblichkeit	0,011	0,08	0,7798
27	Lebenserwartung	-0,023	0,07	0,7862
28	Alleinerziehende	0,016	0,06	0,8140
29	Überversorgung	-0,008	0,05	0,8309
30	Langzeitarbeitslosigkeit	-0,008	0,02	0,8882
31	Bruttoinlandsprodukt	0,001	0,00	0,9865

Quelle: Auswertung BVA; Ref. = Referenzkategorie; GISD = German Index of Socioeconomic Deprivation

Es stünden jedoch auch andere Methoden und Kriterien bei der Variablenselektion zur Verfügung. Beispielsweise könnte die Auswahl auf alle signifikanten (in Abhängigkeit von der Höhe des Sicherheitsniveaus) Variablen beschränkt werden. Alternativ wäre denkbar, ein stärkeres Gewicht auf die ökonomische Relevanz der Einflussfaktoren zu legen, indem etwa die Effektstärke der Indikatoren als Auswahlkriterium miteinbezogen wird.

Die nach den in diesem Gutachten angelegten Kriterien ausgewählten zehn Variablen sind in Tabelle 6.13 orange hinterlegt. In die engere Auswahl fließen damit, vorbehaltlich der anschließenden normativen Diskussion (vgl. Abschnitt 6.2.2), folgende Variablen: *Sterbekosten*, *Zuweisungen*, *Ambulante Pflege*, *Sterberate*, *Facharztdichte*, *Pflegebedürftige*, *Hausarztdichte*, *Gesamtwanderungssaldo*, *Personenbezogene Dienstleistungen* und *Stationäre Pflege*. Zwar kann von der statistischen Signifikanz nicht unmittelbar auf die ökonomische Relevanz geschlossen werden. Allerdings verdeutlicht Tabelle 6.13 auch, dass ein niedriger p-Wert tendenziell mit einem höheren standardisierten Regressionskoeffizienten, und damit mit einer höheren relativen Bedeutung der Variable, einhergeht.

Wird das Regressionsmodell zur Erklärung der Deckungsbeiträge ausschließlich mit diesen zehn Variablen geschätzt, resultiert ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß in Höhe von ca. 63 %. Damit sind diese zehn Bestimmungsfaktoren für den Großteil (ca. 92 %) der im Rahmen der empirischen Untersuchung in Abschnitt 6.1.4 erzielten erklärten Gesamtvarianz der Deckungsbeiträge auf Kreisebene verantwortlich. Dies zeigt auch, dass

mit der Berücksichtigung weiterer Variablen aus Tabelle 6.13 nur ein geringer zusätzlicher Erklärungsgehalt verbunden ist.

In der statistisch getriebenen Variablenauswahl finden sich fast ausschließlich direkte oder indirekte Indikatoren für die Morbiditäts- bzw. Mortalitätsverhältnisse und die Angebotsinfrastruktur innerhalb eines Kreises. Sozioökonomische Variablen wie *Deprivation* scheinen dagegen für regionale Deckungsbeitragsunterschiede nur eine untergeordnete Rolle zu spielen. Eine mögliche Erklärung für dieses Resultat liefern die bereits im Status quo hervorgerufenen regionalen Verteilungswirkungen des Morbi-RSA. Dieser enthält versichertenbezogene Informationen zu Krankheiten und dem Erwerbsminderungsstatus. Einerseits variieren diese Merkmale in regionaler Hinsicht, andererseits können sie einen starken Bezug zum sozialen Status der Versicherten haben. Auch wenn direkte versichertenbezogene Informationen zum sozioökonomischen Status bis dato in der Ausgleichsformel fehlen, führt die Korrelation zwischen den im Morbi-RSA berücksichtigten Variablen und diesen Faktoren zu einem (partiellen) Ausgleich der sozialstatusbedingten Ausgabenunterschiede. Vor dem Hintergrund, dass Regionen mit einer hohen Krankheitslast und einem hohen Anteil an Erwerbsminderungsrentnern auch hohe Zuweisungen erhalten, könnten die durch soziale Ungleichheiten bedingten regionalen Ausgabenunterschiede bereits im Status-quo-Verfahren zu großen Teilen ausgeglichen werden. Die regionalen Deckungsbeiträge enthalten nur noch denjenigen Teil der Ausgabenvarianz, der weitgehend unabhängig vom Sozialstatus der Versicherten bzw. der Region ist.

6.2.2 Wirkungserklärungsgehalt und normative Diskussion der Variablenauswahl

6.2.2.1 Wirkungserklärungsgehalt der Variablen

Die Variable *Zuweisungen* spiegelt nach Auffassung des Wissenschaftlichen Beirats u.a. Unvollkommenheiten der RSA-Zuweisungen im Bereich der multimorbiden Versicherten wider. Aufgrund der Tatsache, dass Altersinteraktionsterme und Interaktionsterme zwischen HMGs gegenwärtig nicht als ausgleichsfähiges Risikomerkmal im Morbi-RSA verwendet werden, sind Über- oder Unterdeckungen bei der Gruppe der multimorbiden Versicherten zu erwarten. Hinzu kommt, dass sogenannte sub- bzw. superadditive Ausgabeneffekte bei Multimorbidität aufgrund der gegenwärtigen additiven Zuschlagsberechnung nicht adäquat erfasst werden können. Im Sondergutachten des Wissenschaftlichen Beirats wurden Hinweise insbesondere auf eine Subadditivität der Leistungsausgaben bei insbesondere älteren Versicherten mit mehreren Erkrankungen gefunden; die gemeinsame Behandlung von Mehrfacherkrankungen kann mit geringeren Gesamtkosten als bei Einzelbehandlung verbunden sein. Dies führt dazu, dass die Leistungsausgaben von Versicherten mit mindestens vier HMGs tendenziell überschätzt werden (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 418f.). Somit kann eine regionale Konzentration von multimorbiden Versicherten mit einer höheren durchschnittlichen Zuweisung in einem Kreis einhergehen und dort – aufgrund der beschriebenen Subadditivität der Leistungsausgaben – zu einer Überdeckung führen. Darüber hinaus können sich in den Zuweisungen

allerdings auch Ineffizienzen im Angebot von Gesundheitsleistungen widerspiegeln. Es erscheint somit plausibel, dass steigende Zuweisungen mit steigenden Deckungsbeiträgen einhergehen.

Verstorbene sind aufgrund der hohen Ausgaben der Krankenkassen in den letzten Lebensmonaten unterdeckt (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 134f.). Daher gehen eine hohe *Sterberate* und hohe *Sterbekosten* in einer Region mit einer Zunahme der Unterdeckung einher.

Die Variablen *Hausarztdichte* und *Facharztdichte* spiegeln nach Auffassung des Wissenschaftlichen Beirats in erster Linie angebotsseitige Effekte wider: Ein stärker ausgebautes Angebot führt ceteris paribus tendenziell zu höheren Ausgaben und insoweit sinkenden Deckungsbeiträgen. Der Wissenschaftliche Beirat weist allerdings darauf hin, dass die Hausarzt- und Facharztdichte tendenziell auch zu höheren Zuweisungen führen, insoweit sie zu einer dichteren Kodierung des Krankheitsgeschehens beitragen. Daher entspricht der feststellbare Zusammenhang dem *Nettoeffekt* der einnahmen- und ausgabenseitigen Wirkungen des Versorgungsangebotes im vertragsärztlichen Bereich.

Mit der Zahl der *Pflegebedürftigen* und den Anteilen *Ambulante Pflege* und *Stationäre Pflege* sind gleich drei Variablen, die die Versorgung Pflegebedürftiger charakterisieren, unter den zehn Variablen mit den niedrigsten p-Werten. Diese weisen also eine hohe Wahrscheinlichkeit auf, Erklärungsbeiträge für die Unterschiede in den regionalen Deckungsbeiträgen zu leisten. Diese Variablen spiegeln nach Einschätzung des Wissenschaftlichen Beirats u.a. die Interdependenzen zwischen Krankenbehandlung und Pflegebedürftigkeit, die, insbesondere bei fortgeschrittenen chronischen Erkrankungen, komplementär sind, wider.

Die Variable *Personenbezogene Dienstleistungen* steht nach Ansicht des Wissenschaftlichen Beirats für berufsspezifische Morbiditätseffekte. Zwar umfasst der personennahe Dienstleistungsbereich auch medizinische und nicht-medizinische Gesundheitsberufe und somit potenziell auch angebotsseitige Effekte. Im für die Variablenselektion verwendeten Regressionsmodell wird allerdings bereits für die Angebotsdichte im ambulanten und stationären Bereich kontrolliert. Somit steht der geschätzte Zusammenhang für die über die Versorgungsstruktureffekte hinausgehenden Auswirkungen des personennahen Dienstleistungssektors. Eine positive Assoziation mit den Deckungsbeiträgen kommt dann zustande, wenn ceteris paribus der Anteil von (hoch-)qualifizierten Dienstleistungsberufen, bzw. Berufe mit hohem sozialen Status, mit annahmegemäß niedrigen Gesundheitsrisiken (wie z.B. Ärzte, Lehrer, Akademiker) zunimmt, was die Risikostruktur des Versichertenkollektivs in einer Region begünstigen kann.

Der Wissenschaftliche Beirat stellt fest, dass die Variable *Gesamtwanderungssaldo einen* indirekten Beitrag zur Morbiditätsmessung leistet. In den Gesundheitswissenschaften wird der *Healthy Migrant*-Effekt diskutiert, nachdem Zuwanderer tendenziell überdurchschnittlich gesund sind. Dies gilt auch für

die Binnenwanderung, die den Gesamtwanderungssaldo einer Region bestimmt (vgl. z.B. Göpffarth 2011, S. 27f.).

6.2.2.2 Normative Aspekte bei der Variablenselektion

Der Wissenschaftliche Beirat hat intensiv diskutiert, wie die Variablen *Facharztdichte* und *Hausarztdichte* hinsichtlich einer Berücksichtigung dieser Variablen im RSA zu beurteilen sind, da diese in besonderer Weise angebotsseitige Variablen darstellen. Unstrittig ist zunächst, dass eine Berücksichtigung der Variablen ceteris paribus zu einer Verringerung von Wettbewerbsverzerrungen in Regionen mit besonders hoher oder besonders niedriger Arztdichte führt. In normativer Hinsicht stellt sich die Situation komplex dar: Zunächst ist festzuhalten, dass insofern eine Zunahme an Fachärzten und Hausärzten zu mehr Behandlungen führt (angebotsinduzierte Nachfrage), diese sich, wenn diese Mehrbehandlungen mit einem Mehr an Diagnosen einhergehen, auch in höheren Zuweisungen im Rahmen des Morbi-RSA niederschlagen. Wie vorab beschrieben, erklären die Variablen *Facharztdichte* und *Hausarztdichte* nur die über diese erhöhten Zuweisungen hinausgehenden Effekte. Eine Berücksichtigung dieser Variablen im RSA würde in der Tendenz dennoch dazu führen, dass im Vergleich zum Status quo (noch) mehr Zuweisungen in die besser ausgestatteten und entsprechend weniger Zuweisungen in die weniger ausgestatteten Regionen fließen. Einerseits kann die Auffassung vertreten werden, die Variablen seien aufgrund des Kontrahierungszwanges mit den Kassenärztlichen Vereinigungen im Rahmen des Systems der vertragsärztlichen Versorgung mit ihren Regelungen für Bedarfsplanung und Zulassung für die einzelnen Krankenkassen exogen vorgegeben. Daraus erwachsende finanzielle Vor- und Nachteile und die damit einhergehenden Wettbewerbsverzerrungen sollten insoweit daher im RSA ausgeglichen werden. Auch wird darauf hingewiesen, dass die dichter mit Angebot an Arztleistungen ausgestatteten Regionen mit ihrer quantitativ umfangreicheren und qualitativ höherwertigen Infrastruktur Versorgungsfunktionen, wie z.B. auch die Vorhaltung hochspezialisierter stationärer und ambulanter Leistungen, auch für das Umland wahrnähmen. Andererseits wird argumentiert, dass die Berücksichtigung tendenziell die ungleichen Versorgungsdichten zementieren würde, wenn im Vergleich zum Status quo in die besser versorgten Regionen höhere Zuweisungen im RSA fließen würden. Und falls bei der Vergütung von Leistungen, die das Umland in den dichter versorgten Regionen in Anspruch nimmt, leistungsgerechte Preise gezahlt werden, bestünde kein Bedarf an zusätzlichen Transfers über den RSA hinaus. Wo dies nicht der Fall sei, müsse bei den Vergütungssystemen nachgesteuert werden, hingegen nicht beim RSA.

Die Facharztdichte, Hausarztdichte und der Gesamtwanderungssaldo sind zudem Variablen, die anders als die übrigen sieben Variablen nicht auch als Individualvariablen ausgestaltet sein könnten, wenn die entsprechenden Informationen für den RSA zur Verfügung stünden. Da der RSA im Kern auf versichertenbeziehbare Merkmale abstellt, könnte erwogen werden, diese drei Merkmale aus diesem Grund nicht in den RSA aufzunehmen.

Vor diesem Hintergrund werden im Folgenden daher zwei Modelle der Berücksichtigung von Regionalvariablen entwickelt und berechnet. In Modell M1 sind die ersten zehn Variablen der Tabelle 6.13 enthalten, sie umfasst damit die zehn Variablen mit den niedrigsten p-Werten. Demgegenüber enthält Modell M2 die reduzierte Liste, in der die Facharzt- und Hausarztdichte sowie der Gesamtwanderungssaldo nicht berücksichtigt sind.

Tabelle 6.14 stellt die beiden Variablensets M1 und M2 gegenüber. Diese werden zur Bildung von regionalen Clustern und Risikofaktoren in den regionalstatistischen Zuweisungsmodellen genutzt (vgl. Abschnitt 7.3 *Regionalstatistische Modelle*). Ein Vergleich der regionalen Verteilungswirkungen dieser beiden Variablengruppen erlaubt es, den Einfluss der ausgeschlossenen Angebotsvariablen sowie des Gesamtwanderungssaldos auf die regionale Deckungssituation zu beurteilen. Aufgrund der höheren Anzahl an enthaltenen Indikatoren¸ und da die Bestimmungsfaktoren anhand der statistischen Signifikanz ausgewählt wurden, hat das Variablenset M1 naturgemäß einen höheren regionalen Erklärungsgehalt als das Variablenset M2. Ein Auffüllen des Variablensets M2 auf zehn Variablen, mit den drei gemäß der statistischen Signifikanz nächstbesten Bestimmungsfaktoren aus Tabelle 6.13, erhöht die Modellanpassung allerdings nur geringfügig. Dies liegt an dem grundsätzlich geringeren Erklärungsgehalt der nachrückenden Variablen im Vergleich zu den zuvor ausgeschlossenen Variablen. Aus diesem Grund verzichtet der Wissenschaftliche Beirat auf die Verwendung eines dritten Variablensets.

Tabelle 6.14: Überblick über selektierte Bestimmungsfaktoren

	Variablenset	
#	M1	M2
1	Sterbekosten (Haupt- und Produktterm)	Sterbekosten
2	Zuweisungen	Zuweisungen
3	Ambulante Pflege	Ambulante Pflege
4	Sterberate	Sterberate
5	Facharztdichte (Haupt- und Produktterm)	Pflegebedürftige
6	Pflegebedürftige (Haupt- und Produktterm)	Personenbezogene Dienstleistungen
7	Hausarztdichte (Haupt- und Produktterm)	Stationäre Pflege
8	Gesamtwanderungssaldo	
9	Personenbezogene Dienstleistungen	
10	Stationäre Pflege	

Quelle: Auswertung BVA

6.3 Fazit

Ziel dieses Kapitels war einerseits die empirische Analyse der Determinanten von regionalen Deckungsbeiträgen und andererseits die Auswahl von Bestimmungsfaktoren, die im Rahmen eines Regionalausgleichsmodells berücksichtigt werden können. Hierzu wurde zunächst eine Reihe von Bestimmungsfaktoren identifiziert, die für die regionale Deckungsbeitragsvariation im Status quo verantwortlich zeichnen können. Das geschätzte Regressionsmodell zur Erklärung der Deckungsbeiträ-

ge auf Kreisebene in Abschnitt 6.1 enthält Indikatoren zur Beschreibung der regionalen Morbiditäts- und Mortalitätsstrukturen, der regionalen Bevölkerungszusammensetzung, zu den medizinischen Angebotsstrukturen, zur Sozialstruktur sowie zu den Markt- und Wirtschaftsstrukturen. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung zeigen, dass etwa ein Drittel der Deckungsbeitragsvariation auf Kreisebene auf regionale Unterschiede im Gesundheitszustand, gemessen durch die kreisspezifische Morbidität und Mortalität, zurückgeführt werden können. Angebotsvariablen wie die Arzt- oder Krankenhausbettendichte haben dagegen nur einen vergleichsweise geringen Erklärungsgehalt für die Deckungsbeiträge der Kreise.

In Abschnitt 6.2 wurden die in einem Regionalausgleich zu berücksichtigenden Bestimmungsfaktoren zunächst anhand der statistischen Signifikanz ausgewählt. Im Ergebnis resultiert eine Liste mit zehn Variablen (Variablenset M1), die die Einflussfaktoren mit der geringsten Irrtumswahrscheinlichkeit im verwendeten Datensatz enthalten (vgl. Tabelle 6.14). Diese Liste umfasst kreisspezifische Indikatoren für die durchschnittlichen Ausgaben von verstorbenen Versicherten, für die durchschnittlichen Zuweisungen, zur Pflegebedürftigkeit, zur Mortalität, zur Arztdichte, zum Gesamtwanderungssaldo sowie zum Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen. Für jede der zehn Variablen wurde ein hoher inhaltlicher Wirkungserklärungsgehalt festgestellt. Zusätzlich wurde ein zweites Variablenset definiert (Variablenset M2), welches die Angebotsvariablen und den Gesamtwanderungssaldo ausschließt (vgl. Tabelle 6.14), da diese möglicherweise aus normativen Gründen nicht innerhalb des RSA Berücksichtigung finden sollten.

Das Variablenset M1 hat insgesamt einen höheren statistischen Erklärungsgehalt für die Deckungsbeitragsunterschiede auf Kreisebene als das Variablenset M2. Ob und inwiefern sich dieser Sachverhalt auch auf die regionalen Wirkungen des Morbi-RSA bei Verwendung dieser unterschiedlichen Variablensets als Ausgleichsfaktoren auswirkt, ist Gegenstand von Abschnitt 7.3 *Regionalstatistische Modelle*.

7 Modellrechnungen zur Regionalisierung der Zuweisungen

In den voranstehenden Kapiteln wurden zunächst die räumliche Über- und Unterdeckungen der GKV-Leistungsausgaben durch die RSA-Zuweisungen ausführlich beschrieben und hinsichtlich ihrer Ursachen untersucht. In den sich nun anschließenden Abschnitten erfolgt die Beschreibung, Untersuchung und Diskussion unterschiedlicher Ansätze, mittels derer sich regionale Deckungsunterschiede über eine Anpassung der Zuweisungen – teilweise oder nahezu vollständig – ausgleichen ließen.

In Abschnitt 4.4 *Ausgabendeckung nach Raumtypen* wurde beschrieben, dass – bzw. in welcher Größenordnung – sich die Deckungssituation in städtischen Gebieten von der in ländlichen Regionen unterscheidet. Im Folgenden werden daher die rd. 11.000 Gemeinden in fünf *großstadtregionale Einzugsbereiche* zusammengefasst und auf dieser Grundlage ein raumtypbezogener Ausgleich durchgeführt. Die Auswirkungen dieser Ausgleichsvariante werden in Abschnitt 7.1 ebenso beschrieben, wie die eines weiteren Ausgleichsmodells, das für die Ermittlung regionaler Risikozuschläge die 401 Kreise auf Grundlage ihres sogenannten *siedlungsstrukturellen Typus* kategorisiert.

Direkt auf Ebene des Wohnortes der Versicherten – d.h. ohne jegliche wohnortbezogene Gruppen bzw. Clusterbildung – setzen die in Abschnitt 7.2 betrachteten direkten regionalen Zuweisungsmodelle an. Zum einen wird hier ein Modell untersucht, in dem regionale Über- und Unterdeckungen auf Kreisebene vollständig ausgeglichen werden *(Kreismodell*), zum anderen erfolgt die Analyse eines Modelltypus, der nicht den Ausgleich der isolierten tatsächlichen Über- und Unterdeckungen der einzelnen Regionen zum Ziel hat, sondern auch die Deckungssituation umliegender Regionen in die Betrachtung miteinbezieht, mit bei zunehmender Entfernung abnehmender Gewichtung (*GWR-Modell*).

In Abschnitt 7.3 wiederum wird auf die in Kapitel 6 *Einflussfaktoren regionaler Deckungsbeiträge im Status quo* identifizierten Determinanten regionaler Über- und Unterdeckungen zurückgegriffen, deren Eignung sowohl als Grundlage für eine Clusterung der 401 Kreise (auf Grundlage statistisch zu erwartenden Über- und Unterdeckungen) als auch als direkte Ausgleichsvariablen zu untersuchen sein wird (*regionalstatistische Modelle*).

In den hier beschriebenen Berechnungen bleibt das RSA-Modell im Übrigen unverändert; die Risikozuschläge für die etablierten Risikogruppen (AGGs, EMGs HMGs und KEGs) verändern sich allerdings, weil Teile der Mittel, die bislang über diese Variablen zugewiesen wurden, nun nach den Regionalvariablen verteilt werden.

7.1 Raumtypbezogene Zuweisungsmodelle

In Kapitel 4 *Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA im Status quo* wurden die auf regionaler Ebene nach

Durchführung des RSA bestehen bleibenden mittleren Über- bzw. Unterdeckungen ausführlich beschrieben. Unter Nutzung zweier Raumabgrenzungsansätze der laufenden Raumbeobachtung des BBSR – der *(groß-) stadtregionalen Zuordnung* der Wohngemeinden sowie des *siedlungsstrukturellen Typisierung* der Wohnkreise – wurde u.a. gezeigt, dass Versichertengruppen mit Wohnorten in zentralen Lagen (also in den *Zentren* und deren *Ergänzungsgebiete* bzw. in den *Großstädten*) tendenziell RSA-Unterdeckungen aufweisen, während Versicherte mit Wohnort in peripheren bzw. ländlichen Lagen eher überdeckt sind.

Im Folgenden werden die in Kapitel 4 *Beschreibung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA im Status quo* zu reinen Analysezwecken genutzten Raumtypen des BBSR erneut aufgegriffen, an dieser Stelle mit dem Ziel ihrer Nutzung als Variablen zum Ausgleich regionaler Ausgabenunterschiede. Dargestellt werden einerseits der Ausgleich des BBSR-Merkmals der Großstadtregionen (*Stadtregionsmodell*) sowie die Berücksichtigung der siedlungsstrukturellen Zuordnung (*Kreistypmodell).* Auf Grundlage der verwendeten Raumklassifikationen werden dabei die einzelnen Wohnorte der Versicherten den jeweiligen Raumtypen zugeordnet. Die gemeinsam auf eine Kategorie entfallenden Orte bilden somit *Gruppen von nach den Abgrenzungskriterien des BBSR vergleichbaren Regionen,* die die ausgleichsrelevanten Risikomerkmale darstellen. Für jede dieser Gruppen wird – analog zur Berechnung der Risikozuschläge für AGGs, EMGs, HMGs und KEGs – über das Regressionsmodell ein gesonderter Risikozuschlag ermittelt und ausgeglichen.

Grundsätzlich sind zur Nutzung im Morbi-RSA auch andere Ansätze zur raumtypbezogenen Gruppenbildung denkbar. Der Wissenschaftliche Beirat hat daher auch weitere Varianten untersucht und bewertet. So wurde bspw. das Merkmal der *Großstadtregion* mit dem des *siedlungsstrukturellen Kreistyps* kombiniert und im Verfahren ausgeglichen. Simuliert wurde außerdem ein Modell, dessen Gruppierungsansatz auf dem – in Abhängigkeit von der Einwohnerzahl und der zentralörtlichen Funktion kategorisierten – *differenzierten Stadt- und Gemeindetyp* fußt (vgl. Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung 2018c). Da sich diese Modelle hinsichtlich ihrer Verteilungswirkungen weder auf individueller noch auf regionaler oder Krankenkassenebene von den beiden erstgenannten Ansätzen unterscheiden, wird auf eine Darstellung der Ergebnisse verzichtet.

7.1.1 Ausgleich des Merkmals *(Groß-)Stadtregionen*

Das Stadtregionsmodell baut auf der BBSR-Klassifizierung der Großstadtregionen auf. Eine Beschreibung dieser Systematik findet sich auf der Homepage des BBSR (Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung 2018a) sowie in Abschnitt 4.4.1 *(Groß-)Stadtregionen* dieses Gutachtens.

7.1.1.1 Modellspezifikation

Jeder Versicherte wird gemäß der Zuordnungstabelle des BBSR über den für ihn übermittelten Gemeindeschlüssel einem von fünf großstadtregionalen Raumtypen (*Großstadtregionales Zentrum*, *Ergänzungsgebiet*, *engerer Verflechtungsraum*, *weite-*

rer Verflechtungsraum oder *außerhalb einer Großstadtregion*) zugeordnet. Versicherte, für die sich aufgrund fehlender Wohnortinformationen keine Zuordnung zu einem der genannten Stadtregionstypen ergibt, werden als sechste Gruppe (*nicht zuordenbar*) mitgeführt. Für Krankenkassenwechsler liegen in den BVA-Daten mehrere (ggf. unterschiedliche) Wohnortinformationen vor. In diesem Fall wird die Zuordnung auf Basis der Meldung der Krankenkasse vorgenommen, bei der die betreffende Person zuletzt versichert war.

In der Regression zur Ermittlung der Risikozuschläge werden auf Grundlage dieser Zuordnung sechs zusätzliche Dummy-Variablen aufgenommen und zur Erklärung der Leistungsausgaben der Versicherten berücksichtigt. Die sich aus der Regression ergebenden Kostenschätzer werden versichertentaggenau im Risikostrukturausgleich berücksichtigt und ausgeglichen.

7.1.1.2 Ergebnisse

Die Risikozuschläge für die fünf großstadtregionalen Risikomerkmale sind Tabelle 7.1 zu entnehmen. Die fünfte Gruppe, die die Versicherten außerhalb einer Großstadtregion enthält, wird als regionale Referenzgruppe definiert, d.h. ihr Kostenschätzer wird a priori auf den Wert *null restringiert*. Die Wahl der Referenzkategorie fällt auf diese regionale Gruppe, weil sie im Status quo die höchste Überdeckung je Versichertenjahr aufweist. Die Gruppe der Versicherten, die keiner Region zuzuordnen sind, wird als sechste regionale Risikogruppe in der Regressionsrechnung mitberücksichtigt; für diese ergibt sich (aufgrund ihrer starken Überdeckung im Status quo) ein deutlich negativer Kostenschätzer. Für die vier übrigen regionalen Risikogruppen werden positive Regressionskoeffizienten ermittelt. Durch die Berücksichtigung der großstadtregionalen Wohnortzuordnung ergibt sich somit eine Differenzierung der Zuweisungen der Versicherten in den unterschiedlichen Regionen. Im Ergebnis erhalten die Krankenkassen in dieser Modellvariante für einen in einem großstadtregionalen Zentrum wohnhaften Versicherten eine um rund 81 € höhere Zuweisung als für einen Versicherten, der außerhalb einer Großstadtregion lebt (bei ansonsten identischen Risikomerkmalen). Für Versicherte ohne (gültiges) Wohnortmerkmal in der Bundesrepublik ergibt sich dagegen ein Abschlag in Höhe von 665 €.

Tabelle 7.1: Stadtregionsmodell: Kostenschätzer (Jahreswerte)

Risikofaktor	Stadtregionsmodell
Großstadtregionales Zentrum	81 €
Ergänzungsgebiet zum Zentrum	43 €
Engerer Verflechtungsraum	18 €
Weiterer Verflechtungsraum	1 €
Außerhalb einer Großstadtregion	0 €
Nicht zuordenbar	-665 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Versichertenebene

Trotz der Modellerweiterung um das Merkmal des großstadtregionalen Einzugsbereiches ergibt sich auf versichertenindividueller Ebene keine nennenswerte Veränderung der Prognose-

kraft. Geringfügige Bewegungen bei den entsprechenden Gütemaßen sind lediglich beim MAPE auf Versichertenebene zu verzeichnen (vgl. Tabelle 7.2). Dieser Effekt wurde in der Vergangenheit bereits in den Untersuchungen von Göpffarth (2013, S. 34) sowie Wende und Weinhold (2017, S. 55) gezeigt. Zurückzuführen ist er darauf, dass die hier betrachtete Modellerweiterung zwar insoweit auf einer personenbezogenen Ebene ansetzt, als dass die Merkmalszuordnung und die anschließende Regression auf Grundlage der einzelnen Versicherten erfolgt; allerdings handelt es sich beim hier in die RSA-Gleichung aufgenommenen Risikomerkmal des *Wohnorttyps* um eine Variable, die mit dem Gesundheitszustand des Individuums (bzw. dessen individuellem Nachfrageverhalten) in keinem direkten Zusammenhang steht. Die Wohnorte der Versicherten können daher auch nicht viel zur Erklärung der versichertenindividuellen Ausgabenvarianz beitragen. Somit lassen sich die auf Ebene des Kollektivs ermittelten Zusammenhänge (etwa: *niedrigere Deckungsbeiträge des Versichertenkollektivs in den Städten*) nicht uneingeschränkt auf die Individuen dieses Kollektivs oder innerhalb des Kollektivs gebildete Subgruppen übertragen (*niedrige Deckungsbeiträge bei jedem einzelnen Städter bzw. in jeder einzelnen Stadt*).

Tabelle 7.2: Stadtregionsmodell: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell 2018	Stadtregionsmodell
R^2	25,84%	25,84%
adj. R^2	25,84%	25,84%
CPM	24,13%	24,13%
MAPE	2.267,60 €	2.267,40 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Auch Verbesserungen der Prädiktionsgüte auf Ebene einzelner Versichertengruppen bleiben bei Integration des stadtregionalen Wohnortmerkmals aus (vgl. Tabelle 7.3). Das bedeutet, dass im Status quo ggf. bestehende Selektionsanreize gegen die jeweilige Kategorie der (kranken) Versicherten durch die hier untersuchte Form einer regionalen Zuweisungsanpassung nicht verändert würden.

Tabelle 7.3: Stadtregionsmodell: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Stadtregionsmodell
		DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	286 €	285 €
	Ja	-85 €	-85 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	150 €	150 €
	Ja	-1.006 €	-1.006 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	311 €	305 €
	Ja	-31 €	-31 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	156 €	156 €
	Ja	-852 €	-853 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	278 €	277 €
	Mindestens eine RSA-KH	-97 €	-97 €
	Nur nicht RSA-KHs	-117 €	-116 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	-2 €	-1 €
	Ja	69 €	65 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Die Effekte, die ein Ausgleich der großstadtregionalen Zuordnung auf die Über- und Unterdeckungen der Krankenkassen hätte, sind nicht eindeutig zu beurteilen. Werden alle Krankenkassen – unabhängig von ihrer Größe – als gleichberechtigte Entitäten berücksichtigt, so ergibt sich durch die Hinzunahme der Stadtregionsvariablen im Vergleich zum Status quo eine leichte Zunahme der mittleren Fehldeckungen (vgl. Tabelle 7.4, $MAPE_{KK_abs}$), da die betragsmäßigen Über- und Unterdeckungen insbesondere bei kleinen Krankenkassen ansteigen würden. Wird den größeren Krankenkassen bei Ermittlung des mittleren Prognosefehlers hingegen ein höheres Gewicht eingeräumt, so ergibt sich für die resultierende Kennzahl ($MAPE_{KK_gew}$) ein gegenüber dem Modell 2018 sinkender, also etwas besserer Wert.

Tabelle 7.4: Stadtregionsmodell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell 2018	Stadtregionsmodell
absolut	53,28 €	54,24 €
gewichtet	47,95 €	43,63 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Bei Betrachtung der nach ihrem Wohnorttypus abgegrenzten Versichertengruppen resultieren erwartungsgemäß Deckungsbeiträge, die für die Einzelkategorien der *großstadtregionalen Einzugsbereiche* jeweils annähernd den Wert *null Euro* annehmen (vgl. Tabelle 5.15).[21] Aufgrund einer ähnlichen Zuordnungssystematik bei Bildung der *siedlungsstrukturellen Kreistypen* ergeben sich zudem für die hier betrachteten Untergruppen Deckungsbeiträge, die im Vergleich zum Modell des Jahres 2018 betragsmäßig stark abnehmen. Dies gelingt am wenigsten für die ländlichen Kreise. Auffällig ist hierbei, dass sich die bisherige durchschnittliche Überdeckung in dünn besiedelten ländlichen Kreisen durch die pauschale Absenkung der Zuweisungen für Versicherte in Regionen ohne Anschluss an eine Großstadt in eine betragsmäßig deutlich höhere Unterdeckung verwandeln würde.

Tabelle 7.5: Stadtregionsmodell: Deckungsbeiträge nach Regionstyp

Versichertengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Stadtregionsmodell
		DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	-50 €	0 €
	Ergänzungsgebiet	-13 €	0 €
	Enge Verflechtung	13 €	0 €
	Weite Verflechtung	29 €	0 €
	Außerhalb Großstadtregion	30 €	0 €
	Nicht zuordenbar	695 €	3 €
Siedlungsstrukturell-er Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	-49 €	-3 €
	Städtische Kreise	11 €	2 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	42 €	18 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	6 €	-22 €
	Nicht zuordenbar	695 €	3 €

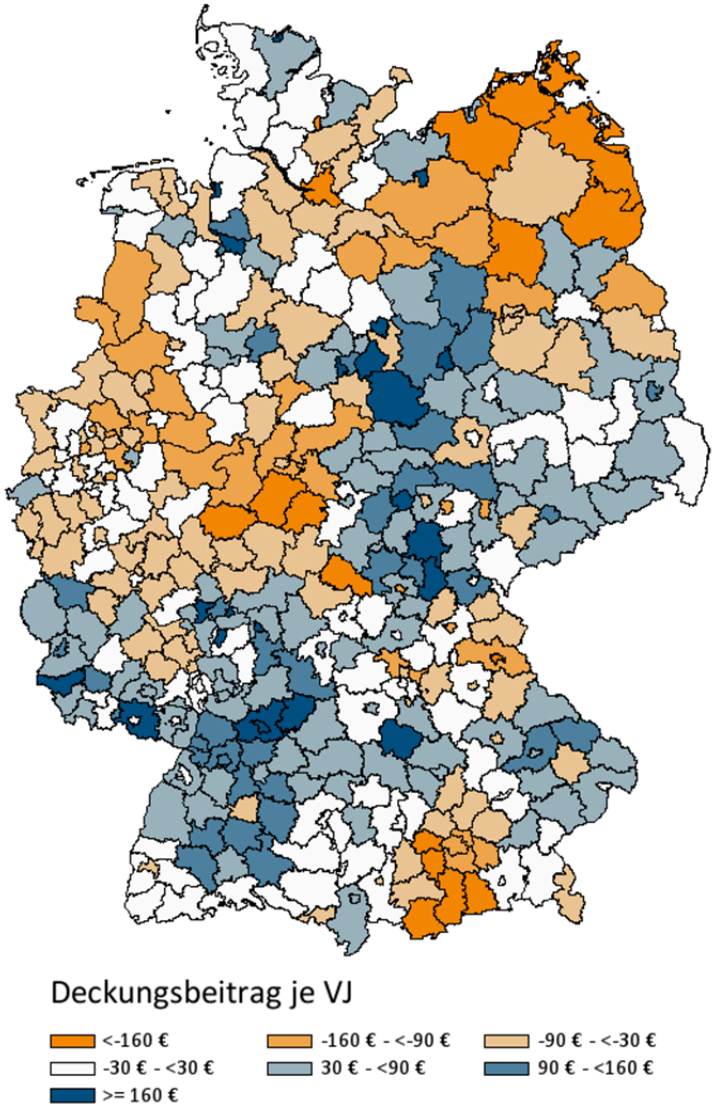
Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

Die Verteilung der durchschnittlichen regionalen Über- und Unterdeckungen im *Stadtregionsmodell* ergibt sich aus Abbildung 7.1, deren Zunahme bzw. Reduktion im Vergleich zum

[21] Da die Zuweisungsberechnung auf einer eindeutigen Zuordnung der Versicherten zu genau einer Wohngemeinde erfolgt (s.o.), die Ermittlung der Deckungsbeiträge dagegen auf einer versichertentaggenauen Zuordnung basiert, bei der für Krankenkassen- (und Wohnort-)wechsler unterschiedliche Wohngemeinden berücksichtigt werden können, nehmen die hier dargestellten Werte – wie etwa bei der Gruppe *nicht zuordenbar* ersichtlich – nicht exakt den Wert 0,00 € an.

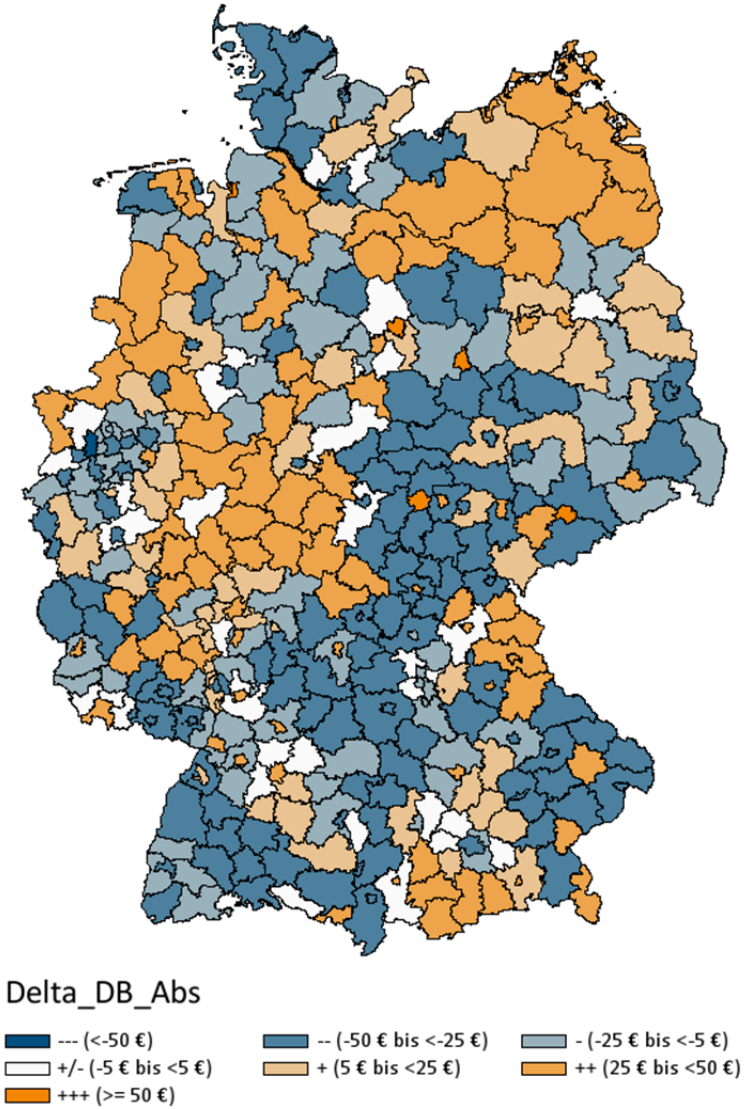
Status quo wird in Abbildung 7.2 dargestellt. Es zeigt sich, dass sich durch die Berücksichtigung des Merkmals *großstadtregionaler Einzugsbereich* die Überdeckungen in 216 Kreisen und kreisfreien Städten reduzieren würden, wohingegen in 152 weiteren Regionaleinheiten zunehmende Über- und Unterdeckungen zu erwarten wären. In den übrigen 33 Kreisen dagegen blieben die mittleren Deckungsbeiträge je Versichertenjahr nahezu unverändert. Mit Blick auf das Ergebnis kann festgehalten werden, dass die Deckungsbeitragsunterschiede zwischen den unterschiedlichen Stadtregionen beseitigt werden, *innerhalb* dieser Kategorien aber weiterhin nennenswerte Ausgabenunterschiede existieren, die vom untersuchten Modell nicht berücksichtigt und ausgeglichen werden.

Abbildung 7.1: Stadtregionsmodell: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 7.2: Stadtregionsmodell: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Auch bei Betrachtung der Verteilungsstatistiken in Tabelle 7.6 zeigt sich, dass die Berücksichtigung des großstadtregionalen Einzugsbereiches als RSA-Variable einen nur geringen Einfluss auf die regionalen Über- und Unterdeckungen hat. So bleiben sowohl die Spanne als auch der Interquartilsabstand der Deckungsbeiträge (und -quoten) zwischen den Kreisen und kreisfreien Städten im Vergleich zum Status quo nahezu unverändert. Die Abnahme des Variationskoeffizienten der Deckungsquoten um lediglich 0,005 Punkte bestätigt, dass der Erklärung regionaler Ausgabenunterschiede über die Hinzunahme des Großstadtmerkmals enge Grenzen gesetzt sind.

Tabelle 7.6: Stadtregionsmodell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge

Verteilungsstatistiken (Kreisebene)	Modell 2018		Stadtregionsmodell	
	DB_VJ	DQ	DB_VJ	DQ
Minimum	-260 €	0,9153	-290 €	0,9111
1. Quartil	-42 €	0,9839	-50 €	0,9812
Median	17 €	1,0063	9 €	1,0032
3. Quartil	82 €	1,0304	63 €	1,0247
Maximum	341 €	1,1482	311 €	1,1351
Interquartilsabstand	124 €	0,0465	113 €	0,0436
Mittelwert	17 €	1,0071	7 €	1,0032
Standardabweichung	94 €	0,0349	93 €	0,0343
Variationskoeffizient	-	0,0347	-	0,0342

Quelle: Auswertung BVA

Einen ähnlichen Schluss lassen die mittleren Prognosefehler auf Ebene der Gemeinden, Gemeindeverbände, Kreise und Länder zu (vgl. Tabelle 7.7). Sowohl die ungewichteten als auch die gewichteten Kennzahlen nehmen mit der Modellerweiterung jeweils nur geringfügig ab.

Tabelle 7.7: Stadtregionsmodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf regionaler Ebene

MAPE		Modell 2018	Stadtregionsmodell
AGS	absolut	220,05 €	215,74 €
	gewichtet	113,23 €	106,65 €
GVB	absolut	127,28 €	123,37 €
	gewichtet	102,71 €	95,81 €
Kreis	absolut	77,90 €	74,01 €
	gewichtet	76,51 €	69,90 €
Land	absolut	110,73 €	109,96 €
	gewichtet	44,71 €	40,58 €

Quelle: Auswertung BVA

Die mögliche Reduktion regionaler Ungleichgewichte in den RSA-Deckungsbeiträgen ist somit insgesamt als gering einzuschätzen.

7.1.2 Ausgleich des Merkmals Siedlungsstruktureller Kreistyp

Das *Kreistypmodell* baut auf der BBSR-Klassifizierung der *siedlungsstrukturellen Kreistypen* auf. Eine Beschreibungen dieser Systematik finden sich auf der Homepage des BBSR (vgl. Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung 2018b) sowie in Abschnitt 4.4.2 *Siedlungsstrukturelle Kreistypen* dieses Gutachtens. Eine Untersuchung zum Einbezug des siedlungsstrukturellen Kreistyps in den Morbi-RSA wurde bereits im Jahr 2013 (auf Basis der Daten 2010/2011) veröffentlicht (vgl. Göpffarth 2013).

7.1.2.1 Modellspezifikation

Jeder Versicherte wird gemäß der Zuordnungstabelle des BBSR über den für ihn übermittelten amtlichen Gemeindeschlüssel einem von vier siedlungsstrukturellen Kreistypen (*kreisfreie Großstadt*, *städtischer Kreis*, *ländlicher Kreis mit Verdichtungsansatz* und *dünn besiedelter ländlicher Kreis*) zugeordnet. Versicherte, für die sich aufgrund fehlender Wohnortinformationen keine Zuordnung zu einem der genannten Kreistypen ergibt, werden als fünfte Gruppe (*nicht zuordenbar*) mitgeführt. Krankenkassenwechsler mit mehreren (ggf. unterschiedlichen) Wohnortinformationen werden auf Basis der Meldung der Krankenkasse zugeordnet, bei der die betreffende Person zuletzt versichert war. In der Regression zur Ermittlung der Risikozuschläge (bislang für AGGs, EMGs, HMGs und KEGs) werden auf Grundlage dieser Zuordnung fünf zusätzliche Dummy-Variablen aufgenommen und zur Erklärung der Leistungsausgaben der Versicherten berücksichtigt. Die sich aus der Regression ergebenden Kostenschätzer werden versichertentaggenau im Risikostrukturausgleich berücksichtigt und ausgeglichen.

7.1.2.2 Ergebnisse

Die Risikozuschläge für die vier siedlungsstrukturellen Kreistypen sind Tabelle 7.8 zu entnehmen. In diesem Modell wird die dritte regionale Risikogruppe (*Ländlicher Kreis mit Verdichtungsansatz*) als Referenzkategorie gewählt, wodurch sie einen Kostenschätzer in Höhe von *null* Euro erhält. Für die Gruppe der nicht zuordenbaren Versicherten wird erneut ein stark negativer Regressionskoeffizient ermittelt, der auf die hohe Überdeckung der entsprechenden Versicherten im Status quo zurückzuführen ist. Für die drei übrigen Risikomerkmale errechnet der Regressionsansatz positive Werte. Durch die Berücksichtigung der siedlungsstrukturellen Wohnortzuordnung resultiert eine regionale Differenzierung der Zuweisungen. So erhalten die Krankenkassen in dieser Modellvariante (bei ansonsten gleichen Risikomerkmalen) für einen Versicherten mit Wohnort in einer kreisfreien Großstadt eine Zuweisung, die jährlich um rund 92 € höher liegt als bei einem Versicherten, der in einem ländlichen Kreis mit Verdichtungsansatz lebt. Für Versicherte ohne (gültiges) Wohnortmerkmal in der Bundesrepublik ergibt sich dagegen ein Abschlag in Höhe von 654 €.

Tabelle 7.8: Kreistypmodell: Kostenschätzer (Jahreswerte)

Risikofaktor	Kostenschätzer Kreistypmodell
Kreisfreie Großstadt	92 €
Städtischer Kreis	32 €
Ländl. Kreis mit Verdichtungsansatz	0 €
Ländl. Kreis (dünn besiedelt)	36 €
Nicht zuordenbar	-654 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Versichertenebene

Ähnlich wie beim Ausgleich des Merkmals des großstadtregionalen Einzugsbereichs wirkt sich die Berücksichtigung des Kreistyps auf die versichertenindividuelle Zielgenauigkeit des Modells kaum aus. Das Maß für den mittleren Vorhersagefehler MAPE sinkt um 19 Cent und somit in einer ähnlichen Größenordnung wie beim zuvor betrachteten Stadtregionsmodell.

Tabelle 7.9: Kreistypmodell: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell 2018	Kreistypmodell
R^2	25,84%	25,84%
adj. R^2	25,84%	25,84%
CPM	24,13%	24,13%
MAPE	2.267,60 €	2.267,41 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Soweit es die standardmäßig betrachteten Versichertengruppen betrifft, bewirkt die Berücksichtigung des siedlungsstrukturellen Kreistyps des Wohnortes in der RSA-Formel nur sehr geringfügige Veränderungen (vgl. Tabelle 7.10). So nimmt die Überdeckung von Versicherten ohne ambulante Diagnose um 6,47 € je Versichertenjahr (-2,1 %) ab, ebenso die Überdeckung der Krankenkassenwechsler (-3,25 € bzw. -4,7 %). Die Ausgabendeckung der übrigen Versichertengruppen bleibt dagegen nahezu unverändert. Gegebenenfalls bestehende Selektionsanreize hinsichtlich dieser Merkmale würden sich durch die Einführung dieser Form der regionalen Zuweisungsanpassung weder verbessern noch verschlechtern.

Tabelle 7.10: Kreistypmodell: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Kreistypmodell
		DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	286 €	285 €
	Ja	-85 €	-85 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	150 €	150 €
	Ja	-1.006 €	-1.006 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	311 €	305 €
	Ja	-31 €	-31 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	156 €	156 €
	Ja	-852 €	-853 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	278 €	277 €
	Mindestens eine RSA-KH	-97 €	-97 €
	Nur nicht RSA-KHs	-117 €	-116 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	-2 €	-1 €
	Ja	69 €	65 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Auf Ebene der Krankenkassen – bzw. deren durchschnittlichen Über und Unterdeckungen – wiederholt sich das beim Stadtregionsmodell gezeigte Bild: Die mittleren Fehldeckungen verschlechtern sich leicht, sofern die Größe der einzelnen Krankenkassen außer Acht gelassen wird (vgl. Tabelle 7.11, $MAPE_{KK_abs}$). Wird den größeren Krankenkassen bei Ermittlung des mittleren Prognosefehlers hingegen ein höheres Gewicht eingeräumt, so ergibt sich für die resultierende Kennzahl ($MAPE_{KK_gew}$) ein gegenüber dem Modell 2018 besserer Wert, der geringfügig schlechter als der Wert des Stadtregionsmodelles ist.

Tabelle 7.11: Kreistypmodell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell 2018	Kreistypmodell
absolut	53,28 €	54,18 €
gewichtet	47,95 €	44,03 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Die Berücksichtigung des siedlungsstrukturellen Kreistyps des Wohnortes der Versicherten ergibt erwartungsgemäß eine sehr weitgehende Ausgabendeckung der nach diesem Merkmal abgegrenzten Versichertengruppen (vgl. Tabelle 7.12, zu den verbliebenen Abweichungen der Deckungsbeiträge vom Wert *null* vgl. Fußnote 21). Auch die Beträge der mittleren Deckungsbeiträge der auf Grundlage des großstadtregionalen Einzugsbereichs gebildeten Gruppen nehmen in diesem Szenario, mit einer einzigen Ausnahme, deutlich ab. Lediglich in der Gruppe der Versicherten aus den Ergänzungsgebieten zu einem Zentrum ist die durchschnittliche Unterdeckung um etwa drei Euro größer als im Status quo.

Tabelle 7.12: Kreistypmodell: Deckungsbeiträge nach Regionstyp

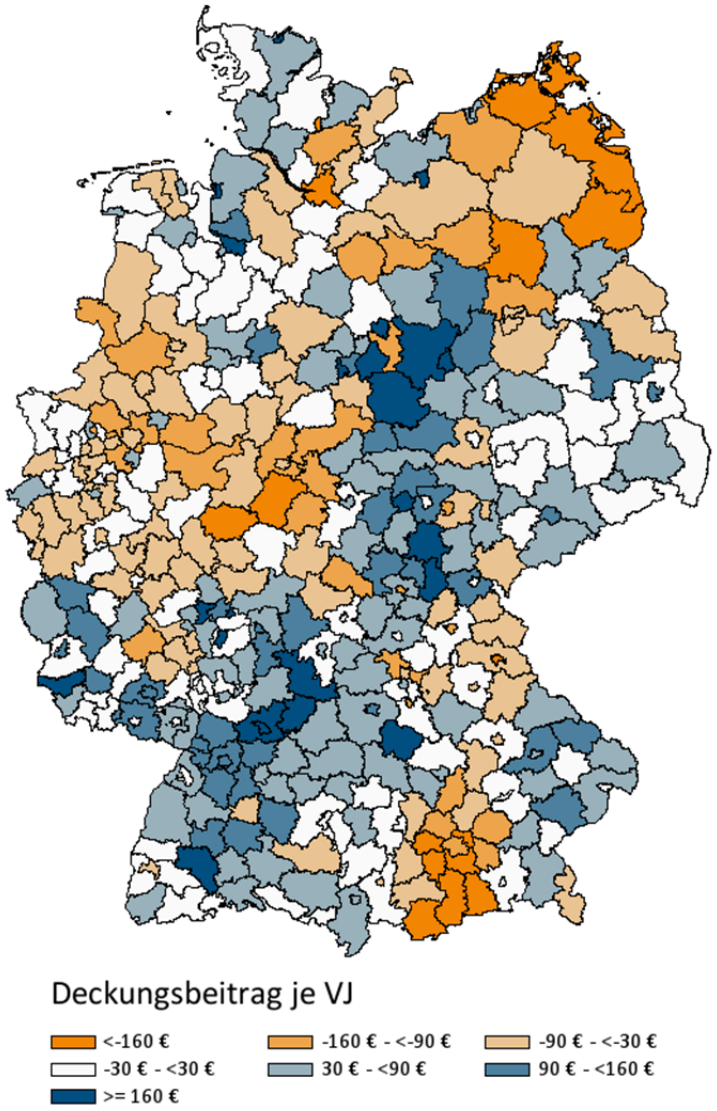
Versichertengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Kreistypmodell
		DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	-50 €	-4 €
	Ergänzungsgebiet	-13 €	-16 €
	Enge Verflechtung	13 €	-3 €
	Weite Verflechtung	29 €	9 €
	Außerhalb Großstadtregion	30 €	11 €
	Nicht zuordenbar	695 €	3 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	-49 €	0 €
	Städtische Kreise	11 €	0 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	42 €	0 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	6 €	0 €
	Nicht zuordenbar	695 €	3 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

Die sich aus diesem Modell ergebende Verteilung der durchschnittlichen regionalen Über- und Unterdeckungen wird in Abbildung 7.3 dargestellt, die Zunahme bzw. Reduktion der Fehldeckungsbeträge auf Kreisebene in Abbildung 7.4. Es zeigt sich, dass sich durch die Berücksichtigung des Merkmals *siedlungsstruktureller Kreistyp* die Überdeckungen in 182 Kreisen

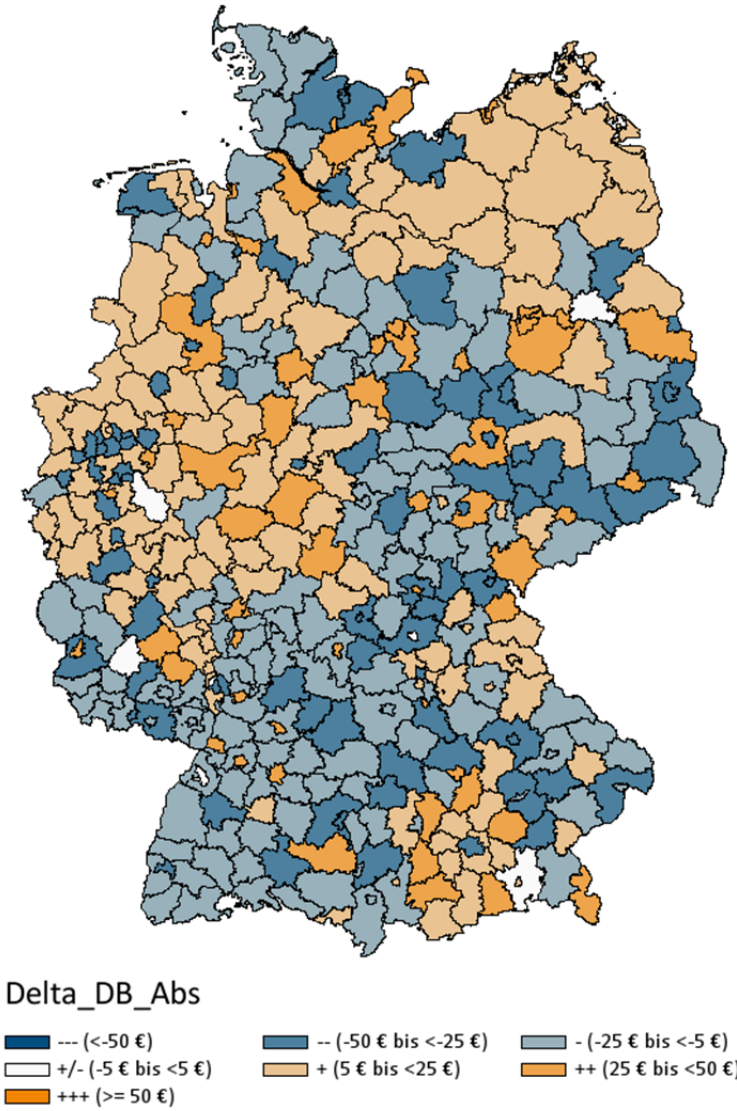
und kreisfreien Städten reduzieren lassen, wohingegen in 188 weiteren Regionaleinheiten zunehmende Über- und Unterdeckungen festzustellen sind. In den übrigen 31 Kreisen bleiben die mittleren Deckungsbeiträge je Versichertenjahr nahezu unverändert. Das Kreistypmodell schneidet in dieser Betrachtungsweise also etwas schlechter ab als das Stadtregionsmodell.

Abbildung 7.3: Kreistypmodell: regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 7.4: Kreistypmodell: Veränderung der absoluten Über- und Unterdeckungen



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Die in Tabelle 7.13 aufgeführten Statistiken zur regionalen Verteilung der Deckungsbeiträge und -quoten zeigen an, dass auch der Ausgleich des Kreistypmerkmals die räumlichen Disparitäten nur geringfügig reduzieren kann. Die Spanne und der Interquartilsabstand von Deckungsbeiträgen und -quoten sinken nur geringfügig, der Variationskoeffizient der Deckungsquote nimmt lediglich um 0,0007 Punkte ab. Gegenüber den ebenfalls nur geringfügigen Veränderungen beim Stadtregionsmodell ergibt sein kein einheitliches Bild bei den einzelnen statistischen Kennziffern.

Tabelle 7.13: Kreistypmodell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge

Verteilungsstatistiken (Kreisebene)	Modell 2018		Kreistypmodell	
	DB_VJ	DQ	DB_VJ	DQ
Minimum	-260 €	0,9153	-266 €	0,9133
1. Quartil	-42 €	0,9839	-49 €	0,9826
Median	17 €	1,0063	9 €	1,0032
3. Quartil	82 €	1,0304	67 €	1,0242
Maximum	341 €	1,1482	333 €	1,1369
Interquartilsabstand	124 €	0,0465	116 €	0,0415
Mittelwert	17 €	1,0071	10 €	1,0043
Standardabweichung	94 €	0,0349	92 €	0,0342
Variationskoeffizient	-	0,0347	-	0,0340

Quelle: Auswertung BVA

Werden die mittleren Prognosefehler des Status-quo-Modells und des Kreistypmodells auf den unterschiedlichen Verwaltungsebenen verglichen, ergeben sich schließlich ebenfalls nur marginale Verbesserungen in der Zuweisungsgenauigkeit. Sowohl die ungewichteten als auch die gewichteten Kennzahlen nehmen auf Ebene der Gemeinden, der Gemeindeverbände, der Kreise und der Bundesländer jeweils nur in einem geringen Umfang ab. (vgl. Tabelle 7.14) Die mittleren Vorhersagefehler des Kreistypmodelles unterscheiden sich nur sehr geringfügig von denen des Stadtregionsmodells.

Tabelle 7.14: Kreistypmodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf regionaler Ebene

MAPE		Modell 2018	Kreistypmodell
AGS	absolut	220,05 €	216,55 €
	gewichtet	113,23 €	107,66 €
GVB	absolut	127,28 €	124,18 €
	gewichtet	102,71 €	96,85 €
Kreis	absolut	77,90 €	73,90 €
	gewichtet	76,51 €	70,16 €
Land	absolut	110,73 €	109,34 €
	gewichtet	44,71 €	40,77 €

Quelle: Auswertung BVA

7.1.3 Zwischenfazit

Bei einer möglichen Berücksichtigung raumtypenbezogener Wohnortgruppen ist zunächst positiv hervorzuheben, dass diese zu als unproblematisch einzuschätzenden Anreizwirkungen bei den Entscheidungsträgern führen, da weder Krankenkassen

noch regionalpolitische Entscheidungsträger einen Einfluss auf die Zuordnung von Gemeinden und Kreisen zu den vom BBSR gebildeten Kategorien bzw. den sich hieraus ergebenden regionalisierten Zuweisungen haben. Steigen oder sinken beispielsweise in einem großstadtregionalen Zentrum bzw. einer kreisfreien Großstadt die Ausgaben (z.B. infolge von Managementaktivitäten der Krankenkassen), erhöhen sich die Zuweisungen für diesen Raumtyp nur sehr begrenzt, sodass die Anreize zum wirtschaftlichen Verhalten gewahrt werden. Eine Umsetzung der beiden oben untersuchten Modellvarianten drängt sich allerdings bei der Betrachtung der empirischen Wirkungen nicht auf. Insgesamt fallen die Auswirkungen auf die regionalen Über- und Unterdeckungen – sowohl beim Ausgleich des *großstadtregionalen Einzugsbereichs* als auch bei Berücksichtigung des *siedlungsstrukturellen Kreistyps* im RSA – sehr gering aus. Die Unterschiede zwischen beiden Modellen sind hierbei insgesamt nur sehr gering. Auch hinsichtlich der anderen betrachteten Bewertungsdimensionen – der versichertenindividuellen Zuweisungsgenauigkeit des Modells und der Deckungssituation der einzelnen Krankenkassen – ergeben sich keine zwingenden Argumente für die künftige Umsetzung einer raumtypbezogenen Risikogruppenbildung.

7.2 Direkte regionale Zuweisungsmodelle

7.2.1 Kreismodell

7.2.1.1 Modellspezifikation

Eine weitere Möglichkeit, die im Status quo nicht-erklärten regionalen Ausgabenunterschiede auszugleichen, ist die Spezifikation der Regionalkomponente in Form eines sogenannten *Kreismodells*. Die Zuweisungs- bzw. Ausgabenregion orientiert sich dabei explizit an den administrativen Grenzen der 401 Landkreise und kreisfreien Städte (Stand: 31.12.2016). Das Kreismodell bewirkt, dass Versicherte aus überdeckten Kreisen einen Abschlag und Versicherte aus unterdeckten Kreisen einen Zuschlag erhalten.

Die Kreise lassen sich auf Grundlage des Amtlichen Gemeindeschlüssels (AGS) dem Wohnort der Versicherten eindeutig zuordnen. Mit Ausnahme weniger Versicherter kann somit jeder Versicherte einem von 401 Kreisen zugeordnet werden (vgl. Abschnitt 2.1 *Daten und Methodik*). Die 401 Kreise fließen als zusätzliche Dummy-Variablen in die (versichertenbezogene) Regression zur Bestimmung der Kostenschätzer für AGG, EMG, HMG und KEG ein.

7.2.1.2 Ergebnisse

Ergebnisse auf Versichertenebene

Wie aus Tabelle 7.15 hervorgeht, ergeben sich durch die Berücksichtigung der Kreis-Dummy-Variablen als Risikofaktoren

nur geringfügige Änderungen der Kennzahlen auf der Versichertenebene. Das (adj.) R^2 und das CPM steigen um jeweils 0,01 Prozentpunkte, während das MAPE um 0,25 € sinkt. Die Veränderung fällt ähnlich gering wie bei den raumtypbezogenen Modellen aus.

Tabelle 7.15: Kreismodell: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell 2018	Kreismodell
R^2	25,84%	25,85%
adj. R^2	25,84%	25,85%
CPM	24,13%	24,14%
MAPE	2.267,60 €	2.267,35 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Tabelle 7.16 vergleicht für ausgewählte Versichertengruppen die durchschnittlichen Deckungsbeiträge im Status quo mit den durchschnittlichen Deckungsbeiträgen bei Verwendung des Kreismodells. Insgesamt führt die Berücksichtigung von Kreisen als regionales Ausgleichsmerkmal zu überwiegend geringfügigen Verbesserungen der Deckungsbeitragssituation auf Ebene der Versichertengruppen. Dies trifft auf Versicherte mit keiner oder mindestens einer Verordnung, mit mehr als 20 Verordnungen, ohne ambulante Diagnose, mit mindestens einem Krankenhausaufenthalt und auf gesunde Versicherte bzw. Versicherte mit ausschließlich nicht RSA-relevanten Krankheiten zu. In der Gruppe der Krankenkassenwechsler sinkt der Deckungsbeitrag betragsmäßig um zwölf Euro. Die Zuordnung von Versicherten anhand der Kreise bewirkt offenbar eine vergleichsweise deutliche Erhöhung der Zielgenauigkeit bei der Gruppe der Krankenkassenwechsler. Von den Krankenkassenwechslern abgesehen, liegen die Veränderungen gegenüber dem Status quo in der gleichen Größenordnung wie bei den raumtypbezogenen Modellen.

Tabelle 7.16: Kreismodell: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell 2018	Kreismodell
			DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	18.327.990	286 €	284 €
	Ja	56.717.553	-85 €	-84 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	65.426.839	150 €	150 €
	Ja	9.618.704	-1.006 €	-1.004 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	8.136.337	311 €	304 €
	Ja	66.909.206	-31 €	-31 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	63.553.539	156 €	156 €
	Ja	11.492.004	-852 €	-850 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	21.625.492	278 €	276 €
	Mindestens eine RSA-KH	32.263.655	-97 €	-97 €
	Nur nicht RSA-KHs	21.156.396	-117 €	-116 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	71.667.974	-2 €	-1 €
	Ja	3.377.569	69 €	57 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Auf Ebene der Krankenkassen zeigen sich ebenfalls Verbesserungen der Kennzahlen. Tabelle 7.17 enthält das (absolute) ungewichtete und das mit den Versichertenjahren der Krankenkassen gewichtete MAPE auf Krankenkassenebene sowohl im Status quo als auch im Kreismodell. Durch das Kreismodell reduziert sich der absolute Vorhersagefehler um ca. sechs Euro bzw. zehn Prozent. Wird die Größe der Krankenkassen mitberücksichtigt sinkt der Vorhersagefehler um ca. zehn Euro oder 20 %. Der Effekt ist damit deutlich größer als in den beiden raumtypbezogenen Zuweisungsmodellen.

Tabelle 7.17: Kreismodell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell 2018	Kreismodell
absolut	53,28 €	47,18 €
gewichtet	47,95 €	37,67 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Tabelle 7.18 stellt die Veränderung der durchschnittlichen Deckungsbeiträge für nach der Ausprägung des großstadtregionalen Einzugsbereichs und des siedlungsstrukturellen Kreistyps abgegrenzte Versichertengruppen dar. Unabhängig von der räumlichen Einteilung der Versicherten führt das Kreismodell zu einer wesentlich höheren Zielgenauigkeit, das heißt Über- und Unterdeckungen werden im Vergleich zu der Situation ohne Regionalkomponente abgebaut. Auf Ebene der siedlungsstrukturellen Kreistypen resultiert überdies ein (nahezu) perfekter Ausgabenausgleich. Dies überrascht nicht, da diese Kreistypen höher aggregierte analytische Zusammenfassungen von Kreisen bzw. Kreisregionen darstellen. Im Vergleich zu den raumtypbezogenen Modellen, die auch schon zu einer deutlichen Verbesserung der Deckungsbeitragssituation für nach der Ausprägung des großstadtregionalen Einzugsbereichs und des siedlungsstrukturellen Kreistyps abgegrenzte Versichertengruppen führten, ergibt sich beim Kreismodell noch einmal insgesamt ein leichte Verbesserung.

Tabelle 7.18: Kreismodell: Deckungsbeiträge in regionalen Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell 2018	Kreismodell
			DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	21.185.113	-50 €	-2 €
	Ergänzungsgebiet	11.733.243	-13 €	-6 €
	Enge Verflechtung	11.233.819	13 €	-1 €
	Weite Verflechtung	11.077.839	29 €	9 €
	Außerhalb Großstadtregion	19.524.410	30 €	1 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	3 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	21.608.591	-49 €	0 €
	Städtische Kreise	29.069.040	11 €	0 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	13.097.545	42 €	0 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	10.979.248	6 €	0 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	3 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

Tabelle 7.19 zeigt, dass sich die für unterschiedliche administrative Raumabgrenzungen berechneten ungewichteten und gewichteten MAPEs im Vergleich zum Status quo zum Teil deutlich reduzieren. Die gewichteten MAPEs auf Kreis- und Bundeslandebene weisen einen nahezu perfekten Ausgleich der regionalen Leistungsausgaben auf ihren Betrachtungsebenen aus. Das Kreismodell ist hinsichtlich dieser Betrachtungsperspektive auch den beiden raumtypbezogenen Modellen (Stadtregionsmodell und Kreistypmodell) überlegen. Die für beide Raumabgrenzungen trotz der Berücksichtigung der Kreise als Risikogruppen resultierenden geringen mittleren Vorhersagefehler wurzeln in der Tatsache, dass für die Regressionsrechnungen jeder Versicherte anhand des Datenmerkmals *letzter Tag im Berichtsjahr* der Krankenkasse zugeordnet wird, bei der er als letztes versichert war. Aufgrund der versichertentaggenauen Zuordnung der Leistungsausgaben kann für Krankenkassen- und Wohnortwechsler somit kein vollständiger Ausgleich erfolgen, wodurch auf regionaler Ebene geringfügige Prognosefehler verbleiben. Dieser Effekt kommt bei den mit den Versichertenjahren gewichteten MAPEs weniger zum Tragen als bei den ungewichteten Kennzahlen.

Tabelle 7.19: Kreismodell: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		Modell 2018	Kreismodell
AGS	absolut	220,05 €	203,71 €
	gewichtet	113,23 €	68,01 €
GVB	absolut	127,28 €	101,68 €
	gewichtet	102,71 €	55,65 €
Kreis	absolut	77,90 €	3,03 €
	gewichtet	76,51 €	0,98 €
Land	absolut	110,73 €	60,54 €
	gewichtet	44,71 €	0,74 €

Quelle: Auswertung BVA

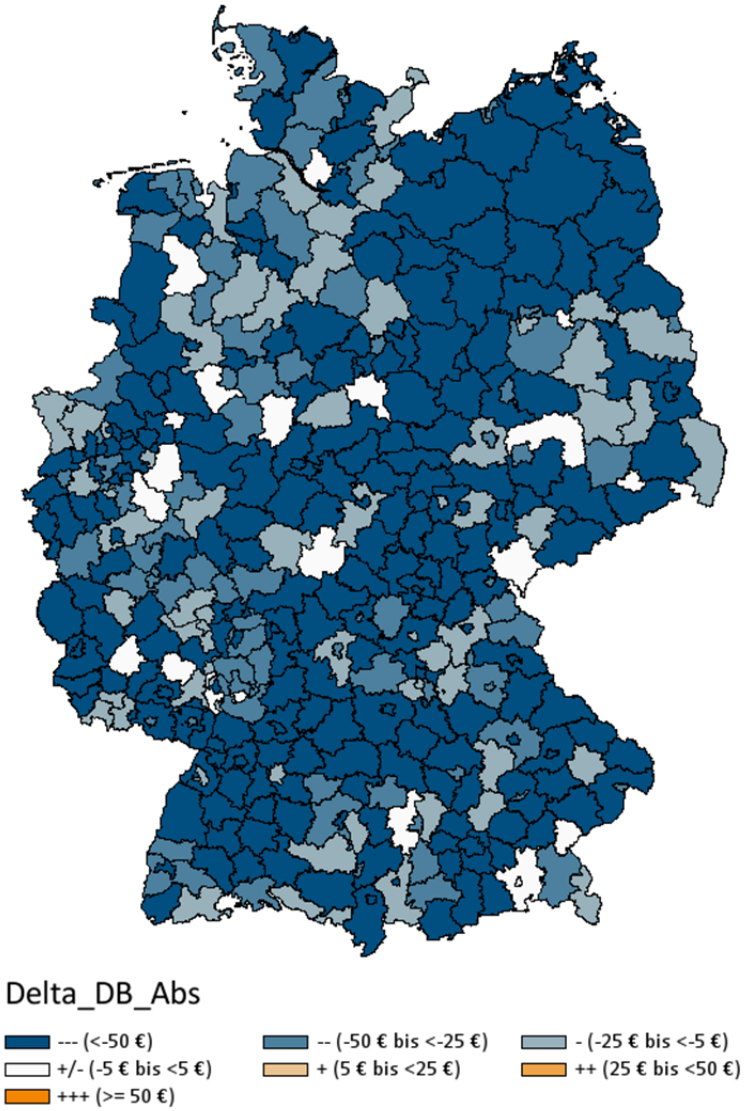
Wie aus Abbildung 7.5 hervorgeht, führt das Kreismodell in jedem Kreis zu einem nahezu vollständigen Ausgleich der Leistungsausgaben. Abbildung 7.6 veranschaulicht, dass in fast allen Kreisen Über- bzw. Unterdeckungen abgebaut werden. In lediglich 21 Kreisen bleiben die Deckungsbeiträge nahezu unverändert. Dies sind in der Regel auch diejenigen Kreise, die im Status quo bereits sehr niedrige Deckungsbeiträge bzw. hohe Deckungsquoten aufweisen.

Abbildung 7.5: Kreismodell: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 7.6: Kreismodell: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

7.2.1.3 Zwischenfazit

Die Auswertungen zeigen, dass das Kreismodell die Zielgenauigkeit der Zuweisungen sowohl auf Krankenkassen- als auch auf regionaler Ebene gegenüber dem Status quo erhöhen kann. Es ist auch den raumtypbezogenen Modellen überlegen. Auf Ebene der 401 Landkreise und kreisfreien Städte führt die Berechnung von kreisspezifischen Zu- oder Abschlägen zu einem vollständigen Ausgleich der Leistungsausgaben. Dies reduziert zwar die Anreize zur regionalen Risikoselektion, kann aber auch problematische Anreizeffekte zur Folge haben. Der auf der Kreisebene resultierende Ist-Ausgaben-Ausgleich erhöht die Gefahr, dass die regionalen bzw. lokalen Entscheidungsträger keine oder nur geringe Anreize haben, bestehende Ineffizienzen innerhalb der Kreise abzubauen oder wirtschaftliche Gesundheitsversorgungsstrukturen aufrechtzuerhalten. Der Wissenschaftliche Beirat erachtet das Kreismodell daher in einer Gesamtabwägung aus Verbesserung der Anreize hinsichtlich der Risikoselektion und Reduktion der Anreize zur Wirtschaftlichkeit nicht als geeignete Alternative für eine Regionalkomponente im RSA.

7.2.2 GWR-Modelle

Als GWR-Modelle werden Regressionsmodelle mit regionaler Gewichtung (*G*eographically *W*eighted *R*egression) bezeichnet. Wie schon im vorangehend beschriebenen Kreismodell erhalten auch in diesen Modellen die Versicherten abhängig vom regionalen Deckungsgrad ihres Wohnortes Zu- oder Abschläge zu den individuellen Zuweisungen. Im Gegensatz zum Kreismodell orientiert sich die Ermittlung der regionalen Deckungsbeiträge und der resultierenden Zuweisungen jedoch nicht direkt an den bestehenden Verwaltungsgrenzen der betrachteten Regionaleinheit, sondern bezieht – mit bei zunehmender Entfernung abnehmender Gewichtung – auch die umliegenden Regionaleinheiten mit ein. Die direkte Zuordnung der Versicherten an eine einzige explizite administrative Struktur wie z.B. den Kreis wird somit aufgehoben. Stattdessen beeinflusst die Deckungssituation der einzelnen Versicherten einer Regionaleinheit auch die der Versicherten der umliegenden Regionaleinheiten und wird im Gegenzug von deren Deckungssituation mitbeeinflusst.

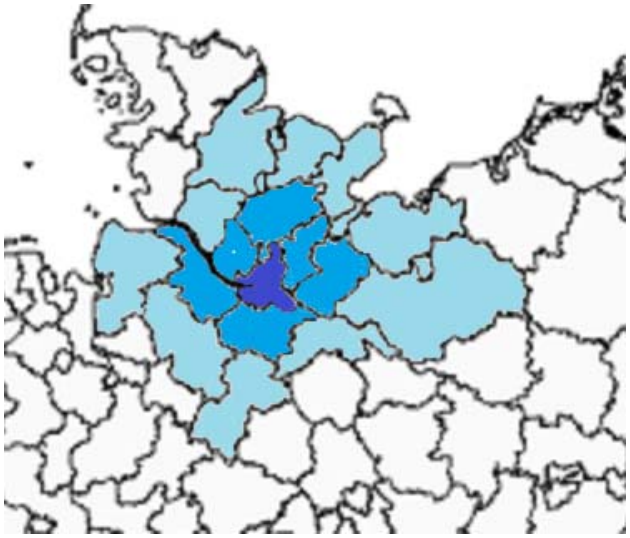
7.2.2.1 Modellspezifikation

Die vorangehend beschriebenen Kreismodelle ordnen die Versicherten bzw. deren Deckungsbeiträge direkt der eindeutigen und exklusiven Betrachtungseinheit *Kreis* zu. Im Vergleich hierzu folgen GWR-Modelle dem Konzept *dynamischer Analyseregionen*. Im Kreismodell ist jeder Versicherte dem jeweiligen Landkreis seines Wohnortes (bzw. einer kreisfreien Stadt) und somit einer im Wesentlichen verwaltungstechnisch/politisch definierten Einheit eindeutig zugeordnet, welche jedoch nur in indirektem und unvollständigem Zusammenhang zur räumlichen Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen durch den Versicherten steht, die auch jenseits der Kreisgrenzen realisiert wird. Über- und Unterdeckungen umliegender Regionen beeinflussen die Abbildung des Versicherten im Kreismodell nicht,

unabhängig davon, ob der Versicherte z.B. direkt in der Kreisstadt wohnt und dort die Mehrheit seiner Gesundheitsleistungen nachfragt oder ob er an der Kreisgrenze wohnt und die Mehrheit seiner Gesundheitsleistungen außerhalb seines eigenen Landkreises wahrnimmt; in beiden Fällen werden die Kosten der Leistungsinanspruchnahme vollständig dem Wohn-Landkreis des Versicherten zugeordnet. Dies gilt insbesondere auch für die überregionale Leistungsinanspruchnahme des Versicherten z.B. in schweren Krankheitsfällen, die in Universitäts- oder Spezialkliniken behandelt werden und besonders hohe Kosten verursachen.

GWR-Modelle lösen diese strikte, eineindeutige Zuordnung des Versicherten (bzw. seiner Deckungsbeiträge) zu einer verwaltungstechnischen Einheit auf. Es werden nicht mehr ausschließlich die Versicherten jeder einzelnen Analyseregion für sich alleine genommen betrachtet. Stattdessen werden im GWR-Modell auch die Versicherten der umliegenden Regionen in die regionale Analyse miteinbezogen (vgl. Abbildung 7.7). Das Ziel ist die Berechnung von *geographisch gewichteten mittleren Deckungsbeiträgen* für alle betrachteten Regionen. I.d.R geschieht dies unter Zuhilfenahme einer Distanzgewichtungsfunktion, die dafür Sorge trägt, dass die Charakteristika der Versicherten in den Nachbarregionen zwar mitberücksichtigt werden, diese bei zunehmender Entfernung zur Betrachtungsregion aber einen schwächer werdenden Einfluss auf das Ergebnis haben.

Abbildung 7.7: Regionale Gewichtung der Deckungsbeiträge



Quelle: Darstellung BVA in Anlehnung an König *et al.* (2016, S. 40)

So wird im Vergleich zu festen Abgrenzungen wie z.B. im Kreismodell der berechnete regionale mittlere Deckungsbeitrag der Versicherten nicht nur von ihren eigenen Über- bzw. Unterdeckungen beeinflusst, sondern auch von denen der benachbarten Versicherten, wobei deren Einfluss durch die regionale (Ab-)Gewichtung mit zunehmender Entfernung vom Wohnort immer geringer wird. Ein vereinfachtes Beispiel hierzu wird in Abbildung 7.7 dargestellt. Hier würden z.B. bei der Berechnung des gewichteten Deckungsbeitrages für Versicherte in der dunkelblauen Region, zusätzlich auch die Deckungsbeiträge der Versicherten aus den mittelblauen Regionen mit einem Gewicht von 0,5 und die Deckungsbeiträge der Versicherten aus den hellblauen Regionen noch mit einem Gewicht von 0,25

berücksichtigt. Im Gegenzug dazu beeinflussen die betrachteten Versicherten der in Abbildung 7.7 dunkelblau eingefügten Region ebenfalls die Deckungsbeiträge der sie umgebenden Versicherten (vgl. König *et al.* 2016, S. 39f.).

Ausgestaltung der geographischen Gewichtung

Grundlegende Betrachtungseinheit für die nachfolgenden Auswertungen ist der AGS, der auf den zur Verfügung stehenden Daten die kleinstteilige regionale Abgrenzung bildet. Den jeweiligen AGSs können über das UTM-Koordinatensystem (Universal Transverse Mercator coordinate system) die räumlichen Koordinaten der jeweiligen Ortsmittelpunkte in einem zweidimensionalen kartesischen Koordinatensystem zugeordneten werden. Die Lage eines betrachteten Punktes innerhalb einer UTM-Zone[22] (vgl. Bundesamt für Kartographie und Geodäsie 2018) wird dabei durch den Abstand des Punktes vom Äquator sowie des Bezugsmeridians in Metern angegeben. Die räumliche Distanz zweier beliebiger Ortsmittelpunkte innerhalb einer UTM-Zone kann dann unter Anwendung des Satzes des Pythagoras ermittelt werden.

Die ermittelten räumlichen Distanzen zwischen den einzelnen Gemeinden bilden die Parameter für die Berechnung der Distanzgewichte. Da die Modellergebnisse letztlich maßgeblich von der Höhe der verwendeten Gewichte abhängen, kommt der konkreten Ausgestaltung der zur Berechnung dieser Distanzgewichte verwendeten Distanzgewichtungsfunktion eine zentrale Bedeutung zu (vgl. Brunsdont *et al.* 1998, S. 433ff.).

Nachfolgend wird eine bi-quadratische Gewichtungsfunktion zur Bestimmung der Distanzgewichte verwendet:

$$w_{AGS_{i,j}} = \begin{cases} \left(1 - \frac{d_{AGS_{ij}}^2}{d^2}\right)^2, & wenn\ d_{AGS_{i,j}} \leq d \\ 0, & wenn\ d_{AGS_{i,j}} > d \end{cases}, \quad j = 1,\ 2, \ldots, N. \qquad (7.1)$$

mit:

$w_{AGS_{i,j}}$ Distanzgewicht zwischen AGS *i* (AGS des Versicherten) und AGS *j* (*entfernte* AGS zu der das Distanzgewicht bestimmt wird),

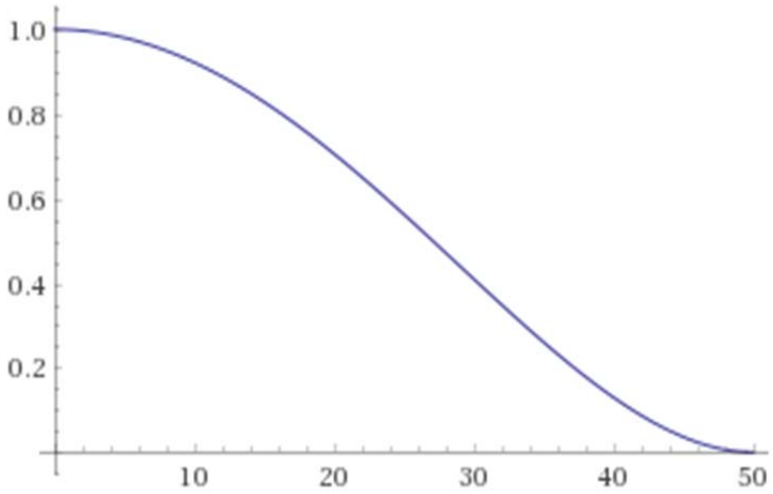
d Wirkradius der Gewichtung in Kilometern,

$d_{AGS_{i,j}}$ Distanz AGS *i* zu AGS *j* in Kilometern.

Die verwendete Gewichtungsfunktion zählt zu den in der Praxis für GWR-Modelle am häufigsten verwendeten Gewichtungsfunktionen, da sie bis zum gewählten Wirkradius *d* eine monoton abnehmende Gewichtung gewährlistet. Außerhalb des Wirkradius betragen die Gewichte dann *Null* (vgl. Leung 2010, S. 238ff. und König *et al.* 2016). Abbildung 7.8 zeigt den in der oben dargestellten Gewichtungsfunktion definierten Ausschnitt für d=50 km [null bis 50 km], der im GWR-Modell Verwendung findet.

[22] Deutschland liegt größtenteils in den UTM-Zonen 32 (6°-12° östliche Länge) und 33 (12°-18° östliche Länge).

Abbildung 7.8: Bi-quadratische Distanzgewichtung im GWR-Modell



Quelle: Darstellung BVA

Das berechnete Gewicht fällt mit zunehmender Entfernung von Ausgangspunkt und beträgt z.B. für eine Entfernung von 20 km ca. 71 % und für eine Entfernung von 40 km lediglich noch 13 %. Mit Erreichen der Grenzdistanz von 50 km beträgt das Gewicht genau null Prozent.[23]

Der geographisch gewichtete Deckungsbeitrag je Versichertentag für den jeweils betrachteten AGS ermittelt sich dann als:

$$DB_{VT_{AGS_i}} = \frac{\sum_{GS_j=1}^{N_{AGS_j}} (w_{ij} * DB_{VT_{AGS_j}} * VT_{AGS_j})}{\sum_{AGS_j=1}^{N_{AGS_j}} (w_{ij} * VT_{AGS_j})} \qquad (7.2)$$

mit:

$DB_{VT_{AGS_i}}$ Deckungsbeitrag je Versichertentag für AGS_i (der AGS des Versicherten *i*),

$DB_{VT_{AGS_j}}$ Deckungsbeitrag je Versichertentag für den AGS_j,

w_{ij} Distanzgewicht für die Strecke AGS_i zu AGS_j,

VT_{AGS_j} Versichertentage im AGS_j.

GWR-Modell mit regionaler Grundpauschale

Die Berechnung des eigentlichen GWR-Modells basiert auf dem von König *et al.* (2016) vorgeschlagenen GWR-Modell mit regionaler Grundpauschale. Dazu wird zunächst der Regionaleffekt in Höhe der regional gewichteten Durchschnittsausgaben bestimmt. Dieser Regionaleffekt wird dann aus der eigentlichen Zuschlagsberechnung herausgerechnet und über eine zusätzliche regionale Grundpauschale ausgeglichen. Die Ermittlung geschieht wie folgt:

1. *Ausgangsmodell ohne regionale Grundpauschale*

Zunächst wird ein Ausgangsmodell ohne Berücksichtigung regionalspezifischer Modifikationen erstellt, d.h. die Gruppierung der Versicherten sowie die Berechnung der Modellschätzer per WLS-Regression erfolgen in diesem Schritt analog zum Status-quo-Modell.

[23] Zusätzlich zur Auswahl einer festen Grenzdistanz sind auch Modelle realisierbar, die die Grenzdistanz für jede AGS individuell so festlegen, dass z.B. immer eine feste Anzahl von Versicherten oder Versichertenjahren zur Berechnung des geographisch gewichteten Deckungsbeitrags herangezogen werden. In diesem Fall sind die durch die Grenzdistanz vorgegebenen Betrachtungsradien in dichtbesiedelten Regionen geringer als in dünnbesiedelten Regionen.

2. *Berechnung der geographisch gewichteten Deckungsbeiträge und der regionalen Grundpauschale*

Im nächsten Schritt werden anhand der aus dem Ausgangsmodell resultierenden Modellschätzer fiktive Zuweisungen für die Versicherten berechnet, aus denen sich dann die regionalen Über- und Unterdeckungen je AGS bestimmen lassen, die ohne Berücksichtigung einer Regionalkomponente resultieren würden. Über das vorangehend beschriebene Berechnungsverfahren werden die geographisch gewichteten Über- und Unterdeckungen für jeden AGS bestimmt. Die regionale Grundpauschale wird dann so bestimmt, dass die berechneten gewichteten Über und Unterdeckungen für jede AGS genau ausgeglichen werden. Das bedeutet konkret, dass sich für eine Gemeinde mit (geographisch gewichteter) Unterdeckung in Höhe von einem Euro je Versichertentag eine regionale Grundpauschale in Höhe von einem Euro je Versichertentag ergibt. Für Gemeinden mit einer rechnerischen Überdeckung fällt die regionale Grundpauschale dagegen negativ aus.

3. *Geographisch gewichtetes Modell mit regionaler Grundpauschale*

Im abschließenden Berechnungslauf werden die Leistungsausgaben der Versicherten um die regionalen Grundpauschalen bereinigt. Die so modifizierten Leistungsausgaben bilden die Grundlage einer erneuten WLS-Regression zur Berechnung neuer Ausgabenschätzer für die (um die Regionaleffekte bereinigten) Leistungsausgaben. Die endgültige Zuweisung je Versichertem ergibt sich schließlich aus der Addition der neuen Modellzuweisungen und der jeweiligen regionalen Grundpauschale.

Abschließende Spezifikation des Wirkradius

Auch nach Festlegung der zu verwendenden Gewichtungsfunktion und Spezifikation des Berechnungsverfahrens ergibt sich alleine über die Auswahl der in der Gewichtungsfunktion verwendeten Grenzdistanz eine Vielzahl von Ausgestaltungsmöglichkeiten für das endgültig zu verwendende Modell. Modelle mit nur kleiner Grenzdistanz berücksichtigen lediglich einen geringen Ausschnitt der regionalen Variationen, diese Modellergebnisse nähern sich mit abnehmender Distanz zunehmend einem reinen AGS-Modell (vgl. Abschnitt 4.5 *Auswirkungen regionaler Deckungsunterschiede auf die Wettbewerbsposition der Krankenkassen*) an – die sich aus einem solchen Modell ergebenden adversen Anreizwirkungen jedoch auch. Werden stattdessen vergleichsweise große Grenzdistanzen verwendet, so wird auch im GWR-Modell die regionalisierende Wirkung mit zunehmendem Betrachtungsradius geringer. Die Auswahl der *letztendlich verwendeten* Grenzdistanz unterliegt dem Zielkonflikt zwischen negativen Anreizeffekten und regionalisierenden Wirkungen des Modells und ist Ausdruck einer normativen Diskussion und Entscheidung.

Im Rahmen der aktuellen Auswertungen wurden GWR-Modelle mit unterschiedlichen Grenzdistanzen zwischen fünf und zweihundert Kilometern berechnet. Für die weiteren Analysen wurde vom Wissenschaftlichen Beirat ein Modell mit einer Grenz-

distanz von 50 km ausgewählt, das einerseits eine in ihren Größenordnungen noch an das vorangehend vorgestellte Kreismodell heranreichende Regionalisierungswirkung aufweisen kann, andererseits aufgrund des betrachteten Radius gerade groß genug erscheint, die in einem Kreismodell auftretenden negativen Anreizwirkungen auf regionale Entscheidungsträger und Versorgungsstrukturen merklich abzumildern. Schon in diesem Modell gehen Beobachtungen in einer Entfernung von 25 km lediglich noch mit einem Gewicht von ca. 57 % in die Berechnung der gewichteten Über- und Unterdeckungen ein. Eine stärkere Reduktion des Grenzradius wird aus anreiztheoretischen Überlegungen als nicht zielführend erachtet. Eine weitere Ausweitung der Grenzdistanz würde dagegen nicht nur bezogen auf die regionalen Modellkennzahlen, sondern auch auf individueller und Krankenkassenebene, einheitlich zu einer Verschlechterung der Kennzahlen führen. Bezogen auf die individuellen Kennzahlen CPM und MAPE weist das ausgewählte Modell mit 50 km die besten Resultate aller analysierten GWR-Modelle auf. Sowohl eine weitere Reduktion als auch eine Ausweitung des Wirkradius führen zu zunehmenden Verschlechterungen dieser grundlegenden individuellen Kennzahlen.

7.2.2.2 Ergebnisse

Tabelle 7.20 stellt die Kennzahlen des ausgewählten GWR-Modells im Vergleich zum Status-quo-Modell sowie zum Kreismodell auf der Versichertenebene dar. Dabei entsprechen die Resultate des ausgewählten GWR-Modells im Wesentlichen denen des Kreismodells, die Absenkung des MAPEs fällt einen Cent geringer aus. Es zeigen sich also – aus den zuvor bereits diskutierten Gründen – keine relevanten Verbesserungen der Kennzahlen auf der Versichertenebene.

Tabelle 7.20: GWR-Modell: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell 2018	Kreismodell	GWR-Modell
R^2	25,84%	25,85%	25,85%
adj. R^2	25,84%	25,85%	25,85%
CPM	24,13%	24,14%	24,13%
MAPE	2.267,60 €	2.267,35 €	2.267,36 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Tabelle 7.21 vergleicht die durchschnittlichen Deckungsbeiträge für ausgewählte Versichertengruppen. Auch hier unterscheidet sich das GWR-Modell nur geringfügig von den beiden anderen Modellen. Tendenziell fallen die Über- und Unterdeckungen der Versichertengruppen im GWR-Modell ein wenig geringer als im Status quo und etwas größer als im reinen Kreismodell aus. Bei den Krankenkassenwechslern bleibt die relativ große Verringerung der Überdeckung des Kreismodells gegenüber dem Status quo im GWR-Modell tendenziell erhalten.

Tabelle 7.21: GWR-Modell – Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Kreismodell	GWR-Modell
		DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	286 €	284 €	286 €
	Ja	-85 €	-84 €	-85 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	150 €	150 €	150 €
	Ja	-1.006 €	-1.004 €	-1.005 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	311 €	304 €	311 €
	Ja	-31 €	-31 €	-31 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	156 €	156 €	156 €
	Ja	-852 €	-850 €	-850 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	278 €	276 €	278 €
	Mindestens eine RSA-KH	-97 €	-97 €	-97 €
	Nur nicht RSA-KHs	-117 €	-116 €	-117 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	-2 €	-1 €	-1 €
	Ja	69 €	57 €	59 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Auf Ebene der Krankenkassen zeigen sich Verbesserungen der Kennzahlen gegenüber dem Status quo. Tabelle 7.22 stellt sowohl das (absolute) ungewichtete als auch das mit den Versichertenjahren der Krankenkassen gewichtete MAPE auf Krankenkassenebene des GWR-Modells im Vergleich zum Status-quo-Modell und zum Kreismodell dar. Erneut fällt die Kennzahlenverbesserung durch das GWR-Modell nur sehr geringfügig schlechter aus als im Kreismodell. Im Vergleich zum Status quo verbleibt jedoch immer noch eine Reduktion des MAPEs in einer Größenordnung von ca. zehn Prozent absolut bzw. ca. 20 % versichertengewichtet. Wie auch beim Kreismodell ist die Kennzahlenverbesserung auf Krankenkassenebene deutlich besser als bei den beiden raumtypbezogenen Modellen.

Tabelle 7.22: GWR-Modell: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell 2018	Kreismodell	GWR-Modell
absolut	53,28 €	47,18 €	47,37 €
gewichtet	47,95 €	37,67 €	37,95 €

Quelle: Auswertung BVA

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Tabelle 7.23 stellt die Veränderung der durchschnittlichen Deckungsbeiträge für nach der Ausprägung des großstadtregionalen Einzugsbereichs und des siedlungsstrukturellen Kreistyps abgegrenzte Versichertengruppen dar. Hier führt das GWR-Modell, unabhängig von der gewählten räumlichen Einteilung, zu deutlich besseren Werten als das Status-quo-Modell, vermag jedoch andererseits nicht an die Ergebnisse eines direkten Kreismodells heranzureichen. Dies ist an dieser Stelle insofern nicht weiter verwunderlich, als dass bei den beiden in Tabelle 7.23 betrachteten regionalen Abgrenzungen jeweils vollständige Gemeinden bzw. Kreise die Grundbausteine der höher aggregierte Analyseeinheiten bilden, bei den GWR-Modellen dagegen diese festen Grenzen bewusst aufgelöst werden. Im Vergleich zu den beiden raumtypbezogenen Modellen ergibt sich kein einheitliches Bild.

Tabelle 7.23: GWR-Modell: Deckungsbeiträge nach Regionstyp

Versicher-tengruppe	Ausprägung	Modell 2018	Kreis-modell	GWR-Modell
		DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	-50 €	-2 €	-24 €
	Ergänzungsgebiet	-13 €	-6 €	5 €
	Enge Verflechtung	13 €	-1 €	10 €
	Weite Verflechtung	29 €	9 €	17 €
	Außerhalb Großstadtregion	30 €	1 €	0 €
	Nicht zuordenbar	695 €	3 €	690 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	-49 €	0 €	-20 €
	Städtische Kreise	11 €	0 €	6 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	42 €	0 €	15 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	6 €	0 €	-7 €
	Nicht zuordenbar	695 €	3 €	690 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen

Tabelle 7.24 stellt die mittleren Vorhersagefehler bezogen auf die unterschiedlichen regionalen Betrachtungsebenen dar. Auch hier führt das GWR-Modell zu deutlichen Verbesserungen gegenüber dem Status-quo-Modell und nähert sich bezogen auf die Betrachtungsebenen AGS, GVB und Land den Ergebnissen des direkten Kreismodells an. Bezogen auf die Betrach-

tungsebene Kreis verbleibt an dieser Stelle naturgemäß erneut eine größere Differenz. Das GWR-Modell führt im Vergleich zu den beiden raumtypbezogenen Modellen bei sämtlichen regionalen Betrachtungsebenen zu geringeren mittleren Vorhersagefehlern.

Tabelle 7.24: GWR-Modell: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		Modell 2018	Kreismodell	GWR-Modell
AGS	absolut	220,05 €	203,71 €	206,75 €
	gewichtet	113,23 €	68,01 €	84,48 €
GVB	absolut	127,28 €	101,68 €	108,00 €
	gewichtet	102,71 €	55,65 €	72,72 €
Kreis	absolut	77,90 €	3,03 €	43,51 €
	gewichtet	76,51 €	0,98 €	37,26 €
Land	absolut	110,73 €	60,54 €	70,66 €
	gewichtet	44,71 €	0,74 €	7,88 €

Quelle: Auswertung BVA

Die Betrachtung der regionalen Verteilung der Deckungsbeiträge auf Kreisebene (vgl. Tabelle 7.25) bestätigt das bei der Betrachtung der mittleren Vorhersagefehler gewonnene Bild, der Vergleich mit dem nahezu vollständigen Ausgleich des Kreismodells ist auf dieser Ebene erneut wenig aussagekräftig. Im Vergleich zu den beiden raumtypbezogenen Modellen führt das GWR-Modell auch aus dieser Perspektive zu besseren statistischen Kennziffern.

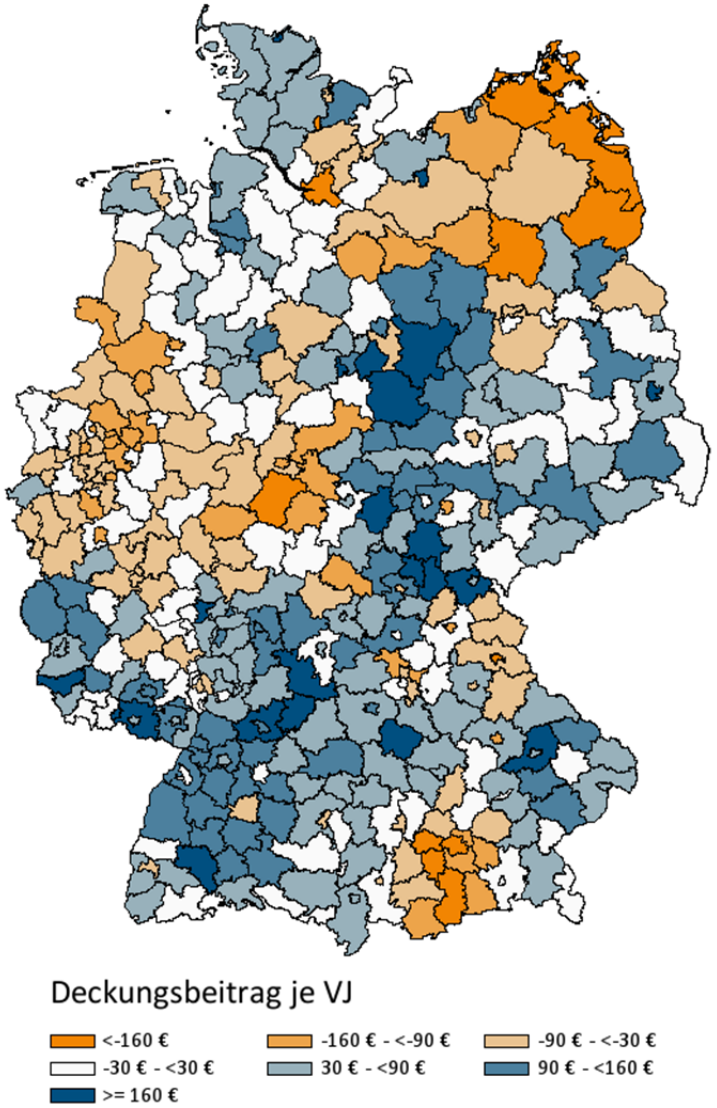
Tabelle 7.25: GWR-Modell: Statistiken zur räumlichen Verteilung der Deckungsbeiträge

Verteilungsstatistiken (Kreisebene)	Modell AJ2018		Kreismodell		GWR-Modell	
	DB_VJ	DQ	DB_VJ	DQ	DB_VJ	DQ
Minimum	-259,69 €	0,9153	-2,33 €	0,9992	-176,57 €	0,9399
1. Quartil	-41,63 €	0,9839	-0,20 €	0,9999	-32,23 €	0,9874
Median	17,45 €	1,0063	0,00 €	1,0000	-3,27 €	0,9987
3. Quartil	82,05 €	1,0304	0,24 €	1,0001	30,88 €	1,0121
Maximum	341,45 €	1,1482	6,85 €	1,0023	156,53 €	1,0655
Interquartilsabstand	123,68 €	0,0465	0,44 €	0,0002	63,11 €	0,0247
Mittelwert	17,45 €	1,0071	0,02 €	1,0000	0,10 €	1,0003
Standardabweichung	94,22 €	0,0349	0,57 €	0,0002	53,47 €	0,0198
Variationskoeffizient	-	0,0347		0,0002		0,0198

Quelle: Auswertung BVA

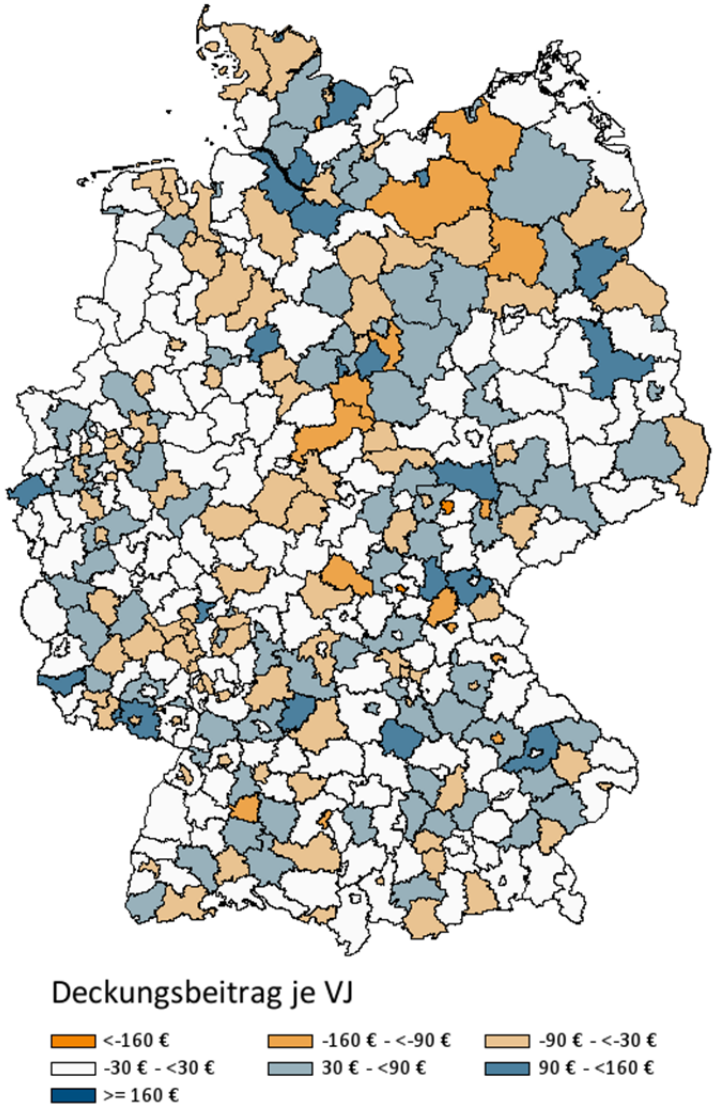
In Abbildung 7.9 und Abbildung 7.10 werden die regionalen Deckungsbeiträge auf Kreisebene des Status-quo-Modells sowie des GWR-Modells einander gegenübergestellt. Im direkten Vergleich ist insgesamt eine deutliche Reduzierung der gemessen Über- und Unterdeckungen im GWR-Modell ersichtlich. Dies wird auch durch die Betrachtung der Deckungsbeitragsveränderungen in Abbildung 7.11 weitgehend bestätigt. Die deutliche Blaufärbung der Karte zeigt, dass im GWR-Modell in der Mehrheit der Kreise die Über- bzw. Unterdeckungen im Vergleich zum Status quo merklich reduziert werden.

Abbildung 7.9: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge im Modell AJ2018



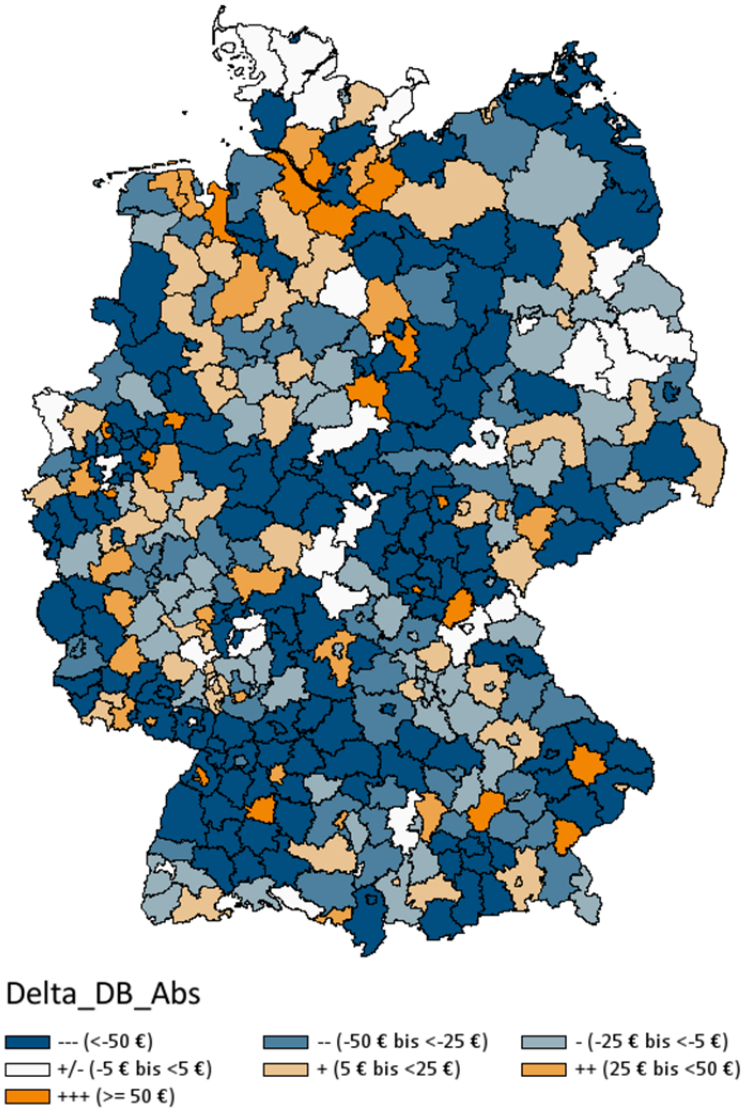
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 7.10: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge im GWR-Modell



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

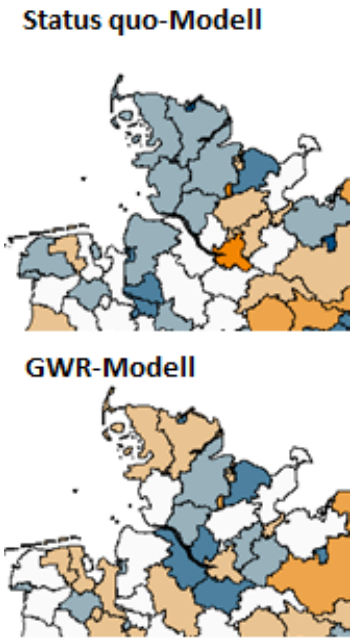
Abbildung 7.11: GWR-Modell: Veränderungen der absoluten Über- und Unterdeckungen



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Es wird allerdings auch deutlich, dass das GWR-Modell durchaus nicht in allen Kreisen zu einer Reduzierung der Über- bzw. Unterdeckungen führt. In den orange eingefärbten Kreisen nehmen die gemessenen Über- und Unterdeckungen im Vergleich zum Status quo zu. Hier können am Beispiel der Region Hamburg und der umgebenden Kreise die Effekte des Einbezugs umliegender Regionaleinheiten in die Berechnung der Zuweisungen exemplarisch dargestellt werden. So reduziert das GWR-Modell die in der Großstadt Hamburg anfallende Unterdeckung zwar deutlich (ohne sie komplett aufzuheben), dabei strahlt die Anhebung der Zuweisung jedoch auch auf die umliegenden Kreise aus und führt dort dazu, dass diese bisher im Status-quo-Modell gut abgebildeten Kreise nun mehrheitlich deutliche Überdeckungen aufweisen (vgl. hierzu auch die Kartenausschnitte in Abbildung 7.12).

Abbildung 7.12: Vergleich der DB-Entwicklung (Ausschnitt)



Quelle: Darstellung BVA

7.2.2.3 Zwischenfazit

Das betrachtete GWR-Modell in der durch den Wissenschaftlichen Beirat hier vorgenommenen Operationalisierung erscheint geeignet, die Zielgenauigkeit des Verfahrens sowohl auf regionaler Ebene als auch auf Ebene der Krankenkassen im Vergleich zum Status quo zu verbessern. Dabei bleiben die erzielbaren Verbesserungen in allen Bereichen etwas hinter denen des vorangehend betrachteten Kreismodells zurück, liegen aber in einigen Bereichen deutlich oberhalb der Werte der beiden raumtypbezogenen Modelle. Gleichzeitig ist aber davon auszugehen, dass das GWR-Modell im Vergleich zum Kreismodell negative Anreizeffekte bezogen auf regionale bzw. lokale Entscheidungsträger reduziert.

Die Nutzung geographischer Daten stellt den Einbezug einer im Kontext des RSA neuen Datenart dar, deren Verarbeitung und Analyse zu einer Erhöhung der Modell- und Berechnungskomplexität führt. Bezüglich der konkreten Ausgestaltung der regionalen Gewichtung besteht sowohl bezogen auf die Auswahl der zu verwendenden Gewichtungsfunktion als auch auf die Ausgestaltung der einzelnen Parameter dieser Funktion (hier insbesondere der Grenzradius) eine Vielzahl von Variationsmöglichkeiten. Für die Nutzung dieser Gestaltungsmöglichkeiten gilt: Je stärker das GWR-Modell sich durch die Operationalisierung seiner Parameter dem Kreismodell nähert (indem insbesondere benachbarte Regionen deutlich weniger gewichtet und die Grenzdistanz verringert wird) , umso näher kommt es bei den Beurteilungskriterien, in denen das Kreismodell besser abgeschnitten hat, an dieses heran, umso stärker kommen jedoch auch dessen Anreizprobleme zu tragen. Insoweit besteht bei der Ausgestaltung der Parameter des GWR-Modelles ein Zielkonflikt zwischen Anreizen zur Vermeidung von Risikoselektion und Vermeidung von Anreizen zur Unwirtschaftlichkeit.

7.3 Regionalstatistische Modelle

7.3.1 Hintergrund

Die bisher untersuchten regionalen Zuweisungsmodelle beruhen allein auf einer Zuordnung der Wohngemeinde des Versicherten anhand analytischer Raumtypisierungen oder administrativer Regionsabgrenzungen wie dem siedlungsstrukturellen Kreistyp, dem Landkreis oder der Gemeinde. Eine alternative Zuordnung greift stattdessen auf regionalstatistische Daten zur Beschreibung von Regionen zurück. Das heißt, der Wohnort der Versicherten wird nicht durch die Zugehörigkeit zu einer Raumtypisierung charakterisiert, sondern durch die Ausprägung eines oder mehrerer regionaler Indikatoren bzw. Einflussvariablen. Die regionalen Risikogruppen setzen sich somit nicht notwendigerweise aus angrenzenden Verwaltungsgebieten zusammen. Bei regionalstatistischen Modellen bestehen die Risikogruppen aus Regionen, die primär hinsichtlich der demographischen Zusammensetzung, der Wirtschaftsstruktur oder des medizinischen Angebots vergleichbar sind.

Regionalstatistische Modelle sind Bestandteile der nationalen RSA-Verfahren in den Niederlanden und Belgien. Der Regionalausgleich im niederländischen RSA unterteilt die Versicherten in zehn regionale Cluster. Jedes Cluster enthält Postleitzahlgebiete mit ähnlichen Strukturen hinsichtlich ausgewählter Bestimmungsfaktoren (vgl. Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport 2017, S. 79ff.). Die Cluster fließen in die Berechnung der versichertenindividuellen Zuweisungen als zusätzliche Risikofaktoren ein. Die belgische RSA-Ausgleichsformel enthält direkte regionalstatistische Informationen in Bezug auf den Urbanisierungsgrad und das medizinische Angebot bzw. die Anbieterdichte. Die Angebotsvariable wird im belgischen RSA-System allerdings als sogenannte N-Variable eingestuft, d.h. regionale Unterschiede in den Kosten, die durch unterschiedliche Angebotsstrukturen entstehen, sollen nicht ausgeglichen werden. Da das medizinische Angebot mit den übrigen Risikomerkmalen korreliert, kann eine Nicht-Berücksichtigung des Angebots aufgrund des Problems ausgelassener Variablen jedoch zu Verzerrungen bei den Kostenschätzern führen. Daher wird im belgischen RSA der Risikofaktor *Angebot* im Regressionsverfahren zwar berücksichtigt. Bei der Berechnung der Zuweisungen wird der Einfluss dieser Variable auf die Gesundheitsausgaben allerdings neutralisiert, indem die tatsächlichen Ausprägungen dieses Merkmals durch einen landesweiten Durchschnitt ersetzt werden (vgl. Buchner 2018, S. 28f.).

Dieser Abschnitt untersucht die Effekte des regionalstatistischen Modells im Kontext des Morbi-RSA. Der Ergebnisteil beschreibt die regionalen Kennzahlen und Verteilungswirkungen jeweils für eine Modellgruppe, die regionalstatistische Cluster als Regionalkomponente berücksichtigt (*Clustermodelle*) und eine Modellgruppe, welche die regionalen Bestimmungsfaktoren direkt als Risikofaktoren verwendet (*Direktmodelle*). Grundlage für die Bildung der Cluster bzw. Risikofaktoren sind die in Abschnitt 6.2 *Auswahl der in einem Regionalmodell zu berücksichtigenden Bestimmungsfaktoren* bestimmten Variablensets

M1 und M2. Die Auswertungen werden jeweils für beide Variablensets durchgeführt und gegenübergestellt.

7.3.2 Modellspezifikation

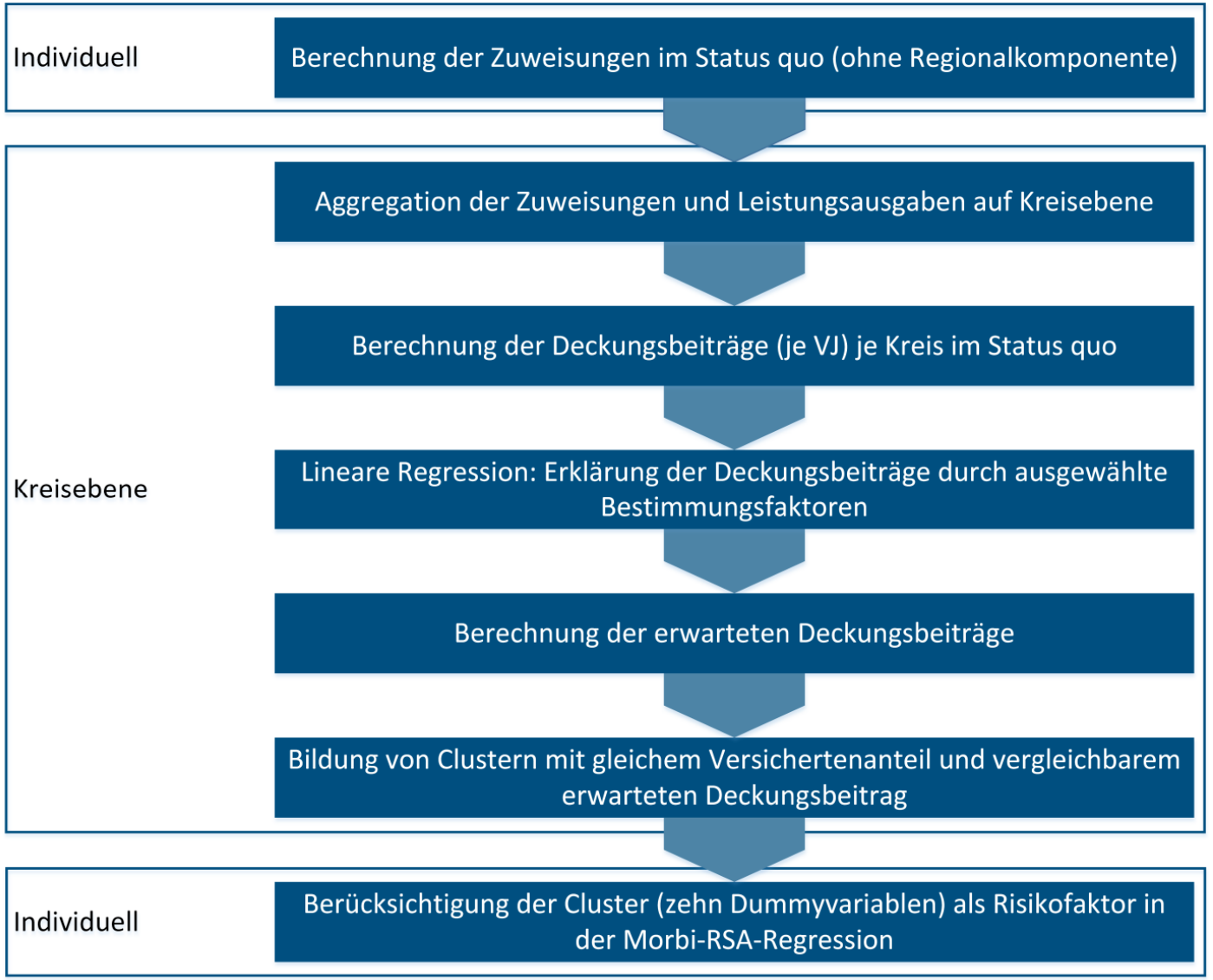
7.3.2.1 Clustermodelle

Die Umsetzung der regionalstatistischen Clustermodelle erfolgt in einem dreistufigen Verfahren (vgl. Abbildung 7.13). In der ersten Stufe werden die versichertenbezogenen Zuweisungen im Status quo, das heißt ohne Berücksichtigung einer Regionalkomponente, geschätzt. In der zweiten Stufe werden die Cluster gebildet. Diese Stufe besteht aus den folgenden Schritten:

1. Die versichertenindividuellen Leistungsausgaben und die in der ersten Stufe berechneten versichertenbezogenen Zuweisungen werden auf Ebene der 401 Landkreise und kreisfreien Städte aggregiert.
2. Für jeden Kreis wird der Deckungsbeitrag je Versichertenjahr berechnet. Dieser entspricht der Differenz aus der Summe der Zuweisungen und der Leistungsausgaben der Versicherten, geteilt durch die in einem Kreis vorliegenden Versichertenjahre.
3. Zur Erklärung der in 2. ermittelten Deckungsbeiträge wird ein gewichtetes, lineares Regressionsmodell geschätzt. Als unabhängige Variablen fließen die in 6.2 *Auswahl der in einem Regionalmodell zu berücksichtigenden Bestimmungsfaktoren* ausgewählten kreisbezogenen Bestimmungsfaktoren in die Regression ein. Die Regression und die folgenden Schritte werden jeweils für das Variablenset M1 und M2 durchgeführt.
4. Anhand der in 3. geschätzten Regressionskoeffizienten wird ein erwarteter Deckungsbeitrag je Kreis berechnet. Dieser Betrag entspricht der mit den Regressionskoeffizienten gewichteten Summe der Merkmalsausprägungen eines Kreises und muss nicht mit dem tatsächlichen Deckungsbeitrag übereinstimmen.

Die Cluster werden anhand der in 4. ermittelten erwarteten Deckungsbeiträge sortiert. Kreise mit ähnlichen erwarteten Deckungsbeiträgen werden jeweils zu einem Cluster zusammengefasst, sodass rangniedrigere Cluster im Durchschnitt niedrige Deckungsbeiträge und ranghöhere Cluster hohe Deckungsbeiträge aufweisen. Jedes Cluster repräsentiert ca. ein Zehntel der Versichertenpopulation.

Abbildung 7.13: Vorgehensweise im regionalstatistischen Clustermodell

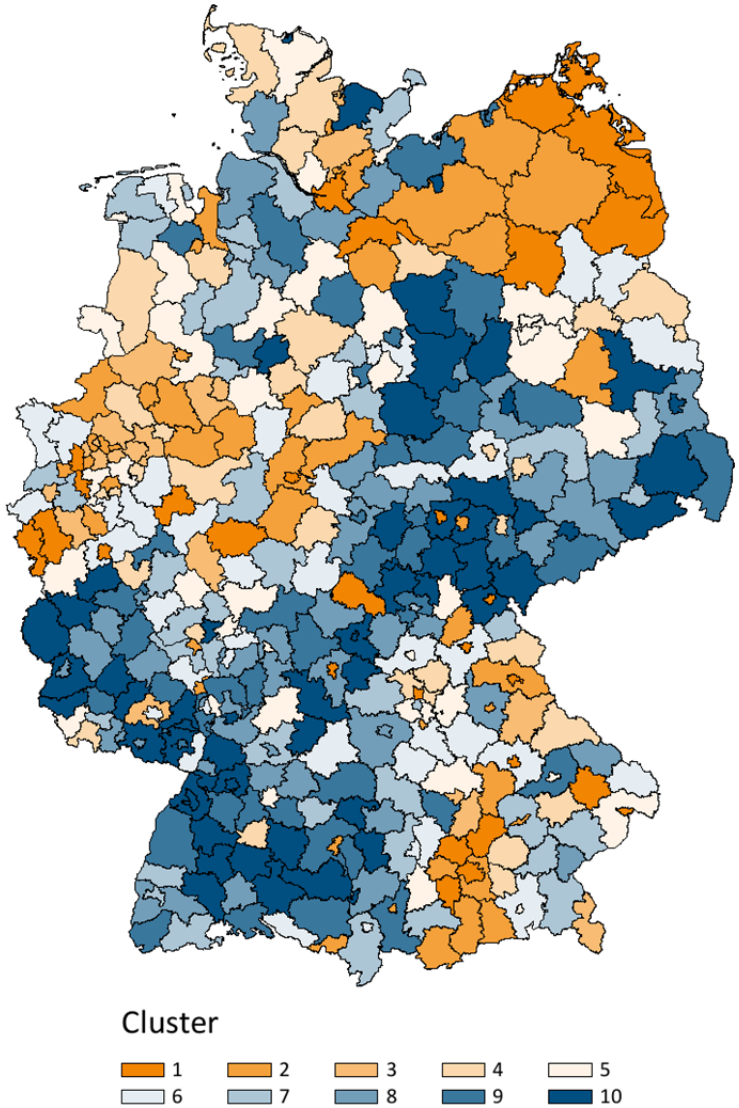


Quelle: Darstellung BVA in Anlehnung an Buchner (2018, S. 28)

In der dritten Stufe fließen die auf diese Weise bestimmten regionalstatistischen Cluster als zusätzliche Dummy-Variablen bzw. Risikofaktoren in die Morbi-RSA-Regression ein.

Abbildung 7.14 veranschaulicht die räumliche Verteilung der zehn regionalstatistischen Cluster. Diese zeigt, dass eine räumliche Clusterung von Kreisen möglich ist, sich jedoch nicht zwangsläufig ergeben muss. Beispielsweise werden die Kreise im Osten von Mecklenburg-Vorpommern und Brandenburg dem *Cluster 1* zugeordnet. Gleichzeitig enthält dasselbe Cluster einige im Hinblick auf die verwendeten Bestimmungsfaktoren vergleichbare (allerdings geographisch weit voneinander entfernte) Großstädte.

Abbildung 7.14: Clustermodell (Variablenset M1): Räumliche Verteilung der Cluster



Quelle: Auswertung BVA

© GeoBasis-DE/BKG 2018

Tabelle 7.26 und Tabelle 7.27 enthalten Informationen zu den Eigenschaften der anhand des Variablensets M1 gebildeten Cluster. Die Ergebnisse für das komprimierte Variablenset M2 sind vergleichbar und finden sich im Anhang (vgl. Tabelle A.3 und Tabelle A.4). Der Versichertenjahre-Anteil je Cluster entspricht nicht exakt einem Zehntel der Gesamtversichertenzeiten. Besonders auffällig sind die Abweichungen in den *Clustern 3* und *4*. Dies liegt daran, dass die Größe der Cluster zehn Prozent der Gesamtversichertenzeiten nicht überschreiten darf. Führt der Einbezug des letzten Kreises in ein Cluster zu einem höheren Anteil als zehn Prozent, wird dieser Kreis dem nächsthöheren Cluster zugeordnet. Die Unterschiede hinsichtlich der Versichertenzeiten sind umso ausgeprägter, je größer die Kreise an den Clustergrenzen sind. Gemäß Tabelle 7.26 gibt es zwischen dem Rang der Clusters und den durchschnittlichen Deckungsbeiträgen einen positiven Zusammenhang. Je höher die Clusternummer, desto niedriger sind tendenziell die Unterdeckungen bzw. höher sind die Überdeckungen. Zudem geht aus Tabelle 7.26 hervor, dass die Deckungsbeiträge innerhalb der Cluster zum Teil stark streuen können. Die Variation der Deckungsbeiträge bzw. der Kreise innerhalb der Cluster scheint an den Rändern der Verteilung (*Cluster 1* und *10*) am stärksten ausgeprägt zu sein. So gehört ein Landkreis mit einer mittleren Unterdeckung in Höhe von ca. 260 € ebenso zu *Cluster 1* wie ein anderer mit einer Überdeckung in Höhe von ca. 41 €. Im *Cluster 10* weist ein Kreis eine Unterdeckung in Höhe von ca. sieben Euro auf, während darin auch ein anderer Kreis mit einer Überdeckung in Höhe von ca. 341 € vertreten ist.

Jedes Cluster enthält sowohl unterdeckte als auch überdeckte Kreise. Die Cluster stellen somit eine im Hinblick auf die erwarteten Deckungsbeiträge, die sich unter Berücksichtigung der Bestimmungsfaktoren ergeben, homogene Gruppe von Kreisen dar. Die Kreise innerhalb eines Clusters können sich mitunter allerdings durch sehr unterschiedliche Kostenstrukturen auszeichnen. Bei Verwendung dieser Cluster als Risikogruppen im Morbi-RSA erhalten die Versicherten einen Zu- bzw. Abschlag, der sich an den durchschnittlichen Ausgaben des Clusters und nicht denen des Wohnkreises bemisst. Dies führt dazu, dass sich die absoluten Deckungsbeiträge in einzelnen Kreisen durch das Modell durchaus auch erhöhen können.

Tabelle 7.26: Verteilung der Deckungsbeiträge je Cluster (Variablenset M1)

Cluster	Anzahl Kreise	Versicherten-jahre	Deckungsbeitrag			
			Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
1	28	6.889.270	-107,91 €	86,65 €	-259,69 €	41,24 €
2	44	7.144.108	-83,65 €	59,22 €	-214,13 €	28,65 €
3	19	5.297.043	-57,49 €	61,42 €	-147,20 €	107,45 €
4	33	8.878.719	-30,19 €	58,74 €	-134,39 €	122,96 €
5	40	7.138.646	13,67 €	72,40 €	-120,03 €	251,05 €
6	42	7.194.692	27,99 €	66,07 €	-98,28 €	218,36 €
7	43	7.133.061	27,29 €	61,98 €	-84,04 €	208,21 €
8	47	6.931.921	59,67 €	56,35 €	-51,55 €	189,45 €
9	46	7.312.142	69,48 €	48,67 €	-38,19 €	161,95 €
10	59	7.106.499	116,78 €	77,73 €	-6,87 €	341,45 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Tabelle 7.27 enthält zusätzliche Informationen zu den Clustern. Ein niedriger Clusterrang (und damit auch eine hohe durchschnittliche Unterdeckung) geht in der Regel mit hohen Ausgaben für Versicherte im letzten Lebensjahr, niedrigen durchschnittlichen Zuweisungen, einer hohen Pflegebedürftigkeit und einer hohen Arztdichte einher.

Tabelle 7.27 Durchschnittliche Ausprägung der Merkmale in den regionalstatistischen Clustern (Variablenset M1)

	Einheit	Cluster									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Sterbekosten*	Euro je Verstorbenen	18.443	17.662	17.499	17.101	16.771	16.575	16.057	15.874	15.402	15.079
Zuweisungen*	Euro je Versichertenjahr	2.639	2.651	2.635	2.691	2.668	2.660	2.646	2.726	2.744	2.850
Ambulante Pflege*	Prozent	27	24	23	23	24	22	22	22	22	22
Sterberate*	Je 100.000 GKV-Versicherte	1.170	1.138	1.157	1.137	1.126	1.134	1.110	1.103	1.115	1.080
Facharztdichte	Je 100.000 Einwohner	140	112	100	103	104	89	92	89	86	92
Pflegebedürftige*	Je 10.000 Einwohner	365	330	307	343	333	339	320	331	341	342
Hausarztdichte	je 100.000 Einwohner	75	70	64	68	67	66	66	66	67	66
Gesamtwanderungs-saldo	Je 1.000 Einwohner	5	7	7	6	7	7	7	5	5	6
Personenbezogene Dienstleistungen*	Prozent	21	22	20	21	21	19	21	21	22	21
Stationäre Pflege*	Prozent	30	33	30	31	30	28	30	30	30	30

Quelle: Auswertung BVA; *Bestimmungsfaktoren des Variablensets M2

7.3.2.2 Direktmodelle

In Direktmodellen fließen die in Abschnitt 6.2 *Auswahl der in einem Regionalmodell zu berücksichtigenden Bestimmungsfaktoren* ausgewählten Bestimmungsfaktoren unmittelbar als Risikofaktoren in die Ermittlung der Zuweisungen ein. Hierzu wird der Ausprägungsvektor der einzelnen Merkmale in Dezile unterteilt, sodass jedes Dezil die gleiche Anzahl an Kreisen enthält. Die Grenzen der Dezile sind im Anhang in Tabelle A.3 zu finden. Die Dezile werden anschließend als zusätzliche Dummy-Variablen in die Morbi-RSA-Regression integriert. Bei der Variablenauswahl M1 entspricht dies 100 (zehn Variablen mal zehn Kategorien) zusätzlichen Risikogruppen, bei der Variablenauswahl M2 70 zusätzlichen Risikogruppen (sieben Variablen mal zehn Kategorien). Während die Versicherten im regionalstatistischen Clustermodell nur einen regionalen Zu- oder Abschlag erhalten, erhalten die Versicherten bei direkter Verwendung der Merkmale mehrere Zu- bzw. Abschläge, die sich aufsummieren oder gegenseitig kompensieren können.

Auch bei der direkten Berücksichtigung der Indikatoren als Risikofaktoren entstehen Gruppen von Kreisen, die nicht zwangs-

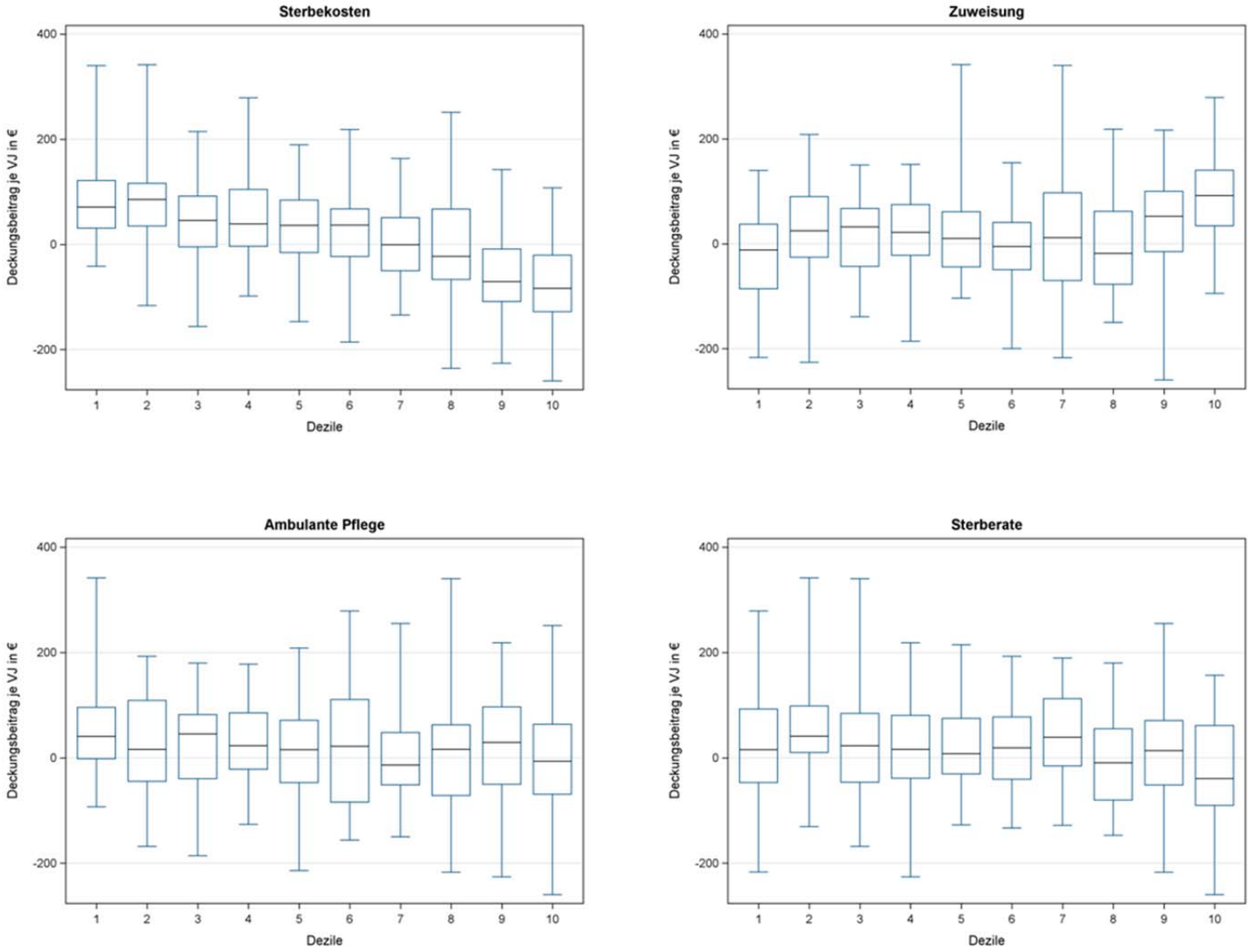
läufig räumlich zusammenhängen müssen. Darüber hinaus können die auf diese Weise zusammengefassten Kreise trotz vergleichbarer regionaler Gegebenheiten (bspw. hinsichtlich des Versorgungsbedarfs oder des medizinischen Angebots) sehr unterschiedliche Kostenstrukturen aufweisen.

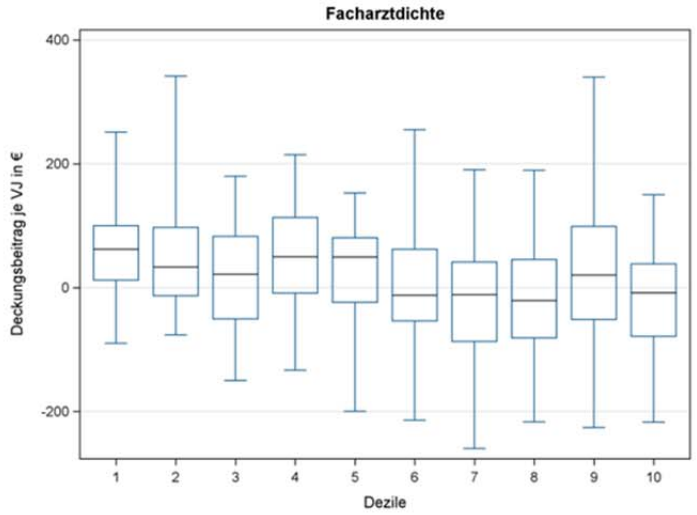
Abbildung 7.15 charakterisiert die Verteilung der Deckungsbeiträge nach Dezilen für jeden berücksichtigten Bestimmungsfaktor mithilfe von (vereinfachten) Boxplots. Die Länge der Boxen entspricht dem Interquartilsabstand und gibt an, in welchem Bereich der Deckungsbeiträge die mittleren 50 % der Kreise in einem Dezil liegen. Die sogenannten *Whisker* stellen außerhalb des Interquartilsabstand liegende Kreise dar, wobei die untere Grenze dem niedrigsten Deckungsbeitrag entspricht und die obere Grenze durch den Kreis mit dem höchsten Deckungsbeitrag in einem Dezil bestimmt wird. Der Median-Deckungsbeitrag des Dezils wird durch die schwarze Linie innerhalb der Boxen gekennzeichnet.

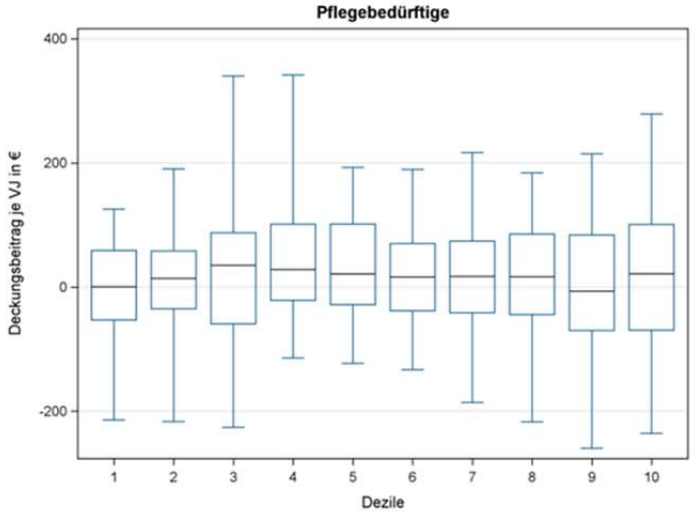
Aus Abbildung 7.15 geht hervor, dass der Zusammenhang zwischen den Bestimmungsfaktoren und den regionalen Deckungsbeiträge nicht zwangsläufig linear und monoton ist. Die Merkmale und die Deckungsbeiträge stehen vielmehr in einem komplexen Wechselverhältnis, das durch die Integration der Indikatoren in Form von Dezilen (oder einer anderen Einteilung) abgebildet werden kann.

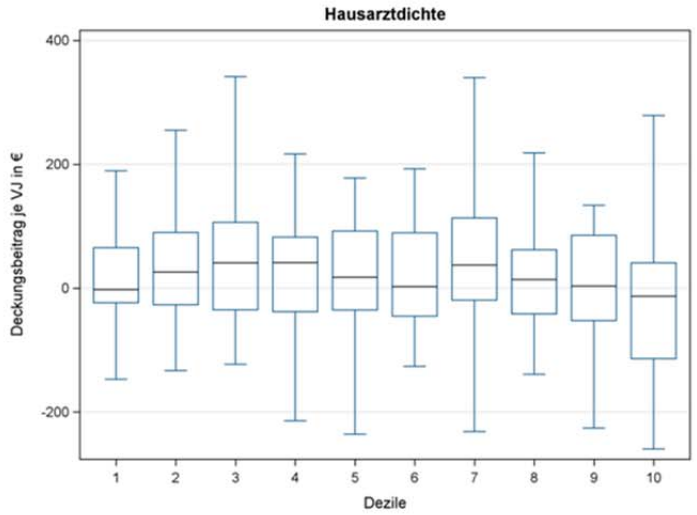
Abbildung 7.15 zeigt zudem, dass Kreise mit vergleichbaren Merkmalsausprägungen bzw. im gleichen Dezil ganz unterschiedliche Kostenstrukturen aufweisen können. Teilweise beträgt die Spanne zwischen dem Kreis mit dem niedrigsten und dem Kreis mit dem höchsten Deckungsbeitrag innerhalb eines Dezils mehr als 400 €. Da sich die Zu- und Abschläge an den Durchschnittsausgaben eines Dezils orientieren, kann es somit auch bei Verwendung von Direktmodellen zu einer Erhöhung der absoluten Deckungsbeiträge in einzelnen Kreisen kommen.

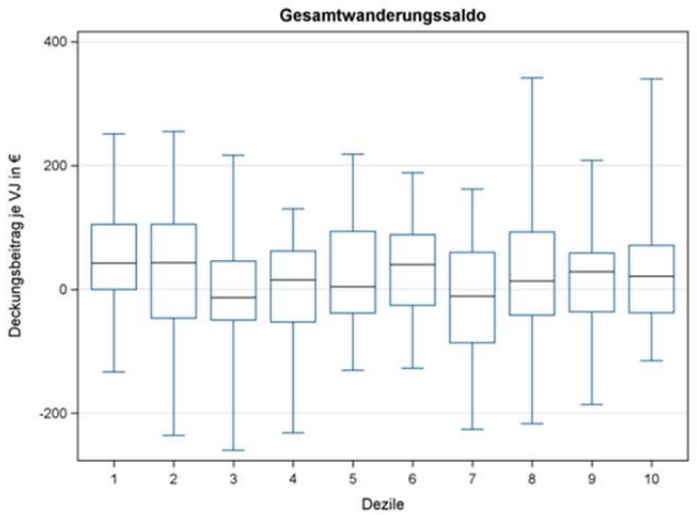
Abbildung 7.15: Verteilung der Deckungsbeiträge nach Bestimmungsfaktor und Dezilen

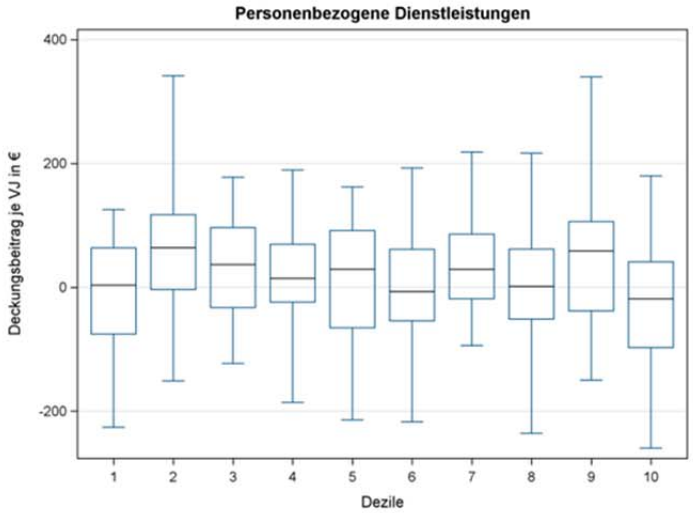


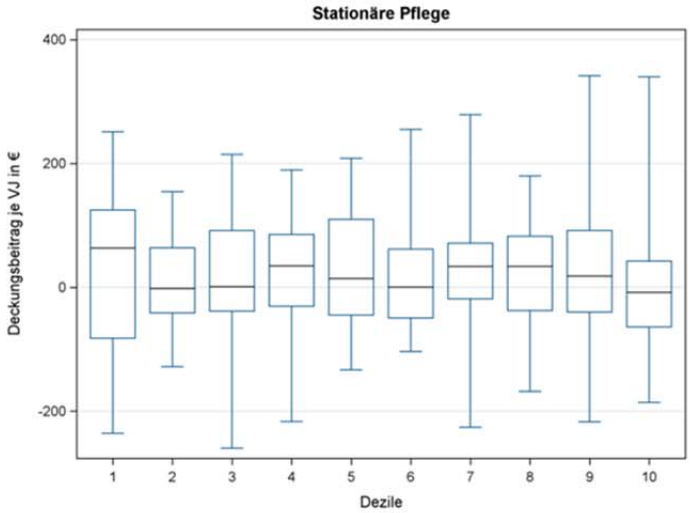

Facharztdichte
Deckungsbeitrag je VJ in €
400
200
0
-200
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
Dezile


Pflegebedürftige
Deckungsbeitrag je VJ in €
400
200
0
-200
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
Dezile


Hausarztdichte
Deckungsbeitrag je VJ in €
400
200
0
-200
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
Dezile


Gesamtwanderungssaldo
Deckungsbeitrag je VJ in €
400
200
0
-200
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
Dezile





Quelle: Auswertung BVA

7.3.3 Ergebnisse

Ergebnisse auf Versichertenebene

Tabelle 7.28 stellt die Auswirkungen der regionalstatistischen Modelle auf die versichertenindividuellen Kennzahlen dar. Wie zu erwarten, ergeben sich keine nennenswerten Effekte auf Versichertenebene; die erreichten Verbesserungen der Gütemaße bei allen Modellen im Vergleich zum Ausgangsmodell sind auf dieser Betrachtungsebene äußerst geringfügig.

Tabelle 7.28: Regionalstatistische Modelle: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell 2018	Clustermodell		Direktmodell	
		M1	M2	M1	M2
R^2	25,84%	25,85%	25,84%	25,85%	25,85%
adj. R^2	25,84%	25,85%	25,84%	25,85%	25,85%
CPM	24,13%	24,13%	24,13%	24,13%	24,13%
MAPE	2.267,60 €	2.267,38 €	2.267,43 €	2.267,38 €	2.267,40 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege; *Variablenset M2*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Aus Tabelle 7.29 geht hervor, dass die regionalstatistischen Modelle die Über- und Unterdeckungen in den ausgewählten, morbiditätsbezogenen Versichertengruppen tendenziell geringfügig reduzieren können. Die durchschnittlichen (absoluten) Deckungsbeiträge nehmen bei Versicherten ohne ambulante Diagnose um ca. sechs bis sieben Euro ab. Bei den Krankenkassenwechslern reduzieren sich die Deckungsbeiträge um etwa elf bis zwölf Euro, was dem Ergebnis im Kreismodell entspricht. Insgesamt sind die Effekte der unterschiedlichen Modellansätze auf einem vergleichbaren Niveau.

Tabelle 7.29: Regionalstatistische Modelle: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell 2018	Clustermodell		Direktmodell	
				M1	M2	M1	M2
			DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	18.327.990	286 €	284 €	284 €	284 €	285 €
	Ja	56.717.553	-85 €	-84 €	-85 €	-85 €	-85 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	65.426.839	150 €	150 €	150 €	150 €	150 €
	Ja	9.618.704	-1.006 €	-1.005 €	-1.005 €	-1.004 €	-1.005 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	8.136.337	311 €	304 €	305 €	304 €	305 €
	Ja	66.909.206	-31 €	-31 €	-31 €	-31 €	-31 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	63.553.539	156 €	156 €	156 €	156 €	156 €
	Ja	11.492.004	-852 €	-851 €	-851 €	-851 €	-851 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	21.625.492	278 €	276 €	277 €	276 €	277 €
	Mindestens eine RSA-KH	32.263.655	-97 €	-97 €	-97 €	-97 €	-97 €
	Nur nicht RSA-KHs	21.156.396	-117 €	-116 €	-116 €	-116 €	-116 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	71.667.974	-2 €	-1 €	-1 €	-1 €	-1 €
	Ja	3.377.569	69 €	57 €	57 €	58 €	58 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege; *Variablenset M2:* Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Auf Krankenkassenebene können die regionalstatistischen Modelle die absoluten Deckungsbeiträge reduzieren. Gemessen an dem mit den Versichertenjahren gewichteten MAPE wird ein Rückgang des Vorhersagefehlers in der Größenordnung des Kreismodells erzielt (ca. zehn bis elf Euro, vgl. Tabelle 7.30 und Tabelle 7.17), verglichen mit dem ungewichteten MAPE sind die Ergebnisse geringfügig schlechter. Im Hinblick auf den gewichteten Vorhersagefehler scheint die direkte Berücksichtigung der regionalen Einflussvariablen als Risikofaktoren etwas besser als die regionalstatistische Clusterung abzuschneiden.

Die Unterschiede zwischen den jeweiligen Variablensets M1 und M2 bleiben dagegen äußerst gering.

Tabelle 7.30: Regionalstatistische Modelle: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell 2018	Clustermodell		Direktmodell	
		M1	M2	M1	M2
absolut	53,28 €	49,03 €	49,30 €	48,54 €	48,28 €
gewichtet	47,95 €	37,30 €	37,23 €	37,13 €	36,81 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege; *Variablenset M2*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Tabelle 7.31 zeigt die Auswirkungen der regionalstatistischen Modelle auf die Deckungsbeiträge der räumlich abgegrenzten Versichertengruppen. In der Regel können die verschiedenen Modellvarianten die im Status quo bestehenden Unter- und Überdeckungen deutlich reduzieren. Zwischen den Variablensets M1 und M2 zeigen sich nur geringfügige Unterschiede. Die vergleichsweise geringen Unterschiede bezüglich der regionalen (und krankenkassenbezogenen) Kennzahlen nehmen weiter ab, wenn das Variablenset M2 um die gemäß der statistischen Signifikanz nachrückenden Variablen aus der Ergebnisliste der Variablenauswahl ergänzt würde (vgl. Abschnitt 6.2.2 *Wirkungserklärungsgehalt und normative Diskussion der Variablenauswahl*.

Tabelle 7.31: Regionalstatistische Modelle: Deckungsbeiträge in den regionalen Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell 2018	Clustermodell		Direktmodell	
				M1	M2	M1	M2
			DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	21.185.113	-50 €	-2 €	-1 €	0 €	2 €
	Ergänzungsgebiet	11.733.243	-13 €	-12 €	-4 €	-12 €	-6 €
	Enge Verflechtung	11.233.819	13 €	-2 €	-2 €	-1 €	-0 €
	Weite Verflechtung	11.077.839	29 €	8 €	5 €	8 €	5 €
	Außerhalb Großstadtregion	19.524.410	30 €	6 €	3 €	3 €	-1 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	3 €	3 €	3 €	3 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	21.608.591	-49 €	-0 €	2 €	3 €	6 €
	Städtische Kreise	29.069.040	11 €	-2 €	-3 €	-5 €	-6 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	13.097.545	42 €	4 €	5 €	9 €	8 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	10.979.248	6 €	1 €	-2 €	-3 €	-5 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	3 €	3 €	3 €	3 €

Quelle: Auswertung BVA; Ergänzungsgebiet = Ergänzungsgebiet zur Kernstadt; Ländliche Kreise (verdichtet) = Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen; *Variablenset M1:* Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege; *Variablenset M2*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Tabelle 7.32 stellt die regionalen Vorhersagefehler dar. Alle Modelle können unabhängig von der betrachteten Verwaltungsebene die absoluten, regionalen Vorhersagefehler im Vergleich zum Status quo deutlich senken. Darüber hinaus liefert Tabelle 7.32 die folgenden drei Erkenntnisse:

Erstens scheint die direkte Integration der Bestimmungsfaktoren als Risikogruppen die regionalen Verwerfungen besser erfassen zu können als dies die Clustermodelle vermögen. Insbesondere die gewichteten MAPEs sind, bei einem Vergleich innerhalb der Variablensets M1 und M2, im Direktmodell durchweg niedriger als in der Clustervariante. Dies erscheint auch plausibel, da durch die Bildung von Clustern (Kreise mit ähnlich hohen erwarteten Deckungsbeiträgen) die Reduzierung der regionalen Deckungsbeitragsvarianz abgeschwächt wird, während durch die Berücksichtigung der einzelnen Indikatoren als Risikofaktoren die Kreise präziser abgebildet werden.

Zweitens ist selbst das Direktmodell bei Verwendung des reduzierten Variablensets M2 ausnahmslos zielgenauer als das Clustermodell auf Basis des größeren Variablensets M1.

Drittens sind die Unterschiede zwischen den Clustermodellen und den Direktmodellen, unabhängig vom gewählten Variablenset, größer als die Unterschiede zwischen den beiden Variablensets M1 und M2 innerhalb der jeweiligen Modelloptionen. Die Differenz im gewichteten Vorhersagefehler auf Kreisebene zwischen Clustermodellen und Direktmodellen beläuft sich auf acht bis zehn Euro. Die Differenz zwischen den Variablensets M1 und M2 innerhalb der beiden Modelloptionen beträgt dagegen nur ca. zwei bis vier Euro.

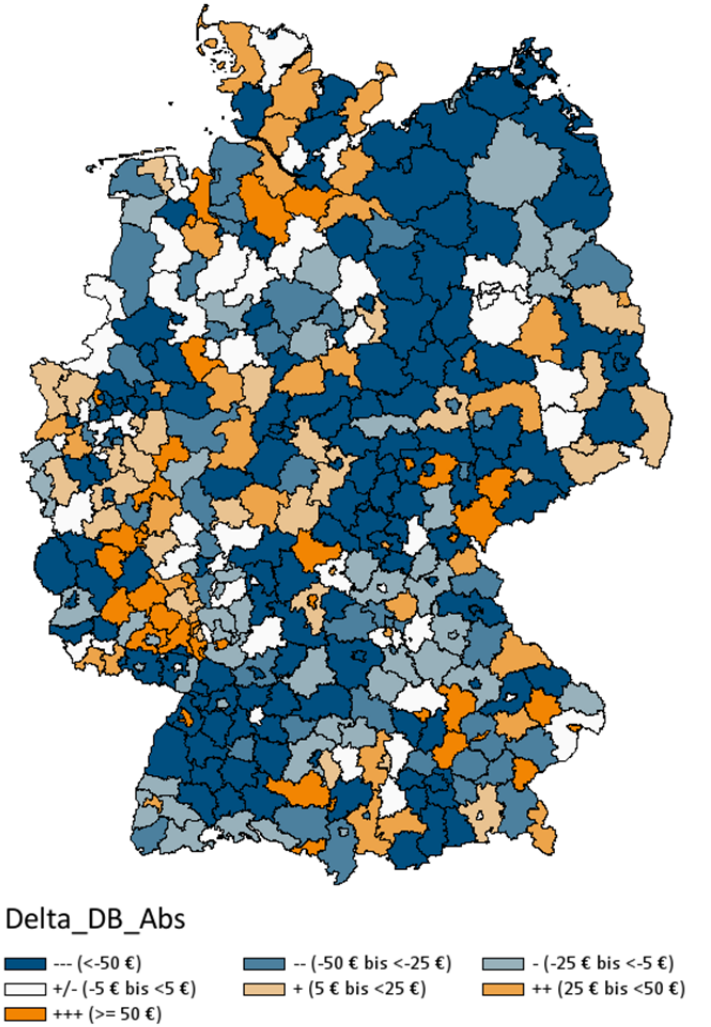
Tabelle 7.32: Regionalstatistische Modelle: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		Modell 2018	Clustermodell		Direktmodell	
			M1	M2	M1	M2
AGS	absolut	220,05 €	209,62 €	209,76 €	208,43 €	208,69 €
	gewichtet	113,23 €	89,78 €	90,86 €	83,17 €	86,47 €
GVB	absolut	127,28 €	113,45 €	114,10 €	111,08 €	112,47 €
	gewichtet	102,71 €	78,51 €	79,59 €	71,75 €	75,10 €
Kreis	absolut	77,90 €	53,85 €	55,40 €	47,70 €	50,98 €
	gewichtet	76,51 €	45,05 €	47,18 €	35,07 €	39,40 €
Land	absolut	110,73 €	82,36 €	84,17 €	71,43 €	75,40 €
	gewichtet	44,71 €	13,66 €	15,75 €	8,71 €	10,71 €

Quelle: Auswertung BVA; Variablenset M1: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege; Variablenset M2: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

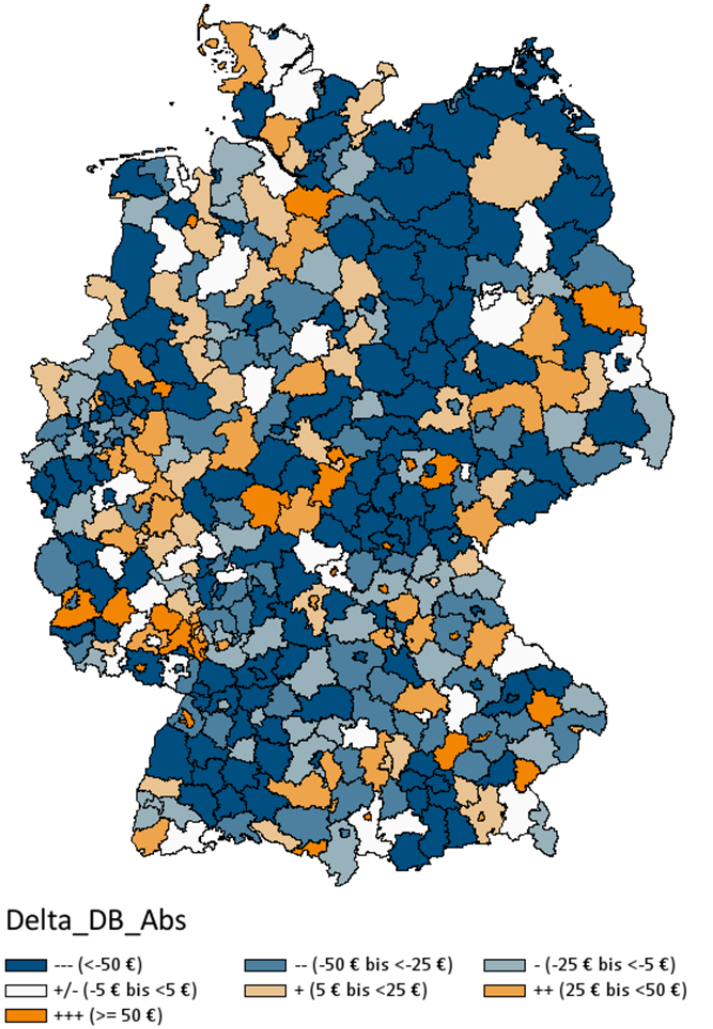
Abbildung 7.16 und Abbildung 7.17 veranschaulichen die regionalen Verteilungswirkungen des Cluster- und des Direktmodells exemplarisch für das Variablenset M1. Auch hier repräsentieren blaue Flächen Kreise, in denen die Unter- bzw. Überdeckungen um mehr als fünf Euro abnehmen. Dies ist beim Clustermodell in 240 Kreisen der Fall. Bei Anwendung des Direktmodells tritt eine Verbesserung der Deckungsbeiträge in 256 Kreisen ein. Allerdings gibt es in beiden Modelltypen auch eine Reihe von orange gefärbten Flächen, also Kreise, in denen die Deckungsbeiträge im Vergleich zum Status quo absolut gesehen um mehr als fünf Euro steigen. Im Clustermodell trifft dies auf 106 Kreise und im Direktmodell auf 109 Kreise zu. Bei Verwendung des reduzierten Variablensets M2 steigt die Anzahl der sich verschlechternden Kreise auf 126 im Clustermodell bzw. 124 im Direktmodell an. Die Zuordnung der Kreise in regionalstatistische Cluster bzw. Variablengruppen führt demzufolge in etwa einem Viertel bis zu einem Drittel der Kreise zu einem Anstieg der Über- und Unterdeckungen. Dies liegt darin begründet, dass Kreise mit vergleichbaren Strukturen, jedoch völlig unterschiedlichen Deckungsbeiträgen, denselben Zu- oder Abschlag erhalten, wodurch die Fehldeckungen in einzelnen Kreisen im Betrag steigen können.

Abbildung 7.16: Clustermodell (Variablenset M1): Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 7.17: Direktmodell (Variablenset M1): Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

7.3.4 Zwischenfazit

Die betrachteten regionalstatistischen Modelle können sowohl die regionalen als auch die auf Krankenkassenebene existierenden Unter- und Überdeckungen im Vergleich zum Status quo merklich reduzieren. Sie erreichen bei Hinzunahme von vergleichsweise wenigen Variablen, und dabei nahezu frei von anreizproblematischen Effekten, annähernd die regionale Verteilungswirkung eines direkten Kreismodells (vgl. Tabelle 7.18 zu Tabelle 7.31 bzw. Tabelle 7.19 zu Tabelle 7.32).

Grundsätzlich bieten sich zwei Umsetzungsalternativen an: Zum einen können die regionalstatistischen Merkmale indirekt zur Bildung von Regionalclustern, die schlussendlich als Risikofaktoren in die Zuweisungsberechnung einfließen, herangezogen werden (Clustermodelle). Zum anderen besteht die Möglichkeit, die regionalstatistischen Merkmale direkt als Risikofaktoren in den RSA aufzunehmen (Direktmodelle). Unabhängig von der konkreten Ausgestaltung ergibt sich für alle hier untersuchten regionalstatistischen Varianten mit Blick auf die Entwicklung der standardisierten Leistungsausgaben (vgl. hierzu Abschnitt 4.3) bzw. der mittleren Vorhersagefehler eine deutliche Verbesserung der erklärten regionalen Ausgaben- und Deckungsbeitragsvariation. Insgesamt liegt der in den vier Modellen erreichte Varianzerklärungsanteil der regionalen Ausgaben zwischen 70,0 % und 74,7 % (vgl. Tabelle 7.33). Das bedeutet, dass bspw. nach Umsetzung von Direktmodell M1 nur noch etwa 25 % bis 30 % der gesamten regionalen Ausgabenvarianz durch den RSA nicht erklärt – und somit nicht ausgeglichen – würden.

In Bezug auf die aus Sicht des Wissenschaftlichen Beirats als besonders relevant zu erachtenden Unterschiede in den Deckungsbeiträgen, die im Status-quo-Verfahren auf Kreisebene verbleiben, haben die untersuchten regionalstatistischen Modelle M1 und M2 – gemessen am Variationskoeffizienten und dem ungewichteten MAPE – eine hohe Erklärungskraft, die im Direktmodell M1 jeweils rund 39 % beträgt (vgl. Tabelle 1.34). Damit ist Modell M1 annähernd so leistungsstark wie das zuvor untersuchte GWR-Modell (mit einem Wirkradius von 50 km) – bei vergleichsweise weniger problematischen Anreizeffekten und einer deutlich geringeren Modellkomplexität. Besonders deutlich treten die mit den Modellen M1 und M2 erreichbaren Verbesserungen zutage, wenn zur Bewertung der gewichtete mittlere Vorhersagefehler ($MAPE_{gew}$) herangezogen wird. Dieses Maß würde sich bei Umsetzung von Direktmodell M1 im Vergleich zum Status quo um 54,2 % reduzieren, bei Direktmodell M2 immerhin noch um 48,5 %.

Tabelle 7.33: Erklärung der gesamten regionalen Ausgabenvariation durch die untersuchten Modelle

Kreisebene	Ausgaben 2016	Status quo AJ2018	Stadt-regions-modell	Kreistyp-modell	Kreis-modell	GWR (50km)	Regionalstatistische Modelle			
							Clustermodell		Direktmodell	
							M1	M2	M1	M2
Standardabweichung	**231 €**	94 €	92 €	92 €	1 €	53 €	66 €	69 €	58 €	66 €
Variationskoeffizient	**0,086**	0,036	0,035	0,035	0,000	0,020	0,025	0,026	0,022	0,025
Durch Modell insgesamt erklärte Ausgabenvariation*		**58,6%**	**59,5%**	**59,7%**	**99,8%**	**76,7%**	**71,3%**	**70,0%**	**74,7%**	**71,3%**

Quelle: Auswertung BVA; *da der Variationskoeffizient eine über den – in allen hier betrachteten Modellen gleichen – Mittelwert der Ausgaben normierte Standardabweichung darstellt, führt die Berechnung der Reduktion der Ausgabenvarianz sowohl über die Standardabweichung als auch den Variationskoeffizienten an dieser Stelle zu identischen Ergebnissen

Tabelle 7.34: Erklärung der im Status quo bislang nicht erklärten Ausgabenvariation durch die untersuchten Modelle

Kreisebene	Status quo AJ2018	Stadt-regions-modell	Kreis-typ-modell	Kreis-modell	GWR (50km)	Regionalstatistische Modelle				
						Clustermodelle		Direktmodelle		
						M1	M2	M1	M2	M1 (Angebot neutral)
Standardabweichung	94 €	92 €	92 €	1 €	53 €	66 €	69 €	58 €	66 €	61 €
Variationskoeffizient	0,036	0,035	0,035	0,000	0,020	0,025	0,026	0,022	0,025	0,023
Anteil der nach Morbi-RSA verbliebenen, durch das Modell erklärten Ausgabenvarianz*		**2,2%**	**2,7%**	**99,4%**	**43,6%**	**30,7%**	**27,4%**	**39,0%**	**30,6%**	**36,0%**
$MAPE_{abs}$ (Kreis)	77,90 €	74,01 €	73,90 €	3,03 €	43,51 €	53,85 €	55,40 €	47,70 €	50,98 €	50,72€
Reduktion $MAPE_{abs}$ im Vergleich zum Status quo		**5,0%**	**5,1%**	**96,1%**	**44,1%**	**30,9%**	**28,9%**	**38,8%**	**34,6%**	**34,9%**
$MAPE_{gew}$ (Kreis)	76,51 €	69,90 €	70,16 €	0,98 €	37,26 €	45,05 €	47,18 €	35,07 €	39,40 €	40,64€
Reduktion $MAPE_{gew}$ im Vergleich zum Status quo		**8,6%**	**8,3%**	**98,7%**	**51,3%**	**41,1%**	**38,3%**	**54,2%**	**48,5%**	**46,9%**

Quelle: Auswertung BVA; *da der Variationskoeffizient eine über den – in allen hier betrachteten Modellen gleichen – Mittelwert der Ausgaben normierte Standardabweichung darstellt, führt die Berechnung der Reduktion der Ausgabenvarianz sowohl über die Standardabweichung als auch den Variationskoeffizienten an dieser Stelle zu identischen Ergebnissen

Hinsichtlich der Ausgestaltung der regionalstatistischen Modelle stellt sich die Frage, ob die regionalstatistischen Merkmale im Zuge von Cluster- oder Direktmodellen in den RSA einfließen sollen. Die Spezifikation des zu verwendenden regionalstatistischen Modells unterliegt dabei einem potenziellen Zielkonflikt zwischen einer möglichst hohen regionalen Verteilungswirkung durch Ausdifferenzierung oder Ergänzung der Einflussfaktoren und der Bewahrung von Effizienzanreizen.

Der Vorteil der Clustermodelle besteht zum Einen in ihrer Überschaubarkeit, da im Vergleich zu einem Modell, in dem die regionalstatistischen Merkmale direkt einfließen, verhältnismäßig wenige zusätzlich Risikofaktoren (in diesem Fall zehn) berücksichtigt werden müssen. Zudem wird durch die Zusammenfassung einer Vielzahl von regionalstatistischen Indikatoren zu einigen wenigen Risikofaktoren die Gefahr eines unbeabsichtigten und anreizschädlichen Ist-Ausgaben-Ausgleichs auf Kreisebene reduziert. Dieser Modellansatz erfordert jedoch

eine regelmäßige Überprüfung der Clusterzusammensetzungen, um mögliche Veränderungen der statistischen Wirkzusammenhänge zu berücksichtigen und die Unsicherheit für die lokale Gesundheitspolitik und Effizienzanreize auf einem angemessenen Niveau zu erhalten.[24]

In den sogenannten Direktmodellen führt die größere Anzahl an Variablen und deren freie Kombinierbarkeit dazu, dass diese besser in der Lage sind, nicht-lineare Wirkungszusammenhänge zwischen den verwendeten Erklärungsfaktoren auf die regionalen Leistungsausgaben abzubilden und so eine etwas stärkere regionalisierende Wirkung als die Clustermodelle zu erzielen, weswegen sich die Direktmodelle für eine Umsetzung anbieten. Bei ihrer Verwendung ist allerdings mit Blick auf die Anzahl der verwendeten Variablen Vorsicht geboten. Es ist insbesondere darauf zu achten, dass durch eine mögliche eindeutige Linearkombination zwischen den verwendeten regionalstatistischen Risikomerkmalen nicht unbemerkt ein direktes Kreismodell (mit potenziellen Anreizwirkungen auf die lokalen Entscheidungsträger) realisiert wird.

Eine weitere Ausgestaltungsoption der regionalstatistischen Modelle bezieht sich auf die im Ausgleich verwendeten Variablen. So stellt sich insbesondere die Frage, welchen Einfluss die im Variablenset M1 enthaltenen Angebotsvariablen (deren Verwendung im RSA in Abschnitt 6.2.2 *Wirkungserklärungsgehalt und normative Diskussion der Variablenauswahl* kritisch diskutiert worden ist) auf die Modellgüte haben. Um diesen Einfluss auf die regionale Verteilungswirkung zu quantifizieren, wurde ein weiteres Modell simuliert. Dabei wurden die Variablen *Hausarztdichte* und *Facharztdichte* aus dem Direktmodell M1 bei der Regression zur Ermittlung der Kostenschätzer zunächst mitberücksichtigt; bei der Berechnung der Zuweisungen wurde allen Versicherten allerdings – unabhängig von der Fach- bzw. Hausarztdichte in deren jeweiligen Wohnort – nur der *durchschnittliche* Betrag zugeschlagen, der über die genannten Variablen erklärt wird (ca. 11,88 € je Versichertenjahr).[25] Demzufolge werden die Angebotsvariablen zwar bei der Schätzung der Gewichtungsfaktoren der übrigen Risikomerkmale (AGG, HMG, EMG und KEG) und der verbleibenden Regionalfaktoren berücksichtigt. Im Rahmen der Zuweisungsberechnung werden die Effekte der Angebotsindikatoren jedoch vollständig neutralisiert. Somit können die direkten und indirekten Effekte der Versorgungsdichte im vertragsärztlichen Bereich auf die Leistungsausgaben, die aus der Korrelation des Angebots mit den berücksichtigten Risikofaktoren resultieren, herausgerechnet werden. Die Ergebnisse dieses Modells werden in Tabelle 7.34 in der letzten Spalte dargestellt. Der Unterschied bezüglich des

[24] Die vergleichsweise hohe Streuung der tatsächlichen Unter- und Überdeckungen im niedrigsten und im höchsten Cluster könnte bspw. dafür sprechen, zur Erzielung einer höheren Kostenhomogenität der Kreise innerhalb der Cluster die Größe der Cluster an den Rändern der Verteilung zu reduzieren (bspw. auf fünf Prozent).

[25] Die Neutralisation der Variableneffekte wird somit in Anlehnung an die von Schokkaert *et al.* (2018) beschriebene Methodik vorgenommen, die im belgischen RSA zum Ausschluss der Einflüsse von angebotsseitigen Faktoren auch tatsächlich zum Tragen kommt.

gewichteten MAPE auf Kreisebene im Vergleich zum Direktmodell M1 beträgt ca. sechs Euro (35 € vs. 41 €).

Der Wissenschaftliche Beirat stellt auf Grundlage dieser Berechnung fest, dass die Variablen *Facharztdichte* und *Hausarztdichte* gegenwärtig keinen wesentlichen Einfluss auf die Güte einer regionalen Komponente im RSA haben. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass die zwei untersuchten Angebotsvariablen eine nur eingeschränkte Rolle bei der (zusätzlichen) Erklärung von regionalen Über- und Unterdeckungen spielen. Zu berücksichtigen ist hierbei, dass ein dichteres Versorgungsangebot nicht nur zu höheren Ausgaben führt, sondern ggf. auch mit einer spezifischeren Kodierung von Morbidität – und damit auch partiell mit höheren Zuweisungen –, einhergehen kann. Bei der Betrachtung des regionalen Deckungsbeitrags ist nur der Nettoeffekt der einnahmen- und ausgabenseitigen Wirkung des Versorgungsangebotes zu beobachten. Angesichts dieser Nettoeffekte ist zum jetzigen Zeitpunkt nicht davon auszugehen, dass Krankenkassen bzw. regionale politische Entscheidungsträger ihren Einfluss auf die Facharzt- und Hausarztdichte nur deshalb ausnutzen bzw. verändern werden, weil diese im RSA Berücksichtigung finden: Schließlich würde eine Veränderung der genannten Größen hinsichtlich der (regionalen und krankenkassenbezogenen) Zuweisungen keine substanziellen Effekte nach sich ziehen. Insofern hält es der Wissenschaftliche Beirat *gegenwärtig* für unschädlich, die beiden genannten angebotsseitigen Variablen bei einer Ergänzung des RSA um eine Regionaldimension zu berücksichtigen. Weil sich die Effektstärke der einzelnen Variablen auf die regionalen Über- und Unterdeckungen im Zeitverlauf jedoch durchaus ändern kann, regt der Wissenschaftliche Beirat an, die Variablenauswahl erneut und in Zukunft regelmäßig zu überprüfen und neu zu bewerten. Der Wissenschaftliche Beirat weist allerdings darauf hin, dass die Entscheidung über einen Einbezug angebotsseitiger Variablen in den RSA letztlich politisch zu treffen ist.

7.4 Fazit

In den drei vorangehenden Abschnitten wurden verschiedene Ansätze beschrieben, die gegenüber dem RSA-Verfahren im Status quo einen weiteren Ausgleich der verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen bewirken. Bei allen diesen Ansätzen handelt es sich um Modelle, die Ausgleichsmerkmale heranziehen, die gegenwärtig überwiegend auf regionaler Ebene nur als aggregierte Werte vorliegen. Während der Morbi-RSA im Status quo Risikozu- und -abschläge auf Grundlage von versichertenindividuellen Risikomerkmalen ermittelt und ausgleicht, bilden in den hier betrachteten Modellerweiterungen vielmehr die Strukturvariablen ihres Wohnumfeldes die Ausgleichsgrundlage. Dies stellt einen zentralen Unterschied zum Verfahren im Status quo dar. Allerdings lässt sich ein derartiger systematischer Bruch bei der Untersuchung der Modellansätze nicht umgehen, da die Merkmale, die zur Erklärung der verbleibenden Über- und Unterdeckungen auf regionaler Ebene beitragen können, gegenwärtig noch nicht versichertenbezogen erhoben und an das BVA gemeldet werden. Als Folge hieraus ergibt sich, dass keines der in diesem Kapitel untersuchten Mo-

delle zu nennenswerten Verbesserungen der Zuweisungsgenauigkeit auf versichertenindividueller Ebene führen kann, weil die verwendeten, auf Ebene der Wohnorte aggregierten Variablen keine zusätzliche Erklärungskraft für die *individuelle* Ausgabenvariation liefern. Dies gilt auch für die Ebene der Versichertengruppen. Generell wäre es daher wünschenswert, wenn die relevanten Determinanten regionaler Ausgabenvariationen – der bisherigen Systematik des Morbi-RSA folgend – auf Ebene der Versicherten erhoben würden, sofern sie individualisierbar sind.

Die in diesem Kapitel untersuchten Modelle lassen sich drei Modellgruppen zuordnen:

- Die sogenannten raumtypbezogenen Zuweisungsmodelle, die als erste Modellgruppe in diesem Kapitel zur weiteren Verminderung regionaler Deckungsbeitragsunterschiede empirisch untersucht wird, nutzen zum Ausgleich die Klassifikationen der ständigen Raumbeobachtung des BBSR. Die hier untersuchten Modelle erweisen sich unter anreiztheoretischen Gesichtspunkten zwar als unproblematisch, können aber sowohl hinsichtlich der regionalen Deckungsbeitragsunterschiede als auch mit Blick auf die Über- und Unterdeckungen der einzelnen Krankenkassen eine nur eingeschränkte Wirkung entfalten. Die Aufnahme der großstadtregionalen Einzugsbereiche oder der siedlungsstrukturellen Kreistypen der Wohnorte der Versicherten als Risikomerkmal im RSA wird daher nicht empfohlen.

- Die zweite Modellgruppe besteht aus direkten regionalen Zuweisungsmodellen. Sie erscheinen zwar generell geeignet, die Zielgenauigkeit des Verfahrens auf regionaler Ebene zu erhöhen, sind aber bezüglich der mit ihnen verbundenen Anreizwirkungen kritisch zu beurteilen. Sowohl beim Kreismodell als auch bei Umsetzung der GWR-Modelle besteht ein Spannungsverhältnis zwischen der Zielgenauigkeit der Zuweisungen einerseits sowie den Effizienzanreizen und der Komplexität der Modelle andererseits. Aus Sicht des Wissenschaftlichen Beirats ist die Nutzung dieser Modelle daher nur eingeschränkt zu empfehlen.

- Die regionalstatistischen Modelle stellen die dritte in diesem Kapitel untersuchte Modellgruppe dar.. Bei diesen Regionalmodellen bestehen die Risikogruppen entweder aus Regionen, deren erwarteter Deckungsbeitrag durch bestimmte erklärende Variablen geschätzt werden soll (Regionalcluster) (sogenannte Clustermodelle) oder die Risikogruppen werden direkt mithilfe der auf regionaler Ebene gemessenen Bestimmungsfaktoren gebildet (Direktmodelle) Im Hinblick auf die Verbesserung der regionalen Zielgenauigkeit der Zuweisungen sind diese Modellansätze mit einem Kreismodell vergleichbar. Sie entfalten jedoch weniger problematische Anreizeffekte als eine Verwendung der Kreise (also administrativ festgelegter geographischer Abgrenzungen) als Risikofaktoren. Die Direktmodelle weisen eine etwas

höhere Regionalwirkung als die Clustermodelle auf, während sich die Clustermodelle durch eine bessere Überschaubarkeit und tendenziell weniger problematische Anreizeffekte auszeichnen. Die Unterschiede zwischen den in den untersuchten regionalstatistischen Modellen verwendeten Variablensets M1 und M2 sind im Hinblick auf die regionalen Kennzahlen vergleichsweise gering, das heißt, die Herausnahme der Angebotsvariablen und des Gesamtwanderungssaldos aus dem Modell wirkt sich nur geringfügig auf die regionale Zielgenauigkeit der Zuweisungen aus. Die Reduktion des Variablensets von M1 auf M2 wurde mit der besonderen Rolle von Angebotsvariablen bzw. von Variablen, die (auch künftig) nicht als Individualvariablen erhoben werden können, in Abschnitt 6.2.2 *Wirkungserklärungsgehalt und normative Diskussion der Variablenauswahl* begründet. Der Wissenschaftliche hält es gegenwärtig allerdings nicht zwangsläufig für geboten, die oben diskutierten Variablen bei einer Ergänzung des RSA um eine Regionaldimension auszuschließen.

In einer Gesamtschau schlägt der Wissenschaftliche Beirat vor, den RSA zeitnah um einen weiteren Verfahrensschritt mit einer Auswahl regionalstatistischer Merkmale zu ergänzen. Der Wissenschaftliche Beirat erachtet hierbei eine Ergänzung des Status-quo-Verfahrens um ein Regionalmodell, in dem die empirisch aussagekräftigsten Variablen berücksichtigt werden, für zielführend und hinreichend (M1 oder M2). Er regt an, die genannten Variablen in Form eines Direktmodelles im RSA auszugleichen, da dieses eine etwas höhere regionale Wirkung als ein Clustermodell aufweist. Der Wissenschaftliche Beirat empfiehlt darüber hinaus, regelmäßig zu überprüfen, welche Variablen statistisch aussagekräftig sind und welchen Einfluss hierbei insbesondere die angebotsseitigen Variablen haben sowie die Liste der verwendeten Variablen auf dieser Grundlage ggf. anzupassen.

Wie die Untersuchungen zeigen, lassen sich mit dem Einbezug des empfohlenen Modelltypus die durch den Morbi-RSA bislang nicht erklärten Ausgabenunterschiede in den 401 Kreisen Deutschlands weiter deutlich reduzieren. Gleichwohl bleibt festzuhalten, dass auch nach einer solchen Modellerweiterung ein erheblicher gewichteter Vorhersagefehler auf Kreisebene weiterhin bestehen bleibt – bspw. bei der direkten Berücksichtigung des Variablensets M1 rd. 45,8 % des bislang nach dem Morbi-RSA im Status quo verbleibenden gewichteten Vorhersagefehlers (ungewichtet: 61,2 %). Vor diesem Hintergrund stellt sich im Lichte möglicher Risikoselektionsanreize und Wettbewerbsverzerrungen die Frage, ob sich aus diesen Deckungsbeitragsunterschieden ein zusätzlicher Handlungsbedarf ergibt bzw. wie den verbleibenden Unterschieden prinzipiell begegnet werden könnte. Eine Auseinandersetzung mit dieser Fragestellung erfolgt in Kapitel 8 *Weitergehende Berücksichtigung der regionalen Über- und Unterdeckungen*.

8 Weitergehende Berücksichtigung der regionalen Über- und Unterdeckungen

8.1 Einleitung

Im Hinblick auf die Schaffung fairer Wettbewerbsbedingungen und die Reduzierung von Risikoselektionsanreizen erachtet der Wissenschaftliche Beirat die nach Umsetzung des regionalstatistischen Direktmodells verbleibende[26] regionale Deckungsbeitragsvariation als zu hoch. Vor dem Hintergrund des daraus resultierenden Handlungsbedarfs stehen – wie bereits im Sondergutachten 2017 andiskutiert wurde (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 460ff.) – generell zwei Optionen zur Berücksichtigung der verbleibenden Über- und Unterdeckungen zur Verfügung:

1. Ein (partieller) Ausgleich der verbleibenden Über- und Unterdeckungen im Rahmen des RSA (vgl. Abschnitt 8.3.1),
2. eine regionale Differenzierung der Zusatzbeitragssätze (vgl. Abschnitt 8.3.2)

Beide Handlungsalternativen, die auch miteinander kombiniert werden können, setzen an der Einnahmeseite der Krankenkassen an, unterscheiden sich jedoch grundsätzlich im konkreten Umgang mit den im RSA-Verfahren resultierenden Deckungsbeiträgen. Ein (partieller) Ausgleich im RSA beeinflusst unmittelbar die Höhe der Zuweisungen und führt zu einer Verringerung der verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen. Eine regionale Staffelung der Zusatzbeitragssätze beeinflusst die RSA-Deckungsbeiträge nicht, sondern ermöglicht den Krankenkassen, die jeweiligen regionalen Über- und Unterdeckungen von ihren Mitgliedern differenziert in den Regionen finanzieren zu lassen. Im Ergebnis resultieren bei beiden Optionen ceteris paribus verminderte Anreize zur wohnortbezogenen Risikoselektion, entweder durch Reduzierung der regionalen Über- und Unterdeckungen oder durch die Erhebung von – zumindest auf die Wohnregion bezogen – risikoadäquaten Zusatzbeitragssätzen (vgl. Jacobs 2017, S. 49).

Dieses Kapitel stellt die beiden Optionen vor. Zunächst werden in Abschnitt 8.2 jedoch die potenziellen Ursachen der nach Durchführung des Direktmodells verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen und deren Implikationen für eine weitergehende Berücksichtigung der regionalen Deckungsbeiträge diskutiert. Für eine sachgerechte Entscheidung darüber, welche der beiden Handlungsoptionen (ergänzende Ausgleichsstufe im RSA oder regionale Zusatzbeitragssätze) gewählt wird, sind nicht nur Kenntnisse über die Determinanten der verbleibenden regionalen Deckungsunterschiede hilfreich, sondern insbesondere auch darüber, ob und inwiefern diese durch die Krankenkassen gesteuert werden können.

In Abschnitt 8.3 werden die beiden Handlungsoptionen vorgestellt. Für die erste Option wird exemplarisch ein Modell unter-

[26] Die in diesem Kapitel genannten, *verbleibenden* regionalen Deckungsbeiträge bzw. Über- und Unterdeckungen beziehen sich stets auf die Deckungssituation nach Durchführung des in Kapitel 7 *Modellrechnungen zur Regionalisierung der Zuweisungen* empfohlenen regionalstatistischen Direktmodells (hier beispielhaft in der Variante M1).

sucht, in dem die nach Durchführung des M1-Direktmodells resultierenden regionalen Über- und Unterdeckungen im Rahmen des RSA-Verfahrens reduziert werden (vgl. Abschnitt 8.3.1).[27] Der Ausgleich der Deckungsbeiträge erfolgt dabei auf Ebene von sogenannten Gemeindeverbands-Clustern. Grundsätzlich sind aber auch andere räumliche Abgrenzungen vorstellbar, wie etwa die Kategorien der großstadtregionalen Zuordnung oder des siedlungsstrukturellen Kreistyps (vgl. Abschnitt 7.1 *Raumtypbezogene Zuweisungsmodelle*). Dabei werden die Auswirkungen eines partiellen Ausgleichs der Deckungsbeitragsunterschiede auf die Kennzahlen beurteilt. Außerdem befasst sich Abschnitt 8.3 mit der Möglichkeit der regionalen Differenzierung von Zusatzbeitragssätzen. Die Einführung einer regionalen Differenzierungsmöglichkeit der Zusatzbeitragssätze würde hierbei einen Paradigmenwechsel in der Beitragssystematik der GKV bedeuten. Vor deren Umsetzung wären umfangreiche konzeptionelle Vorarbeiten erforderlich, welche in Abschnitt 8.3.2 beleuchtet werden. Dabei wird anhand ausgewählter Problemfelder der Forschungs- und Festlegungsbedarf skizziert, der aus Sicht des Wissenschaftlichen Beirats vor der Einführung von regionalen Zusatzbeitragssätzen besteht. Inwiefern der einen oder anderen Alternative der Vorzug zu geben wäre, wird bei der abschließenden Bewertung der beiden Optionen in Abschnitt 8.4 diskutiert.

[27] Die Auswertungen erfolgen an dieser Stelle nur beispielhaft auf Grundlage der Modellvariante M1. Eine zusätzliche Ausgleichsstufe ist auch ergänzend zum Direktmodell M2 möglich.

8.2 Ursachen der verbleibenden regionalen Deckungsbeiträge: Diskussion und Implikationen für weiteres Vorgehen

Grundsätzlich ist eine Vielzahl an Bestimmungsfaktoren (und deren Zusammenwirken) für die verbleibenden regionalen Deckungsbeiträge denkbar. Beispielsweise könnte eine räumlich unterschiedliche Verteilung von (im Durchschnitt überdeckten) gesunden Versicherten die regionalen Differenzen verursachen. Aber auch regional unterschiedliche Kodierpraktiken, die zu einer regional unterschiedlichen Dokumentationsqualität und in der Folge zu Unterschieden in der kodierten und für den RSA relevanten Morbidität führen, können als Ursache in Betracht gezogen werden. Geringe, jedoch nicht vollständig zu vernachlässigende Effekte auf regionale Deckungsunterschiede gehen darüber hinaus von der Beschränkung der Krankheitsauswahl aus (vgl. Abschnitt 5.1 Regionale *Verteilungswirkungen bei Berücksichtigung des vollen Morbiditätsspektrums*). Ein weiterer geringer Einfluss durch regional (leicht) differierende Preisniveaus (vor allem auf Länderebene), die im RSA ebenfalls unberücksichtigt bleiben, lässt sich nicht ausschließen (vgl. Göpffarth *et al.* 2016, S. 809f.). Mehrere wissenschaftliche Veröffentlichungen weisen weiterhin darauf hin, dass in den regionalstatistischen Modellen nicht erfasste Patientenpräferenzen und Behandlungsstile die Höhe der Gesundheitsausgaben im Raum beeinflussen (vgl. Cutler *et al.* 2013; Molitor 2018; Salm und Wübker 2017). Regionale Deckungsbeitragsunterschiede resultieren bei gegebener Morbidität demzufolge auch aus regional

variierenden Behandlungsentscheidungen der Versicherten und der Leistungserbringer. Diese können sich bspw. in regional unterschiedlichen Verordnungszahlen, variierenden Überweisungsquoten an Fachärzte (bzw. Einweisungsquoten in Krankenhäuser), einer ungleichen räumlichen Verteilung der Arztkontakte oder verschiedenen diagnostischen und therapeutischen Maßnahmen niederschlagen. Die genannten Effekte können z.T. auch als regionale Effizienzunterschiede in der Gesundheitsversorgung aufgefasst werden, die sich durch eine weitere Stärkung selektivvertraglicher Gestaltungsmöglichkeiten der Krankenkassen und der Leistungserbringer ggf. nur mittel- bis langfristig reduzieren lassen. Festzuhalten ist hierbei allerdings, dass bereits heute innerhalb auch von kleinräumigen Regionen (z.B. Kreise, Gemeinden) – je nach Versorgungssegment – ein Nebeneinander von überdurchschnittlichen und unterdurchschnittlichen Leistungsausgaben besteht (vgl. Nolting 2018, S. 23 sowie Abschnitte 3.4 *Regionale Charakteristika der Leistungsausgaben* und 4.6 *Räumliche Verteilung von Über- und Unterdeckungen nach Hauptleistungsbereich*), sodass sich sowohl die Quantifizierung als auch der Ausgleich von Effizienzeffekten über einen „konsistent mit der Region verknüpften Generalfaktor“ (Nolting 2018, S. 23) schwierig gestaltet.

Für die Entscheidung zwischen der ergänzenden regionalen Anpassung der RSA-Zuweisungen einerseits und der regionalen Differenzierung der Zusatzbeitragssätze andererseits ist neben den allokativen Effekten relevant, welche Rolle durch Krankenkassen und lokale Entscheidungsträger beeinflussbare Faktoren spielen. Eine ergänzende Ausgleichsstufe im RSA ist umso eher geeignet, je größer der Anteil der nicht beeinflussbaren Faktoren bei der Erklärung der verbleibenden Deckungsbeitragsvariation ist. Dies schließt sowohl die für die regionale Versorgungsstruktur verantwortlichen politischen Entscheidungsträger als auch die regionalen Leistungserbringer ein, über die einzelne versichertenstarke Krankenkassen bzw. kleinere Krankenkassen kollektiv die regionalen Über- und Unterdeckungen beeinflussen können. Für die Einführung von regional differenzierten Zusatzbeitragssätzen gilt diese Logik entsprechend umgekehrt. Der Anteil der Über- und Unterdeckungen, der von den Krankenkassen und lokalen Entscheidungsträgern beeinflusst werden kann, sollte sich demnach tendenziell eher in regional differenzierten Zusatzbeiträgen niederschlagen und nicht im RSA ausgeglichen werden.

Voraussetzung für diese Überlegungen ist die Annahme, dass regionale Effizienzunterschiede die Haupttreiber der verbleibenden regionalen Deckungsbeiträge sind. Ein Ausgleich von potenziell beeinflussbaren regionalen Über- und Unterdeckungen im Rahmen des RSA würde dann ceteris paribus die Effizienzanreize verringern, da durch Ineffizienzen verursachte Mehrausgaben in einer Region zumindest teilweise über die RSA-Zuweisungen ausgeglichen würden. Bei einer regionalen Differenzierung von Zusatzbeitragssätzen hingegen würden regional unterschiedliche Bemühungen der Krankenkassen zur Kostensteuerung in einem höheren Maße belohnt bzw. bestraft werden als in der gegenwärtigen Situation ohne regional differenzierte Zusatzbeitragssätze.

Der Wissenschaftliche Beirat hält fest, dass der Einfluss der aufgezählten möglichen (und weiteren) Bestimmungsfaktoren im zur Verfügung stehenden Zeitrahmen nicht abschließend geklärt werden konnte. Die empirische Untersuchung in Abschnitt 6.1 *Empirische Analyse der Determinanten regionaler Deckungsbeiträge* hat allerdings gezeigt, dass mit den zur Verfügung stehenden Variablen nur ein vergleichsweise geringer Einfluss der Angebotsstrukturen auf die Über- und Unterdeckungen beobachtet werden konnte. Allerdings ist nicht auszuschließen, dass die Angebotsstrukturen über andere Mechanismen, die mit den verwendeten Variablen nicht erfasst werden können, regionale Deckungsbeitragsunterschiede hervorrufen. Daher sind nach Ansicht des Wissenschaftlichen Beirats weitere Forschungsarbeiten notwendig.

8.3 Optionen zum weiteren Umgang mit den regionalen Deckungsbeiträgen

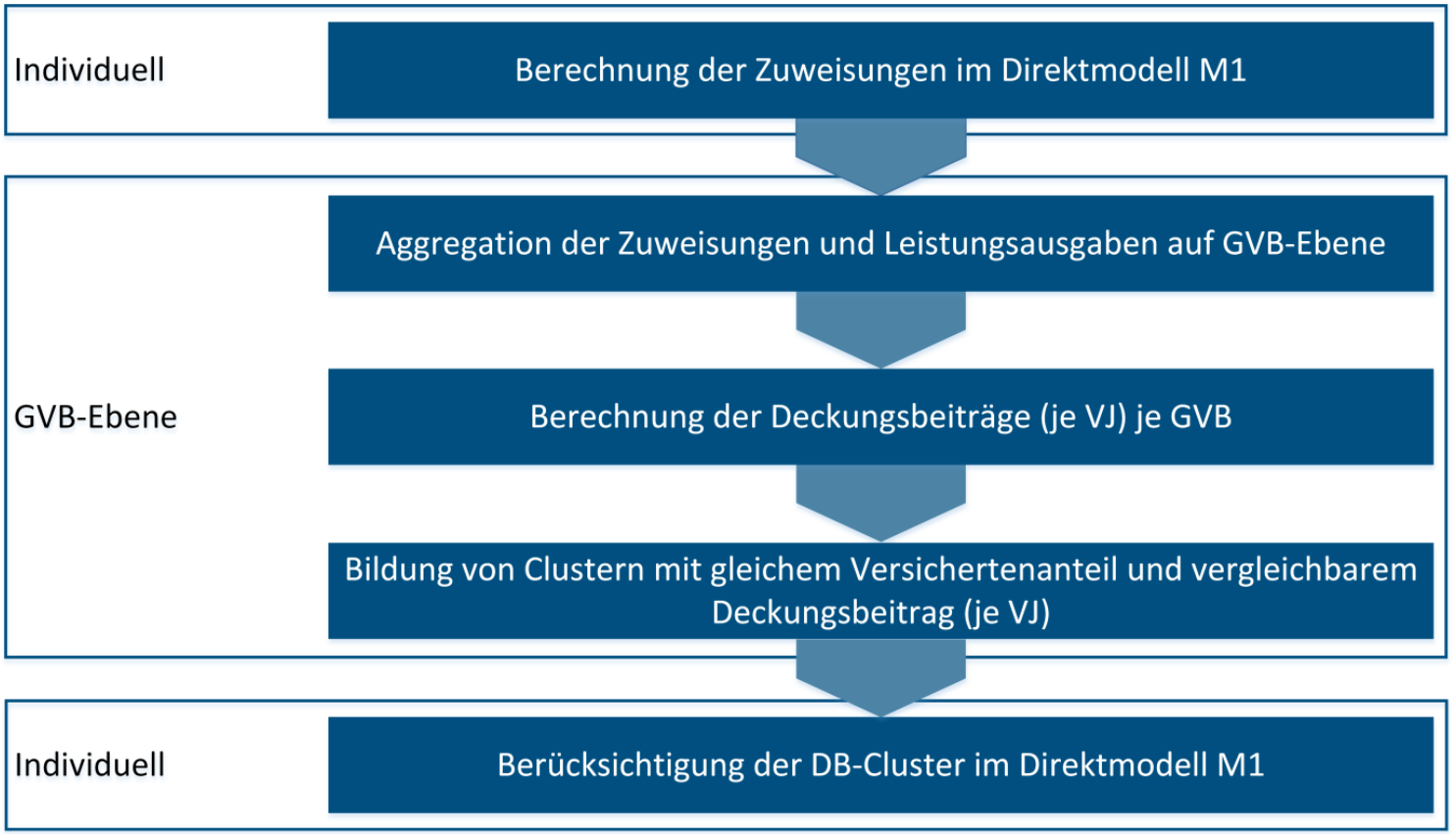
8.3.1 Ergänzende regionale Anpassung der RSA-Zuweisungen (Deckungsbeitrags-Cluster-Modell)

8.3.1.1 Modellspezifikation

Für das hier exemplarisch vorgestellte Modell zum Ausgleich der verbleibenden Unter- und Überdeckungen werden die nach Durchführung des *Direktmodells M1* resultierenden Deckungsbeiträge herangezogen. In Anlehnung an die Clusterbildung im regionalstatistischen Modell (vgl. Abschnitt 7.3.2 *Modellspezifikation*) werden hierzu regionale Clustergruppen gebildet. Die regionale Bezugsebene bilden in diesem Fall jedoch nicht die Kreise oder Gemeinden, sondern die 4.462 Gemeindeverbände (GVB) nach Abgrenzung des Bundesinstituts für Bau- Stadt- und Raumforschung (BBSR).[28]

[28] Zur Abgrenzung und zu den Eigenschaften der Gemeindeverbände, siehe Abschnitt 2.1 *Daten und Methodik*.

Abbildung 8.1: Vorgehensweise im DB-Cluster-Modell



Quelle: Darstellung BVA in Anlehnung an Buchner (2018, S. 28) ; GVB = Gemeindeverband; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Abbildung 8.1 veranschaulicht die Verfahrensschritte des hier vorgestellten Ausgleichsmodells. Zunächst wird für jeden GVB der nach dem Direktmodell M1 tatsächlich verbleibende Deckungsbeitrag je Versichertenjahr ermittelt. Anschließend werden die GVB entsprechend dieser Deckungsbeiträge je Versichertenjahr in eine Rangfolge gebracht. Schließlich werden zehn sogenannte Deckungsbeitrags-Cluster mit gleichem Versichertenjahre-Anteil gebildet (*DB-Cluster*). Damit wird ein zusätzlicher Verfahrensschritt bei der Berechnung der Zuweisungen eingeführt.

Die DB-Cluster fließen in Form von zehn Dummy-Variablen als regionale Risikofaktoren, zusätzlich zu den im Direktmodell M1 verwendeten Bestimmungsfaktoren, in die Morbi-RSA-Regression ein. Die Regression enthält somit über die bereits im Status quo enthaltenen Risikomerkmale (AGGs, HMGs, EMGs und KEGs) hinaus jeweils die Dezile der zehn in M1 verwendeten direkt als Ausgleichsvariablen berücksichtigten Bestimmungsfaktoren sowie nunmehr zusätzlich die zehn DB-Cluster-Dummy-Variablen als Risikofaktoren.[29]

Unter anreiztheoretischen Gesichtspunkten ist es sinnvoll, das durch das regionale Ausgleichsmodell induzierte Ausmaß der Ausgabendeckung auf regionaler Ebene zu begrenzen. Der Anteil der auszugleichenden Ausgaben sollte in Anlehnung an die Gestaltungsspielräume der Krankenkassen bei der Gesundheitsversorgung festgesetzt werden. Haben die Krankenkassen z.B. die Möglichkeit, von selektivvertraglichen Konstrukten Gebrauch zu machen (vgl. Ulrich *et al.* 2016, S. 42), sollte der beeinflussbare Anteil der Leistungsausgaben *nicht* ausgeglichen werden. Die Untersuchung der Auswirkungen eines partiellen Ausgleichs der Über- und Unterdeckungen auf Ebene der DB-Cluster kann an dieser Stelle allerdings nur exemplarisch erfolgen. Zum einen ist eine Abschätzung des gegenwärtigen Handlungsspielraums der Krankenkassen bezüglich der Versorgungsstrukturen im Lichte der aktuellen Datenlage und Datenverfügbarkeit mit Schwierigkeiten verbunden. Darüber hinaus können sich die Einflussmöglichkeiten der Krankenkassen über die Zeit verändern, etwa wenn Änderungen im Bereich der Selektivverträge erfolgen. Daher werden im Folgenden die Ergebnisse eines Modells, das die Ausgaben auf Ebene der DB-Cluster vollständig (d.h. zu 100 %) ausgleicht, beispielhaft mit einem Modell verglichen, das diese Ausgaben nur zu 70 % kompensiert.

Tabelle 8.1 enthält Informationen zur Verteilung der nach Durchführung des Direktmodells M1 verbleibenden Deckungsbeiträge innerhalb der DB-Cluster. Der Konstruktion des Ansatzes entsprechend weisen ranghöhere Cluster einen höheren durchschnittlichen Deckungsbeitrag auf als rangniedrigere Cluster. Dabei fällt auf, dass die Streuung der Deckungsbeiträge an den Rändern der Deckungsbeitrags-Verteilung vergleichsweise stark ausgeprägt ist und dass die Anzahl der GVB in den Clustern ausgehend von der Mitte der Verteilung (*Cluster 5* und *6*) zunimmt und an den Rändern (*Cluster 1* und *10*) am höchsten ist.

[29] Versicherte, für die sich aufgrund fehlender Wohnortinformationen keine regionale Zuordnung ergibt, werden jeweils als elfte Kategorie (*nicht zuordenbar*) mitgeführt. Da für diese Versicherten kein Regionaleffekt geschätzt werden kann, dient diese Gruppe jeweils als Referenzkategorie für die Schätzung der Koeffizienten der übrigen Kategorien.

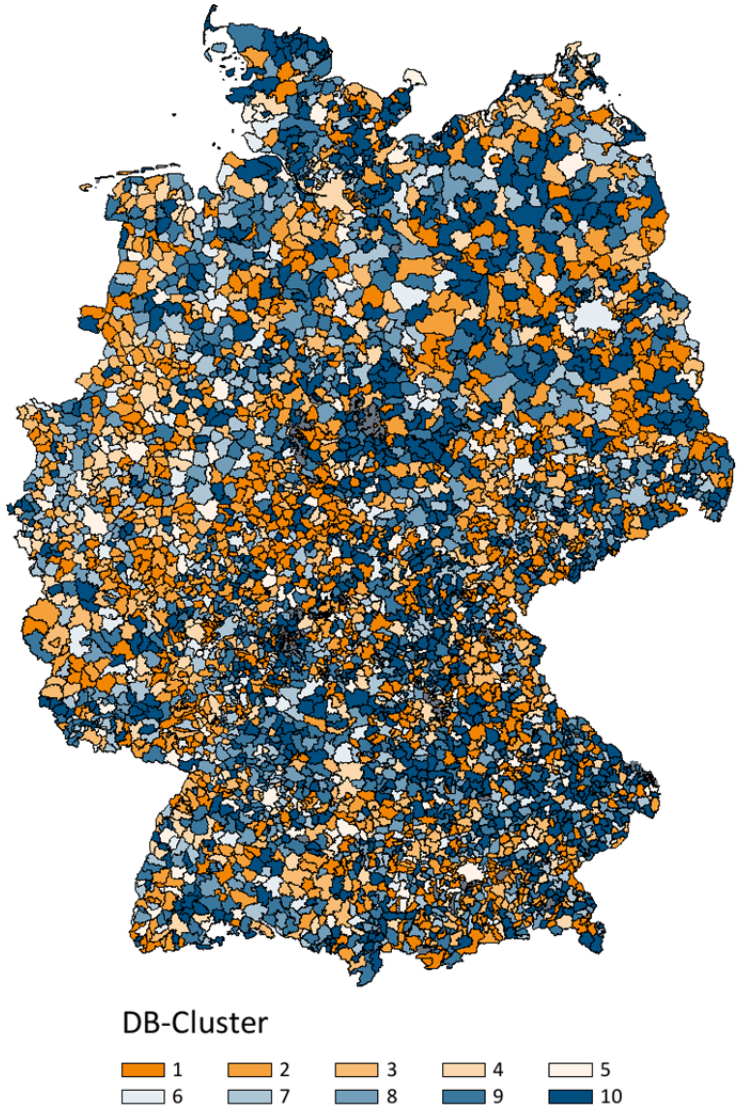
Tabelle 8.1: Verteilung der Deckungsbeiträge je DB-Cluster (nach Direktmodell M1)

DB-Cluster	Anzahl GVB	Versichertenjahre	Deckungsbeitrag			
			Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
1	746	7.095.793	-208,91	94,58	-788,96	-116,13
2	513	7.096.640	-88,59	14,65	-116,10	-63,68
3	364	7.055.232	-48,43	8,91	-63,66	-33,13
4	241	7.162.434	-24,17	5,12	-33,03	-15,36
5	189	6.950.046	-8,72	3,77	-15,29	-2,46
6	186	7.248.836	4,49	4,07	-2,28	11,65
7	386	7.104.322	25,27	7,87	11,72	39,15
8	337	6.983.847	50,32	6,72	39,15	62,34
9	589	7.225.103	87,73	15,48	62,40	116,45
10	911	7.103.826	207,53	90,42	116,46	935,09

Quelle: Auswertung BVA

Abbildung 8.2 zeigt die räumliche Verteilung der DB-Cluster auf Ebene der Gemeindeverbände. Die orange eingefärbten Flächen kennzeichnen Gemeindeverbände, die einem im Mittelwert unterdeckten DB-Cluster zugeordnet wurden. Blau gekennzeichnete Flächen repräsentieren Gemeindeverbände aus im Durchschnitt überdeckten DB-Clustern. Erwartungsgemäß müssen Cluster gleicher Rangordnung nicht zwangsläufig aus geographisch angrenzenden Gemeindeverbänden bestehen (vgl. auch die Ausführungen zur Clusterbildung im regionalstatistischen Modell in Abschnitt 7.3.2.1 *Clustermodelle*).

Abbildung 8.2: Räumliche Verteilung der DB-Cluster (nach Direktmodell M1)



Quelle: Auswertung BVA

© GeoBasis-DE/BKG 2018

8.3.1.2 Ergebnisse

Ergebnisse auf Versichertenebene

Tabelle 8.2 stellt die Auswirkungen des zusätzlichen Verfahrensschritts auf die versichertenindividuellen Kennzahlen dar. Im Vergleich zum Status quo führt der zusätzliche, 100-prozentige Ausgleich auf Basis der DB-Cluster zu einer leichten Verbesserung des R^2. Das CPM und das MAPE verschlechtern sich dagegen geringfügig. Ein ähnliches Muster ist auch im Vergleich zu den Kennzahlen im Direktmodell M1 zu beobachten.

Das Partialausgleichs-Modell (70 %-Variante) schneidet hinsichtlich des einfachen und adjustierten R^2 etwas schlechter ab als das Status-quo-Modell. Im Gegensatz dazu verbessern sich die Kennzahlen CPM und MAPE, wobei der Unterschied beim MAPE mit 3,10 € nennenswert ist. Auch hier lässt sich beim Vergleich des Partialmodells mit dem Direktmodell M1 ein ähnliches Muster der Kennzahlveränderung erkennen.

Beim Vergleich zwischen dem vollständigen und dem partiellen Regionalausgleich auf DB-Cluster-Ebene schneidet das 70 %-Modell hinsichtlich der R^2-Werte schlechter und bezüglich der Kennzahlen CPM und MAPE besser ab als das 100 %-Modell.

Tabelle 8.2: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Kennzahlen auf Versichertenebene

	Modell 2018	Direktmodell M1	Direktmodell M1 + DB-Cluster	
			100%	70%
R^2	25,84%	25,85%	25,86%	25,81%
adj. R^2	25,84%	25,85%	25,86%	25,81%
CPM	24,13%	24,13%	24,12%	24,23%
MAPE	2.267,60 €	2.267,38 €	2.267,86 €	2.264,50 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Ergebnisse auf Ebene der Versichertengruppen

Die in Tabelle 8.3 dargestellten Resultate zeigen, dass das Hinzufügen der DB-Cluster als zusätzliche Variablen die Über- und Unterdeckungen ausgewählter Versichertengruppen im Vergleich zum Status quo sowie zum Direktmodell M1 abbauen kann. Dabei ist der Rückgang der absoluten Fehlbeträge im 70 %-Modell in nahezu allen Versichertengruppen deutlich stärker ausgeprägt als im 100 %-Modell. Die einzige Ausnahme stellt an dieser Stelle die Gruppe der Versicherten mit ausschließlich Nicht-RSA-Krankheiten dar.

Tabelle 8.3: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Deckungsbeiträge ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell 2018	Direktmodell M1	Direktmodell M1 + DB-Cluster	
					100%	70%
			DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)
Mindestens eine Verordnung (2015)	Nein	18.327.990	286 €	284 €	284 €	252 €
	Ja	56.717.553	-85 €	-85 €	-84 €	-75 €
Über 20 Verordnungen (2015)	Nein	65.426.839	150 €	150 €	150 €	132 €
	Ja	9.618.704	-1.006 €	-1.004 €	-1.003 €	-888 €
Mindestens eine ambulante Diagnose (2015)	Nein	8.136.337	311 €	304 €	303 €	273 €
	Ja	66.909.206	-31 €	-31 €	-31 €	-28 €
Mindestens eine Hospitalisierung (2015)	Nein	63.553.539	156 €	156 €	155 €	143 €
	Ja	11.492.004	-852 €	-851 €	-849 €	-783 €
Im Morbi-RSA berücksichtigte Krankheit (RSA-KH, 2015)	Keine Krankheit	21.625.492	278 €	276 €	276 €	242 €
	Mindestens eine RSA-KH	32.263.655	-97 €	-97 €	-97 €	-53 €
	Nur nicht RSA-KHs	21.156.396	-117 €	-116 €	-116 €	-150 €
Krankenkassenwechsel (2016)	Nein	71.667.974	-2 €	-1 €	-1 €	-1 €
	Ja	3.377.569	69 €	58 €	58 €	36 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Ergebnisse auf Krankenkassenebene

Tabelle 8.4 stellt die Effekte des zusätzlichen Regionalausgleichs auf die krankenkassenbezogenen Kennzahlen dar. Im Vergleich zum Status quo führen beide Modellvarianten (vollständiger und partieller Ausgleich) zu einer Verringerung der mittleren absoluten Vorhersagefehler auf Krankenkassenebene. Die Kennzahlen des 100 %- und des 70 %-Modells bewegen sich auf dem gleichen Niveau wie die Ergebnisse des Direktmodells M1. Der zusätzliche Verfahrensschritt durch die Bildung von DB-Clustern bewirkt damit auf Ebene der Krankenkassen keine Verbesserung zu diesem Modell.

Tabelle 8.4: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Kennzahlen auf Krankenkassenebene

MAPE (KK)	Modell 2018	Direkt-modell M1	Direktmodell M1 + DB-Cluster	
			100%	70%
absolut	53,28 €	48,54 €	49,02 €	48,95 €
gewichtet	47,95 €	37,13 €	37,05 €	38,68 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Ergebnisse aus regionaler Perspektive

Aus Tabelle 8.5 geht hervor, dass die Berücksichtigung der DB-Cluster als ergänzende Ausgleichsfaktoren die Über- und Unterdeckungen innerhalb der räumlich abgegrenzten Versichertengruppen weiter reduzieren kann. Allerdings führt lediglich das 100 %-Modell zu einer eindeutigen Verbesserung der Deckungssituation gegenüber dem Direktmodell M1, während der 70 %-Ausgleich sogar teilweise schlechter als das Direktmodell M1 abschneidet. Die zusätzliche Verringerung der Deckungsbeiträge ist jedoch relativ gering.

Tabelle 8.5: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Deckungsbeiträge in den regionalen Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	Versicherte	Modell 2018	Direktmodell M1	Direktmodell M1 + DB-Cluster	
					100%	70%
			DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)	DB (Ø)
Großstadtregionaler Einzugsbereich	Zentrum (Kernstadt)	21.185.113	-50 €	-1 €	1 €	-0 €
	Ergänzungsgebiet	11.733.243	-13 €	-4 €	-1 €	-3 €
	Enge Verflechtung	11.233.819	13 €	-2 €	-0 €	-3 €
	Weite Verflechtung	11.077.839	29 €	5 €	-0 €	2 €
	Außerhalb Großstadtregion	19.524.410	30 €	3 €	0 €	3 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	3 €	3 €	24 €
Siedlungsstruktureller Kreistyp	Kreisfreie Großstädte	21.608.591	-49 €	2 €	0 €	1 €
	Städtische Kreise	29.069.040	11 €	-3 €	-1 €	-4 €
	Ländliche Kreise (verdichtet)	13.097.545	42 €	5 €	2 €	4 €
	Ländliche Kreise (dünn besiedelt)	10.979.248	6 €	-2 €	0 €	3 €
	Nicht zuordenbar	291.119	695 €	3 €	3 €	24 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1:* Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

stellt die mittleren Vorhersagefehler bezogen auf die unterschiedlichen regionalen Betrachtungsebenen dar. Auf allen betrachteten Regionalebenen führt der zusätzliche Regionalausgleich zu einer Verringerung der Vorhersagefehler bzw. zu einer Erhöhung der Zielgenauigkeit im Vergleich zum Status quo und zum Direktmodell M1. Beispielsweise reduziert sich das gewichtete MAPE auf Kreisebene von ca. 77 € im Status quo bzw. 35 € im Direktmodell M1 auf etwa acht Euro im 100 %-Modell. Das 70 %-Modell liefert zwar bessere Ergebnisse ab als der Status quo bzw. das Direktmodell M1, schneidet jedoch unabhängig von der regionalen Abgrenzung erwartungsgemäß etwas schlechter ab als der 100-prozentige DB-Cluster-Ausgleich.

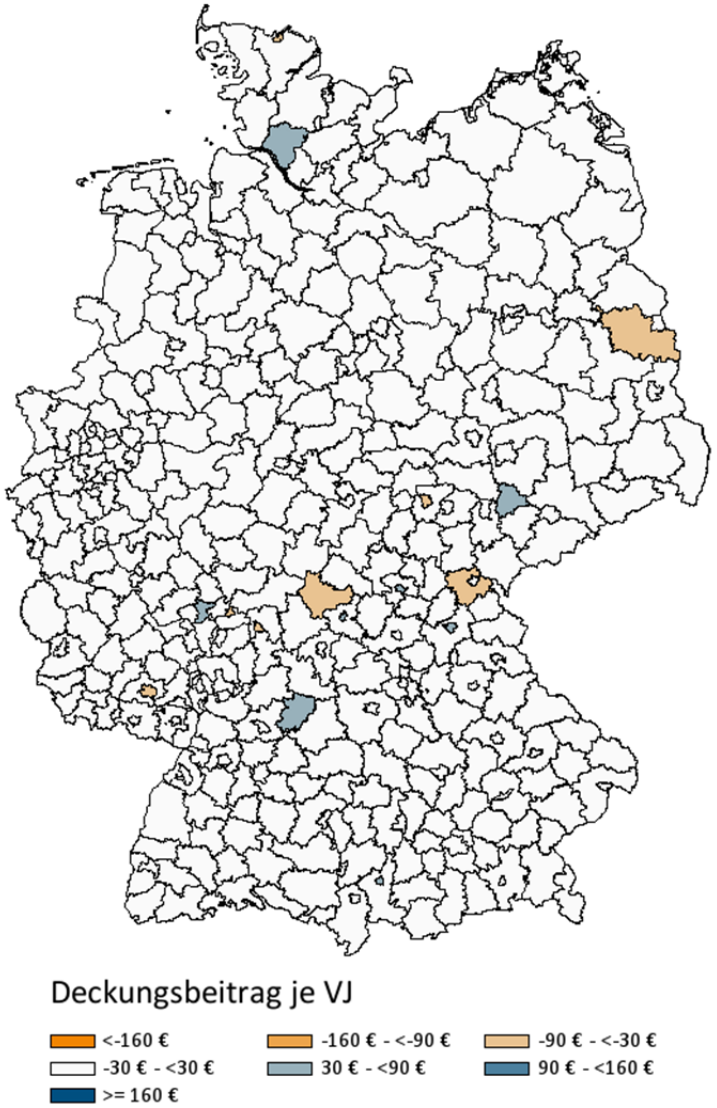
Tabelle 8.6: Ergänzender DB-Cluster-Regionalausgleich: Mittlerer Vorhersagefehler auf unterschiedlichen regionalen Ebenen

MAPE		Modell 2018	Direktmodell M1	Direktmodell M1 + DB-Cluster	
				100%	70%
AGS	absolut	220,05 €	208,43 €	170,19 €	174,43 €
	gewichtet	113,23 €	83,17 €	36,01 €	41,17 €
GVB	absolut	127,28 €	111,08 €	29,60 €	40,36 €
	gewichtet	102,71 €	71,75 €	17,69 €	23,79 €
Kreis	absolut	77,90 €	47,70 €	11,87 €	17,34 €
	gewichtet	76,51 €	35,07 €	7,67 €	12,21 €
Land	absolut	110,73 €	71,43 €	61,63 €	64,80 €
	gewichtet	44,71 €	8,71 €	1,54 €	4,38 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M1*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Facharztdichte, Pflegebedürftige, Hausarztdichte, Gesamtwanderungssaldo, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

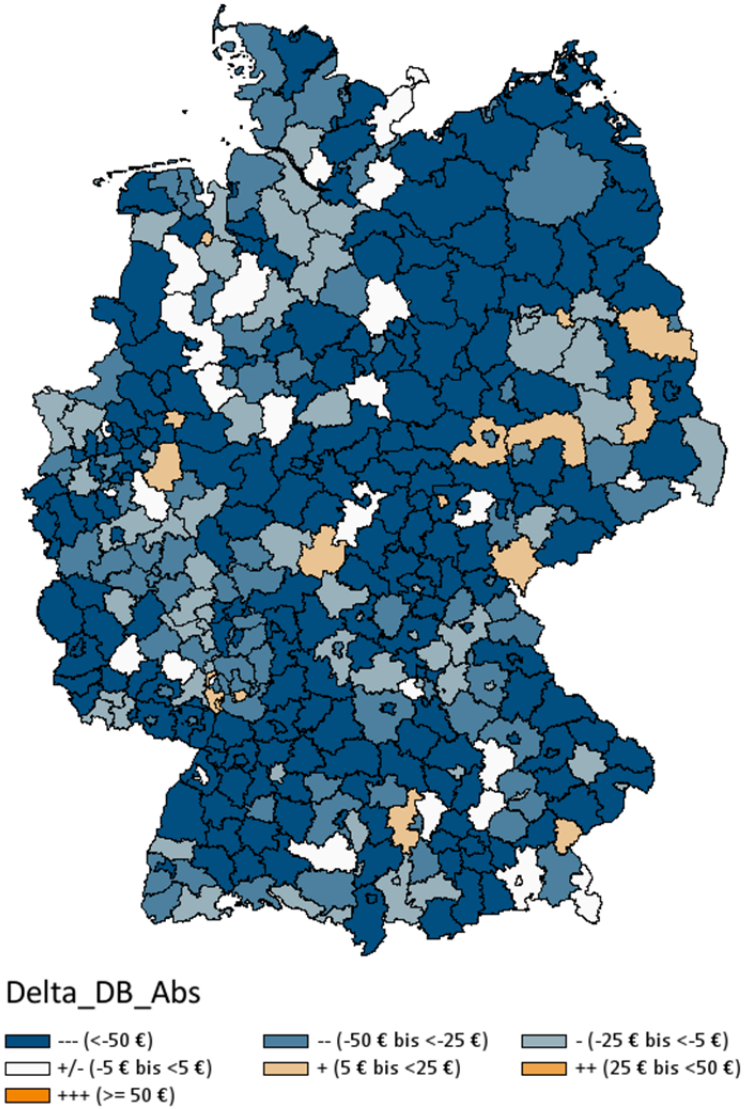
Die Abbildung 8.3 bis Abbildung 8.6 illustrieren die regionalen Verteilungswirkungen des zusätzlichen Regionalausgleichs. Abbildung 8.3 und Abbildung 8.4 beziehen sich auf den vollständigen Ausgleich der Ausgaben auf Ebene der DB-Cluster (100 %-Modell). Abbildung 8.3 verdeutlicht, dass es nur noch sehr wenige Kreise mit einer Über- und Unterdeckung von mehr als 30 € gibt (eingefärbte Flächen). Aus Abbildung 8.4 geht hervor, dass in der überwiegenden Mehrheit der Kreise aus dem regionalen DB-Clustermodell eine Reduzierung der Über- bzw. Unterdeckungen resultiert (blau gefärbte Flächen). Insgesamt führt das 100 %-Modell in 357 Kreisen zu einem Rückgang der absoluten Deckungsbeiträge, während der Deckungsbeitrag in 16 Kreisen betragsmäßig zunimmt. Die Abbildung 8.5 und Abbildung 8.6 bestätigen die Erkenntnis aus Tabelle 8.6, dass das partielle Ausgleichsmodell (70 %-Variante) in Bezug auf die regionale Zielgenauigkeit etwas schlechter abschneidet als das 100 %-Modell. Abbildung 8.6 zeigt die Veränderung der absoluten Deckungsbeiträge beim 70 %-Ausgleichsmodell im Vergleich zum Status quo. Das Modell bewirkt in 341 Kreisen eine Verringerung und in 29 Kreisen eine Erhöhung der Über- und Unterdeckungen.

Abbildung 8.3: Ergänzender 100 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



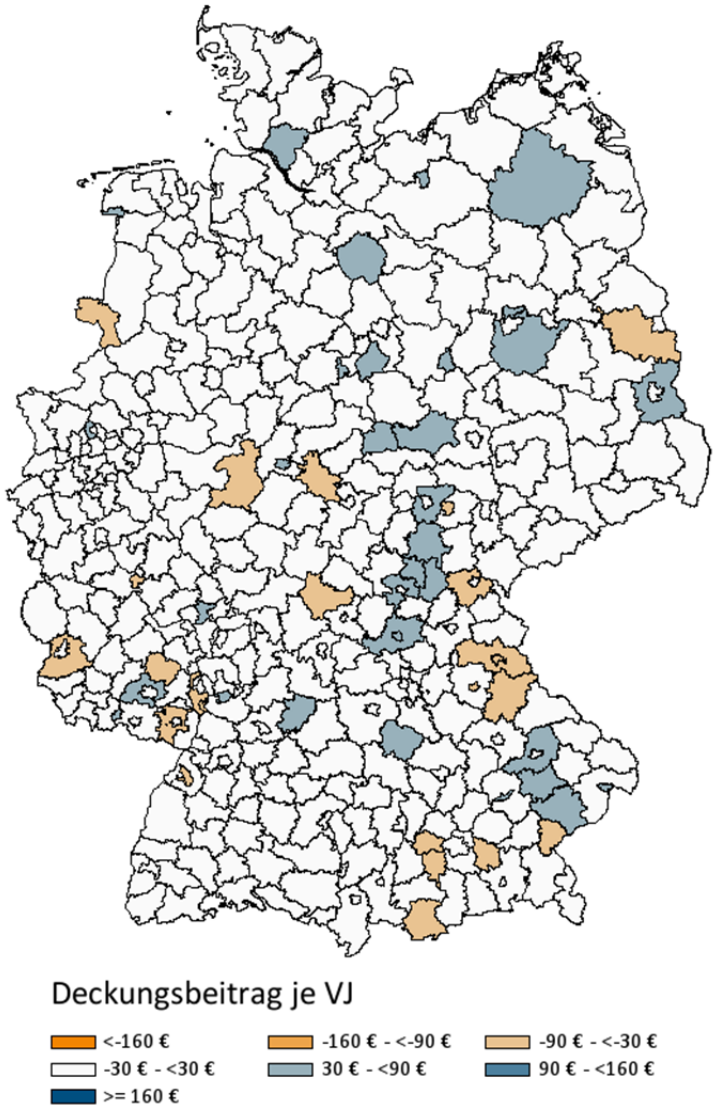
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 8.4: Ergänzender 100 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge



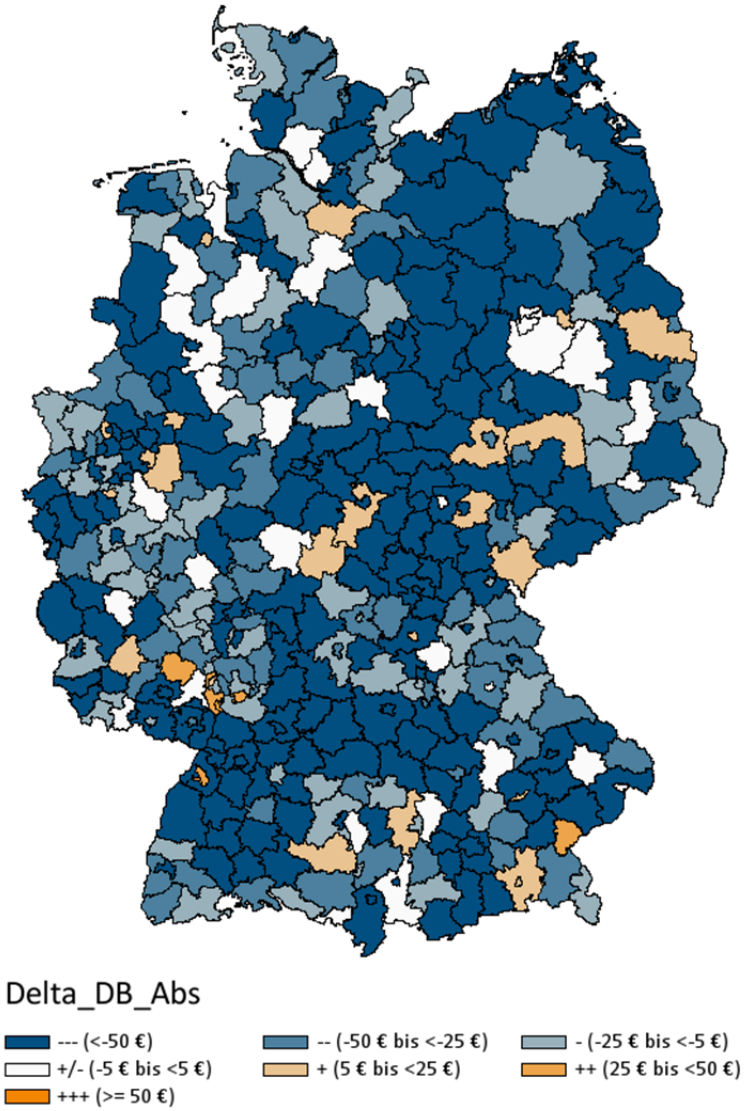
Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 8.5: Ergänzender 70 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Regionale Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

Abbildung 8.6: Ergänzender 70 %-Ausgleich auf DB-Cluster-Ebene: Veränderung in der Verteilung der Deckungsbeiträge



Quelle: Auswertung BVA © GeoBasis-DE/BKG 2018

8.3.2 Regionale Zusatzbeitragssätze

Die Krankenkassen haben derzeit keine Möglichkeit, den regionalen Über- und Unterdeckungen durch eine entsprechende regional differenzierte Erhebung von Zusatzbeitragssätzen zu begegnen. Solange regionale Über- und Unterdeckungen vorliegen, und solange diese nicht über den RSA ausgeglichen werden, kann diese Situation zu Wettbewerbsbeeinträchtigungen zwischen Krankenkassen führen, die unterschiedlich abgegrenzte Tätigkeitsgebiete bzw. räumliche Tätigkeitsschwerpunkte besitzen (vgl. Wasem, Greß, *et al.* 2007, S. 148 und Felder 1999, S. 61), deren Tätigkeitsgebiete sich jedoch zumindest teilweise überschneiden: Gegenwärtig haben Krankenkassen, die ihren Schwerpunkt in Gebieten mit hohem Deckungsbeitrag haben, einen Wettbewerbsvorteil gegenüber Konkurrenten, die in erster Linie in Gebieten mit niedrigerem Deckungsbeitrag tätig sind und vice versa. Hierdurch entstehen auf regionaler Ebene Risikoselektionsanreize gegenüber Versicherten aus Gebieten mit negativem Deckungsbeitrag. Das Ausmaß und damit die Relevanz der negativen Effekte ist umso höher, je stärker sich die Tätigkeitsgebiete von konkurrierenden Krankenkassen geographisch voneinander unterscheiden und je stärker die Höhe der regionalen Deckungsbeiträge variiert, da hiermit einhergehend der Umfang der für die Quersubventionierung des Beitragssatzes benötigten interregionalen Transfers innerhalb der Krankenkassen steigt.

Regionale Zusatzbeitragssätze stellen eine weitere Option dar, um die negativen Auswirkungen der verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen auf den Wettbewerb zwischen Krankenkassen mit unterschiedlichen geographischen Tätigkeitsschwerpunkten zu reduzieren. Diese Variante unterscheidet sich vom im Abschnitt 8.3.1 beschriebenen Modell in ihrem Wirkungsansatz: Im Gegensatz zu einer ergänzenden Ausgleichsstufe im RSA vermindert eine regionale Differenzierung der Zusatzbeitragssätze die regionalen Über- und Unterdeckungen nicht, sondern ermöglicht den Krankenkassen, die jeweiligen regionalen Über- und Unterdeckungen von ihren Mitgliedern differenziert in den jeweiligen Regionen refinanzieren zu lassen.

Die Einführung einer regionalen Differenzierungsmöglichkeit der Zusatzbeitragssätze wäre ein tiefgreifender Wechsel der Beitragssystematik in der regionalen GKV-Finanzarchitektur. Dementsprechend wären vor ihrer Umsetzung umfangreiche konzeptionelle Vorarbeiten notwendig. Zu einer Reihe unterschiedlicher Aspekte ergibt sich ein z.T. weitreichender Forschungs- bzw. Festlegungsbedarf, der im Folgenden anhand einiger exemplarischer Themenfelder skizziert wird.

Bestimmung der Beitragssatzgebiete

Wenn den Krankenkassen die Möglichkeit eingeräumt (bzw. die Verpflichtung auferlegt) wird, regional unterschiedliche Beitragssätze zu erheben, ist zunächst die Abgrenzung der Beitragssatzregionen von elementarer Bedeutung. Hier stehen vor allem zwei Teilaspekte im Vordergrund: Zum einen die Fragestellung, ob die Beitragssatzregionen für alle Krankenkassen

einheitlich vorgegeben werden oder ob diese von den Krankenkassen jeweils selbstständig festgelegt werden können. Zum anderen wäre zu klären, welche Kriterien zur Definition von Beitragssatzregionen herangezogen werden sollen bzw. (sofern die Beitragssatzregionen nicht autonom durch die Krankenkassen bestimmt werden) durch wen eine solche Festlegung erfolgen kann.

Obligatorische oder optionale regionale Erhebung von Zusatzbeitragssätzen

Die regional differenzierte Erhebung von Zusatzbeitragssätzen kann als Option oder als Verpflichtung für die Krankenkassen ausgestaltet werden. Bei einer *obligatorischen* Lösung wären die Krankenkassen dazu gezwungen, für jede der abgegrenzten Beitragssatzregionen einen eigenen Zusatzbeitragssatz festzulegen. Bei *optionalen* regionalen Zusatzbeitragssätzen würde den Krankenkassen dagegen die Wahlmöglichkeit geboten, entweder ihre Beitragssätze regional zu differenzieren oder weiterhin einen einheitlichen Zusatzbeitrag zu erheben, der in ihrem gesamten Tätigkeitsgebiet gilt.

Quersubventionierung und Finanzreserven

Des Weiteren stellt sich die Frage, ob interregionale Transfers zwischen den Beitragssatzregionen innerhalb einer Krankenkasse erlaubt oder auszuschließen wären. Im letzteren Fall dürften Krankenkassen dann erwartete Gewinne und Verluste aus verschiedenen Regionen nicht miteinander verrechnen. Bei einer regionalen Beitragssatzerhebung ohne diese Vorgabe hingegen könnten Krankenkassen ihren Zusatzbeitragssatz weiterhin als Mischkalkulation berechnen, unabhängig von der Frage, ob eine regional differenzierte Erhebung der Zusatzbeitragssätze nun optional oder obligatorisch für die Krankenkassen ist.

Auch im Hinblick auf die Vermögens- und Erfolgsrechnung der Krankenkassen stellt sich die Frage, ob diese mit einem regionalen Bezug aufgestellt werden müssten. Würde eine regionale Zuordnung der Finanzreserven erfolgen, dürfte eine Krankenkasse diese bestehenden Mittel nicht bei der Haushaltsplanung in anderen Regionen berücksichtigen. In diesem Zusammenhang wäre auch zu thematisieren, wie Regelungen bei einer regionalen Zahlungsunfähigkeit aufgrund negativer Finanzreserven aussehen könnten. Sofern keine regionale Zuordnung der Finanzmittel der Krankenkassen erfolgt, wäre hingegen weiterhin ein interregionaler Transfer von Finanzmitteln innerhalb einer Krankenkasse möglich.

Aufwand auf Aufsichts- und Krankenkassenseite

Sofern eine interregionale Quersubventionierung von Krankenkassen unterbunden werden soll, wären aus Sicht der Aufsichtsbehörden erhöhte Anforderungen an die Krankenkassen bzgl. ihrer Haushaltsplanung und Rechnungslegung zu stellen. In diesem Fall wäre mit einem höheren organisatorischen Aufwand sowohl auf Seiten der Krankenkassen als auch bei den Aufsichtsbehörden selbst zu rechnen. Dieser zusätzliche Auf-

wand zur Umsetzung der regionalen Zusatzbeitragssatzerhebung würde mit der Anzahl der verschiedenen Beitragssatzregionen steigen. Des Weiteren wäre die Gefahr einer steigenden Prognoseungenauigkeit zu berücksichtigen: Die räumliche Bezugsgröße eines Zusatzbeitragssatzes sinkt mit der Anzahl der Beitragssatzregionen. Die Prognose des Finanzbedarfs bezöge sich in Folge jeweils auf eine (im Vergleich zum Status quo) geringere Anzahl von Mitgliedern und Versicherten, sodass eine zielsichere Planung für die Krankenkasse schwieriger zu realisieren wäre.

Bundesweiter oder regionaler Einkommensausgleich

Der gegenwärtige Mechanismus des Einkommensausgleichs basiert auf den geschätzten durchschnittlichen beitragspflichtigen Einnahmen je GKV-Mitglied (vgl. Drösler *et al.* 2017, S. 47). Er vervollständigt damit den Finanzkraftausgleich in der GKV. Vor Einführung regionaler Zusatzbeitragssätze wäre zu klären, ob die Einnahmeseite weiterhin auf Bundesebene ausgeglichen oder ebenfalls regionalisiert werden soll. Bei letzterem wären die regional erhobenen Zusatzbeitragssätze von dem (mittleren) Einkommen innerhalb der Regionen abhängig, sodass bei gleichem regionalen Deckungsbeitrag in Beitragssatzgebieten, die ein unterdurchschnittliches Einkommen aufweisen, ein höherer Zusatzbeitragssatz erhoben werden müsste als in Gebieten mit höherem Einkommen.

8.4 Fazit

In den vorangegangenen Abschnitten wurden alternative Handlungsmöglichkeiten zum Umgang mit den nach der Implementierung der Regionalkomponente – in Form eines regionalstatistischen Direktmodells in der Variante M1 oder M2 – verbleibenden Über- und Unterdeckungen diskutiert. Nach Ansicht des Wissenschaftlichen Beirats können aus den verbleibenden regionalen Deckungsbeitragsunterschieden weiterhin problematische Wettbewerbs- und Risikoselektionsanreize erwachsen. Zur Reduzierung dieser Deckungsbeitragsunterschiede auf regionaler Ebene stehen grundsätzlich zwei Handlungsoptionen zur Verfügung: die Reduzierung der verbleibenden Deckungsbeiträge durch einen weiteren Verfahrensschritt zur Berechnung der RSA-Zuweisungen oder eine regionale Differenzierung der Zusatzbeitragssätze.

In Abschnitt 8.2 wurden zunächst die potenziellen Determinanten der nach Implementierung der Regionalkomponente verbleibenden regionalen Deckungsunterschiede diskutiert. Die Ausführungen zeigten, dass eine Vielzahl von angebots- und nachfrageseitigen Faktoren als Ursache infrage kommen kann. Allerdings zeigt die empirische Untersuchung in Abschnitt 6.1 *Empirische Analyse der Determinanten regionaler Deckungsbeiträge* auch, dass gängige Angebotsvariablen wie die Arztdichte oder die Krankenhausbettenzahl nur einen geringen Einfluss auf die regionalen Unterschiede in den Über- und Unterdeckungen haben, wobei nicht auszuschließen ist, dass weitergehende angebotsseitige Einflüsse bestehen, die mit den für die

vorliegende Untersuchung zur Verfügung stehenden Variablen nicht adäquat erfasst werden konnten. Es wurde betont, dass die Entscheidung für eine der beiden in diesem Kapitel vorgestellten Handlungsalternativen maßgeblich von dem Grad der Beeinflussbarkeit der verbleibenden regionalen Über- und Unterdeckungen abhängt. Je geringer der Gestaltungsspielraum der Krankenkassen und lokaler Entscheidungsträger in dieser Hinsicht ist, desto eher ist einer zusätzlichen regionalen Adjustierung der RSA-Zuweisungen der Vorzug vor regional differenzierten Zusatzbeitragssätzen zu geben.

Die in Abschnitt 8.3.1 präsentierten Ergebnisse zeigen, dass die untersuchte ergänzende Ausgleichsstufe in Form von Deckungsbeitrags-Clustern unter Verwendung von zehn zusätzlichen Variablen die regionale Zielgenauigkeit des Morbi-RSA (im Vergleich zum Direktmodell M1) weiter erhöhen und die verbleibenden regionalen Deckungsbeitragsdifferenzen reduzieren kann. In dem exemplarisch untersuchten Modell erfolgt eine weitere Verringerung des mittleren Vorhersagefehlers (gewichtet und ungewichtet) auf allen räumlichen, administrativen Abgrenzungsebenen. Im Hinblick auf diese Kennzahlen schneidet ein vollständiger Ausgabenausgleich auf Ebene der DB-Cluster (100 %-Modell) erwartungsgemäß etwas besser ab als ein partieller Ausgleich (70 %-Modell).

Unter Verwendung von nur zehn zusätzlichen Variablen bleiben die Wirtschaftlichkeitsanreize in den Regionen im Großen und Ganzen erhalten, da durch die Gruppierung in (zehn) in etwa gleich große Cluster eine Standardisierung auf der regionalen Ebene erfolgt; Anreizprobleme entstehen allenfalls an den Grenzen der Cluster. Auf Ebene der Krankenkassen bewirkt die Bildung von Deckungsbeitrags-Clustern allerdings keine Verbesserung zum Direktmodell M1.

Die in Abschnitt 8.3.2 diskutierten konzeptionellen Fragen zur Ausgestaltung regionaler Beitragssätze zeigen, dass die Einführung von regional differenzierten Zusatzbeitragssätzen mit einem erheblichen organisatorischen und administrativen (Mehr-) Aufwand verbunden wäre. Diese und weitere Punkte konnten allerdings in der zur Verfügung stehenden Zeit nicht im Detail untersucht werden.

Der Wissenschaftliche Beirat empfiehlt auf mittlere Sicht ergänzende Regelungen in der regionalen GKV-Finanzarchitektur, die eine weitere Reduktion der aus den verbleibenden Über- und Unterdeckungen resultierenden Risikoselektionsanreize und Wettbewerbsverzerrungen bewirken. Nach gegenwärtigem Wissensstand bestehen dazu aus Sicht des Wissenschaftlichen Beirats folgende Optionen: ein (partieller) Ausgleich der verbleibenden Über- und Unterdeckungen z.B. in Form von Deckungsbeitragsclustern, eine regionale Differenzierung der Zusatzbeitragssätze oder eine Kombination beider Ansätze. Insbesondere beim Konzept der regionalen Differenzierung der Zusatzbeitragssätze sind fundierte konzeptionelle und wissenschaftliche Vorarbeiten erforderlich, die in dem zur Verfügung stehenden Zeitraum nicht vorgenommen werden konnten.

Literaturverzeichnis

Atkinson M. D. und Fowler A. (2014): „Social capital and voter turnout: Evidence from saint's day fiestas in Mexico", *British Journal of Political Science*, **44**(1): 41–59.

Augurzky B., Kopetsch T. und Schmitz H. (2013): „What accounts for the regional differences in the utilisation of hospitals in Germany?", *European Journal of Health Economics*, **14**(4): 615–627.

Augustin J., Kistemann T., Koller D., Lentz S., Maier W., Moser J. und Schweikart J., Hrsg. (2017): *Gute Kartographische Praxis im Gesundheitswesen (GKPiG)*. https://www.ssoar.info/ssoar/bitstream/handle/document/52071/ssoar-2017-augustin_et_al-Gute_Kartographische_Praxis_im_Gesundheitswesen.pdf (aufgerufen am 26. April 2018).

Bauhoff S. (2012): „Do health plans risk-select? An audit study on Germany's Social Health Insurance", *Journal of Public Economics*, **96**(9–10): 750–759.

Bauhoff S., Fischer L., Göpffarth D. und Wuppermann A. C. (2017): „Plan responses to diagnosis-based payment: Evidence from Germany's morbidity-based risk adjustment", *Journal of Health Economics*, **56**: 397–413.

Bolte G. und Kohlhuber M. (2009): „Soziale Ungleichheit bei umweltbezogener Gesundheit: Erklärungsansätze aus umweltepidemiologischer Perspektive", in M. Richter und K. Hurrelmann (Hrsg.), *Gesundheitliche Ungleichheit: Grundlagen, Probleme, Perspektiven*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften,99–116.

Broscheid A. und Gschwend T. (2005): „Zur statistischen Analyse von Vollerhebungen", *Politische Vierteljahresschrift*, **46**(1): O16–O26.

Brunsdont C., Fotheringham S. und Charlton M. (1998): „Geographically weighted regression - modelling spatial non-stationarity", *The Statistician*, **47**(3): 431–443.

BT-Drs. 18/11205 (2017): „Beschlussempfehlung und Bericht des Ausschusses für Gesundheit (14. Ausschuss) a) zu dem Gesetzentwurf der Bundesregierung – Drucksache 18/10186 – Entwurf eines Gesetzes zur Stärkung der Heil- und Hilfsmittelversorgung (Heil- und Hilfsmittelversorgungsgesetz – HHVG)".

Buchner F. (2018): „Die Regionalisierungsdebatte – ein Blick über die Grenzen", *G+G Wissenschaft*, **18**(1): 26–34.

Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (2018): „Georeferenzierungen", *Georeferenzierungen*. http://www.geodatenzentrum.de/geodaten/gdz_rahmen.gdz_div?gdz_spr=deu&gdz_akt_zeile=6&gdz_anz_zeile=3&gdz_user_id=0 (aufgerufen am 1. Juni 2018).

Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung (2017a): „Großstadtregionen 2015". Bonn. http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/Grossstadtregionen/download-grkarte-pdf.pdf?__blob=publicationFile&v=8 (aufgerufen am 20. Februar 2018).

Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung (2017b): „Siedlungsstrukturelle Kreistypen 2015“. http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/Kreistypen4/download-karte-pdf.pdf?__blob=publicationFile&v=10 (aufgerufen am 21. Februar 2018).

Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung (2017c): „INKAR. Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung“. http://inkar.de/ (aufgerufen am 3. April 2018).

Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung (2018a): „Abgrenzung der großstadtregionalen Zuordnung“, *Laufende Stadtbeobachtung - Raumabgrenzungen*. http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/Grossstadtregionen/stadtregionen_node.html (aufgerufen am 21. Februar 2018).

Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung (2018b): „Siedlungsstrukturelle Kreistypen“, *Laufende Stadtbeobachtung - Raumabgrenzungen*. http://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/Kreistypen4/kreistypen_node.html (aufgerufen am 14. März 2018).

Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung (2018c): „Stadt- und Gemeindetyp“, *Laufende Stadtbeobachtung - Raumabgrenzungen*. https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/Raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/StadtGemeindetyp/StadtGemeindetyp_node.html (aufgerufen am 7. Mai 2018).

Bundesministerium für Gesundheit (2018): „Entwurf eines Gesetzes zur Beitragsentlastung der Versicherten in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV-Versichertenentlastungsgesetz – GKV-VEG)“. https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/3_Downloads/Gesetze_und_Verordnungen/GuV/V/GKV-VEG_GE-Kabinett.PDF (aufgerufen am 13. Juni 2018).

Bundesversicherungsamt (2018): „Auswertungen zum Jahresausgleich 2016“. https://www.bundesversicherungsamt.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Info-Dateien%20und%20Auswertungen/20180205_Auswertung_Jahresausgleich_2016.pdf (aufgerufen am 23. März 2018).

BVerfG (2005): *Beschluss vom 18.07.2005*,Az.: 2 BvF 2/01.

Carr-Hill R. A., Sheldon T. A., Smith P., Martin S., Peacock S. und Hardman G. (1994): „Allocating resources to health authorities: Development of method for small area analysis of use of inpatient services.“, *BMJ : British Medical Journal*, **309**(6961): 1046–1049.

Cumming R. B., Knutson D., Cameron B. A. und Derrick B. (2002): *A comparative analysis of claims-based methods of health risk assessment for commercial populations*. Society of Actuaries. https://www.soa.org/Files/Research/Projects/2005-comp-analysis-methods-commercial-populations.pdf (aufgerufen am 12. September 2017).

Cutler D. M., Skinner J., Stern A. D. und Wennberg D. (2013): *Physician beliefs and patient preferences: A new look at regional variation in health care spending*. NBER Working Paper No. 19320. Cambridge, MA: NBER. http://www.nber.org/papers/w19320 (aufgerufen am 8. Juni 2017).

Czihal T., von Stillfried D. und Schallock M. (2013): „Regionale Mitversorgungsbeziehungen in der ambulanten Versorgung". https://www.versorgungsatlas.de/fileadmin/ziva_docs/21/Mitversorgung_Bericht_upload20130304.pdf (aufgerufen am 22. Februar 2018).

Drösler S., Garbe E., Hasford J., Schubert I., Ulrich V., van de Ven W., Wambach A., Wasem J. und Wille E. (2017): „Sondergutachten zu den Wirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs". https://www.bundesversicherungsamt.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/20180125Sondergutachten_Wirkung_RSA_2017_korr.pdf (aufgerufen am 8. Februar 2018).

Drösler S., Hasford J., Kurth B.-M., Schaefer M., Wasem J. und Wille E. (2011): *Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich*. http://www.bundesversicherungsamt.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Wissenschaftlicher_Beirat/Evaluationsbericht_zum_Jahresausgleich.pdf (aufgerufen am 24. Mai 2017).

Felder S. (1999): „Regionalisierung, Risikostrukturausgleich und Wettbewerb in der gesetzlichen Krankenversicherung", *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft*, **88**(1): 59–75.

Fuller-Thomson E., Hulchanski J. D. und Hwang S. (2011): „The housing/health relationship: What do we know?", *Reviews on Environmental Health*, **15**(1–2): 109–134.

Gelman A. und Hill J. (2006): *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge: Cambridge University Press.

Georget S. (2018): „GitHub - simogeo/geostats: A tiny and standalone javascript library for classification and basic statistics ": https://github.com/simogeo/geostats (aufgerufen am 31. Januar 2018).

Göpffarth D. (2006): „Regionale Verteilungswirkungen des Gesundheitsfonds", *Gesundheits- und Sozialpolitik : Zeitschrift für das gesamte Gesundheitswesen*, **60**(11/12).

Göpffarth D. (2011): „Regionalmerkmale im Risikostrukturausgleich. Ein Beitrag zum funktionalen Wettbewerb und zu bedarfsgerechter Versorgung", in U. Repschläger, C. Schulte und N. Osterkamp (Hrsg.), *BARMER GEK Gesundheitswesen aktuell 2011*. Wuppertal,16–40. https://www.barmer.de/blob/71104/6f6e005bf7c3a0a5c17cf40c047f54eb/data/regionalmerkmale-im-risikostrukturausgleich.pdf (aufgerufen am 7. Juni 2017).

Göpffarth D. (2013): „Was wissen wir über die regionale Variation der Gesundheitsausgaben?“, *G&S Gesundheits- und Sozialpolitik*, **67**(6): 29–35.

Göpffarth D., Kopetsch T. und Schmitz H. (2016): „Determinants of regional variation in health expenditures in Germany“, *Health Economics*, **25**(7): 801–815.

Hartung J. (2009): *Statistik: Lehr - und Handbuch der angewandten Statistik*. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.

Heidemann C. und Scheidt-Nave C. (2017): „Prävalenz, Inzidenz und Mortalität von Diabetes mellitus bei Erwachsenen in Deutschland - Bestandsaufnahme zur Diabetes-Surveillance“, **2(3)**: 105–129.

Henke K.-D. und Leber W.-D. (1989): „GKV-interne Finanzströme zwischen den Bundesländern – Zur Lage Niedersachsens unter Berücksichtigung möglicher Reformen der Kassenstruktur.“ Niedersächsische Staatskanzlei, Hannover.

Jacobs K. (2010): „Solidarität geht über Ländergrenzen“, *G+G Wissenschaft*, **13**(11/10): 14–15.

Jacobs K. (2017): „Risikostrukturausgleich: Konzentration auf die Kernfunktion im Wettbewerb der Krankenkassen“, *Recht und Politik im Gesundheitswesen*, **23**(2): 43–51.

Jacobs K. (2018): „Risikostrukturausgleich und Wettbewerb: zwischen den Gutachten“, *G+G Wissenschaft*, **18**(1): 7–17.

Jacobs K., Reschke P. und Wasem J. (1998): *Zur funktionalen Abgrenzung von Beitragssatzregionen in der gesetzlichen Krankenversicherung*. Baden-Baden: Nomos.

Jenks G. F. (1977): *Optimal Data Classification For Choropleth Maps*. University of Kansas.

Jenks G. F. und Caspall F. C. (1971): „Error on choroplethic maps: definition, measurement, reduction.“, *Annals of the Association of American Geographers*, **61**(2): 217–244.

Kennedy P. E. (2003): *A Guide to Econometrics*. Cambridge: MIT Press.

König W., Binder A. und Wende D. (2016): „Weiterentwicklung des RSA um eine Regionalkomponente“, *G&S Gesundheits- und Sozialpolitik*, **70**(4–5): 35–44.

Kopetsch T. und Schmitz H. (2014): „Regional variation in the utilisation of ambulatory services in Germany“, *Health Economics*, **23**(12): 1481–1492.

Kroll L. E., Schumann M., Hoebel J. und Lampert T. (2017): „Regional health differences – developing a socioeconomic deprivation index for Germany“, *Journal of Health Monitoring*, **2**(2): 98–114.

Lampert T., Richter M., Schneider S., Spallek J. und Dragano N. (2016): „Soziale Ungleichheit und Gesundheit“, *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*, **59**(2): 153–165.

Landessozialgericht Nordrhein-Westfalen (2013): *Urteil vom 04.07.2013*,Az. L16 KR 774/12 KL.

Leber W. d und Wasem J. (1990): „‚GKV-Länder-Finanzausgleich'. Über Ausmaß und Änderung von interregionalen Finanzströmen durch eine GKV-Organisationsreform.", *Sozialer Fortschritt*, **39**: 187–191.

Leung Y. (2010): *Knowledge Discovery in Spatial Data*. Berlin, Heidelberg: Springer.

Mensink G. B. (2013): „Übergewicht und Adipositas in Deutschland", *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*, **56**(5–6): 786–794.

Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport (2017): „WOR 875 – Onderzoek risicoverevening 2018: Overall Toets". https://www.rijksoverheid.nl/documenten/rapporten/2017/09/27/onderzoek-risicoverevening-2018-overall-toets (aufgerufen am 3. April 2018).

Molitor D. (2018): „The evolution of physician practice styles: Evidence from cardiologist migration", *American Economic Journal: Economic Policy*, **10**(1): 326–56.

Morbach S., Müller E., Reike H. und Spraul M. (2012): „Diabetisches Fußsyndrom (Praxisempfehlungen der Deutschen Diabetes Gesellschaft)", *Diabetologie und Stoffwechsel*, **7**(S2): 83–200.

Nickel R. und Raspe H. H. (2001): „Chronischer Schmerz: Epidemiologie und Inanspruchnahme", *Der Nervenarzt*, **72**(12): 897–906.

Nolting H.-D. (2018): „Regionale Variation von Leistungsausgaben und -inanspruchnahme", *G+G Wissenschaft*, **18**(1): 18–25.

O'Brien R. (2007): „A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors", *Quality & Quantity*, **41**(5): 673–690.

Ozegowski S. (2013): „Regionale Unterschiede in der Kodierqualität ambulanter Diagnosen", *G+G Wissenschaft*, **13**(1): 23–33.

Ozegowski S. und Sundmacher L. (2014): „Understanding the gap between need and utilization in outpatient care—the effect of supply-side determinants on regional inequities", *Health Policy*, **114**(1): 54–63.

Pitkin Derose K. und Varda D. M. (2009): „Social capital and health care access: A systematic review", *Medical Care Research and Review*, **66**(3): 272–306.

Pollmanns J., Romano P. S., Weyermann M., Geraedts M. und Drösler S. E. (2018): „Impact of disease prevalence adjustment on hospitalization rates for chronic ambulatory care-sensitive conditions in Germany", *Health Services Research*, **53**(2): 1180–1202.

Razum O. (2006): „Migration, Mortalitat und der Healthy-migrant-Effekt", in M. Richter und K. Hurrelmann

(Hrsg.), *Gesundheitliche Ungleichheit: Grundlagen, Probleme, Konzepte*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften,255–270.

Reschke P., Sehlen S., Schiffhorst G., Schräder W. F., Lauterbach K. W. und Wasem J. (2004): „Klassifikationsmodelle für Versicherte im Risikostrukturausgleich - Endbericht". http://www.bundesversicherungsamt.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/Klassifikationsmodelle_RSA_IGES-Lauterbach-Wasem.pdf (aufgerufen am 24. Mai 2017).

Robert Koch-Institut (2011): *Sterblichkeit, Todesursachen und regionale Unterschiede*. Gesundheitsberichterstattung des Bundes, Heft 52. . https://www.rki.de/DE/Content/Gesundheitsmonitoring/Gesundheitsberichterstattung/GBEDownloadsT/sterblichkeit.pdf;jsessionid=369B2B2C2330D274E1395FBEA1F4D657.1_cid290?__blob=publicationFile (aufgerufen am 15. Mai 2018).

Robert Koch-Institut (2015): *Gesundheit in Deutschland. Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Gemeinsam getragen von RKI und Destatis.* Berlin: RKI.

Robinson W. S. (1950): „Ecological correlations and the behavior of individuals", *American Sociological Review*, **15**(3): 351–357.

Rürup B. und Wille E. (2007): „Finanzielle Effekte des vorgesehenen Gesundheitsfonds auf die Bundesländer – Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit". http://www.bnfi.de/download/InformationenGutachten7_ruerup_wille_fond.gutachten.pdf (aufgerufen am 23. Juni 2017).

RWI (2006): „Finanzielle Auswirkungen der Einführung des Gesundheitsfonds auf die Bundesländer. Forschungsvorhaben für das Ministerium für Arbeit, Gesundheit und Soziales des Landes Nordrhein-Westfalen. Endbericht." Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI), Essen.

Salm M. und Wübker A. (2017): *Causes of regional variation in healthcare utilization in Germany*. Ruhr Economic Papers. RWI - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Ruhr-University Bochum, TU Dortmund University, University of Duisburg-Essen. https://ideas.repec.org/p/zbw/rwirep/675.html.

Schäfer T. (2011): *Statistische Bewertung unterschiedlicher Hierarchievarianten im Klassifikationssystem für den Risikostrukturausgleich – Gutachten im Auftrag des Bundesversicherungsamtes*. http://www.bundesversicherungsamt.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/Gutachten_Schaefer.pdf (aufgerufen am 25. April 2017).

Schang L., Kopetsch T. und Sundmacher L. (2017): „Zurückgelegte Wegzeiten in der ambulanten ärztlichen Versorgung in Deutschland", *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*, **60**(12): 1383–1392.

Schokkaert E., Guillaume J. und van de Voorde C. (2018): „Risk adjustment in Belgium: Why and how to introduce socioeconomic variables in health plan payment“, in T. G. McGuire und R. C. van Kleef (Hrsg.), *Risk adjustment, risk sharing and premium regulation in health insurance markets: Theory and practice*. Amsterdam: Elsevier (in Vorbereitung).

Schulz M., Czihal T., Erhart M. und Stillfried D. (2016): „Korrelation zwischen räumlichen Sozialstrukturfaktoren und Indikatoren des medizinischen Versorgungsbedarfs“, *Gesundheitswesen*, **78**(05): 290–297.

Schweitzer A. und Getfert F. (2014): „Keine Verteilungsgerechtigkeit im Morbi-RSA ohne Ballungsraumfaktor“, *Highlights Magazin*, **12/14**: 21–28.

Teichmann J. und Sabo D. (2009): „Epidemiologie und Klassifikation des diabetischen Fußsyndroms“, *Der Orthopäde*, **38**(12): 1139–1148.

Ulrich V. und Wille E. (2014): *Zur Berücksichtigung einer regionalen Komponente im morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich (Morbi-RSA). Endbericht für das Bayerische Staatsministerium für Gesundheit und Pflege (StMGP)*. http://www.bnfi.de/download/InformationenGutachten32_Ulrich%202014-09-21-Endbericht-RSA-Bayern.pdf (aufgerufen am 29. September 2017).

Ulrich V., Wille E. und Thüsing G. (2016): *Die Notwendigkeit einer regionalen Komponente im morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich unter wettbewerbspolitischen und regionalen Aspekten. Gutachten für das Bayerische Staatsministerium für Gesundheit und Pflege (StMGP)*. https://www.bestellen.bayern.de/application/applstarter?APPL=eshop&DIR=eshop&ACTIONxSETVAL%28artdtl.htm,APGxNODENR:332601,AARTxNR:stmgp_gesund_046,AARTxNODENR:347221,USERxBODYURL:artdtl.htm,KATALOG:StMGP,AKATxNAME:StMGP,ALLE:x%29=X (aufgerufen am 29. September 2017).

van Kleef R. C., McGuire T. G., van Vliet R. C. J. A. und van de Ven W. P. P. M. (2017): „Improving risk equalization with constrained regression“, *European Journal of Health Economics*, **18**(9): 1137–1156.

van Veen S. H. C. M., van Kleef R. C., van de Ven W. P. M. M. und van Vliet R. C. J. A. (2015): „Is there one measure-of-fit that fits all? A taxonomy and review of measures-of-fit for risk-equalization models“, *Medical Care Research and Review*, **72**(2): 220–243.

Verband der Ersatzkassen e.V. (2017): „Gesundheitspolitische Positionen der Ersatzkassen für die 19. Legislaturperiode des Deutschen Bundestages“. https://www.vdek.com/politik/positionen/jcr:content/par/publicationelement_1/file.res/18.07.2017.pdf (aufgerufen am 16. April 2018).

Wasem J., Buchner F., Lux G., Manouguian M.-S. und Schillo S. (2007): *Die Regionaldimension in der Gesetzlichen*

Krankenversicherung vor dem Hintergrund des GKV-WSG: Gutachten für das Land Baden-Württemberg.

Wasem J., Buchner F. und Wille E. (2008): *Umsetzung und empirische Abschätzung der Übergangsregelungen zur Einführung des Gesundheitsfonds*. Essen. https://www.econstor.eu/handle/10419/32096 (aufgerufen am 12. Juni 2018).

Wasem J., Greß S. und Jacobs K. (2007): „Gesundheitsfonds und Regionaldebatte I: Ordnungspolitischer Rahmen“, in D. Göpffarth, S. Greß, K. Jacobs und J. Wasem (Hrsg.), *Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2007. Gesundheitsfonds*. St. Augustin: Asgard,139–162.

Wasem J., Lux G. und Schillo S. (2016): „Gutachten zu Zuweisungen für Auslandsversicherte nach § 269 Abs. 3 SGB V i.V.m. § 33 Abs. 4 RSAV - Endbericht“. http://www.bundesversicherungsamt.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/20160124_Gutachten_Zuweisungen_Auslandsversicherte_final_1.pdf (aufgerufen am 24. Mai 2017).

Wasem J., Schillo S., Lux G. und Neusser S. (2016): „Gutachten zu Zuweisungen für Krankengeld nach § 269 Abs. 3 SGB V i. V. m. § 33 Abs. 3 RSAV“. http://www.bundesversicherungsamt.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/Gutachten_Krankengeld.pdf (aufgerufen am 26. September 2017).

Wassener D. (1992): „Auswirkungen bundesweiter und regionaler Risikostrukturausgleiche. Wahlfreiheit und Solidarität. Neue Wettbewerbsordnung in der GKV.“ AOK-Bundesverband, Bonn, Eigenverlag.

Wende D. (2017): „Anreize für regionale Risikoselektion unter dem Morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich“, *Das Gesundheitswesen*, **79**(10): 816–820.

Wende D. und Weinhold I. (2016): „Einführung einer Regionalkomponente im Risikostrukturausgleich“, in U. Repschläger, C. Schulte und N. Osterkamp (Hrsg.), *BARMER GEK Gesundheitswesen aktuell 2016*. Wuppertal,110–127. https://www.barmer.de/blob/69774/0b9c9144c248e44069dc47cff363f030/data/gwa-2016-seite-110-127-regionalkomponente-rsa.pdf (aufgerufen am 7. Juni 2017).

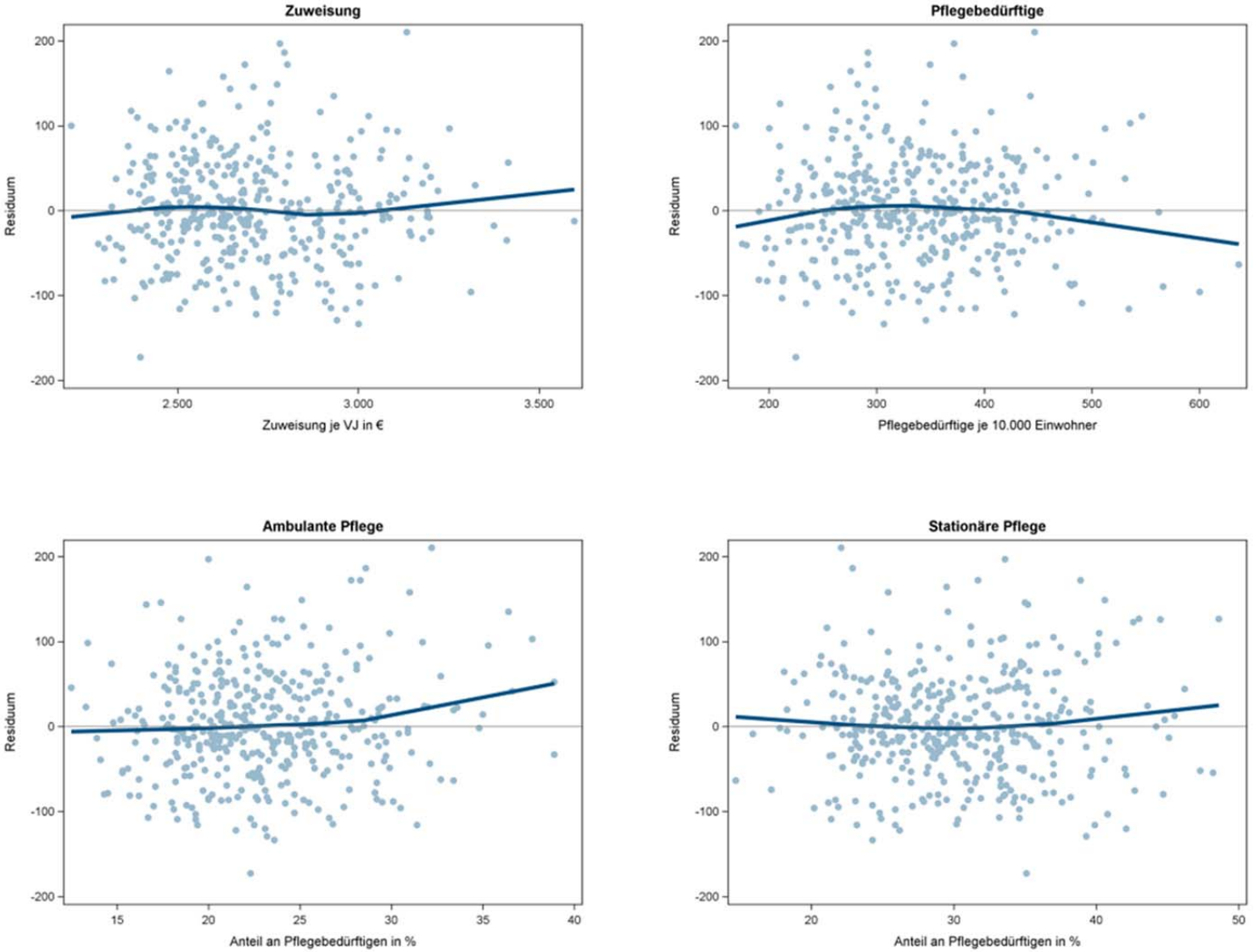
Wende D. und Weinhold I. (2017): „Der regionale Risikostrukturausgleich – Das niederländische Modell als Vorbild für Deutschland?“, *G&S Gesundheits- und Sozialpolitik*, **71**(2): 52–59.

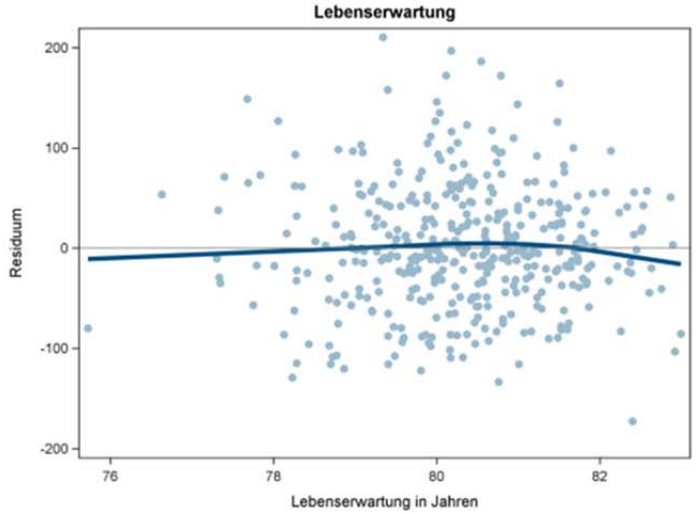
Wille E. und Schneider U. (1997): „Zur Regionalisierung in der gesetzlichen Krankenversicherung“, *Recht und Politik im Gesundheitswesen*, **4**: 141–158.

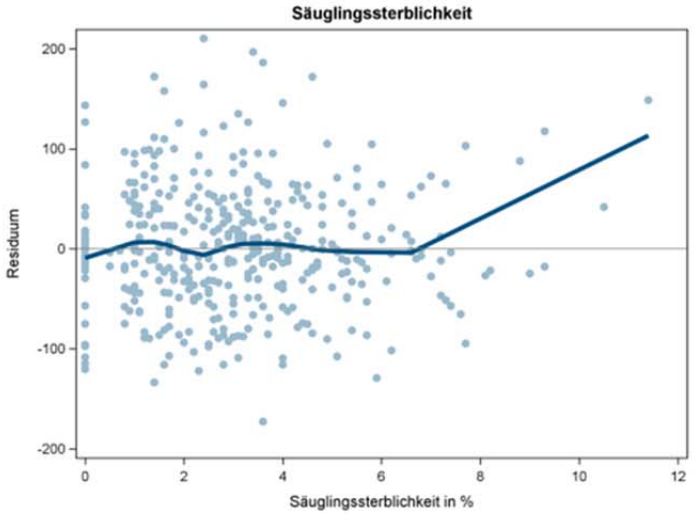
Anhang

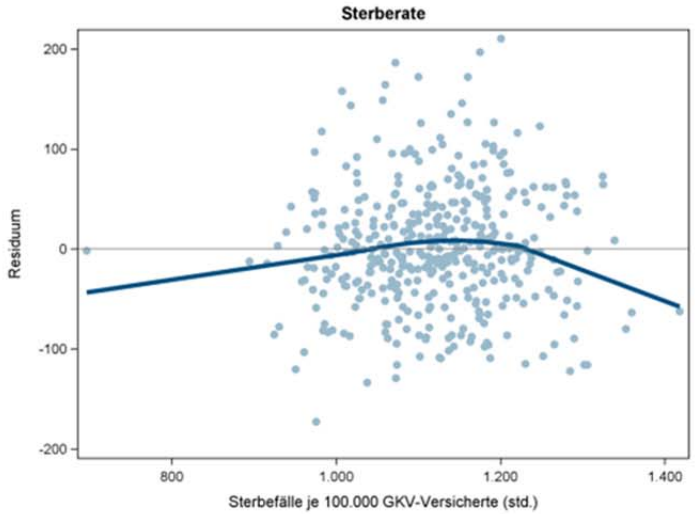
A.1 Regionalstatistische Bestimmungsfaktoren: Residuenanalyse und Definitionen

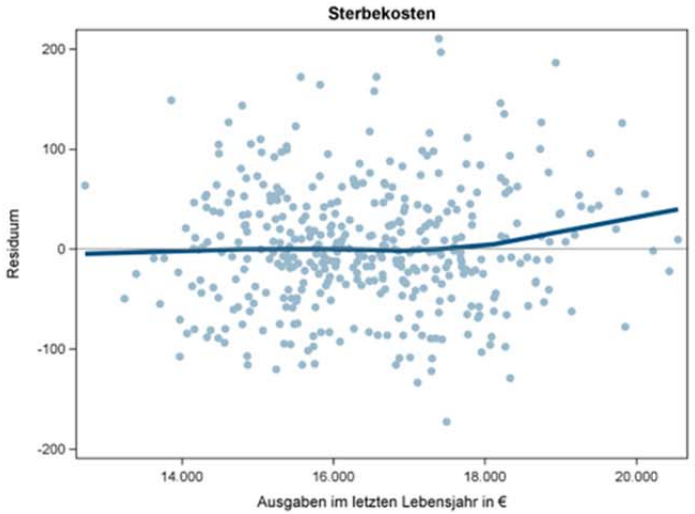
Abbildung A.1: Streuung der Residuen nach Höhe der Merkmalsausprägungen: Residuenanalyse

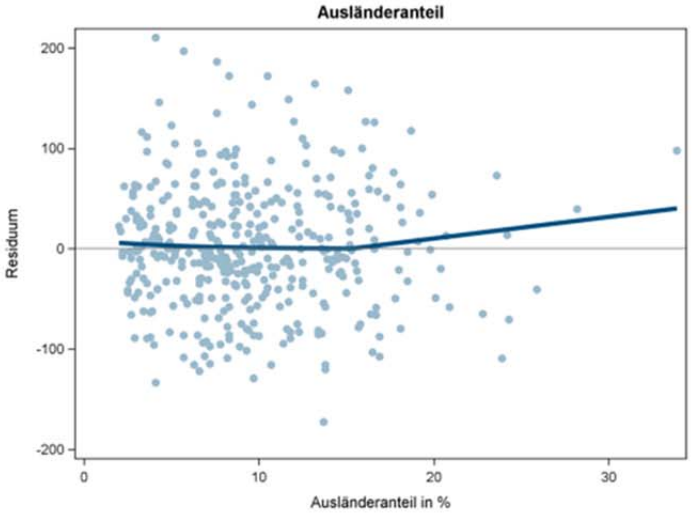


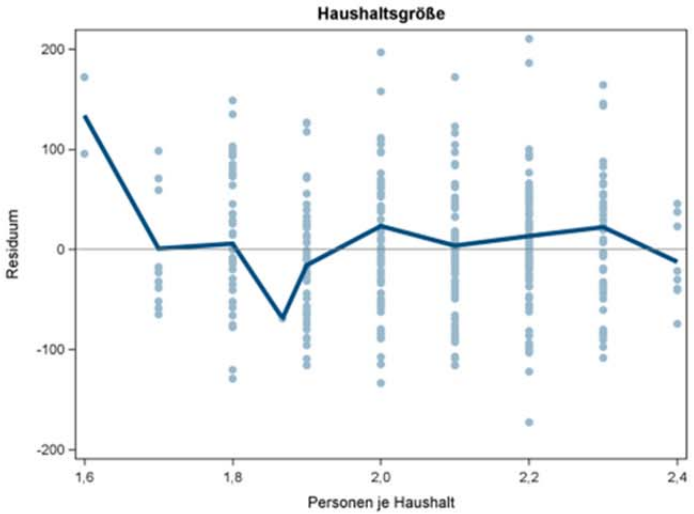

Lebenserwartung
Residuum
200
100
0
-100
-200
76
78
80
82
Lebenserwartung in Jahren

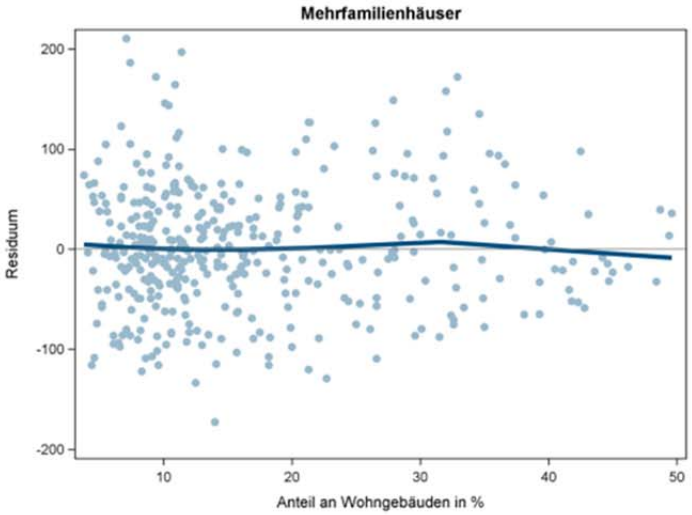

Säuglingssterblichkeit
Residuum
200
100
0
-100
-200
0
2
4
6
8
10
12
Säuglingssterblichkeit in %

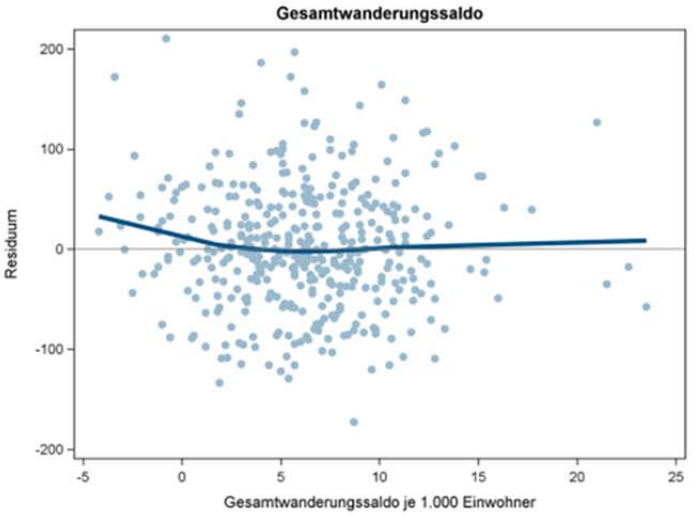

Sterberate
Residuum
200
100
0
-100
-200
800
1.000
1.200
1.400
Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte (std.)

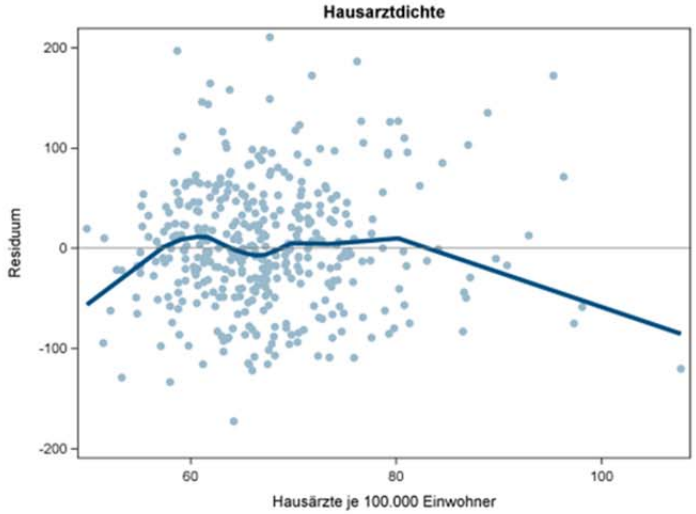

Sterbekosten
Residuum
200
100
0
-100
-200
14.000
16.000
18.000
20.000
Ausgaben im letzten Lebensjahr in €

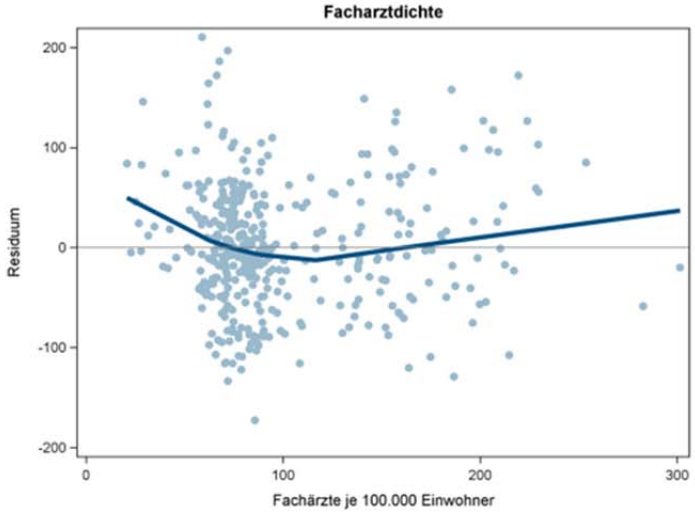

Ausländeranteil
Residuum
200
100
0
-100
-200
0
10
20
30
Ausländeranteil in %

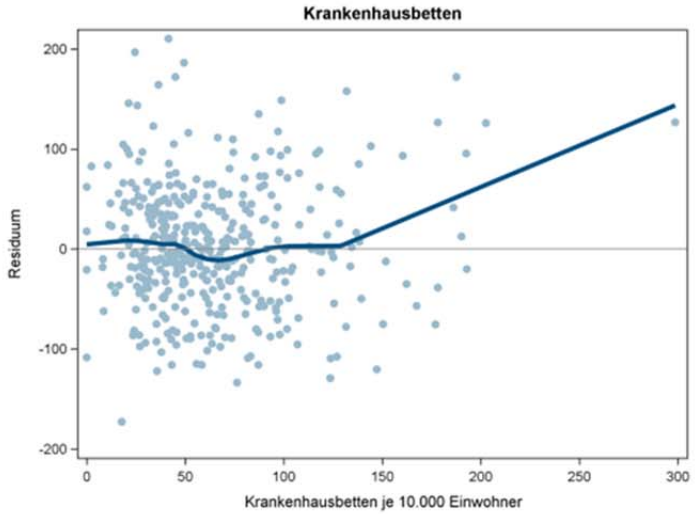

Haushaltsgröße
Residuum
200
100
0
-100
-200
1,6
1,8
2,0
2,2
2,4
Personen je Haushalt

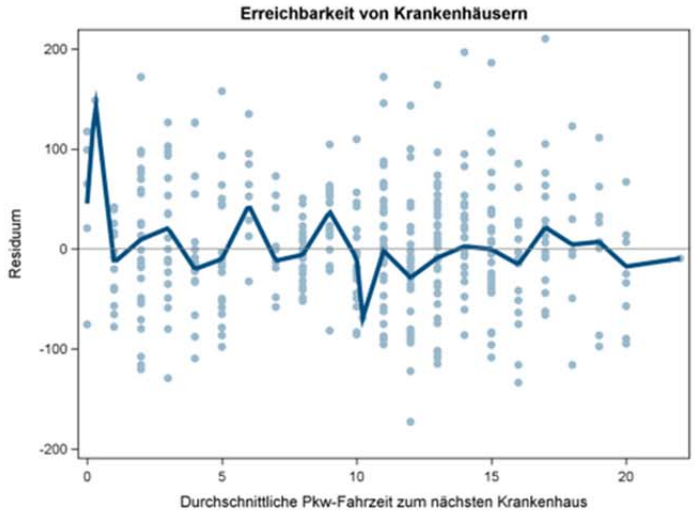

Mehrfamilienhäuser
Residuum
200
100
0
-100
-200
10
20
30
40
50
Anteil an Wohngebäuden in %

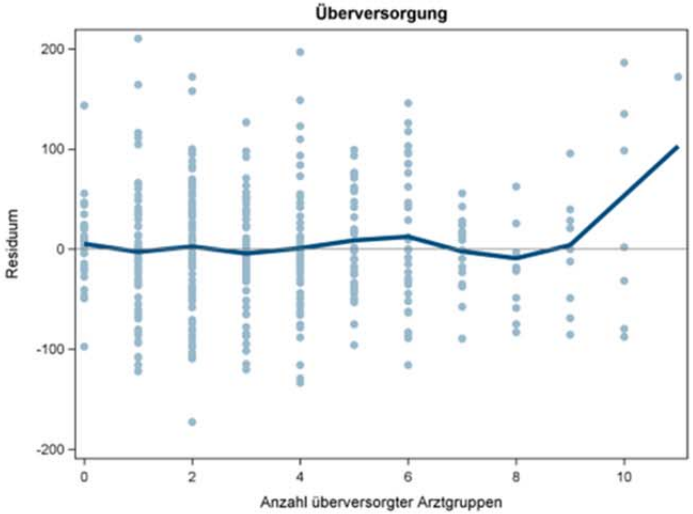

Gesamtwanderungssaldo
Residuum
200
100
0
-100
-200
-5
0
5
10
15
20
25
Gesamtwanderungssaldo je 1.000 Einwohner

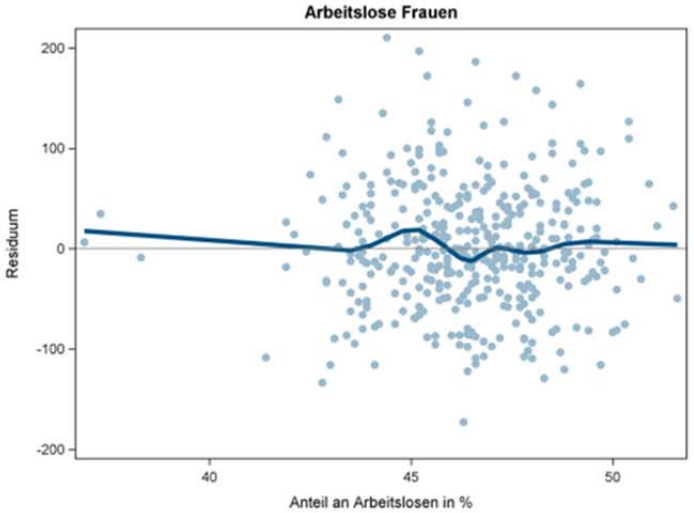

Hausarztdichte
Residuum
200
100
0
-100
-200
60
80
100
Hausärzte je 100.000 Einwohner

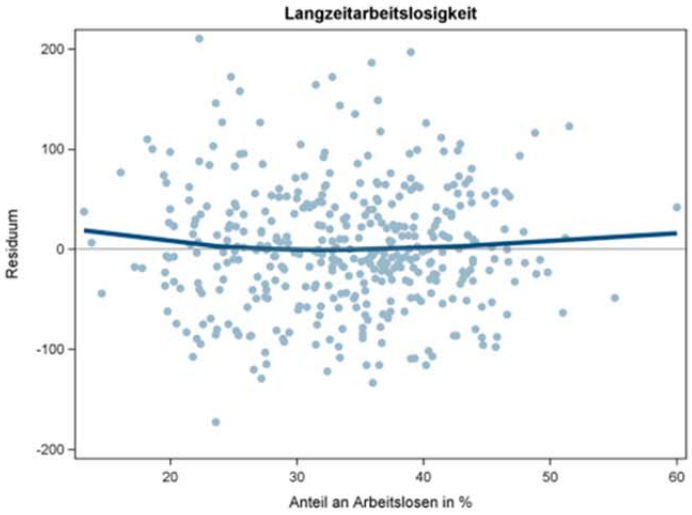

Facharztdichte
Residuum
200
100
0
-100
-200
0
100
200
300
Fachärzte je 100.000 Einwohner

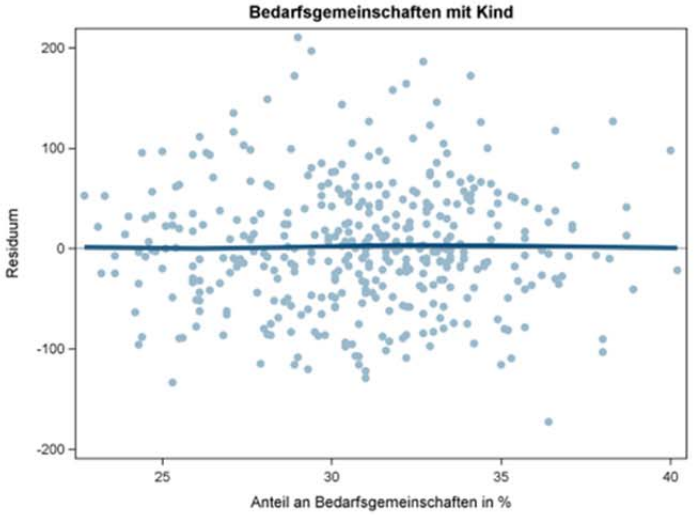

Krankenhausbetten
Residuum
200
100
0
-100
-200
0
50
100
150
200
250
300
Krankenhausbetten je 10.000 Einwohner

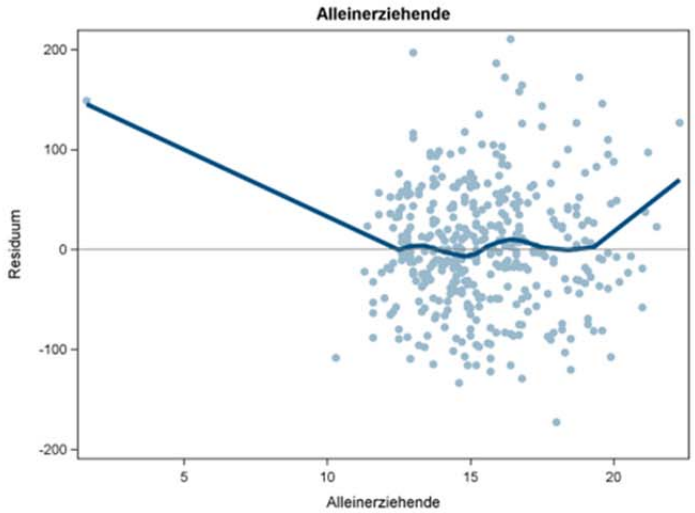

Erreichbarkeit von Krankenhäusern
Residuum
200
100
0
-100
-200
0
5
10
15
20
Durchschnittliche Pkw-Fahrzeit zum nächsten Krankenhaus

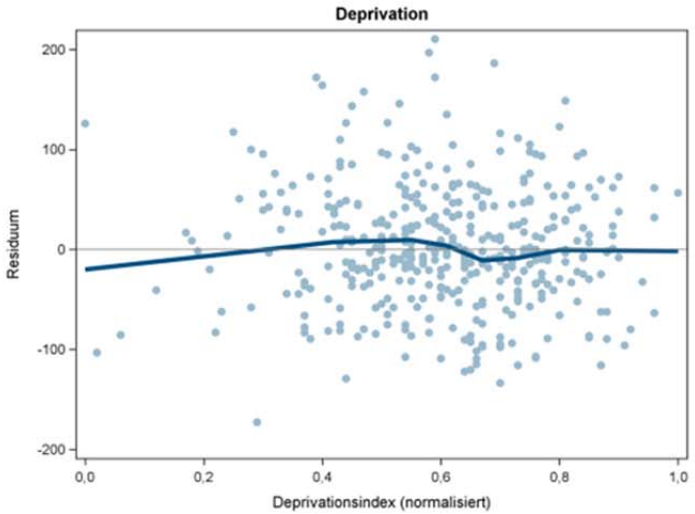

Überversorgung
Residuum
200
100
0
-100
-200
0
2
4
6
8
10
Anzahl überversorgter Arztgruppen

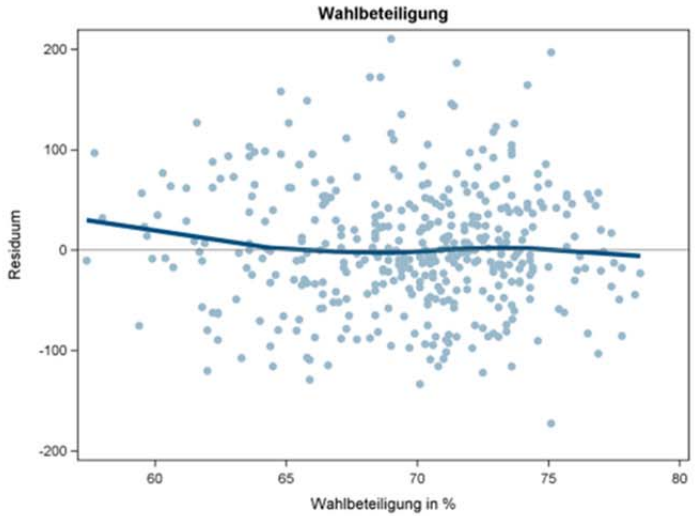

Arbeitslose Frauen
Residuum
200
100
0
-100
-200
40
45
50
Anteil an Arbeitslosen in %

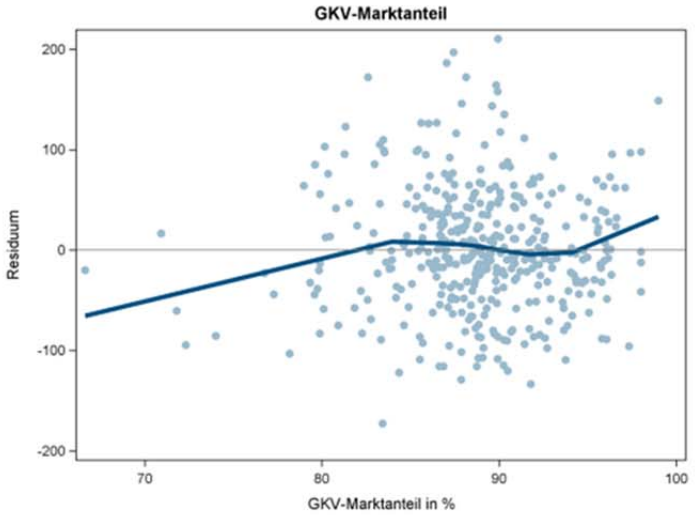

Langzeitarbeitslosigkeit
Residuum
200
100
0
-100
-200
20
30
40
50
60
Anteil an Arbeitslosen in %

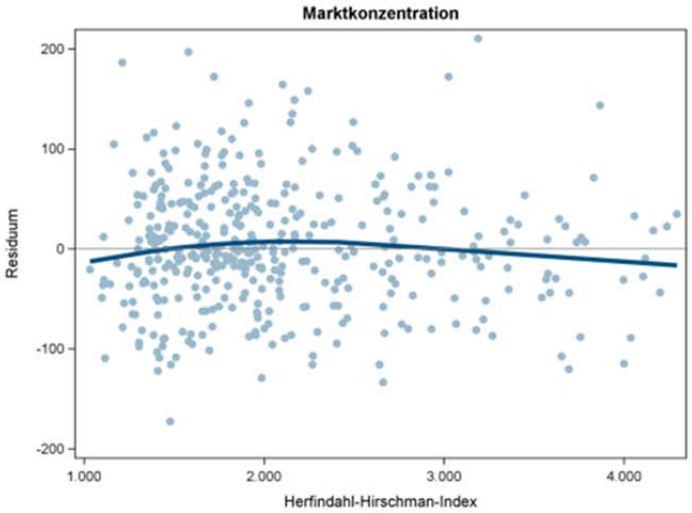

Bedarfsgemeinschaften mit Kind
Residuum
200
100
0
-100
-200
25
30
35
40
Anteil an Bedarfsgemeinschaften in %

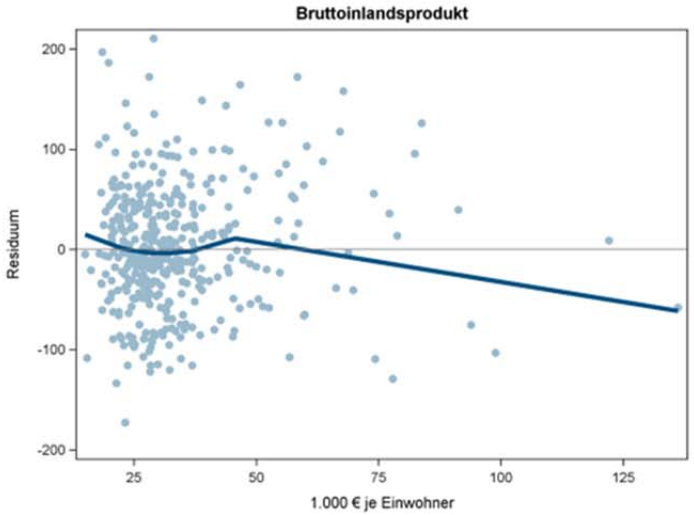

Alleinerziehende
Residuum
200
100
0
-100
-200
5
10
15
20
Alleinerziehende

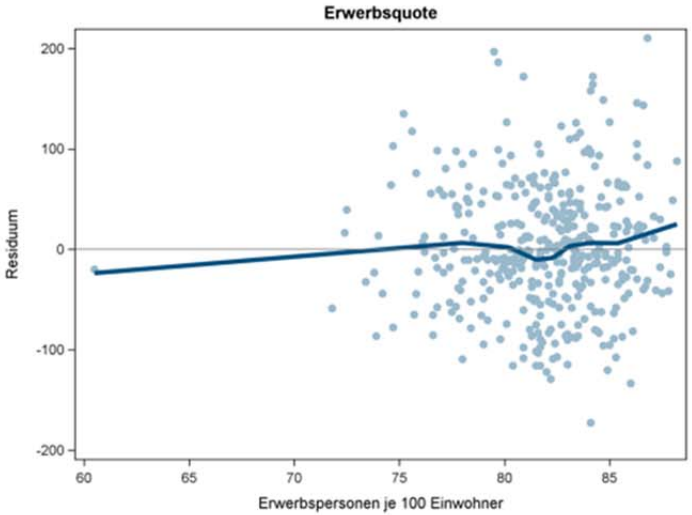

Deprivation
Residuum
200
100
0
-100
-200
0,0
0,2
0,4
0,6
0,8
1,0
Deprivationsindex (normalisiert)

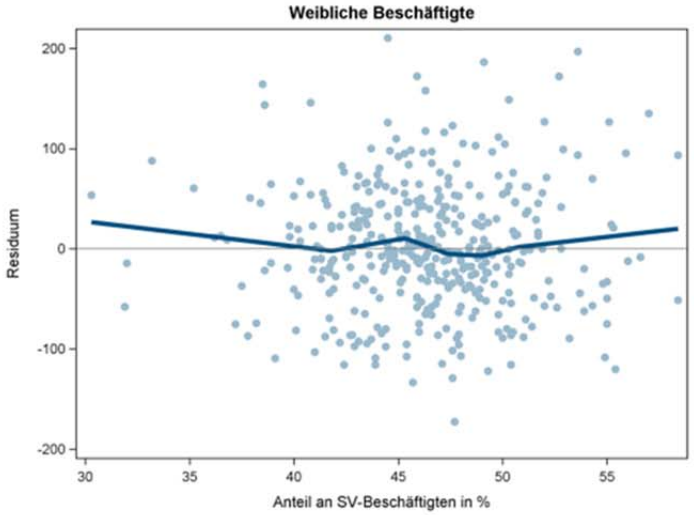

Wahlbeteiligung
Residuum
200
100
0
-100
-200
60
65
70
75
80
Wahlbeteiligung in %

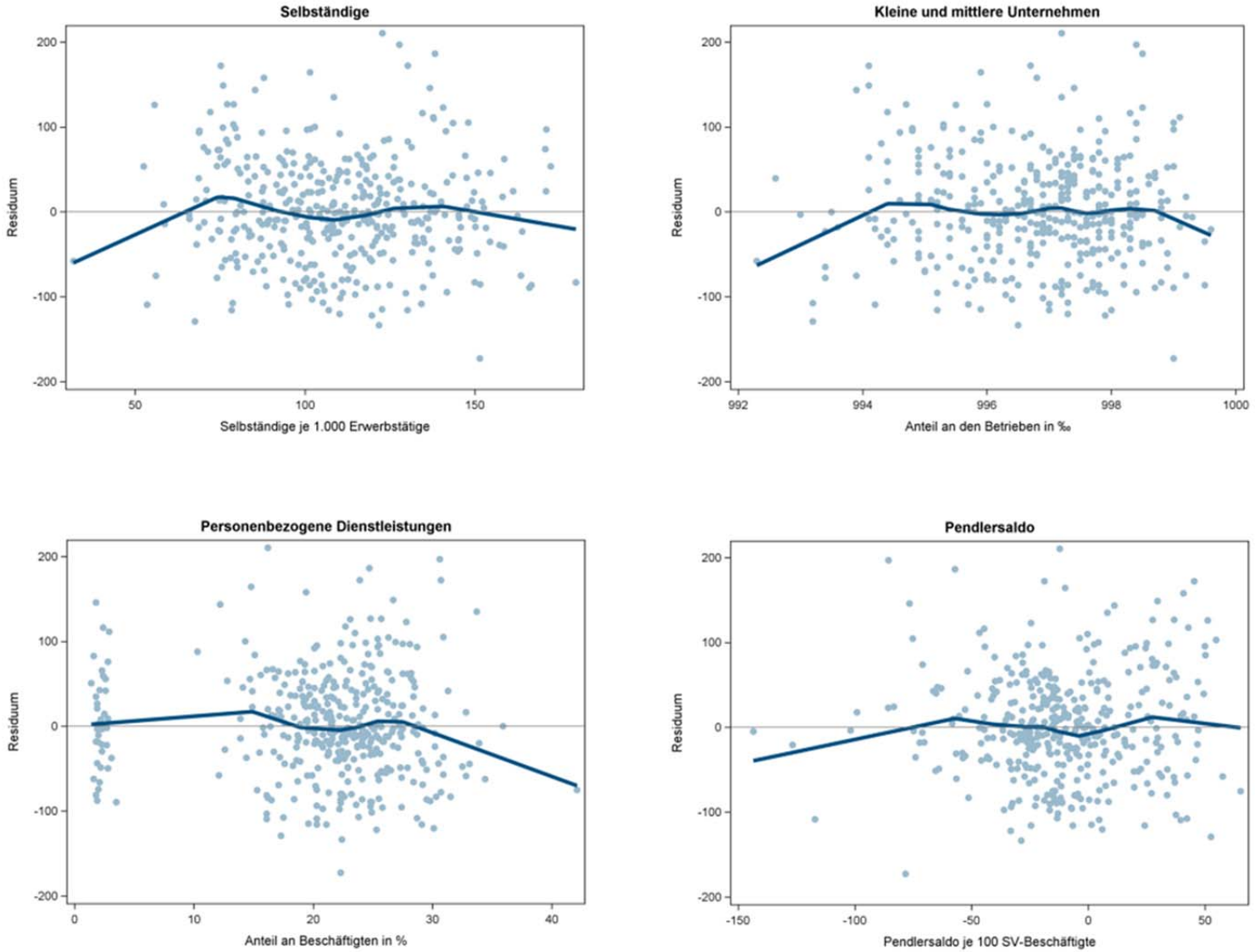

GKV-Marktanteil
Residuum
200
100
0
-100
-200
70
80
90
100
GKV-Marktanteil in %


Marktkonzentration
Residuum
200
100
0
-100
-200
1.000
2.000
3.000
4.000
Herfindahl-Hirschman-Index


Bruttoinlandsprodukt
Residuum
200
100
0
-100
-200
25
50
75
100
125
1.000 € je Einwohner


Erwerbsquote
Residuum
200
100
0
-100
-200
60
65
70
75
80
85
Erwerbspersonen je 100 Einwohner


Weibliche Beschäftigte
Residuum
200
100
0
-100
-200
30
35
40
45
50
55
Anteil an SV-Beschäftigten in %



Quelle: Auswertung BVA; Anmerkung: Der Zusammenhang zwischen den Residuen und den Merkmalen wird mithilfe einer lokal gewichteten Regressionsfunktion (locally weighted scatterplot smoothing [LOESS]) geschätzt (blaue Linien)

Tabelle A.1: Variablendefinitionen

Variablengruppe	Variable	Definition
erklärte Variable	Deckungsbeitrag	Deckungsbeitrag je Versichertenjahr in Euro
Normkosten	Zuweisungen	Zuweisung je Versichertenjahr in Euro
Morbidität und Mortalität	Pflegebedürftige	Pflegebedürftige je 10.000 Einwohner
	Ambulante Pflege	Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege an den Pflegebedürftigen insgesamt in Prozent
	Stationäre Pflege	Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege an den Pflegebedürftigen insgesamt in Prozent
	Lebenserwartung	Mittlere Lebenserwartung eines neugeborenen Kindes in Jahren
	Säuglingssterblichkeit	Anteil der Gestorbenen unter einem Jahr je 1.000 Einwohner unter einem Jahr
	Sterberate	Alters- und geschlechtsstandardisierte Anzahl der Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte
	Sterbekosten	Durchschnittliche Leistungsausgaben je verstorbenen Versicherten in Euro
Demografie	Ausländeranteil	Anteil der Ausländer (alle Personen, die nicht die deutsche Staatsangehörigkeit besitzen) an den Einwohnern in Prozent
	Gesamtwanderungssaldo	Gesamtwanderungssaldo (Zuzüge minus Fortzüge) je 1.000 Einwohner
	Wohnfläche	Wohnfläche je Einwohner in Quadratmetern
	Haushaltsgröße	Personen je Haushalt
	Einpersonenhaushalte	Anteil der Einpersonenhaushalte an den Haushalten insgesamt in Prozent
	Mehrfamilienhäuser	Anteil der Wohngebäude mit drei und mehr Wohnungen an den Wohngebäuden in Prozent
Angebot	Hausarztdichte	Anzahl der Hausärzte je 100.000 Einwohner
	Facharztdichte	Anzahl der Fachärzte je 100.000 Einwohner
	Überversorgung	Anzahl der überversorgten Arztgruppen (Versorgungsgrad > 140 %)
	Krankenhausbetten	Krankenhausbetten je 10.000 Einwohner
	Erreichbarkeit von Krankenhäusern	Durchschnittliche Pkw-Fahrzeit zum nächsten Krankenhaus der Grundversorgung in Minuten
	Pflegeheimplätze	Verfügbare Plätze in Pflegeheimen je 10.000 Einwohner
Sozialstruktur	Deprivation	[0,1]-normierter German Index of Socioeconomic Deprivation

Variablengruppe	Variable	Definition
	Arbeitslose Frauen	Anteil der arbeitslosen Frauen an den Arbeitslosen in Prozent
	Jugendarbeitslosigkeit	Arbeitslose unter 25 Jahren je 1.000 Einwohner von 15 bis unter 25 Jahren
	Langzeitarbeitslosigkeit	Anteil der Arbeitslosen, ein Jahr und länger arbeitslos, an den Arbeitslosen in Prozent
	Personen in Bedarfsgemeinschaften	Personen in Bedarfsgemeinschaften je 1.000 Einwohner
	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	Anteil der Bedarfsgemeinschaften mit Kindern an den Bedarfsgemeinschaften insgesamt in Prozent
	Alleinerziehende	Anteil der alleinerziehenden erwerbsfähigen Leistungsberechtigten an den erwerbsfähigen Leistungsberechtigten in Prozent
	Altersarmut	Anteil der Bevölkerung mit Grundsicherung im Alter an den Einwohnern 65 Jahre und älter in Promille
	Wahlbeteiligung	Anteil der Zweitstimmen an den Wahlberechtigten in Prozent
Markt- und Wirtschaftsstruktur	GKV-Marktanteil	Anteil der GKV-Versicherten an den Einwohnern in Prozent
	Marktkonzentration	Herfindahl-Hirschman-Index (HHI) der Versichertenanteile der Krankenkassen
	Bruttoinlandsprodukt	Bruttoinlandsprodukt in 1.000 € je Einwohner
	Erwerbsquote	Erwerbspersonen je 100 Einwohner im erwerbsfähigen Alter (15 bis 65 Jahre)
	Selbstständige	Selbstständige je 1.000 Erwerbstätige
	Weibliche Beschäftigte	Anteil der weiblichen SV-Beschäftigten an den SV-Beschäftigten in Prozent
	Personenbezogene Dienstleistungen	Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen an den Beschäftigten in Prozent
	Pendlersaldo	Pendlersaldo (Einpendler minus Auspendler) je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeitsort
	Kleine und mittlere Unternehmen	Anteil der Betriebe mit zehn bis unter 250 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten an den Betrieben insgesamt in Promille
Siedlungsstruktur	Siedlungs- und Verkehrsfläche	Anteil der Siedlungs- und Verkehrsfläche an der Fläche in Prozent

Quelle: Darstellung BVA

A.2 Detaillierte Beschreibung der empirischen Ergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse der signifikanten Bestimmungsfaktoren beschrieben. Tabelle A.2 stellt für die signifikanten linear spezifizierten Variablen dar, um wie viel sich die jeweilige Variable ändern müsste (gemessen sowohl in Standardabweichungen als auch auf der Originalskala), um einen Anstieg des Deckungsbeitrags in Höhe von 50 € zu bewirken. Dies entspricht in etwa einer halben Standardabweichung der Deckungsbeiträge auf Kreisebene.

Tabelle A.2: Benötigte Änderung, um eine Erhöhung des Deckungsbeitrags um 50 € zu bewirken: Signifikante linear spezifizierte Variablen

Variable	Änderung in StdAbw	Änderung in Originaleinheiten	
		Änderung	Einheit
Zuweisungen	+0,6	+134,6	Euro
Ambulante Pflege	-2,2	-9,5	Prozentpunkte
Stationäre Pflege	-4,4	-24,4	Prozentpunkte
Sterberate	-1,6	-144,4	Sterbefälle je 100.000 Einwohner
Gesamtwanderungssaldo	+4,6	+19,0	Saldo je 1.000 Einwohner
Wahlbeteiligung	-4,0	-15,2	Prozentpunkte
Personenbezogene Dienstleistungen	6,0	45,7	Prozentpunkte

Quelle: Auswertung BVA

Gemessen an den standardisierten Koeffizienten weist die Variable *Zuweisungen* den stärksten Zusammenhang mit den Deckungsbeiträgen auf. Steigt die Zuweisung je Versichertenjahr um eine Standardabweichung, erhöht sich bei einem Signifikanzniveau von 95 % der durchschnittliche Deckungsbeitrag um 0,831 Standardabweichungen. Aus Tabelle A.2 geht hervor, dass sich die mittleren Zuweisungen um 0,6 Standardabweichungen oder 135 € erhöhen müssten, um einen Anstieg der Deckungsbeiträge um 50 € zu erzielen.

Das Ausmaß der Pflegebedürftigkeit ist signifikant mit den regionalen Deckungsbeiträgen assoziiert. Die Koeffizienten der Variablen *Ambulante Pflege* und *Stationäre Pflege* sind jeweils signifikant auf dem 95 %-Sicherheitsniveau. Die Höhe der standardisierten Koeffizienten deutet darauf hin, dass regionale Variationen bei der ambulanten bzw. häuslichen Pflege einen stärkeren Einfluss auf die Deckungsbeiträgen haben als regionale Unterschiede im stationären Pflegebereich. Um eine Steigerung des Deckungsbeitrags von 50 € zu erhalten, müsste der Anteil der ambulanten Pflege um 2,2 Standardabweichungen bzw. 9,5 Prozentpunkte sinken; für eine gleich große Änderung wäre ein Rückgang der stationären Pflege um 4,4 Standardabweichungen oder 24 Prozentpunkte notwendig (vgl. Tabelle A.2).

Die Korrelation zwischen der Sterberate und den Deckungsbeiträgen ist negativ und signifikant auf dem 95 %-Sicherheitsniveau. Gemäß Tabelle A.2 geht ein Rückgang der standardisierten Sterbefälle in Höhe von 144 Fällen je 100.000 GKV-Versicherte mit einem Anstieg der Deckungsbeiträge von 50 € einher.

Bei den demografischen Indikatoren ist die Variable *Gesamtwanderungssaldo* bei einer Sicherheitswahrscheinlichkeit in Höhe von 95 % signifikant und positiv mit den kreisspezifischen Deckungsbeiträgen assoziiert. Tabelle A.2 zeigt, dass ein Anstieg des Gesamtwanderungssaldos um 4,6 Standardabweichungen oder 19 Prozentpunkte mit einer Erhöhung des Deckungsbeitrags um 50 € verbunden ist.

Die Variable *Wahlbeteiligung* ist signifikant und negativ mit den Deckungsbeiträgen auf Kreisebene assoziiert. Nach Tabelle A.2 resultiert eine Erhöhung des Deckungsbeitrags um 50 €, wenn die Wahlbeteiligung in einem Kreis um vier Standardabweichungen oder 15 Prozentpunkte zurückgeht.

Schließlich weist noch die Variable Personenbezogene Dienstleistungen einen signifikanten Zusammenhang mit den Deckungsbeiträgen auf Kreisebene auf. Tabelle A.2 zeigt, dass der Deckungsbeitrag um 50 € steigt, wenn der Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen um sechs Standardabweichungen bzw. 46 Prozentpunkte steigt.

Abbildung A.2 veranschaulicht den auf Basis der Regressionsergebnisse geschätzten Zusammenhang zwischen den quadratisch spezifizierten erklärenden Variablen und den Deckungsbeiträgen. Die Koeffizienten der Haupt- und Produktterme der Variable *Pflegebedürftige* sind gemeinsam signifikant (F=11,04,

p<0,0001). Abbildung A.2 *Pflegebedürftige* zeigt, dass mit Ausnahme der Kreise mit vergleichsweise wenigen Pflegebedürftigen (bis ca. 228 Pflegebedürftige je 10.000 Einwohner) generell ein negativer Zusammenhang zwischen der Anzahl der Pflegebedürftigen und den Deckungsbeiträgen besteht. Die Schätzergebnisse zeigen, dass die Deckungsbeiträge mit steigender Rate sinken, wenn die Anzahl der Pflegebedürftigen zunimmt.

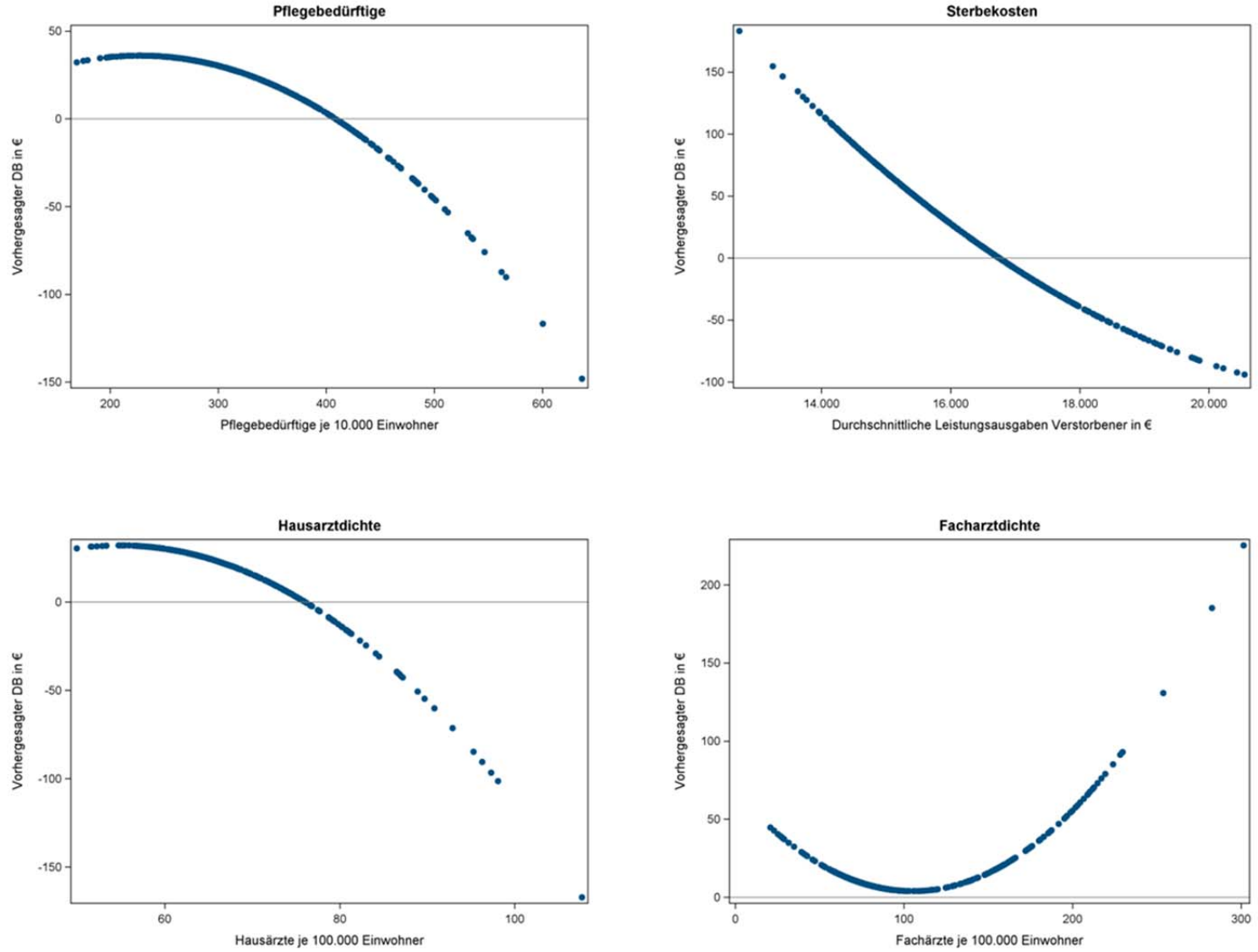
Auch die Haupt- und Produktterme der Variable *Sterbekosten* sind gemeinsam signifikant (F=90,69, p<0,0001). Die Größe und die Vorzeichen beider Koeffizienten zeigen einen leicht konvexen Zusammenhang zwischen den durchschnittlichen Leistungsausgaben verstorbener Versicherter und den Deckungsbeiträgen an (vgl. Abbildung A.2 *Sterbekosten*). Auch wenn die Nicht-Linearität vergleichsweise schwach ausgeprägt erscheint, führt die zusätzliche Berücksichtigung der Leistungsausgaben Verstorbener in quadratischer Form zu einer wesentlich besseren Modellanpassung.

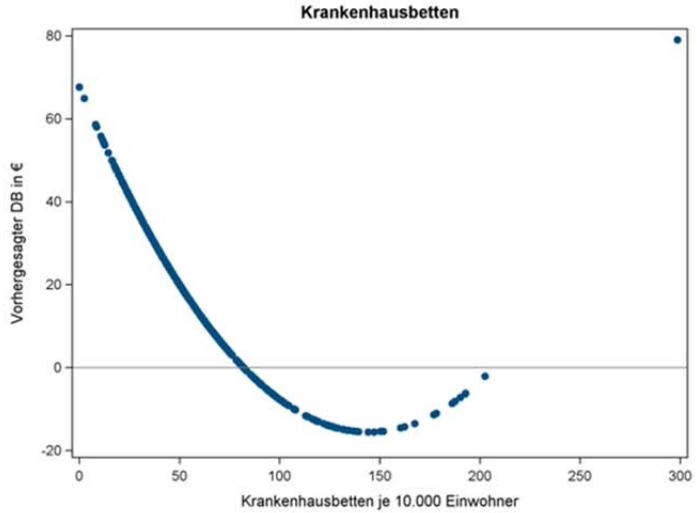
In der Gruppe der Angebotsvariablen sind die Haupt- und Produktterme der Variablen *Hausarztdichte* (F=7,90, p=0,0004), *Facharztdichte* (F=10,36, p<0,0001) und *Krankenhausbetten* (F=6,27, p=0,0021) jeweils gemeinsam signifikant. Zwischen der Hausarztdichte und den Deckungsbeiträgen gibt es einen konkaven Zusammenhang (vgl. Abbildung A.2 *Hausarztdichte*). Die Deckungsbeiträge sind eine monoton fallende Funktion der Hausarztdichte, wobei die Deckungsbeitragsunterschiede mit steigender Hausarztdichte zunehmen. Zwischen der Facharztdichte und der Krankenhausbetten einerseits und den Deckungsbeiträgen andererseits wird ein U-förmiger Zusammenhang geschätzt (vgl. Abbildung A.2 *Facharztdichte* und *Krankenhausbetten*).

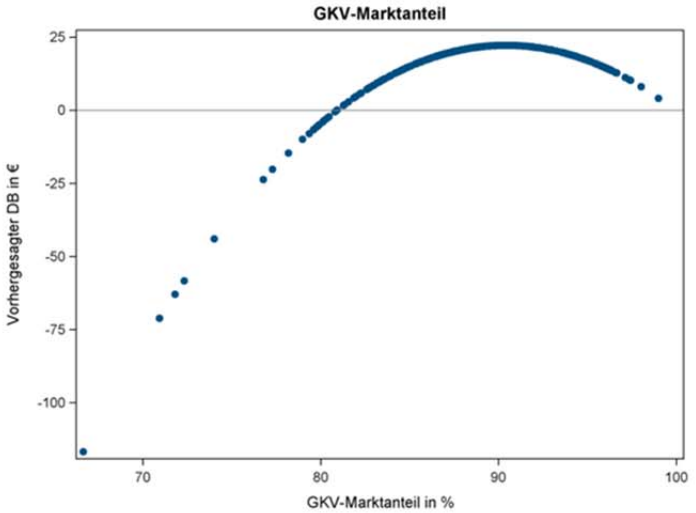
Eine signifikante Korrelation gibt es auch zwischen der Variable *GKV-Marktanteil* und den Deckungsbeiträgen. Die Haupt- und Produktterme dieses Indikators sind gemeinsam signifikant (F=3,59, p=0,0286). Die Vorzeichen und Größe der Koeffizienten deuten darauf hin, dass die Deckungsbeiträge generell eine umgekehrt U-förmige Funktion des GKV-Marktanteils sind (vgl. Abbildung A.2 *GKV-Marktanteil*).

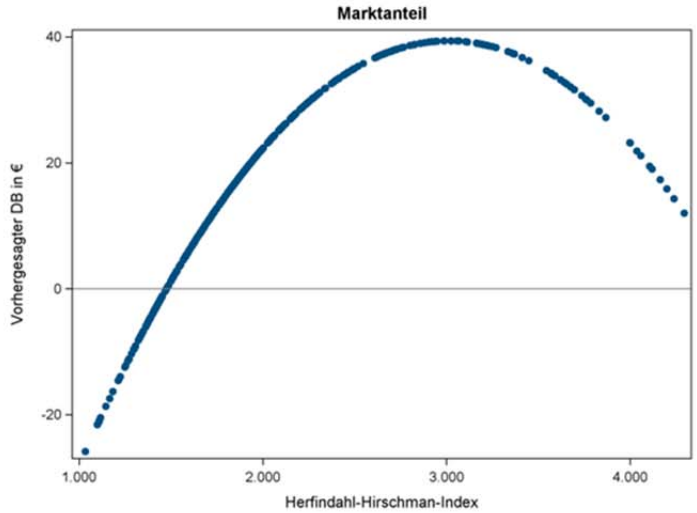
Die Haupt- und Produktterme der Variable *Marktkonzentration* sind signifikant mit den Deckungsbeiträgen auf Kreisebene assoziiert (F=9,98, p<0,0001). Die Regressionsergebnisse legen eine umgekehrt U-förmige Abhängigkeit der Deckungsbeiträge von der Konzentration auf dem Krankenversicherungsmarkt nahe (vgl. Abbildung A.2 *Marktanteil*).

Abbildung A.2: Zusammenhang zwischen geschätzten Deckungsbeiträgen und quadratisch spezifizierten erklärenden Variablen









Quelle: Auswertung BVA

A.3 Beschreibung der regionalstatistischen Cluster (Variablenset M2)

Tabelle A.3: Verteilung der Deckungsbeiträge je Cluster (Variablenset M2)

Cluster	Anzahl Kreise	Versichertenjahre	Deckungsbeitrag			
			Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
1	25	6.868.979	-108,48 €	82,54 €	-259,69 €	31,87 €
2	31	7.327.139	-84,47 €	60,34 €	-216,73 €	21,86 €
3	23	7.092.935	-58,82 €	65,74 €	-214,13 €	63,53 €
4	38	7.103.039	-29,16 €	75,65 €	-181,32 €	148,19 €
5	44	7.063.856	-0,16 €	65,97 €	-116,31 €	179,85 €
6	42	7.125.032	20,75 €	78,51 €	-156,11 €	251,05 €
7	46	7.000.800	31,24 €	66,35 €	-98,28 €	218,36 €
8	45	7.159.610	46,27 €	54,80 €	-51,55 €	161,95 €
9	47	7.009.753	81,38 €	48,13 €	-38,88 €	189,45 €
10	60	7.274.959	109,65 €	82,08 €	-61,31 €	341,45 €

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M2*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

Tabelle A.4: Durchschnittliche Ausprägungen der Merkmale in den regionalstatistischen Clustern (Variablenset M2)

	Einheit	Cluster									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Sterbekosten	Euro je Verst.	18.729	17.866	17.631	17.184	16.849	16.156	16.096	15.744	15.690	15.087
Zuweisungen	Euro je VJ	2.627	2.648	2.620	2.684	2.687	2.620	2.662	2.686	2.784	2.861
Ambulante Pflege	Prozent	27	24	24	24	23	23	22	22	22	22
Sterberate	Je 100.000 Vers.	1.175	1.158	1.129	1.144	1.139	1.124	1.110	1.103	1.105	1.083
Pflegebedürftige	Je 10.000 EW	356	331	318	348	340	333	317	322	347	343
Personenbezogene Dienstleistungen	Prozent	21	23	21	20	21	22	21	20	21	21
Stationäre Pflege	Prozent	30	33	29	29	31	29	32	30	29	30

Quelle: Auswertung BVA; Verst. = Verstorbenen, VJ = Versichertenjahr, Vers. = GKV-Versicherte, EW = Einwohner; *Variablenset M2*: Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege

A.4 Dezilgrenzen der regionalstatistischen Bestimmungsfaktoren

Tabelle A 5: Dezilgrenzen der ausgewählten Bestimmungsfaktoren

Dezil	Sterbekosten	Zuweisungen	Ambulante Pflege	Sterberate	Facharztdichte	Pflegebedürftige	Hausarztdichte	Gesamtwanderungssaldo	Personenbezogene Dienstleistungen	Stationäre Pflege
1.	14.617,9	2.428,9	17,9	1.004,0	61,2	239,3	58,7	1,2	12,2	22,9
2.	15.220,9	2.506,2	19,2	1.043,1	68,8	270,5	60,8	2,9	17,5	25,0
3.	15.537,6	2.555,2	20,4	1.073,5	72,1	288,4	62,9	4,0	19,6	26,4
4.	15.947,6	2.618,9	21,4	1.100,2	75,6	308,9	64,7	5,2	21,2	28,2
5.	16.389,5	2.660,0	22,5	1.123,1	81,1	329,6	66,3	6,2	22,3	29,6
6.	16.827,7	2.717,5	23,6	1.144,6	87,1	351,4	67,7	7,0	23,4	31,5
7	17.209,3	2.795,5	24,8	1.169,9	97,2	372,9	70,4	8,2	24,8	33,3
8.	17.672,4	2.924,0	26,5	1.192,1	138,6	401,3	72,8	9,4	26,1	35,0
9.	18.274,4	3.018,3	29,2	1.235,8	165,2	431,6	76,7	11,2	28,4	38,1

Quelle: Auswertung BVA; *Variablenset M2:* Sterbekosten, Zuweisungen, Ambulante Pflege, Sterberate, Pflegebedürftige, Personenbezogene Dienstleistungen und Stationäre Pflege