

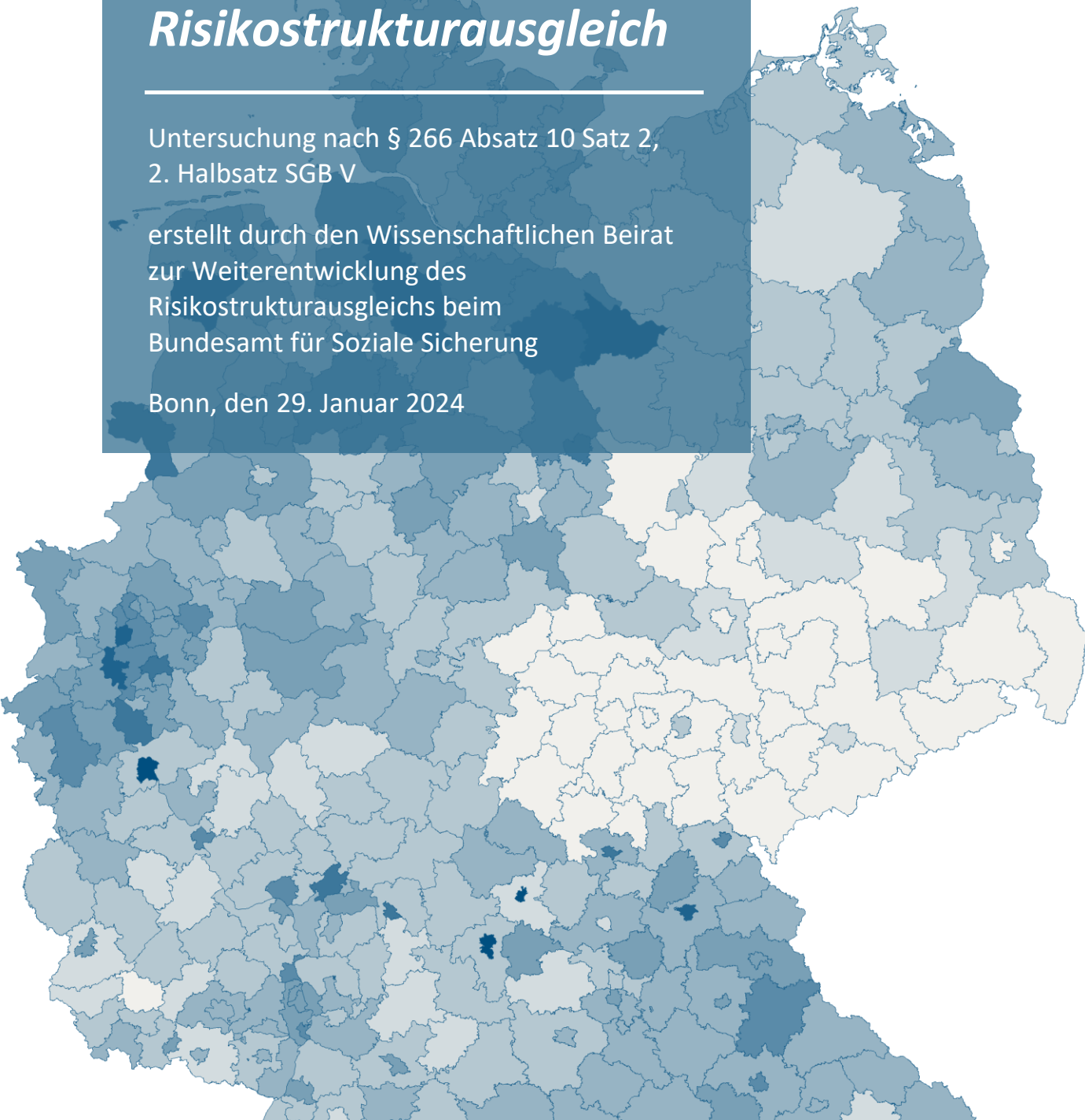
# GUTACHTEN

## zu den Wirkungen der regionalen Merkmale im Risikostrukturausgleich

Untersuchung nach § 266 Absatz 10 Satz 2,  
2. Halbsatz SGB V

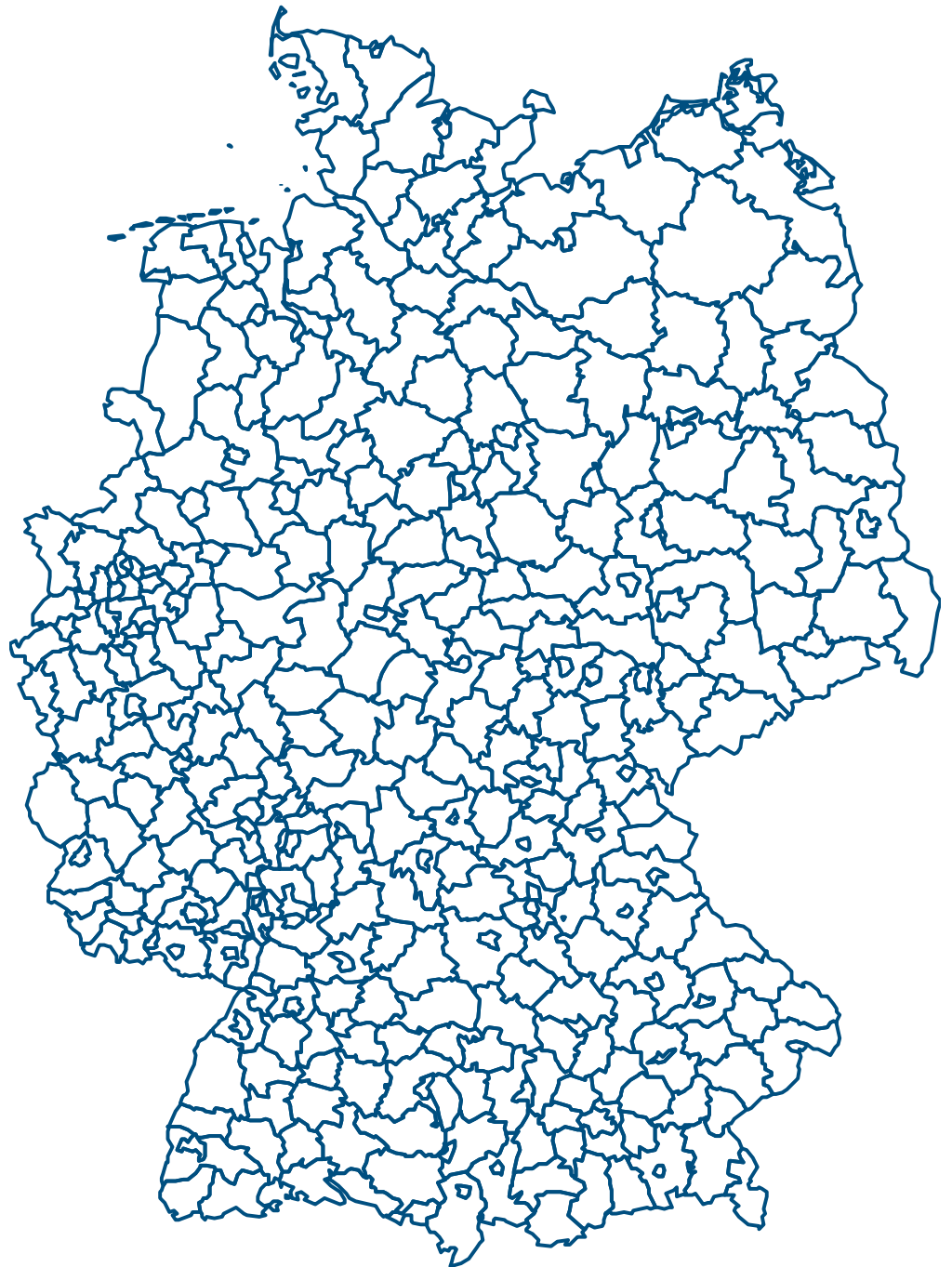
erstellt durch den Wissenschaftlichen Beirat  
zur Weiterentwicklung des  
Risikostrukturausgleichs beim  
Bundesamt für Soziale Sicherung

Bonn, den 29. Januar 2024



Bundesamt  
für Soziale Sicherung

<b>Prof. Dr. Saskia Drösler</b>	(Hochschule Niederrhein, Krefeld)
<b>Prof. Dr. Wolfgang Greiner</b>	(Universität Bielefeld)
<b>Prof. Dr. Stephanie Läer</b>	(Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf)
<b>Prof. Dr. Robert Nuscheler</b>	(Universität Augsburg)
<b>Prof. Dr. Julia Stingl</b>	(Rheinisch-Westfälische Technische Hochschule Aachen)
<b>Prof. Dr. Leonie Sundmacher</b>	(Technische Universität München)
<b>Prof. Dr. Volker Ulrich</b>	(Universität Bayreuth)
<b>Prof. Dr. Amelie Wuppermann</b>	(Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg)



**Zitierhinweis** Drösler et al. (2024): Gutachten zu den Wirkungen der regionalen Merkmale als Risikomerkmale im Risikostrukturausgleich, Bonn.

**Bildnachweis** Titelbild: Wasserabgabe je Einwohner und Tag (2019), eigene Darstellung mit Daten der Regionaldatenbank Deutschland (Statistik 32211-02-02-4: „Anschlussgrad, Wasserabgabe - Stichtag/Jahressumme - regionale Tiefe: Kreise und kreisfreie Städte“)

Die Georeferenzierungen für die kartografischen Darstellungen in diesem Gutachten stammen vom Geodatenzentrum des Bundesamtes für Kartographie und Geodäsie (© GeoBasis-DE/BKG 2023)

**Kontakt** Geschäftsstelle des Wissenschaftlichen Beirats zur  
Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs  
beim Bundesamt für Soziale Sicherung  
Friedrich-Ebert-Allee 38  
D-53113 Bonn  
E-Mail: referat316[at]bas.bund.de  
<https://www.bundesamtsozialesicherung.de>

## Inhaltsverzeichnis

<b>Inhaltsverzeichnis</b>	<b>II</b>
<b>Abbildungsverzeichnis</b>	<b>IV</b>
<b>Tabellenverzeichnis</b>	<b>VI</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis</b>	<b>VIII</b>
<b>Vorwort</b>	<b>X</b>
<b>Zusammenfassung</b>	<b>XI</b>
<b>1 Untersuchungsauftrag und Aufbau des Gutachtens</b>	<b>1</b>
<b>2 Bewertungskriterien</b>	<b>3</b>
<b>2.1 Statistische Bewertungskriterien</b>	<b>3</b>
2.1.1 Vorbemerkung	3
2.1.2 Kennzahlen auf Individualebene	4
2.1.3 Kennzahlen auf Krankenkassenebene	7
2.1.4 Kennzahlen auf regionaler Ebene	8
2.1.5 Kennzahlen nach Versichertengruppen und Regionstypen	10
2.1.6 Korrelationskoeffizient	16
<b>2.2 Weitere Bewertungskriterien</b>	<b>17</b>
<b>3 Datenbasis</b>	<b>18</b>
<b>3.1 Datenaufbereitung</b>	<b>18</b>
3.1.1 RSA-Daten	18
3.1.2 Externe Daten	20
3.1.3 Auswirkung der Covid-19-Pandemie auf die verwendete Datengrundlage	22
<b>3.2 Deskriptive Statistiken der versichertenbezogenen Merkmale</b>	<b>33</b>
<b>3.3 Regionale Variation der verwendeten Daten</b>	<b>35</b>
3.3.1 Alter und Geschlecht	36
3.3.2 Morbidität und Mortalität	37
3.3.3 Leistungsausgaben	43
3.3.4 Regionale Versorgungsstrukturen	45
3.3.5 Weitere regionalstatistische Merkmale zur Bildung der RGGs im AJ 2021	48
<b>4 Einführung der Regionalkomponente im Ausgleichsjahr 2021</b>	<b>54</b>
<b>4.1 Ausgestaltung der Regionalkomponente</b>	<b>54</b>
<b>4.2 RSA-Modell ohne Regionalkomponente</b>	<b>55</b>
4.2.1 Zuweisungsanteile ohne Regionalkomponente	55
4.2.2 Zielgenauigkeit auf Individualebene ohne Regionalkomponente	55
4.2.3 Zielgenauigkeit auf Ebene der Krankenkassen ohne Regionalkomponente	56
4.2.4 Zielgenauigkeit auf Ebene der Versichertengruppen ohne Regionalkomponente	56
4.2.5 Regionale Zuweisungen sowie Über- und Unterdeckungen ohne Regionalkomponente	57
<b>4.3 RSA-Modell mit Regionalkomponente (ohne Berücksichtigung der Bundeslandgruppen)</b>	<b>62</b>
4.3.1 Auswahlverfahren und ausgewählte regionalstatistische Merkmale im AJ 2021	62
4.3.2 Regionale Risikogruppen im Ausgleichsjahr 2021	62
4.3.3 Wirkung der Regionalkomponente im Jahresausgleich 2021	64
<b>4.4 RSA-Modell mit Regionalkomponente und Berücksichtigung der Bundeslandgruppen</b>	<b>73</b>
4.4.1 Ermittlung der Zu- und Abschläge für die BLGs	73
4.4.2 Wirkung des Einbezugs der Bundeslandgruppen	74
<b>4.5 Entwicklung der regionalstatistischen Merkmale, der RGG-Zu- und Abschläge sowie der regionalen Zuweisungen im Zeitverlauf</b>	<b>81</b>

4.5.1	Stabilität der regionalstatistischen Merkmale und der Variablenselektion	82
4.5.2	Entwicklung und Auswirkung der Zu- und Abschläge für die RGGs im Zeitverlauf	89
<b>4.6</b>	<b>Bewertung</b>	<b>95</b>
<b>5</b>	<b>Berücksichtigung von Regionalmerkmalen auf Versichertenebene</b>	<b>98</b>
<b>5.1</b>	<b>Vorüberlegungen zur Berücksichtigung von Risikofaktoren auf Regional- bzw. auf Individualebene</b>	<b>99</b>
<b>5.2</b>	<b>Voraussetzungen für die Nutzung von Variablen auf der Individualebene</b>	<b>102</b>
<b>5.3</b>	<b>Exemplarische Darstellung der Auswirkungen der Berücksichtigung eines Risikomerkmals auf der Individual- und der Regionalebene anhand des Erwerbsminderungsstatus</b>	<b>104</b>
5.3.1	Veränderung der Zielgenauigkeit auf Individual-, Krankenkassen- und Regionalebene	105
5.3.2	Veränderung der Zielgenauigkeit auf Ebene der Versichertengruppen	106
5.3.3	Veränderung der Zielgenauigkeit nach Raumtyp	107
5.3.4	Einordnung der empirischen Ergebnisse	108
<b>5.4</b>	<b>Identifikation von zusätzlichen individuellen Risikomerkmale für weitere Untersuchungen</b>	<b>109</b>
5.4.1	Variablen des Gutachtens zu den regionalen Verteilungswirkungen (2018)	110
5.4.2	Literaturanalyse und Ableitung weiterer geeigneter Indikatoren	113
5.4.3	Vorschläge des Wissenschaftlichen Beirats	116
5.4.4	Prüfung der Variablen und Empfehlung	117
<b>6</b>	<b>Indirekte Kosteneffekte von Angebotsvariablen</b>	<b>120</b>
<b>6.1</b>	<b>Hintergrund</b>	<b>120</b>
<b>6.2</b>	<b>Wirkungen der Regionalkomponente unter Betrachtung regionaler Angebotsstrukturen</b>	<b>122</b>
6.2.1	Sonderrolle der Daten zur ambulanten palliativmedizinischen Versorgung	122
6.2.2	Empirie: Ausgleich auf Ebene der versorgungsstrukturellen Kreistypen	129
6.2.3	Beurteilung der indirekten Ausgleichswirkungen im JA 2021	133
<b>6.3</b>	<b>Neutralisierung der Angebotsvariablen in der Regionalkomponente</b>	<b>134</b>
6.3.1	Darstellung des Neutralisierungsansatzes	134
6.3.2	Wirkung des Neutralisierungsansatzes	136
<b>6.4</b>	<b>Bewertung</b>	<b>139</b>
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>142</b>
	<b>Anhang</b>	<b>150</b>
<b>A.1</b>	<b>Zuweisungsvolumina der AGGs und RGGs</b>	<b>150</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Siedlungsstrukturelle Kreistypen und Kreistypen nach Lage	15
Abbildung 2: Alter und Frauenanteil je Kreis	37
Abbildung 3: Mittlere HMG-Anzahl und Anteil der Versicherten mit extrakorporaler Blutreinigung je Kreis	38
Abbildung 4: Beziehende einer Erwerbsminderungsrente und DMP-Versicherte je Kreis	39
Abbildung 5: Krankenhausaufenthalte je Kreis	41
Abbildung 6: (Vorzeitige) Sterbefälle je Kreis	42
Abbildung 7: Mittleres Sterbealter je Kreis	43
Abbildung 8: Mittlere LAoKG je Versichertenjahr und mittlere LAoKG im Jahr des Versterbens je Kreis	44
Abbildung 9: Anteile der Versicherten mit besonders niedrigen bzw. besonders hohen LAoKG je Kreis	45
Abbildung 10: Haus- und Facharztdichte je Kreis	46
Abbildung 11: Anzahl der Arztgruppen mit Überversorgung je Kreis	47
Abbildung 12: Krankenhausbetten und Pflegeheimplätze je Kreis	48
Abbildung 13: Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter bzw. stationärer Pflege	50
Abbildung 14: Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen	51
Abbildung 15: Anteil kleiner und mittlerer Unternehmen und Pendlersaldo	52
Abbildung 16: Gesamtwanderungssaldo	53
Abbildung 17: Zuweisungen je Kreis im JA 2021 ohne Regionalkomponente	58
Abbildung 18: Deckungsbeiträge und Deckungsquoten je Kreis im JA 2021 ohne Regionalkomponente	59
Abbildung 19: Regionale Zuweisungen ohne (links) und mit (rechts) Regionalkomponente	68
Abbildung 20: Veränderung der mittleren Zuweisungen je Kreis durch Einführung der Regionalkomponente im AJ 2021	69
Abbildung 21: Regionale Deckungsbeiträge ohne (links) und mit (rechts) Regionalkomponente	70
Abbildung 22: Regionale Deckungsquoten ohne (links) und mit (rechts) Regionalkomponente	71
Abbildung 23: Regionale Zuweisungen mit RGGs ohne (links) und mit (rechts) BLGs	77
Abbildung 24: Regionale Deckungsbeiträge mit RGGs ohne (links) und mit (rechts) BLGs	78
Abbildung 25: Regionale Deckungsquoten mit RGGs ohne (links) und mit (rechts) BLGs	79
Abbildung 26: Gesamtwanderungssaldo je Kreis in den Jahren 2017 und 2021	85
Abbildung 27: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Sterbekosten und Zuweisungen	90
Abbildung 28: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Ambulante Pflege und Gesamtwanderungssaldo	91
Abbildung 29: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen und Stationäre Pflege	91
Abbildung 30: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Pendlersaldo und Kleine und mittlere Unternehmen	92
Abbildung 31: Absolute Veränderung der Risikofaktoren der Kreise zwischen Festlegung und Jahresausgleich ohne RGGs (links) bzw. mit RGGs (rechts)	94
Abbildung 32: Determinanten der Leistungsanspruchnahme	101
Abbildung 33: Regressionskoeffizienten der EMR-RGGs	105
Abbildung 34: Screening Literaturrecherche	114
Abbildung 35: Vernetzte Versorgung	124
Abbildung 36: Einfluss der Regionalkomponente auf die Deckungsbeiträge nach Krankenhausbetten- und Facharztdichte	131
Abbildung 37: Einfluss der Regionalkomponente auf die Deckungsbeiträge nach Hausarztdichte und Arztgruppen mit Versorgungsgrad > 140 %	131
Abbildung 38: Einfluss der Regionalkomponente auf die Deckungsbeiträge nach verfügbaren Pflegeheimplätzen	131

Abbildung 39: Deckungsbeiträge nach durchschnittlicher Wohnfläche und mittlerer Wasserabgabe je Einwohner	132
Abbildung 40: Wirkung des Neutralisierungsansatzes auf die Deckungsbeiträge nach Krankenhausbetten- und Facharzttdichte	138
Abbildung 41: Wirkung des Neutralisierungsansatzes auf die Deckungsbeiträge nach Hausarzttdichte und Arztgruppen mit Versorgungsgrad > 140 %	138
Abbildung 42: Wirkung des Neutralisierungsansatzes auf die Deckungsbeiträge nach verfügbaren Pflegeheimplätzen	138

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Abgrenzung der betrachteten Versichertengruppen	14
Tabelle 2: Versichertengruppen nach Kreistyp des Wohnorts	15
Tabelle 3: Versichertengruppen nach Versorgungsstruktur am Wohnort	16
Tabelle 4: Übersicht über die im Gutachten verwendeten regionalstatistischen Merkmale externer Datenquellen	21
Tabelle 5: Prozentuale Veränderung der Leistungsausgaben (je Versichertentag) gegenüber dem Vorjahr nach HLB und insgesamt im Zeitverlauf	23
Tabelle 6: Anzahl Verstorbener je 1.000 Versicherte im Zeitverlauf	23
Tabelle 7: Anzahl Krankenhausaufenthalte (Hauptdiagnosen) im Zeitverlauf	24
Tabelle 8: Anzahl stationärer Behandlungen (Hauptdiagnosen) nach ICD-Kode-Gruppen im Zeitverlauf	25
Tabelle 9: Anzahl vertragsärztlicher Fälle (Diagnosen) je Versicherten im Zeitverlauf	25
Tabelle 10: Anzahl ambulanter Behandlungen (vertragsärztlicher Diagnosen) nach ICD-Kode-Gruppen im Zeitverlauf	26
Tabelle 11: Entwicklung der Modellkennzahlen – Tabellenstruktur	27
Tabelle 12: Entwicklung $R^2$ nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage	30
Tabelle 13: Entwicklung $R^2$ (ohne Risikopool) nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage	30
Tabelle 14: Entwicklung CPM nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage	32
Tabelle 15: Entwicklung CPM (ohne Risikopool) nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage	32
Tabelle 16: Charakteristika der ausgewerteten versichertenbezogenen Merkmale	34
Tabelle 17: Regionale Streu- und Lagemaße – Alter und Geschlecht	37
Tabelle 18: Regionale Streu- und Lagemaße – HMG-Anzahl, Dialyse, Erwerbsminderungsrentner und DMP-Versicherte	40
Tabelle 19: Regionale Streu- und Lagemaße – Krankenhausaufenthalte und Sterbefälle	43
Tabelle 20: Regionale Streu- und Lagemaße – LAoKG	45
Tabelle 21: Regionale Streu- und Lagemaße – Ärztliche Versorgung, Krankenhausbetten und Pflegeheimplätze	48
Tabelle 22: Regionale Streu- und Lagemaße – Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter bzw. stationärer Pflege	50
Tabelle 23: Regionale Streu- und Lagemaße – Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen, Anteil kleiner und mittlerer Unternehmen, Pendlersaldo und Gesamtwanderungssaldo	53
Tabelle 24: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne Regionalkomponente	55
Tabelle 25: Versichertenindividuelle Gütemaße im JA 2021 ohne Regionalkomponente	56
Tabelle 26: MAPE auf Krankenkassenebene im JA 2021 ohne Regionalkomponente	56
Tabelle 27: Deckungsbeiträge und -quoten je Versichertengruppe im JA 2021 ohne Regionalkomponente	57
Tabelle 28: Streu- und Lagemaße der mittleren regionalen Zuweisungen, Deckungsbeiträge und -quoten im JA 2021 ohne Regionalkomponente	59
Tabelle 29: MAPE auf Kreisebene im JA 2021 ohne Regionalkomponente	60
Tabelle 30: Durch den RSA ohne Regionalkomponente erklärte regionale Ausgabenvariation	60
Tabelle 31: Deckungsbeiträge und -quoten nach Raumtyp des Wohnorts im JA 2021 ohne Regionalkomponente	61
Tabelle 32: Zu- und Abschläge für die RGGs (AJ 2021, Daten 2020/2021, mit Risikopool, mit Restriktionen)	64
Tabelle 33: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente	65
Tabelle 34: Versichertenindividuelle Gütemaße im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente	66
Tabelle 35: MAPE auf Krankenkassenebene im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente	66
Tabelle 36: Deckungsbeiträge und -quoten je Versichertengruppe im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente	67
Tabelle 37: Streu- und Lagemaße der mittleren regionalen Zuweisungen, Deckungsbeiträge und -quoten im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente	71

Tabelle 38: MAPE auf Kreisebene im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente	72
Tabelle 39: Deckungsbeiträge und -quoten nach Raumtyp des Wohnorts im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente	72
Tabelle 40: Durch den RSA ohne und mit Regionalkomponente erklärte regionale Ausgabenvariation	73
Tabelle 41: Berechnung der Zu- und Abschläge für die BLGs im JA 2021	74
Tabelle 42: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen	75
Tabelle 43: Versichertenindividuelle Gütemaße im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen	75
Tabelle 44: MAPE auf Krankenkassenebene im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen	76
Tabelle 45: Deckungsbeiträge und -quoten je Versichertengruppe im JA 2021 ohne und mit BLGs	76
Tabelle 46: Streu- und Lagemaße der mittleren regionalen Zuweisungen, Deckungsbeiträge und -quoten im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente bzw. Bundeslandgruppen	79
Tabelle 47: MAPE auf Kreisebene im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen	80
Tabelle 48: Deckungsbeiträge und -quoten nach Raumtyp des Wohnorts im JA 2021 ohne und mit BLGs	80
Tabelle 49: Durch den RSA ohne und mit RGGs bzw. BLGs erklärte regionale Ausgabenvariation	81
Tabelle 50: Regionale Streu- und Lagemaße – Sterbekosten und Zuweisungen ohne RGGs	83
Tabelle 51: Regionale Streu- und Lagemaße – Pflegebedürftige in ambulanter und stationärer Pflege	83
Tabelle 52: Regionale Streu- und Lagemaße – Beschäftigte im personenbezogenen Dienstleistungsberufen und kleine und mittlere Unternehmen	84
Tabelle 53: Regionale Streu- und Lagemaße – Gesamtwanderungs- und Pendlersaldo	84
Tabelle 54: Übersicht über alle Korrelationskoeffizienten der ursprünglichen und der aktualisierten regionalstatistischen Merkmale auf Kreisebene	87
Tabelle 55: Erklärung der Deckungsbeiträge zum Zeitpunkt der Festlegung und zum Zeitpunkt des Jahresausgleichs	88
Tabelle 56: Selektierte Regionalmerkmale in den Ausgleichsjahren 2021 bis 2024	89
Tabelle 57: Durch die RGGs erreichte Reduktion des gewichteten MAPE auf Kreisebene zwischen dem Zeitpunkt der Festlegung und der Durchführung des Jahresausgleichs	92
Tabelle 58: Kriterien zur Prüfung der Eignung von Variablen zum Einbezug auf der Individualebene	103
Tabelle 59: Berücksichtigung des EMR-Status als regionales bzw. individuelles Ausgleichsmerkmal – Kennzahlen auf Individual-, Krankenkassen- und Regionalebene	106
Tabelle 60: Berücksichtigung des EMR-Status als regionales bzw. individuelles Ausgleichsmerkmal – Deckungsbeiträge und Deckungsquoten auf Ebene ausgewählter Versichertengruppen	107
Tabelle 61: Berücksichtigung des EMR-Status als regionales bzw. individuelles Ausgleichsmerkmal – Deckungsbeiträge und Deckungsquoten nach Raumtyp	107
Tabelle 62: Übersicht über die im „Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des RSA“ herangezogenen Determinanten regionaler Deckungsbeiträge	110
Tabelle 63: Suchterme Literaturrecherche	113
Tabelle 64: Variablenempfehlung des Wissenschaftlichen Beirats	119
Tabelle 65: Deckungsbeiträge nach regionalem medizinischem Angebot ohne RSA bzw. im Modell 2021 ohne und mit Regionalkomponente	130
Tabelle 66: Einzelkorrelationen der Angebotsvariablen und der Regionalmerkmale der Regionalkomponente auf Kreisebene	133
Tabelle 67: Aufnahme der Angebotsvariablen in das Modell des JA 2021 – Regressionskoeffizienten für die RGGs zur Abbildung der Krankenhausbettendichte	135
Tabelle 68: Verwendete Regionalvariablen in den Modellen	136
Tabelle 69: Gütemaße der Modelle	137
Tabelle 70: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente, niedrigstes Dezil restringiert	150



## Abkürzungsverzeichnis

75 %-Regel	75 %-Sonderregelung zur einmaligen Begrenzung der Auswirkungen der Regionalkomponente im Ausgleichsjahr 2021
AAPV	Allgemeine ambulante Palliativversorgung
adj. R <sup>2</sup>	adjustiertes R <sup>2</sup>
AGG	Alters- und Geschlechtsgruppe
AGS	Amtlicher Gemeindegeschlüssel
AJ	Ausgleichsjahr
ALG I	Arbeitslosengeld nach dem Dritten Buch Sozialgesetzbuch
AMod	Ausgangsmodell
AusAGG	Auslands-Alters-Geschlechts-Gruppe
BA	Bundesagentur für Arbeit
BAS	Bundesamt für Soziale Sicherung
BBSR	Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung
Beirat	Wissenschaftlicher Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs beim Bundesamt für Soziale Sicherung
BJ	Berichtsjahr
BLG	Bundeslandgruppe
BMG	Bundesministerium für Gesundheit
BQKPMV	Besonders qualifizierte und koordinierte palliativmedizinische Versorgung
bspw.	beispielsweise
BT-Drs.	Bundestagsdrucksache
b. u.	bis unter
bzw.	beziehungsweise
CPM	Cumming's Prediction Measure
d. h.	das heißt
DB	Deckungsbeitrag
DGP	Deutsche Gesellschaft für Palliativmedizin
DMP	Disease-Management-Programm
DQ	Deckungsquote
ebd.	ebendort
EM	Erstmeldung
EMG	Erwerbsminderungsgruppe
EMR	Erwerbsminderungsrente
etc.	et cetera
f.	folgende
ff.	Fortfolgend
FL	Festlegung
FLE	Festlegungsentwurf
EW	Einwohner
gew.	Gewichtet(es)
GG	Grundgesetz
ggf.	gegebenenfalls
GKV	Gesetzliche Krankenversicherung
GKV-FKG	Gesetz für einen fairen Kassenwettbewerb in der gesetzlichen Krankenversicherung (Fairer-Kassenwettbewerb-Gesetz)
GKV-SV	GKV-Spitzenverband
GLA	gesamte Leistungsausgaben
GLB	Grundlagenbescheid
grds.	grundsätzlich
GV-ISys	Gemeindeverzeichnis-Informationssystem
HD	Hauptdiagnose
HLB	Hauptleistungsbereich
HMG	Hierarchisierte Morbiditätsgruppe
HPG	Gesetz zur Verbesserung der Hospiz- und Palliativversorgung in Deutschland (Hospiz- und Palliativgesetz)
ICD-10-GM	Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision, German Modification

---

i. d. R.	In der Regel
i. V. m.	In Verbindung mit
INKAR	Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung
IQA	Interquartilsabstand
JA	Jahresausgleich
KBV	Kassenärztliche Bundesvereinigung
KEG	Kostenerstattergruppe
KG	Krankengeld
KH	Krankenhaus
KJ 1	Jahresrechnung der GKV
KM	Korrekturmeldung
KMU	Kleine und mittlere Unternehmen
KV	Kassenärztliche Vereinigung
LA	Leistungsausgaben
LAoKG	Leistungsausgaben ohne Krankengeld
MAPE	Mean Absolute Prediction Error
MD	Medizinischer Dienst
Mio.	Millionen
o. g.	oben genannt
OnkoPMV	Palliativmedizinische Versorgung im Rahmen der bundesmantelvertraglichen oder einer regionalen Onkologie-Vereinbarung
P25	25. Perzentil
P75	75. Perzentil
PKD	Palliativmedizinischer Konsiliardienst
PP	Prozentpunkt(e)
R <sup>2</sup>	Bestimmtheitsmaß
rd.	rund
RDB	Regionaldatenbank
RGG	Regionale Risikogruppe
Rn.	Randnummer
RP	Risikopool
RSA	Risikostrukturausgleich
RSAV	Verordnung über das Verfahren zum Risikostrukturausgleich in der gesetzlichen Krankenversicherung (Risikostruktur-Ausgleichsverordnung)
SA	Satzart
SAPV	Spezialisierte ambulante Palliativversorgung
SGB II	Sozialgesetzbuch Zweites Buch – Bürgergeld, Grundsicherung für Arbeitsuchende
SGB III	Sozialgesetzbuch Drittes Buch – Arbeitsförderung
SGB IV	Sozialgesetzbuch Viertes Buch – Gemeinsame Vorschriften für die Sozialversicherung
SGB V	Sozialgesetzbuch Fünftes Buch – Gesetzliche Krankenversicherung
SGB XI	Sozialgesetzbuch Elftes Buch – Soziale Pflegeversicherung
SGB XII	Sozialgesetzbuch Zwölftes Buch – Sozialhilfe
sog.	sogenannte
standard.	standardisiert
u. a.	unter anderem
VarK	Variationskoeffizient
VG	Versichertengruppe
vgl.	vergleiche
VJ	Versichertenjahr
VRate	Veränderungsrate
VT	Versichertentag
WHO	World Health Organization (Weltgesundheitsorganisation)
WLS	weighted least squares
z. B.	Zum Beispiel
z. T.	Zum Teil

## Vorwort

Mit dem Fairer-Kassenwettbewerb-Gesetz (GKV-FKG) wurde die Regionalkomponente in den Risikostrukturausgleich (RSA) eingeführt und erstmals für das Ausgleichsjahr 2021 berechnet und durchgeführt. Ziel ist die Vermeidung bzw. Abschwächung regionaler Risikoselektionsanreize. Diese entstehen, wenn von den Krankenkassen unbeeinflussbare regionale Risikofaktoren Effekte auf das Ausgabenniveau haben und diese Effekte nicht oder nicht vollständig durch entsprechende Zahlungen aus dem RSA kompensiert werden können.

Gleichzeitig mit der Einführung der Regionalkomponente hat das Bundesministerium für Gesundheit (BMG) den Wissenschaftlichen Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs (Beirat) beauftragt, die Auswirkungen der Regionalkomponente auf den RSA zu evaluieren. Aus dem Untersuchungsauftrag des BMG hat der Beirat drei Forschungsfragen abgeleitet, die den Kern des Gutachtens bilden:

1. Wie hat sich die Einführung der Regionalkomponente im Risikostrukturausgleich ausgewirkt?
2. Inwieweit kann die Berücksichtigung der Regionalmerkmale auf Versichertenebene regionale Deckungsbeitragsunterschiede besser erklären und welche Merkmale, die bislang nur als regionale Aggregate vorliegen, empfiehlt der Beirat für weitere empirische Untersuchungen?
3. Existieren relevante indirekte Kosteneffekte von Angebotsvariablen, ergeben sich hieraus unerwünschte Anreizwirkungen und (wie) können diese ggf. neutralisiert werden?

Bei der Erstellung des Gutachtens wurde der Beirat ganz wesentlich von der Geschäftsstelle des Wissenschaftlichen Beirats beim Bundesamt für Soziale Sicherheit (BAS) unterstützt. Ohne den unermüdlichen und tatkräftigen Einsatz der Mitarbeitenden im Referat 316 des BAS wäre eine Evaluation in derartiger Fundierung nicht möglich gewesen. Der Beirat dankt ausdrücklich für den enormen Arbeitseinsatz und die besonders hohe Motivation, mit denen das vorliegende Gutachten erstellt wurde. Der Beirat dankt außerdem Doreen Biermann, Dennis Heinrich, Christian Oberthür, Pamela Oertmann und Simon Rass von der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) für die Beantwortung zahlreicher Fragen.

Gemäß den Gepflogenheiten zur guten wissenschaftlichen Praxis haben alle Beirätinnen und Beiräte eine Erklärung zu möglichen Interessenskonflikten in der Geschäftsstelle hinterlegt.

## Zusammenfassung

Erstmals im Ausgleichsjahr 2021 wurde das Versichertenklassifikationsmodell des Bundesamtes für Soziale Sicherung (BAS) infolge des Gesetzes für einen fairen Kassenwettbewerb in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV-FKG) um eine Regionalkomponente ergänzt. Dabei handelt es sich um die Erweiterung des Klassifikationsmodells um zusätzliche Regionale Risikogruppen (RGGs). Um die Auswirkungen der Regionalkomponente im Verfahren des Risikostrukturausgleichs zu überprüfen, wurde der Wissenschaftliche Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs (Beirat) vom Bundesministerium für Gesundheit (BMG) – ebenfalls im Rahmen des GKV-FKG – mit der Erstellung eines Gutachtens zu den Wirkungen der regionalen Merkmale im Risikostrukturausgleich (RSA) beauftragt. Aus dem Untersuchungsauftrag des BMG hat der Beirat drei Forschungsfragen abgeleitet, die Kern des vorliegenden Gutachtens sind. Zunächst untersucht der Beirat die Auswirkungen der Einführung der regionalen Variablen als Risikomerkmale im Risikostrukturausgleich sowie die Allokationswirkungen der neu eingeführten RGGs im Versichertenklassifikationsmodell (Forschungsfrage 1). In einem zweiten Schritt werden weitere Risikomerkmale benannt, die bei einer versichertenindividuellen Berücksichtigung im RSA zu einer Reduktion regionaler Deckungsbeitragsunterschiede beitragen könnten (Forschungsfrage 2). Diese Indikatoren werden vorgeschlagen, damit sie ggf. zum Zweck einer späteren empirischen Beurteilung von den Krankenkassen erhoben und an das BAS gemeldet werden könnten. Drittens wird die derzeitige Ausgestaltung der Regionalkomponente auf die Frage hin geprüft, ob relevante indirekte Kosteneffekte des regionalen Versorgungsangebots über die Regionalkomponente nach dem Willen des Gesetzgebers mit ausgeglichen werden, obwohl Angebotsvariablen im Regionalmodell explizit ausgeschlossen sind (Forschungsfrage 3).

Das Gutachten ist folgendermaßen aufgebaut: Zunächst erfolgt eine Darstellung des Untersuchungsauftrags (Abschnitt 1). Eine Beschreibung der für die Beantwortung der Forschungsfragen herangezogenen Bewertungskriterien erfolgt in Abschnitt 2. Die genutzten Datengrundlagen werden ausführlich in Abschnitt 3 beschrieben. In Abschnitt 4 folgt die empirische Untersuchung der (finanziellen) Auswirkungen, die sich aus der Einführung der Regionalkomponente im Jahresausgleich (JA) 2021 auf Ebene der Versicherten, bestimmter Versichertengruppen, der Krankenkassen und auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte ergeben haben (Forschungsfrage 1). An dieser Stelle wird auch die einmalige Begrenzung der finanziellen Auswirkungen der Regionalkomponente durch Hinzunahme der Bundeslandgruppen (BLGs) betrachtet. In Abschnitt 5 werden zunächst grundsätzliche Überlegungen zum Einbezug von bisher auf regionaler Ebene genutzten Merkmalen als Risikomerkmale auf Versichertenebene angestellt. Hieraus abgeleitet erfolgt die Empfehlung von Variablen, die nach Auffassung des Beirats mit hoher Wahrscheinlichkeit geeignet sind, bei einem Einbezug auf individueller Ebene auch regionale Deckungsbeitragsunterschiede teilweise mit ausgleichen zu können (Forschungsfrage 2). In Abschnitt 6 schließlich wird auf das Vorliegen indirekter Effekte von Angebotsvariablen eingegangen und es werden mögliche Implikationen für den RSA diskutiert (Forschungsfrage 3). Das vorliegende Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats kommt zu folgenden wesentlichen Ergebnissen:

### Forschungsfrage 1

1. Die Auswirkungen der Einführung der Regionalkomponente in den Risikostrukturausgleich bestätigen die Vorhersagen des Gutachtens zu den regionalen Verteilungswirkungen des Risikostrukturausgleichs aus dem Jahr 2018. Die Einführung der Regionalkomponente verbessert die Güte der

Ausgabenschätzung auf individueller Ebene nur geringfügig. Auch für die versichertengruppenbezogenen Deckungsbeiträge und Deckungsquoten ergeben sich keine nennenswerten Veränderungen. Der Beirat stellt fest, dass die Einführung der Regionalkomponente in dieser Hinsicht zu keinen Verzerrungen geführt hat und auf dieser Ebene ggf. vormals bestehende Risikoselektionsanreize im Wesentlichen konstant bleiben.

2. Die Regionalkomponente zeigt hinsichtlich der Reduktion regionaler Über- und Unterdeckungen deutliche Auswirkungen. Der RSA hat zwar auch ohne Regionalkomponente schon eine große Erklärungskraft hinsichtlich der regionalen Ausgabenvariation (zwischen 55 % und 60 %). Mit Hinzunahme der RGGs steigt der Anteil der durch das Ausgleichsverfahren erklärten regionalen Unterschiede um weitere 10 bis 15 Prozentpunkte an. Sofern vor Einführung der Regionalkomponente für Krankenkassen entsprechende Fehldeckungen einen Anreiz zur regionalen Risikoselektion dargestellt haben, so kommt der Beirat im vorliegenden Gutachten zu dem Ergebnis, dass dieser Anreiz durch die Einführung des Regionalausgleichs weiter deutlich verringert wurde.
3. Auf Ebene der Krankenkassen bewirkt die Einführung der Regionalkomponente eine merkliche Annäherung der mittleren Fehldeckungen (Krankenkassen-MAPE). Das ungewichtete absolute Kassen-MAPE sinkt um 19 %, das gewichtete um 27 %. Vorhandene Über- und Unterdeckungen der Krankenkassen werden durch die Regionalkomponente deutlich reduziert.
4. Der Regionalausgleich ist aus Sicht des Beirats daher prinzipiell geeignet die regionalen Wettbewerbsbedingungen für die Krankenkassen anzugleichen. Allerdings kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Regionalkomponente insgesamt einen Abbau regionaler bzw. krankenkassenbezogener Über- und Unterdeckungen bewirkt, die z. B. aufgrund von (in)effizientem Handeln der Krankenkassen entstehen und deren Ausgleich durch den RSA nicht geboten ist. Die nach Einführung der RGGs verbliebenen regionalen und kassenspezifischen Über- und Unterdeckungen sollten zudem nicht als Anzeichen einer Dysfunktionalität des Ausgleichs interpretiert werden. Unterschiede im Grad der Ausgabendeckung der einzelnen Krankenkassen (bzw. innerhalb einzelner Regionen) sind aus Sicht des Beirats hinzunehmen, sofern es sich dabei um Effekte handelt, die durch die Krankenkassen selbst – etwa durch gezielte Steuerung der Behandlungspfade ihrer Versicherten oder die Nutzung selektivvertraglicher Instrumente –aktiv zu beeinflussen sind. Insofern kann eine vollständige regionale Ausgabendeckung jeder Krankenkasse durch Einführung der RGGs nach Ansicht des Beirats nicht das erklärte Ziel der Regionalkomponente sein.
5. Die Datenbeschaffung sowie die Aufbereitung und Plausibilisierung der Daten binden bei der jährlichen Überprüfung der Regionalkomponente Personalressourcen beim BAS, die im Gegenzug für die Weiterentwicklung der Morbiditätskomponente des RSA entfallen. Mit Blick auf die (überwiegend) hohe Stabilität der regionalstatistischen Merkmale im Zeitverlauf sollte aus Sicht des Beirats eine Verlängerung der Abstände, in denen die regelmäßige RGG-Variablenselektion vorgenommen wird, erwogen werden. So könnte eine Empfehlung geeigneter regionalstatistischer Indikatoren zunächst im Abstand von zwei Jahren erfolgen und längerfristig ggf. auch in größeren Abständen (bspw. im Rahmen der regelmäßigen Evaluation des RSA nach § 266 Absatz 10 SGB V) umgesetzt werden.
6. Der Beirat stellt fest, dass die Ergänzung durch BLGs zur einmaligen Begrenzung der finanziellen Auswirkungen im Jahresausgleich 2021, wie vom Gesetzgeber intendiert, den Umverteilungswirkungen der über die RGGs realisierten Regionalkomponente abgeschwächt hat. Die regionalen Kennzahlen auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte verschlechtern sich erwartungsgemäß

im Vergleich zu einem Modell ohne BLGs. Da die BLGs auf Ebene der Bundesländer und nicht wie die RGGs auf Ebene der Kreise ansetzen, bewirken diese zwar eine Kompensation von 25 % der Wirkung der Regionalkomponente auf Länderebene, nicht aber auf Ebene der einzelnen Kreise. Hinsichtlich der Zielgenauigkeit des RSA auf Ebene der Krankenkassen und auf Ebene der einzelnen Versicherten bzw. Versichertengruppen bewirken die BLGs nur geringe und uneinheitliche Veränderungen. Mit Blick auf die begrenzten und uneinheitlichen Umverteilungseffekte ist das Verhältnis von Aufwand und Nutzen der Regelung im Nachhinein kritisch zu hinterfragen.

## Forschungsfrage 2

1. Das Grundprinzip des RSA basiert auf einer versichertenbezogenen Betrachtung und mithin auf einem Ausgleich versichertenbezogener Ausgabenrisiken. Je besser die Individualrisiken aller Versicherten innerhalb einzelner Regionen vorhergesagt werden können, desto besser wird auch das Gesamtrisiko der Individuen in den Regionen geschätzt. Individuelle Merkmale, die einen Einfluss auf die Höhe der Leistungsausgaben haben, sollten daher auch auf individueller Ebene in den RSA einbezogen werden. Faktoren der sozialen und materiellen Umwelt, die außerhalb des einzelnen Individuums liegen, die aber einen Einfluss auf die Leistungsausgaben der Versichertenpopulation innerhalb einer Region haben und deren Ausgleich normativ geboten ist, sollten demgegenüber im Rahmen einer Regionalkomponente einbezogen werden.
2. In den RSA einzubeziehende Merkmale sollten grundsätzlich eine inhaltliche Erklärungskraft hinsichtlich der Höhe der Leistungsausgaben aufweisen. Dies sollte unabhängig davon so sein, ob sie auf der Individual- oder Regionalebene des Verfahrens berücksichtigt werden sollen. Sie sollten weiterhin verfügbar, valide, reliabel, anreizkonform, manipulationsresistent sowie prüfbar sein und für die Krankenkassen exogene, d. h. nicht direkt beeinflussbare Größen darstellen. Ihre Erhebung und Übermittlung durch die Krankenkassen sowie ihre Verarbeitung durch das BAS müssen den Bestimmungen des Datenschutzes entsprechen. Der mit der Erhebung, Übermittlung, Verarbeitung und Prüfung der entsprechenden Daten einhergehende administrative Aufwand muss zudem in einem angemessenen Verhältnis zu der durch sie erreichbaren Verbesserung des RSA-Verfahrens stehen.
3. Die unterschiedlichen empirischen Auswirkungen des Einbezugs eines Risikomerkmals auf individueller Ebene gegenüber dem Einbezug eines Merkmals auf regionaler Ebene werden in diesem Gutachten an einem Beispiel aufgezeigt. Hierfür werden versichertenbezogenen Informationen über den Bezug einer Erwerbsminderungsrente herangezogen. Diese Daten werden zwar gegenwärtig nicht mehr im RSA verwendet, aber nach wie vor zum Zweck der Weiterentwicklung des Verfahrens an das BAS übermittelt. Es wurden zwei unterschiedliche Modelle berechnet und verglichen:
  - a. In dem Modell mit individueller Berücksichtigung des Erwerbsminderungsstatus wird eine neue Dummy-Variable in die Regression aufgenommen, die den Wert „1“ annimmt, wenn ein Versicherter eine Erwerbsminderungsrente bezogen hat, und ansonsten den Wert „0“ annimmt.
  - b. Das Modell, das den Erwerbsminderungsstatus auf der regionalen Ebene berücksichtigt, verwendet die regionalen Anteile der Zahl der Erwerbsminderungsrentner an der Zahl der Versicherten im entsprechenden Alter in Form von zehn zusätzlichen RGGs im Modell.

Beim Vergleich dieser beiden Modellerweiterungen zeigt sich, dass der Einbezug der Variablen auf individueller Ebene wie erwartet zu einer deutlichen Verbesserung der Modellgüte auf individueller

Ebene führt. Darüber hinaus aber ebenfalls zu einer geringeren Verbesserung hinsichtlich der Krankenkassenbezogenen und der regionalen Kennzeichen. Das Modell, das die Informationen auf regionaler Ebene einbezieht, führt wie erwartet zu fast keiner Veränderung der Gütemaße auf individueller Ebene, zu einer geringen Verbesserung auf Ebene der Krankenkassen, allerdings zu einer stärkeren Verbesserung der regionalen Ausgabendeckung. Hinsichtlich der Zielgenauigkeit auf Ebene der Versichertengruppen zeigen sich nur sehr geringfügige Unterschiede zwischen den beiden Modellen (erwartungsgemäß mit Ausnahme der Gruppe der Erwerbsminderungsrentner). Hinsichtlich dieser empirischen Ergebnisse ist zu betonen, dass die hier lediglich exemplarisch untersuchten Wirkungen des unterschiedlichen Einbezugs eines Merkmals nur generelle Wirk Tendenzen aufzeigen können, sich aber nicht ohne Weiteres in gleicher Form auf andere Merkmale übertragen lassen.

4. Der Beirat hat den Auftrag erhalten zu untersuchen, welche der „als Regionalmerkmal angedachten Faktoren“ auf versichertenindividueller Ebene in den RSA einbezogen werden könnten, um regionale Deckungsbeitragsunterschiede gegenüber dem Status quo besser zu erklären. Hierzu hat der Beirat eine Vielzahl möglicher Merkmale überprüft und bewertet. Bei den geprüften Variablen handelt es sich zunächst um die bereits im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des Risikostrukturausgleichs identifizierten Determinanten regionaler Ausgabenunterschiede. Zudem wurden weitere Merkmale, die im Rahmen einer systematischen Literaturrecherche identifiziert wurden sowie Variablen, die im Verlauf der internen Beratungen des Beirats diskutiert wurden, bei der Bewertung berücksichtigt.

Der Beirat kommt zu dem Ergebnis, dass versichertenbezogene Informationen zur Arbeitslosigkeit, zu Altersarmut (Empfang von Grundsicherung im Alter von 65 Jahren und älter nach dem 4. Kapitel des SGB XII), zum Versichertenstatus, zur Zuzahlungsbefreiung nach § 62 SGB V, zur Krankenhausverweildauer eines Versicherten im Vorjahr sowie zum höchsten Bildungsabschluss geeignet sein können, bei einem Einbezug in den RSA auf Individualebene nicht nur die versichertenindividuelle Vorhersagegüte des Klassifikationsmodells, sondern auch die Zuweisungsgenauigkeit auf regionaler Ebene weiter zu steigern. Ob entsprechende Verbesserungen im Modell tatsächlich eintreten, kann aber erst nach entsprechender empirischer Überprüfung beurteilt werden, was nicht Teil des Auftrags zu diesem Gutachten war.

### Forschungsfrage 3

1. Eine der Determinanten der regional variierenden Leistungsausgaben der Gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) stellt die jeweilige Dichte des medizinischen Angebots dar. Die Frage, ob bzw. bis zu welchem Grad die durch das Angebot beeinflussten Ausgaben- und Deckungsunterschiede im RSA ausgeglichen werden sollten, ist umstritten. Solange aus der unterschiedlichen Versorgungsdichte in den Regionen den Krankenkassen finanzielle Vor- bzw. Nachteile erwachsen und sofern die regionale medizinische Infrastruktur für die Krankenkassen einen nicht beeinflussbaren Faktor darstellt, sollten die Ausgabeneffekte der Angebotsstruktur im RSA zumindest partiell ausgeglichen werden. Allerdings haben die Krankenkassen in gewissem Umfang Einfluss auf das regionale medizinische Angebot – etwa im Rahmen ihrer Beteiligung in den Zulassungsausschüssen bzw. der Bedarfsplanung, über die Ausgestaltung selektivvertraglicher Versorgungsformen oder über (regional-)politische Impulse. Je mehr dieser Einfluss wächst, desto weniger sollten Angebotsstruktureffekte im RSA ausgeglichen werden.

2. Vor der Einführung der Regionalkomponente hat der Gesetzgeber vor diesem Hintergrund entschieden, dass angebotsbezogene Merkmale nicht direkt in das Ausgleichsverfahren einbezogen werden dürfen. Hierdurch sollen Fehlanreize vermieden werden, die etwa durch den Ausgleich von Mehrausgaben entstehen, welche auf eine regionale Überversorgung zurückzuführen sind. Zum Zeitpunkt der Einführung der Regionalkomponente wurde die Sorge geäußert, dass es trotz des Ausschlusses der Angebotsvariablen zu einer indirekten finanziellen Benachteiligung von Krankenkassen mit vielen Versicherten in Regionen mit besonders effizienten Versorgungsstrukturen kommen könne, sofern die im Regionalmodell enthaltenen (nicht-angebotsseitigen) Variablen mit den ausgeschlossenen Angebotsvariablen korrelieren. Effizienzbedingte Ausgabenvorteile würden dann durch die Regionalkomponente abgebaut. Aus diesem Grund wurde der Beirat beauftragt systematisch zu prüfen, ob indirekte Effekte von Angebotsvariablen in der Regionalkomponente in einem relevanten Umfang vorliegen und gegebenenfalls ein Verfahren zur Neutralisierung dieser indirekten Effekte zu entwickeln bzw. zu prüfen.
3. In diese Untersuchung sollen Daten zur ambulanten Palliativversorgung einbezogen werden. Der Beirat hat die gegenwärtig verfügbaren Daten zur ambulanten Palliativversorgung geprüft. Er ist zu dem Schluss gekommen, dass sie für die Beantwortung der vorliegenden Fragestellung unzureichend sind und hat daher von ihrer Verwendung abgesehen. Gleichwohl lassen sich die indirekten Kosteneffekte der Angebotsvariablen in der Regionalkomponente exemplarisch anhand anderer angebotsseitiger regionalstatistischer Merkmale abbilden. Hierfür werden auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte Informationen zu Hausarztichte, Facharztichte, Krankenhausbettenichte, zur Anzahl der verfügbaren Pflegeheimplätze und zur Anzahl der Arztgruppen mit einem Versorgungsgrad von mehr als 140 % herangezogen.
4. Auf Grundlage der hierauf aufbauenden Auswertungen bestätigt sich zunächst, dass die Höhe der Leistungsausgaben der Versicherten zumindest mit einigen der betrachteten Angebotsmerkmale einen statistischen Zusammenhang aufweist. Es zeigt sich zudem, dass bereits der RSA ohne Regionalkomponente einen Teil dieser mit dem regionalen medizinischen Angebot korrelierenden Ausgabenunterschiede ausgleicht.
5. Durch die seit dem Ausgleichsjahr 2021 im RSA-Verfahren enthaltene Regionalkomponente wird trotz des Ausschlusses angebotsseitiger Ausgleichsmerkmale zusätzlich ein nicht unerheblicher Anteil der angebotsbezogenen Deckungsunterschiede (indirekt) ausgeglichen. Mit Blick auf die beobachteten Verteilungswirkungen können hierbei durchaus indirekte Effekte in relevantem Umfang festgestellt werden. Die beobachteten indirekten Effekte sind nach Einschätzung des Beirats aufgrund hoher Korrelationen zwischen den ausgeschlossenen angebotsseitigen und den in das Modell einbezogenen nicht-angebotsseitigen Regionalmerkmalen im Rahmen der gegenwärtigen Modellausgestaltung unvermeidbar.
6. Soll der Ausgleich der mit dem regionalen Angebot korrelierenden Ausgaben innerhalb der bestehenden Regionalkomponente reduziert werden, kommt grundsätzlich eine Neutralisierung der Angebotsvariablen in Betracht. Hierzu hat der Beirat exemplarisch eine Modellvariante geprüft, in der insgesamt 50 angebotsbezogene RGGs zusätzlich in das Regressionsmodell aufgenommen werden. Die sich ergebenden Regressionskoeffizienten werden vor der Berechnung der endgültigen Zuweisungen durch den Ansatz ihres gemeinsamen Mittelwertes neutralisiert. Die Regionalkomponente gleicht auch bei Neutralisierung der Angebotsvariablen weiterhin etwa 70 % bis 74 % der regionalen Ausgabenunterschiede aus. Deckungsbeitragsunterschiede, die mit dem regionalen medizinischen



Angebot korrelieren, werden bei Neutralisierung der Angebotsvariablen im Vergleich zum Modell des Jahresausgleichs 2021 hingegen wieder deutlich erhöht, d. h. die mit dem medizinischen Angebot einhergehenden Unterschiede werden weniger stark ausgeglichen als im Status quo. Der geprüfte Neutralisierungsansatz ist aus Sicht des Beirats daher geeignet, den indirekten Ausgleich der mit dem regionalen medizinischen Angebot korrelierenden Ausgabenunterschiede zu mindern, soweit dies als notwendig erachtet wird.

# 1 Untersuchungsauftrag und Aufbau des Gutachtens

Mit der Einfügung des § 266 Absatz 10 Satz 2, 2. Halbsatz SGB V im Rahmen des Fairer-Kassenwettbewerb-Gesetzes (GKV-FKG) erhielt der Wissenschaftliche Beirat zur Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs den Auftrag, „die Wirkungen der regionalen Merkmale als Risikomerkmale im Risikostrukturausgleich zu untersuchen“. Eine erste Konkretisierung des Untersuchungsauftrags erfolgt in der Begründung zur Beschlussfassung des 14. Gesundheitsausschusses zum GKV-FKG. Hierin wird dargelegt, dass die gesonderte Evaluation im Jahr 2023 zu erfolgen hat und darin die Wirkungen der erstmaligen Umsetzung der Regionalkomponente im Ausgleichsjahr (AJ) 2021 zu untersuchen sind (vgl. *BT-Drs. 19/17155*, S. 132). Dementsprechend ist das erste Ziel des vorliegenden Gutachtens, die Allokationswirkungen der neu eingeführten Regionalen Risikogruppen (RGGs) im Versichertenklassifikationsmodell zu beschreiben und zu bewerten. Bei der Untersuchung wird auch auf die Effekte der „Sonderregelung“ nach § 266 Absatz 12 SGB V, mit deren Hilfe die finanziellen Auswirkungen der Regionalkomponente auf Ebene der Wohnbundesländer der Versicherten einmalig auf 75 % beschränkt wurden, eingegangen.

Aus der oben bereits genannten Beschlussfassung des Gesundheitsausschusses ergibt sich ein weiterer Untersuchungsauftrag. Vor dem Hintergrund der Frage „inwieweit eine Berücksichtigung der (...) Regionalmerkmal(e) (...) auf Versichertenebene – d. h. abhängig vom Vorliegen der Faktoren als Eigenschaft der Versicherten – regionale Deckungsbeitragsunterschiede besser erklären würde“ (*BT-Drs. 19/17155*, S. 132 f.), soll der Beirat im vorliegenden Gutachten geeignete Indikatoren benennen, die für die Beurteilung von den Krankenkassen auf Versichertenebene erhoben werden sollten.

Neben den beiden voranstehend beschriebenen gesetzlichen Untersuchungsaufträgen ergibt sich ein weiterer Auftrag durch ein ergänzendes Schreiben des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG) an den Beirat vom 05. Mai 2021. Es soll geprüft werden, ob sich aus der Regionalkomponente in ihrer derzeitigen Ausgestaltung sog. „indirekte Kosteneffekte“ von Angebotsvariablen in einem „relevanten Umfang“ ergeben. Gemeint ist die Frage, ob (bzw. in welchem Umfang) Ausgabeneffekte des regionalen Versorgungsangebots über die Regionalkomponente mit ausgeglichen werden, obwohl diese Angebotsvariablen im Regionalmodell nicht explizit (also direkt) ausgeglichen werden dürfen. Bei der Untersuchung solcher Effekte sollen u. a. Daten der ambulanten Palliativversorgung mit einbezogen werden. Sofern sich indirekte Kosteneffekte in einem relevanten Umfang feststellen lassen, soll der Beirat Verfahren zur Neutralisierung dieser Effekte entwickeln und prüfen.

Zusammenfassend lassen sich aus den Untersuchungsaufträgen drei Forschungsfragen ableiten, die im Verlauf des vorliegenden Gutachtens beantwortet werden sollen:

Wie hat sich die Einführung der Regionalkomponente im Risikostrukturausgleich ausgewirkt?

Inwieweit kann die Berücksichtigung der Regionalmerkmale auf Versichertenebene regionale Deckungsbeitragsunterschiede besser erklären und welche Merkmale, die bislang nur als regionale Aggregate vorliegen, empfiehlt der Beirat für weitere empirische Untersuchungen?

Existieren relevante indirekte Kosteneffekte von Angebotsvariablen, ergeben sich hieraus unerwünschte Anreizwirkungen und (wie) können diese ggf. neutralisiert werden?

Der Aufbau des Gutachtens orientiert sich an der Bearbeitung der drei Forschungsfragen. Zunächst erfolgt in Abschnitt 2 eine Beschreibung der für die Beantwortung der Forschungsfragen relevanten Bewertungskriterien. Die in diesem Gutachten genutzten Datengrundlagen werden ausführlich in Abschnitt 3 beschrieben. In Abschnitt 4 folgt die empirische Untersuchung der (finanziellen) Auswirkungen,

die sich aus der Einführung der Regionalkomponente im Jahresausgleich (JA) 2021 auf Ebene der Versicherten, bestimmter Versichertengruppen, der Krankenkassen und auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte ergeben haben (Forschungsfrage 1). In Abschnitt 5 werden zunächst grundsätzliche Überlegungen zum Einbezug von bisher auf regionaler Ebene genutzten Merkmalen als Risikomerkmale auf Versichertenebene angestellt. Hieraus abgeleitet erfolgt die Empfehlung von Variablen, die nach Auffassung des Beirats für die Beurteilung der zu Grunde liegenden Frage sinnvoll erscheinen (Forschungsfrage 2). In Abschnitt 6 wird schließlich auf das Vorliegen indirekter Effekte von Angebotsvariablen eingegangen und es werden mögliche Implikationen für den RSA diskutiert (Forschungsfrage 3).

## 2 Bewertungskriterien

In diesem Abschnitt werden die Bewertungskriterien vorgestellt, die zu der Beurteilung der einzelnen Modelle herangezogen werden. Dabei ist zwischen statistischen Bewertungskriterien (vgl. Abschnitt 2.1), die etwas über die statistische Güte und Performance der Modelle aussagen, und weiteren Bewertungskriterien (vgl. Abschnitt 2.2), die hinsichtlich der tatsächlichen Umsetzung ebenfalls zu beachten sind, zu unterscheiden.

### 2.1 Statistische Bewertungskriterien

In der vorliegenden Untersuchung werden weitestgehend die im Rahmen des Sondergutachtens „zu den Wirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs“ etablierten Kennzahlen auf Individual-, Kassen- und regionaler Ebene und auf Ebene von Versichertengruppen zur Bewertung der untersuchten Modelle verwendet (vgl. Drösler et al. 2017). Die verwendeten Kennzahlen werden im Folgenden genauer definiert und diskutiert.

#### 2.1.1 Vorbemerkung

##### 2.1.1.1 Leistungsausgaben und Zuweisungen

Voraussetzung für die Bildung von Kennzahlen ist i. d. R. eine Gegenüberstellung der tatsächlich im Berichtsjahr (BJ) 2021 beobachteten Ausgaben ( $LA_i$ ) mit den Zuweisungen, die aus dem jeweils untersuchten Modell auf dem Untersuchungsdatensatz resultieren ( $\widehat{LA}_i$ ). Die Zuweisungen im RSA für die einzelnen Versicherten ergeben sich durch das verwendete Versichertenklassifikationsmodell und eine gewichtete Kleinste-Quadrate-Regression (Weighted Least Squares [WLS]-Regression). In Summe entsprechen die geschätzten Leistungsausgaben den tatsächlichen Leistungsausgaben (Summentreue). Die Schätzung der Leistungsausgaben erfolgt unter Ausschluss der Leistungsausgaben für Krankengeld, welche in einem separaten Verfahren zugewiesen werden, sodass es sich bei den hier jeweils bewerteten Ausgaben um die sog. LAoKG, die Leistungsausgaben ohne Krankengeld, handelt. Im Rahmen dieser Untersuchung bleiben die Leistungsausgaben für das Krankengeld gänzlich unberücksichtigt.

Die Berechnung wird auf dem Regressionsdatensatz (vgl. Abschnitt 3) durchgeführt. Die geschätzten Leistungsausgaben werden zur Berechnung der Gütemaße auf Individualebene den von den Krankenkassen gemeldeten, versichertenindividuellen berücksichtigungsfähigen Leistungsausgaben ( $LA_i$ ), gegenübergestellt. Bei den Kennzahlen auf Individualebene wird immer die Zielgenauigkeit des gesamten Klassifikationssystems bewertet. Das heißt, es wird stets die Gesamtsumme der ermittelten Zuweisungen (einschl. etwaiger Risikopoolausgleichsbeträge) den gesamten Leistungsausgaben im Regressionsdatensatz gegenübergestellt.

Vor Ermittlung der Kennzahlen werden die Zuweisungen aus der Regressionsrechnung für Modelle mit Risikopool bei den vom Risikopool betroffenen Versicherten um den Ausgleichsbetrag aus dem Risikopool ergänzt. Dabei gilt, dass sich die gesamte Summe der Leistungsausgaben eines Versicherten  $i$  ( $GLA_i$ ) zerlegen lässt in die Leistungsausgaben ohne Krankengeld, welche in die WLS-Regression zur Ermittlung der Regressionskoeffizienten für die Risikomerkmale eingehen ( $LA_i$ ), und den Betrag, der über den Risikopool ausgeglichen wird ( $RP_i$ ):

$$GLA_i = LA_i + RP_i \quad (2.1.1)$$

Für die Gesamtzuweisung des Versicherten  $i$  gilt dann:

$$\widehat{GLA}_i = \widehat{LA}_i + RP_i, \quad (2.1.2)$$

mit:

$\widehat{GLA}_i$	Gesamtzuweisung für Individuum i,
$\widehat{LA}_i$	durch das WLS-Regressionsmodell prognostizierte Leistungsausgaben für Individuum i,
$RP_i$	Ausgleichsbetrag für Individuum i aus dem Risikopool.

Die Risikopoolausgleichsbeträge werden bei der Berechnung aller in den kommenden Abschnitten erläuterten Kennzahlen in den Modellen mit Risikopool gemeinsam mit den Zuweisungen für standardisierte Leistungsausgaben (aus der Regressionsrechnung) berücksichtigt. In den Modellen ohne Risikopool gilt, dass  $RP_i = 0$ .

### 2.1.1.2 Kennzahlen im Kontext des Risikopools

Die zur Bestimmung der Prädiktionsgüte des verwendeten Klassifikationsmodells und Regressionsverfahrens genutzten Kennzahlen sind nach Einbezug des Risikopools keine rein auf die Regressionsgüte bezogenen Kennzahlen mehr. Stattdessen messen sie auch die durch eine Ist-Kosten-Ausgleichskomponente ergänzte Zuweisungsberechnung. Somit ist bspw.  $R^2$  nicht mehr das reine Bestimmtheitsmaß der Regression, sondern ein sog. „Pseudo- $R^2$ “, welches in der Literatur auch als „Payment System Fit“ bezeichnet wird (vgl. Geruso & McGuire 2016). Auf eine gesonderte Kennzeichnung als „Pseudo- $R^2$ “ wird im weiteren Verlauf des Gutachtens verzichtet.

## 2.1.2 Kennzahlen auf Individualebene

Auf Ebene der Versicherten werden über den Vergleich der versichertenindividuellen Leistungsausgaben und Zuweisungen die im Folgenden vorgestellten Kennzahlen ermittelt.

### 2.1.2.1 $R^2$ (Bestimmtheitsmaß)

Das gebräuchlichste Gütemaß zur Bewertung der Genauigkeit einer Regression ist das statistische Bestimmtheitsmaß  $R^2$ . Es wird hier definiert als:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N (GLA_i - \widehat{GLA}_i)^2}{\sum_{i=1}^N (GLA_i - \overline{GLA})^2} \quad (2.1.3)$$

mit:

$GLA_i$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben von Individuum i,
$\widehat{GLA}_i$	durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierte Gesamtleistungsausgaben für Individuum i,
$\overline{GLA}$	durchschnittliche Gesamtleistungsausgaben über alle Versicherten,
$i = 1, \dots, N$	Anzahl N der Versicherten i.

Das  $R^2$  gibt an, wie hoch der Anteil der Varianz der Leistungsausgaben ist, der durch das verwendete Modell erklärt wird. Der Wertebereich des  $R^2$  liegt in der Regel zwischen 0 % (das Modell liefert überhaupt keinen Erklärungsbeitrag zur Varianz der Leistungsausgaben) und 100 % (das Modell erklärt die Varianz der Leistungsausgaben vollständig). Je höher das Bestimmtheitsmaß ist, desto höher ist die Anpassungsgüte bzw. die Erklärungs- oder Prognosekraft des Regressionsmodells. Eine vollständige Erklärung der Ausgabenvarianz ist insbesondere in prospektiven Modellen praktisch unmöglich. Zum einen unterliegen Krankheitsverläufe und Leistungsausgaben Zufallsprozessen, die sich einer systematischen Erfassung entziehen. Zum anderen wird der Erklärungsgehalt des prospektiven Modells dadurch eingeschränkt, dass die Ausgaben des Ausgleichsjahres durch neu auftretende Ereignisse (z. B. Verletzungen durch Unfälle) beeinflusst werden, die nicht in den Informationen aus dem Vorjahr enthalten sind.

In methodischer Hinsicht ist das  $R^2$  mit zwei Problemen behaftet: Zum einen erhöht jede zusätzliche im Modell verwendete Variable das  $R^2$  und zwar unabhängig davon, ob sie einen statistisch signifikanten Beitrag zur Erklärung des Modells leistet. Zum anderen reagiert das Bestimmtheitsmaß 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  $R^2$  (adj.  $R^2$ ) berechnet sich wie folgt:

$$\text{adj. } R^2 = R^2 - (1 - R^2) \frac{P}{N - P - 1} \quad (2.1.4)$$

mit:

P	Anzahl der erklärenden Parameter,
N	Anzahl der Versicherten.

Bei der Berechnung des adjustierten  $R^2$  wird der Strafterm  $(1 - R^2) \frac{P}{N - P - 1}$  abgezogen. So wird das Anwachsen des Bestimmtheitsmaßes mit der Zahl der erklärenden Variablen (P) abgemildert. 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. Bei dieser Untersuchung werden wie in Abschnitt 3.1.1 erläutert, die Berechnungen mit rund 75 Mio. Versicherten vorgenommen, während die Zahl der verwendeten Variablen im Klassifikationsmodell des Ausgleichsjahres 2021 mit Regionalvariablen bei 623 liegt, davon sind 495 hierarchisierte Morbiditätsgruppen (HMGs). Der resultierende Strafterm wird daher im Wesentlichen durch die Anzahl der Versicherten determiniert und ist im Regelfall für alle betrachteten Variablenzahlen vernachlässigbar klein. Daher ist im Rahmen der Betrachtungsgenauigkeit das adjustierte  $R^2$  i. d. R. identisch mit dem nicht-adjustierten  $R^2$  (vgl. Tabelle 4.1 aus Drösler et al. 2017, S. 69).

Problematischer ist im vorliegenden Kontext die hohe Sensitivität des  $R^2$ -Wertes bezogen auf statistische Ausreißer. Durch das im Rahmen der Berechnung erfolgte Quadrieren der Über- oder Unterdeckung der Versicherten werden große versichertenindividuelle Fehldeckungen stärker gewichtet als geringe Fehldeckungen. Im Extremfall kann dies dazu führen, dass ein Modell, das für eine kleine Gruppe von Ausreißern eine hohe Zielgenauigkeit, aber für alle anderen Versicherten eine geringe Zielgenauigkeit aufweist, einen höheren  $R^2$ -Wert aufweist als ein Modell, das bezogen auf die überwiegende Zahl der Beobachtungen eine bessere Prognose liefert, aber die wenigen Ausreißer schlechter abbildet (vgl. Schäfer

2011, S. 7 ff.). Diese Sensitivität zeigt sich besonders im starken Anstieg des  $R^2$  nach Einführung des Risikopools, durch welchen für die stärksten Ausreißer ein partieller Ist-Ausgabenausgleich eingeführt worden ist.

### 2.1.2.2 MAPE (Mean Absolute Prediction Error)

Als Alternative zum stark ausreißersensitiven  $R^2$  hat sich im Rahmen des Risikostrukturausgleichs in Deutschland seit dem Gutachten von Schäfer (vgl. Schäfer 2011) in der Bewertung zusätzlich etabliert, die Abweichungen von geschätzten und tatsächlichen Leistungsausgaben nicht zu quadrieren, sondern den Absolutwert dieser Abweichung als Prognosefehler zu verwenden. Das entsprechende Gütemaß wird auch als mittlerer absoluter Prognosefehler (Mean Absolut Prediction Error, MAPE) bezeichnet und lässt sich anhand der folgenden Formel berechnen:

$$\text{MAPE} = \frac{\sum_{i=1}^N |\text{GLA}_i - \widehat{\text{GLA}}_i|}{N} \quad (2.1.5)$$

mit:

$\text{GLA}_i$  tatsächliche Gesamtleistungsausgaben von Individuum  $i$ ,

$\widehat{\text{GLA}}_i$  durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierte Gesamtleistungsausgaben für Individuum  $i$ ,

$i = 1, \dots, N$  Anzahl  $N$  der Versicherten  $i$ .

Je niedriger das MAPE, desto höher ist die Anpassungsgüte bzw. die Erklärungskraft im Regressionsmodell. 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 (vgl. Schäfer 2011).

Allerdings bietet das MAPE den Vorteil, dass es bei einem Modell, welches für eine kleine Gruppe von Ausreißern eine hohe Zielgenauigkeit auf Kosten einer geringeren Zielgenauigkeit für alle anderen erreicht, nur dann eine Verbesserung ausweist, wenn die absolute Summe der Verbesserungen die absolute Summe der Verschlechterungen überwiegt. In diesem Fall weisen sowohl  $R^2$  als auch MAPE eine Verbesserung der Modellgüte aus.

Das MAPE kann sich auch verbessern, wenn einzelne Kostenausreißer in einem Modell schlechter getroffen werden. Dies ist der Fall, wenn die absolute Summe der Verbesserung für eine Mehrheit der Betroffenen die absolute Verschlechterung für die Kostenausreißer übertrifft. In einem solchen Fall zeigt sich eine unterschiedliche Entwicklung zwischen  $R^2$  und MAPE. In diesem Fall weist der eine Indikator eine Verbesserung, der andere eine Verschlechterung aus.

### 2.1.2.3 CPM (Cumming's Prediction Measure)

Das Cumming's Prediction Measure (CPM) vermeidet ebenfalls die Anfälligkeit des  $R^2$  für Ausreißer und verwendet ebenso wie das MAPE anstatt der quadrierten Abweichungen die absoluten Abweichungen der Schätzer von den tatsächlichen Ausgabenwerten. Der Zähler der Formel zur Berechnung des CPM ist identisch mit dem Zähler des MAPE. Der Nenner standardisiert das MAPE auf das Niveau der Leistungsausgaben, indem es die Abweichungen der einzelnen tatsächlichen Leistungsausgaben vom Mittelwert

der Leistungsausgaben aufsummiert. Damit ist es über unterschiedliche Datengrundlagen hinweg vergleichbar. Die Berechnungsformel für das CPM lautet wie folgt:

$$\text{CPM} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N |\text{GLA}_i - \widehat{\text{GLA}}_i|}{\sum_{i=1}^N |\text{GLA}_i - \overline{\text{GLA}}|} \quad (2.1.6)$$

mit:

$\text{GLA}_i$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ ,
$\widehat{\text{GLA}}_i$	durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierte Gesamtleistungsausgaben für Individuum $i$ ,
$\overline{\text{GLA}}$	durchschnittliche Gesamtleistungsausgaben über alle Versicherten,
$i = 1, \dots, N$	Anzahl $N$ der Versicherten $i$ .

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. Auch hier gilt analog zum  $R^2$ : Je höher das CPM ist, desto höher ist die Anpassungsgüte bzw. die Erklärungskraft im Regressionsmodell.

Extreme Beobachtungen 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. 7 ff.).

Abweichende Entwicklungen zwischen CPM und  $R^2$  (das CPM weist eine Verbesserung der Zielgenauigkeit und das  $R^2$  eine Verschlechterung aus sowie vice versa) sind genauso zu beurteilen wie eine abweichende Entwicklung zwischen dem MAPE und  $R^2$ .

### 2.1.3 Kennzahlen auf Krankenkassenebene

Zur Beurteilung der Zielgenauigkeit der Zuweisungen auf Krankenkassenebene wird der über alle Krankenkassen gemittelte absolute Prognosefehler je Versichertenjahr bestimmt. Dieser wird folgendermaßen berechnet:

$$\text{MAPE}_{\text{KK\_abs}} = \frac{1}{\text{KK}} \sum_{\text{kk}=1}^{\text{KK}} \left| \frac{\text{GLA}_{\text{kk}} - \widehat{\text{GLA}}_{\text{kk}}}{\frac{\text{VT}_{\text{kk}}}{365}} \right|, \quad (2.1.7)$$

mit:

$\text{GLA}_{\text{kk}}$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben der Versicherten der Krankenkasse $\text{kk}$ ,
$\widehat{\text{GLA}}_{\text{kk}}$	durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierte Gesamtleistungsausgaben der Versicherten der Krankenkasse $\text{kk}$ ,
$\text{VT}_{\text{kk}}$	Summe der Versichertentage der Krankenkasse $\text{kk}$ ,
$\text{kk} = 1, \dots, \text{KK}$	Gesamtzahl $\text{KK}$ aller Krankenkassen $\text{kk}$ .



Folglich wird der durchschnittliche absolute Prognosefehler für jede Krankenkasse ermittelt und über alle Krankenkassen gemittelt.

Basierend auf Wasem et al. 2016 wird auch die Berechnung des gewichteten mittleren absoluten Prognosefehlers je Versichertenjahr vorgenommen (vgl. Wasem et al. 2016, S. 98):

$$\text{gew. MAPE}_{KK\_abs} = \frac{\sum_{kk=1}^{KK} |GLA_{kk} - \widehat{GLA}_{kk}|}{\frac{\sum_{kk=1}^{KK} VT_{kk}}{365}}, \quad (2.1.8)$$

mit:

$GLA_{kk}$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben der Versicherten der Krankenkasse $kk$ ,
$\widehat{GLA}_{kk}$	durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierte Gesamtleistungsausgaben der Versicherten der Krankenkasse $kk$ ,
$VT_{kk}$	Summe der Versichertentage der Krankenkasse $kk$ ,
$kk = 1, \dots, KK$	Gesamtzahl $KK$ aller Krankenkassen $kk$ .

Die Ausgaben und Zuweisungen der Krankenkassen fließen somit gewichtet, in Abhängigkeit von der Anzahl der Versichertenjahre, in die Berechnung ein. Wenn das gewichtete MAPE kleiner als das ungewichtete MAPE ist, deutet das darauf hin, dass kleinere Krankenkassen im Vergleich zu größeren Krankenkassen größere Fehlbeträge aufweisen, da sie bei der Berechnung des gewichteten MAPE weniger stark berücksichtigt werden.

## 2.1.4 Kennzahlen auf regionaler Ebene

Für die Einschätzung und Bewertung der regionalen Verteilungswirkungen des RSA sind weitere Kennzahlen notwendig, die im Folgenden vorgestellt werden.

### 2.1.4.1 Regionaler Deckungsbeitrag, Deckungsquote, Spanne und Interquartilsabstand

Alle in einem Landkreis (bzw. in einer kreisfreien Stadt) wohnhaften Versicherten bilden – nicht nur im Kontext der Regionalkomponente – eine weitere relevante Analyseeinheit. Der durchschnittliche Deckungsbeitrag im Kreis  $k$  wird wie folgt definiert:

$$DB_k = \frac{\widehat{GLA}_k - GLA_k}{VJ_k} \quad (2.1.9)$$

mit:

$\widehat{GLA}_k = \sum_{i=1}^{N_k} \widehat{GLA}_i$	durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierte Gesamtleistungsausgaben der Versicherten in Kreis $k$ ,
$GLA_k = \sum_{i=1}^{N_k} GLA_i$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben der Versicherten in Kreis $k$ ,
$VJ_k = \frac{\sum_{i=1}^{N_k} VT}{365}$	Versichertenjahre in Kreis $k$ ,

$i = 1, \dots, N_k$  Anzahl  $N_k$  der Versicherten  $i$  in Kreis  $k$ .

Die Deckungsquote der Versicherten in einem Kreis ( $DQ_k$ ) entspricht der international gängigen Maßzahl des Predictive Ratio, welche auch als Vorhersageverhältnis oder Kostenrelation bezeichnet wird. Die Deckungsquote im Kreis  $k$  drückt das Verhältnis der Zuweisungen zu den tatsächlichen Leistungsausgaben aus:

$$DQ_k = \frac{\widehat{GLA}_k}{GLA_k}, \quad (2.1.10)$$

mit:

$\widehat{GLA}_k = \sum_{i=1}^{N_k} \widehat{GLA}_i$  durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierte Leistungsausgaben der Versicherten in Kreis  $k$ ,

$GLA_k = \sum_{i=1}^{N_k} GLA_i$  tatsächliche Leistungsausgaben der Versicherten in Kreis  $k$ ,

$i = 1, \dots, N_k$  Anzahl  $N_k$  der Versicherten  $i$  in Kreis  $k$ .

Um die Reduzierung des maximalen und minimalen Deckungsbeitrages und der maximalen und minimalen Deckungsquote durch ein Modell bewerten zu können, wird die Spanne des Deckungsbeitrages herangezogen. Diese ist definiert als:

$$\text{Spanne}_{DB_k} = \max(DB_k) - \min(DB_k). \quad (2.1.11)$$

Die Spanne berechnet sich analog für andere Variablen. Die Kennzahl der Spanne reagiert sehr stark auf Ausreißer, da sie lediglich auf das Maximum und das Minimum innerhalb einer Verteilung abstellt. Daher wird auch der deutlich robustere Interquartilsabstand ausgewertet. Dieser ist definiert als die Differenz zwischen dem oberen und dem unteren Quartil, also zwischen dem 75. und dem 25. Perzentil:

$$\text{Interquartilsabstand} = P_{75} - P_{25}. \quad (2.1.12)$$

#### 2.1.4.2 Regionales MAPE

Zur Beurteilung der Zielgenauigkeit der Zuweisungen auf regionaler Ebene wird sowohl der über alle betrachteten regionalen Ebenen ungewichtete als auch der versichertentaggewichtete durchschnittliche absolute Prognosefehler ermittelt. Als betrachtete regionale Abgrenzungseinheit wird die Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte herangezogen.

Der durchschnittliche absolute Prognosefehler auf Kreisebene wird folgendermaßen berechnet:

$$\text{MAPE}_{\text{Kreis\_abs}} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \left| \frac{GLA_k - \widehat{GLA}_k}{\frac{VT_k}{365}} \right|. \quad (2.1.13)$$

Der mit den Versichertenzeiten gewichtete durchschnittliche absolute Prognosefehler auf Kreisebene berücksichtigt die Fehlbeträge der in den einzelnen Kreisen wohnhaften Versicherten in Abhängigkeit der regionalen Verteilung der Versichertenjahre:

$$\text{gew. MAPE}_{\text{Kreis\_abs}} = \frac{\sum_{k=1}^K |GLA_k - \widehat{GLA}_k|}{\frac{\sum_{k=1}^K VT_k}{365}}, \quad (2.1.14)$$

jeweils mit:

$GLA_k$	Summe der tatsächlichen Gesamtleistungsausgaben der Versicherten i innerhalb des Kreises k,
$\widehat{GLA}_k$	Summe der durch das Modell (inklusive Risikopoolzuweisungen) prognostizierten Leistungsausgaben für die Versicherten i innerhalb des Kreises k,
$VT_k$	Summe der Versichertentage der Versicherten des Kreises k,
$k = 1, \dots, K$	Anzahl K der Kreise k.

Der Vergleich zwischen gewichteten und ungewichteten Kennzahlen ermöglicht unterschiedliche Betrachtungsschwerpunkte: Die ungewichteten Kennzahlen berücksichtigen alle betrachteten regionalen Einheiten gleichgewichtet, so erhält z. B. 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 regionalen Einheiten. Hier erhalten bevölkerungsreiche Kreise (mit einer hohen Zahl von Versichertenjahren) deutlich mehr Einfluss auf die resultierende Kennzahl als Kreise, in denen weniger GKV-Versicherte wohnen.

### 2.1.4.3 Variationskoeffizient

Der Variationskoeffizient ist 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 normierte Standardabweichung  $s_x$ . Der Variationskoeffizient ist somit eine maßstabsunabhängige Größe, über die sich Verteilungen mit unterschiedlich hohen Mittelwerten hinsichtlich ihrer Streuung direkt miteinander vergleichen lassen. Der Variationskoeffizient wird wie folgt berechnet:

$$\text{VarK} = \frac{s_x}{\bar{x}}, \bar{x} \neq 0 \quad (2.1.15)$$

Aufgrund der Normierung auf den Mittelwert lässt sich der Variationskoeffizient nur sinnvoll für Größen ermitteln, deren Werte in der Verteilung durchgängig positiv oder durchgängig negativ sind (vgl. Hartung 2012). Daher erfolgt die Berechnung des Variationskoeffizienten an dieser Stelle auf Grundlage der Deckungsquoten und nicht über die Deckungsbeiträge. Er ist im Vergleich zu anderen Variationskoeffizienten zu interpretieren, nicht als absoluter Wert für sich.

### 2.1.5 Kennzahlen nach Versichertengruppen und Regionstypen

In der internationalen Literatur hat sich bei der Evaluation von Risikoselektionsanreizen in RSA-Systemen die Betrachtung von Über- und Unterdeckungen einzelner Versichertengruppen etabliert (vgl. van Veen et al. 2015, S. 227 ff.). Im Vordergrund steht dabei die Überlegung, dass sich eine systematische Risikoselektionsstrategie einer Krankenkasse nicht auf einzelne, zufällig ausgewählte Versicherte richten wird. Stattdessen werden Selektionsstrategien auf bestimmte Versichertengruppen abzielen. Diese werden

danach ausgewählt, dass sich relevante zukünftige finanzielle Vor- oder Nachteile für die betroffene Versichertengruppe (VG) 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 die Analyse dieser Anreize auf aus dem RSA resultierenden Über- und Unterdeckungen der Leistungsausgaben für unterschiedliche Versichertengruppen zielführend.

Zur Beurteilung möglicher Selektionsanreize werden zunächst anhand der vorliegenden versichertenindividuell gemeldeten Merkmale relevante VG abgegrenzt. Es lässt sich für jede dieser Gruppen der Grad der Ausgabendeckung ermitteln und in absoluter Form als Deckungsbeitrag (DB) ausdrücken, der die durchschnittliche Über- oder Unterdeckung je Versicherten beziffert:

$$DB_i = \widehat{GLA}_i - GLA_i, \quad (2.1.16)$$

mit:

$GLA_i$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ ,
$\widehat{GLA}_i$	durch das Modell prognostizierte Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ ,
$i = 1, \dots, N_{VG}$	Versicherte in der Versichertengruppe VG.

Da allerdings nicht alle Versicherten vollständige Versichertenepisoden aufweisen, werden in dieser Untersuchung die Deckungsbeiträge je Versichertengruppe auf einheitliche Versichertenepisoden normiert. Der Deckungsbeitrag einer Versichertengruppe entspricht den in Eurobeträgen ausgedrückten durchschnittlichen Über- bzw. Unterdeckungen je Versichertenjahr:

$$DB_{VG}^{VJ} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{VG}} \widehat{GLA}_i - \sum_{i=1}^{N_{VG}} GLA_i}{VJ_{VG}}, \quad (2.1.17)$$

mit:

VG	Versichertengruppe,
$GLA_i$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ innerhalb der Gruppe VG,
$\widehat{GLA}_i$	durch das Modell prognostizierte Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ innerhalb der Gruppe VG,
$VJ_{VG}$	Versichertenjahre der VG, wobei $VJ_{VG} = \sum_{i=1}^{N_{VG}} \frac{VT_i}{365}$ und $VT_i$ die Versichertentage der Individuen $i$ innerhalb der Gruppe VG,
$i = 1, \dots, N_{VG}$	Versicherte in der Versichertengruppe VG.

Die Deckungsquote (DQ) einer Versichertengruppe 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 durch das Modell prognostizierten Leistungsausgaben zu den tatsächlichen Leistungsausgaben aus:

$$DQ_{VG} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{VG}} \widehat{GLA}_i}{\sum_{i=1}^{N_{VG}} GLA_i}, \quad (2.1.18)$$

mit:

VG	Versichertengruppe,
$GLA_i$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ innerhalb der Gruppe VG,
$\widehat{GLA}_i$	durch das Modell prognostizierte Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ ,
$i = 1, \dots, N_{VG}$	Versicherte in der Versichertengruppe VG.

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 Unterdeckungen im Bereich von mehreren hundert Euro je Versicherten noch Deckungsquoten von annähernd 100 % aufweisen.

Darüber hinaus gibt es die Option, den Grad der Ausgabendeckung als Deckungssumme auszudrücken, welche die Gesamtüber- bzw. Gesamtunterdeckung der Gruppe benennt. Das GKV-weite Ausmaß der Über- bzw. Unterdeckungen einer Versichertengruppe lässt sich als Deckungssumme je Versichertengruppe quantifizieren:

$$\text{Deckungssumme}_{VG} = \sum_{i=1}^{N_{VG}} \widehat{GLA}_i - \sum_{i=1}^{N_{VG}} GLA_i, \quad (2.1.19)$$

mit:

VG	Versichertengruppe,
$GLA_i$	tatsächliche Gesamtleistungsausgaben von Individuum $i$ innerhalb der Gruppe VG,
$\widehat{GLA}_i$	durch das Modell prognostizierte Leistungsausgaben von Individuum $i$ ,
$i = 1, \dots, N_{VG}$	Versicherte in der Versichertengruppe VG.

Die Deckungssumme je Versichertengruppe gibt Auskunft darüber, wie stark sich die Fehldeckungen für eine bestimmte Gruppe summieren. Dies gibt einen Hinweis darauf, wie (un)attraktiv die Versichertengruppe als Ganzes zu werten ist. Denn hohe Über- oder Unterdeckungen im Einzelfall, die sich ggf. schlecht antizipieren lassen und nur wenige Versicherte betreffen, sind ggf. weniger risikoselektionsrelevant als eine Versichertengruppe mit niedrigen Über- oder Unterdeckungen pro Kopf, die aber so viele Versicherte betreffen, dass vom Gesamtertrag der Gruppe doch starke Risikoselektionsanreize ausgehen.

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 Risikostrukturausgleich gebildeten 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 zielführend, zur Bildung der Gruppen Merkmale heranzuziehen, die nicht als erklärende Variablen im Ausgleichsverfahren genutzt werden (vgl. van Kleef et al. 2017, S. 1138). Wie schon bei den Evaluationen der Jahresausgleiche 2009 und 2015 ist die Möglichkeit für die Gruppenbildung aufgrund der beim BAS vorliegenden Daten mit einem Endogenitätsproblem behaftet, da aus Gründen der Datensparsamkeit fast alle Daten, die an das BAS geliefert werden, auch direkt im RSA berücksichtigt werden (z. B. Alter, Geschlecht und Morbidität, vgl. Drösler et al. 2011, S. 39).

Dennoch lassen sich für die Betrachtung sinnvolle Gruppen abgrenzen, indem entweder auf diejenigen Merkmale zurückgegriffen wird, die für die Berechnung der RSA-Zuweisungen bislang nicht relevant sind (z. B. das Merkmal „Verstorben“, Disease-Management-Programm-Einschreibung (DMP) 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, ein Krankenhausaufenthalt im Vorjahr oder das Vorliegen einer Dialyse oder eines anderweitigen Blutreinigungsverfahrens).

Für die beiden durch den Wissenschaftlichen Beirat zeitgleich zu erstellenden Gutachten (Gutachten zum HMG-Ausschluss nach § 266 Absatz 10 Satz 3 u. 4 SGB V sowie das vorliegende Gutachten), wird eine einheitliche Abgrenzung von Versichertengruppen für die Evaluation vorgenommen (vgl. Tabelle 1), die für den Schwerpunkt des jeweiligen Gutachtens um weitere Gruppen ergänzt wird. Dies betrifft insbesondere die Abgrenzung der auf Basis der Stammdaten und weiterer Informationen aus den RSA-Daten gebildeten Versichertengruppen.

Tabelle 1: Abgrenzung der betrachteten Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung
DMP-Einschreibung (2021)	nein
	ja
Bezug einer Erwerbsminderungsrente (2020)	nein
	ja
Extrakorporale Blutreinigung (2020)	nein
	ja
Verstorben (2021)	nein
	ja
Krankenhausaufenthalte im Vorjahr (2020)	0
	1 bis 2
	3 und mehr
HMG-Anzahl vor HMG-Ausschluss (JA 2021)	0
	1 bis 3
	4 bis 6
	7 bis 9
	10 bis 12
	13 bis 15
16 und mehr	
Risikopoolfall (2021)	nein
	ja
Leistungsausgaben ohne KG (2021)	unter 100 €
	100 € b. u. 20.000 €
	20.000 € b. u. 40.000 €
	40.000 € b. u. 60.000 €
	60.000 € b. u. 80.000 €
	80.000 € b. u. 100.000 €
	100.000 € b. u. 200.000 €
	200.000 € und mehr

Quelle: Eigene Darstellung

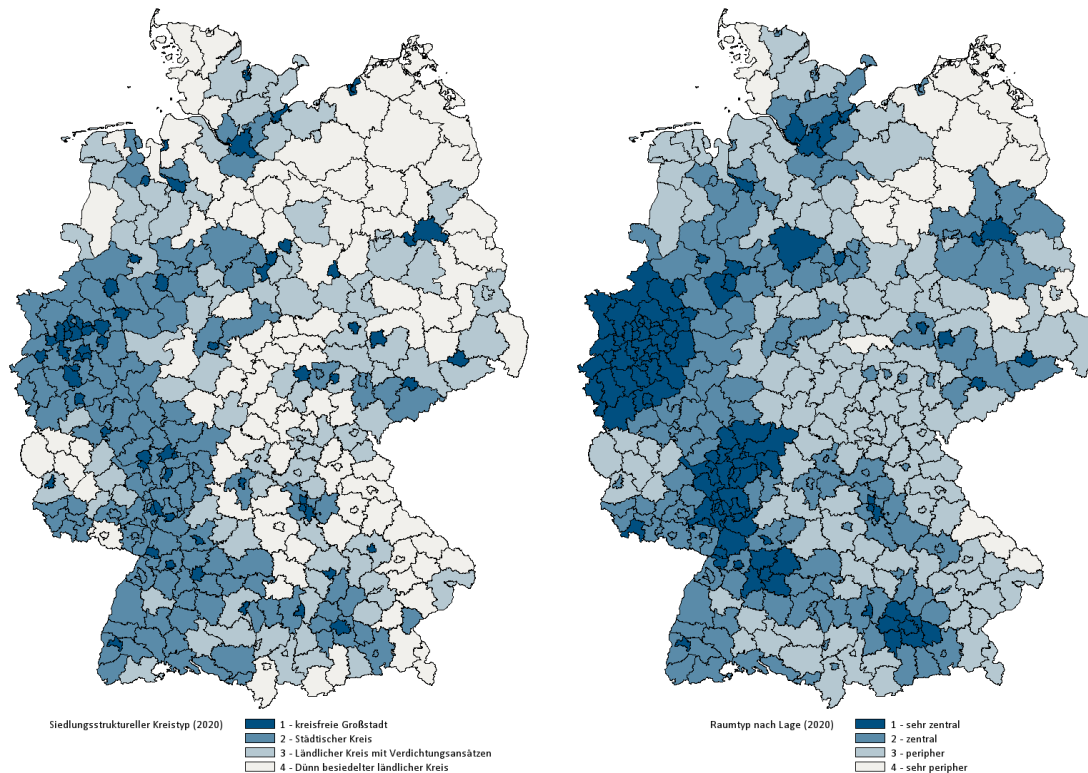
Für das vorliegende Gutachten wird zu den oben dargestellten Versichertengruppenabgrenzungen eine weitere Betrachtungsebene hinzugenommen. Die Kreise (und darüber die in ihnen wohnhaften Versicherten) können entsprechend ihres siedlungsstrukturellen Typs in vier unterschiedliche Gruppen eingeteilt werden: von der kreisfreien Großstadt bis zum dünn besiedelten ländlichen Kreis. Diese Einteilung basiert auf einer Abgrenzung des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR, vgl. Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung 2022b). Das BBSR bietet mit der Einteilung der Kreistypen nach Lage (vgl. Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung 2022a) noch eine weitere Typisierung an, die für dieses Gutachten ebenfalls verwendet wird. Tabelle 2 gibt die Ausprägungen dieser beiden Einteilungen wieder. Die Zuordnung der Kreise zu den genannten Kreistypen über das Bundesgebiet ist Abbildung 1 zu entnehmen.

Tabelle 2: Versichertengruppen nach Kreistyp des Wohnorts

Versichertengruppe	Ausprägung
Siedlungsstruktureller Kreistyp (2021)	Kreisfreie Großstadt
	Städtischer Kreis
	Ländlicher Kreis mit Verdichtungsansätzen
	Dünn besiedelter ländlicher Kreis
Raumtyp nach Lage (2021)	sehr zentral
	zentral
	peripher
	sehr peripher

Quelle: Eigene Darstellung

Abbildung 1: Siedlungsstrukturelle Kreistypen und Kreistypen nach Lage



Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: BBSR

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Für weitere Zuordnungen der Kreise zu Kreistypen kann auf zusätzliche regionale Merkmale zurückgegriffen werden. So lassen sich die Kreise zum Zweck der Analyse der vorhandenen medizinischen Versorgungsstrukturen bspw. anhand der Anzahl der in der Krankenhausstatistik gemeldeten Krankenhausbetten zu fünf Klassen (Quintile) mit einer „sehr niedrigen“, „niedrigen“, „durchschnittlichen“, „hohen“ oder „sehr hohen“ Krankenhausbettendichte zuordnen und die Zuweisungssituation für diese Typen untersuchen. Analog hierzu kann auch eine Betrachtung der Regionen anhand der Fach- und Hausarzt-dichte, der Anzahl der Arztgruppen mit Überversorgung sowie der Anzahl der Pflegeheimplätze je 100.000 Einwohner erfolgen (vgl. Tabelle 3).



Tabelle 3: Versichertengruppen nach Versorgungsstruktur am Wohnort

Versichertengruppe	Ausprägung
Krankenhausbettendichte (2019)	sehr niedrig
	niedrig
	durchschnittlich
	hoch
	sehr hoch
Facharzttdichte (2021)	sehr niedrig
	niedrig
	durchschnittlich
	hoch
	sehr hoch
Hausarzttdichte (2021)	sehr niedrig
	niedrig
	durchschnittlich
	hoch
Überversorgung (Anzahl übertersorgter Arztgruppen, 2021)	0
	1
	2
	3
	4 und mehr
Pflegeheimplätze (2019)	sehr wenige
	wenige
	durchschnittlich viele
	viele
	sehr viele

Quelle: Eigene Darstellung

### 2.1.6 Korrelationskoeffizient

Als zusätzliches Maß für den Grad des linearen Zusammenhangs zwischen zwei Merkmalen wird in diesem Gutachten der Korrelationskoeffizienten ( $r_{x,y}$ ) verwendet. Er ist auf den Wertebereich zwischen -1 (vollständiger negativer linearer Zusammenhang) und +1 (vollständiger positiver linearer Zusammenhang) beschränkt. Nimmt er den Wert 0 an, so besteht kein linearer Zusammenhang zwischen den beiden Merkmalen. Er wird – in diesem Gutachten bezugnehmend auf die Verteilung einzelner Merkmale über die Landkreise und kreisfreien Städte – berechnet als:

$$r_{x,y} = \frac{\sum_{k=1}^K (x_k - \bar{x})(y_k - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{k=1}^K (x_k - \bar{x})^2 \sum_{k=1}^K (y_k - \bar{y})^2}}, \quad (2.1.20)$$

mit:

$x_k$  Merkmal x in Kreis k,

$y_k$  Merkmal y in Kreis k,

$k = 1, \dots, K$  Anzahl der Kreise K.

Der Korrelationskoeffizient gibt somit an, wie groß der lineare Zusammenhang zwischen zwei betrachteten Merkmalen über alle Kreise und kreisfreien Städte hinweg ist.

## 2.2 Weitere Bewertungskriterien

Neben den im letzten Abschnitt dargestellten statistischen Bewertungskriterien sind für die Beurteilung einzelner Modellvarianten weitere Gesichtspunkte zu berücksichtigen. So ist zu beachten, dass durch die Ausgestaltung des Modells keine unerwünschten Anreizeffekte entstehen sollen. Weiterhin ist wichtig, dass weder die verwendeten Daten noch die Art ihrer Verwendung im Verfahren anfällig für Manipulation sind. Vor dem Hintergrund der Umsetzung möglicher Modellanpassungen im tatsächlichen Ausgleichsverfahren ist zudem zu beachten, dass der administrative Aufwand der Prüfung der Datenbasis nicht unverhältnismäßig stark ansteigt und dass der zusätzliche administrative Aufwand sowohl bei der Datenerhebung und -übermittlung als auch bei der Durchführung des Verfahrens möglichst geringgehalten wird.

## 3 Datenbasis

Zur Bearbeitung dieses Gutachtens stehen dem Wissenschaftlichen Beirat grds. die Daten zur Verfügung, die das BAS im Rahmen der Weiterentwicklung und bei der Durchführung des Risikostrukturausgleichs nutzt. Von Bedeutung sind insbesondere die Daten nach § 267 Absatz 1 und 2 SGB V i. V. m. § 7 Absatz 1 Risikostruktur-Ausgleichsverordnung (RSAV), die auf Grundlage dieser Daten vorgenommenen Zuordnungen von Versicherten zu Risikogruppen (Gruppierungen) sowie weitere, frei verfügbare Daten von anderen Datenhaltern, die das BAS regelmäßig bei der Entwicklung und Pflege der Regionalkomponente nutzt.

Das vorliegende Gutachten untersucht die Wirkungen der erstmaligen Umsetzung der Regionalkomponente im Jahresausgleich des Ausgleichsjahres 2021, d. h. es werden die demografischen, morbiditäts- und ausgabenbezogenen versichertenindividuellen Datenmeldungen der Krankenkassen an das BAS für die Berichtsjahre 2020 und 2021 für die Analyse herangezogen. Bei den externen Daten handelt es sich überwiegend um die regionalstatistischen Merkmale, die für die erstmalige Umsetzung der Regionalkomponente im Rahmen der Festlegung des Ausgleichsjahres 2021 genutzt wurden und um die zwischenzeitlich auf den zuletzt verfügbaren Stand aktualisierten Werte eben dieser regionalen Indikatoren.

In den folgenden Abschnitten wird zunächst auf die Aufbereitung der genannten Daten eingegangen (Abschnitt 3.1). Anschließend erfolgt die Deskription der verwendeten Merkmale sowohl auf Ebene der gesamten Versichertenpopulation (soweit es sich um Daten aus den versichertenindividuellen RSA-Meldungen handelt, Abschnitt 3.2) und eine Beschreibung der regionalen Verteilung der unterschiedlichen, in diesem Gutachten genutzten Indikatoren (Abschnitt 3.3).

### 3.1 Datenaufbereitung

#### 3.1.1 RSA-Daten

Die für dieses Gutachten verwendeten Daten stammen im Wesentlichen aus den Datenmeldungen der Krankenkassen für das Meldejahr 2022. Diese Meldungen enthalten die BJs 2020 (Korrekturmeldung) und 2021 (Erstmeldung).<sup>1</sup> Sie umfassen die Merkmale in den Satzarten (SA) 100 („Versichertenstammdaten“), 400 („Daten der Arzneimittelversorgung“), 500 („Diagnosen der Krankenhausversorgung“), 600 („Diagnosen der ambulanten ärztlichen Versorgung“), 701 („Datensatz für die Summen der berücksichtigungsfähigen Leistungsausgaben, Erstattungen und Einnahmen nach KJ1“) und 703 („Personenbezogene berücksichtigungsfähige Leistungsausgaben“).

Die genannten Daten bilden den Stand nach dem regulären Plausibilisierungsverfahren des BAS ab und umfassen die nach Prüfung der Ausschöpfungsquoten der Leistungsausgaben umgesetzten Kassenaus-schlüsse (n = 17.017 Versicherte). Versicherte, für die in der SA 100 von unterschiedlichen Krankenkassen innerhalb eines Berichtsjahres unterschiedliche Geschlechtsmerkmale gemeldet wurden, werden aus den Analysen ausgeschlossen (n = 510).

---

<sup>1</sup> Dieses Gutachten geht auch auf bestimmte Auswertungsergebnisse ein, die dem BAS unter Verwendung des Klassifikationsmodells 2021 zum Zeitpunkt seiner Festlegung im Jahr 2020 vorlagen. Hierzu zählen etwa die Gruppierung sowie die regionalen Leistungsausgaben, Zuweisungen und Deckungsbeiträge, die sich auf Grundlage der RSA-Datenmeldung für die BJs 2017 (Korrekturmeldung) und 2018 (Erstmeldung) ergeben. Hinsichtlich der berücksichtigungsfähigen Leistungsausgaben wurde anstelle der SA 703 allerdings zu diesem Zeitpunkt noch die SA 700 herangezogen.

Ebenso ausgeschlossen werden Versicherte, die im BJ 2020 Auslandsversichertenzeiten von 183 oder mehr Tagen aufweisen, da diese im RSA-Verfahren als Auslandsversicherte zugeordnet werden, für die im JA 2021 die Zuweisungen gesondert, in Form der sog. Auslands-Alters-Geschlechts-Gruppen (Aus-AGGs) ermittelt wurden (n = 406.115).

Insgesamt weisen 423.581 Versicherte eines oder mehrere der drei Ausschlusskriterien auf. Diese werden in den weiteren Untersuchungen nicht berücksichtigt.

Von den verbliebenen 75.233.382 Versicherten können 306.035 (0,48 %) nicht eindeutig einem Wohnort im Inland zugeordnet werden. Die Betroffenen werden in den folgenden Analysen der Region „Ausland/unbekannt“ zugerechnet. Es handelt sich dabei einerseits um Personen, die im BJ 2021 einen unbekanntem Wohnort (n = 17.050) aufweisen. Der Gruppe werden andererseits diejenigen Versicherten zugeordnet, die einen Aufenthaltsort im Ausland (n = 342.985) aufweisen, aber im BJ 2020 die Schwelle von 183 Auslandstagen nicht erreichen und somit keiner AusAGG zugeordnet sind. Eine genauere Betrachtung der für die Auswertungen selektierten Versicherten zeigt Abschnitt 3.2.

Zur Simulation der Ergebnisse des Jahresausgleichs 2021 (und weiterer Modelle) werden die in den Satzarten gemeldeten versichertenbezogenen Merkmale zur Erstellung einer Risikogruppenzuordnung (Gruppierung) anhand des Klassifikationsmodells für das AJ 2021 (Bundesamt für Soziale Sicherung 2020a, 2020b) herangezogen. Basierend auf dieser Gruppierung lassen sich im Anschluss über eine Regressionsrechnung versichertenbezogene Zuweisungen ermitteln und auf deren Grundlage die unter Abschnitt 2.1 vorgestellten Kennzahlen berechnen. Um die Ergebnisse des Jahresausgleichs möglichst gut abzubilden, wird für die Berechnung der Zuweisungen der Risikopool berücksichtigt. Außerdem erfolgt die Regressionsrechnung unter Beachtung des HMG-Ausschlusses nach § 18 Absatz 1 Satz 4 i. V. m. § 19 RSAV und mit Behebung von Hierarchieverletzungen und negativen Regressionskoeffizienten der HMGs (Restriktionen).<sup>2</sup>

Auch die Abgrenzung der für die Analysen gebildeten Versichertengruppen (vgl. Tabelle 1) erfolgt auf Basis der für den RSA von den Krankenkassen gemeldeten versichertenbezogenen Informationen. So werden der Gruppe der Versicherten mit DMP-Einschreibung alle Personen zugeordnet, die in der Erstmeldung der SA 100 des Jahres 2021 mindestens einen DMP-Tag aufweisen. Als Beziehende einer Erwerbsminderungsrente (EMR) gelten – entsprechend der früheren RSA-Zuordnung – diejenigen Versicherten, für die in der Korrekturmeldung der SA 100 des Jahres 2020 mindestens 183 Tage mit Bezug einer EMR gemeldet wurden. Eine Zuordnung zur Gruppe „Extrakorporale Blutreinigung“ erfolgt bei Vergabe des entsprechenden Kennzeichens in der SA 100 des Jahres 2020. Die Selektion der verstorbenen Personen erfolgt anhand des Sterbemerkmals in der SA 100 des Jahres 2021. Die Anzahl der Krankenhausaufenthalte wird über die Anzahl der versichertenbezogenen, in der SA 500 des Jahres 2020 gemeldeten Hauptdiagnosen ermittelt. Die Anzahl der HMGs einer Person – und ihre darauf aufbauende Gruppenzuordnung – ergibt sich durch eine Auszählung der Gruppierung des Klassifikationsmo-

---

<sup>2</sup> Um mögliche Wechselwirkungen zwischen dem HMG-Ausschluss und der Einführung der RGGs auszuschließen, wurden zunächst auch Modelle ohne HMG-Ausschluss (jeweils mit bzw. ohne Regionalkomponente) berechnet und die Auswirkungen aus der Einführung der Regionalkomponente in diesen beiden Szenarien miteinander verglichen. Da die Kennzahlenveränderungen auf jeder der betrachteten Ebenen (Versicherte, Versichertengruppen, Krankenkassen und Regionen) in beiden Varianten sehr ähnlich ausfallen und der HMG-Ausschluss tatsächlicher Bestandteil des Jahresausgleichs ist, werden in diesem Gutachten nur Modelle mit HMG-Ausschluss gezeigt. Regionale Auswirkungen des HMG-Ausschlusses wiederum sind Betrachtungsgegenstand des Gutachtens zum HMG-Ausschluss.

dells 2021 mit den zugrundeliegenden Berichtsjahren 2020 und 2021 (vor Anwendung der HMG-Ausschlussregelung). Die Zuordnung zu den nach Höhe der Leistungsausgaben gebildeten Klassen erfolgt schließlich auf Grundlage der in der SA 703 versichertenbezogen gemeldeten Leistungsausgaben ohne das Krankengeld (LAoKG).

### 3.1.2 Externe Daten

Zur Abbildung regionaler Merkmale werden insbesondere Daten externer Datenhalter verwendet. Hierzu zählen die Indikatorensammlung „Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung“ (INKAR) des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBSR), die von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder gepflegten Regionaldatenbank Deutschland (RDB), das Bundesarztregister der Kassenärztlichen Bundesvereinigung (KBV) und die Statistiken der Bundesagentur für Arbeit (BA).

Das BBSR stellt umfassende Informationen zu den demografischen, sozialen und wirtschaftlichen Strukturen der Regionen in Deutschland zur Verfügung. Die Daten der vom BBSR bereitgestellten INKAR-Datenbank stammen nicht vom BBSR selbst, sondern werden von diesem aus amtlichen Statistiken des Bundes und der Länder zusammengetragen. Die Daten wurden über das Internetangebot des BBSR bezogen (Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung 2023). Hinsichtlich des vorliegenden Gutachtens liegen zum Zeitpunkt der Erstellung nur ein Teil der INKAR-Daten in aktualisierter Form vor, sodass die für das Ausgleichsjahr 2021 selektierten Variablen über die ebenfalls frei zugänglichen Daten der RDB aktualisiert werden. Die RDB ist wesentlicher Teil des gemeinsamen Datenangebots der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2023). Die KBV pflegt das Bundesarztregister, in dem alle Ärzte und Psychotherapeuten, die an der vertragsärztlichen Versorgung teilnehmen, geführt werden. Zudem veröffentlicht die KBV weitere Informationen zum deutschen Gesundheitssystem auf regionaler Ebene. Die Daten wurden dem BAS von der KBV direkt zur Verfügung gestellt, sie sind allerdings auch über die Internetpräsenz der KBV abrufbar (KBV 2022a). Die BA erstellt und veröffentlicht als Teil der amtlichen Statistik in Deutschland für alle Regionen die Statistik über den Arbeitsmarkt und die Grundsicherung für Arbeitsuchende. Die für die vorliegende Analyse genutzten Daten lassen sich frei aus der „Datenbank Beschäftigung“ der BA (Bundesagentur für Arbeit 2023a) beziehen.

Bei den in diesem Abschnitt vorgestellten Indikatoren handelt es sich um die in der Festlegung für das Ausgleichsjahr 2021 ausgewählten regionalen Risikomerkmale aus externen Datenquellen sowie die beiden (im Rahmen der Variablenselektion ausgeschlossenen) angebotsseitigen Variablen „Facharztdichte“ und „Überversorgung“. In Tabelle 4 wird für diese Indikatoren einerseits der Datenstand dargestellt, der vom BAS für die Festlegung der RGGs im Ausgleichsjahr 2021 verwendet wurde („Festlegung AJ 2021“). Andererseits wird auch der zwischenzeitlich aktualisierte Datenstand benannt, der zum Zeitpunkt der Bearbeitung dieses Gutachtens vorliegt und vom BAS bspw. auch für die zwischenzeitlich erfolgte Festlegung der Regionalkomponente im AJ 2024 verwendet wurde („aktuell“). Benannt werden in der Tabelle jeweils der Datenstand (Bezugsjahr) und die externe Datenquelle. Für Daten, die aus einem Bezugsjahr vor 2021 stammen, werden, falls notwendig, für den Wartburgkreis „fusionierte“ Werte ermittelt, um die Gebietsreform in Thüringen (Zusammenschluss der Stadt Eisenach und des Wartburgkreises im Juli 2021) abzubilden.

Tabelle 4: Übersicht über die im Gutachten verwendeten regionalstatistischen Merkmale externer Datenquellen

Regionalmerkmal		Bezugsjahr		Datenquelle	
Kurzbezeichnung	Beschreibung	Festlegung AJ 2021	aktuell	Festlegung AJ 2021	Aktuell
APFL	Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege	2015	2019	INKAR	RDB (22411-02-05-4)
SPFL	Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege	2017	2019	INKAR	RDB (22411-02-05-4)
GWS	Gesamtwanderungssaldo	2017	2021	INKAR	RDB (AI002-1)
BESCHPDL	Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen	2017	2021	INKAR	BA
PENDLS	Pendlersaldo	2017	2021	INKAR	RDB (13111-09-01-4-B)
KMU	Kleine und mittlere Unternehmen	2015	2021	INKAR	RDB (52111-01-02-4)
FAD	Fachärztdichte	2018	2021	KBV/BAR	KBV/BAR
Uebersorgung	Übersorgung	2018	2021	KBV/BAR	KBV/BAR

Quelle: Eigene Darstellung

Wie sich bei Betrachtung der Tabelle erkennen lässt, hat das BAS seit der Festlegung für das AJ 2021 bei vielen der verwendeten Indikatoren einen Wechsel der Datenquelle vollzogen. Dies wurde nötig, wenn etwa die RDB oder die BA für einige Merkmale aktuellere Werte vorhielten als die INKAR-Datenbank oder wenn sich für einzelne Variablen bei Nutzung anderer Quellen genauere Werte (im Sinne von weiteren Dezimalstellen) ermitteln ließen als in den INKAR-Daten vorhanden.

Bei den Variablen „Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege“ und „Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege“ handelt es sich um den Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege bzw. in stationärer Dauerpflege an den Pflegebedürftigen insgesamt (ausgedrückt in Prozent). Die Variable wurde zum Zeitpunkt der Festlegung des Ausgleichsjahres 2021 aus der INKAR-Datenbank und für das vorliegende Gutachten aus der „Pflegestatistik: Pflegebedürftige nach Leistungsart und Geschlecht“ der RDB entnommen.<sup>3</sup>

Der Indikator „Gesamtwanderungssaldo“ bezeichnet die saldierte Zu- und Abwanderung je 1.000 Einwohner in einem festgelegten Zeitraum (hier innerhalb eines Jahres). Die Variable wurde zum Zeitpunkt der Festlegung des Ausgleichsjahres 2021 aus der INKAR-Datenbank und für das vorliegende Gutachten aus der RDB entnommen.

Das Merkmal „Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen“ wurde für die Festlegung des AJ 2021 den INKAR-Daten entnommen. Da die Variable gegenwärtig bei INKAR nicht mehr veröffentlicht wird, wird der Indikator für die vorliegende Analyse auf Grundlage der Statistik der BA selbst berechnet. Hierzu wird auf die Gesamtzahl der Beschäftigten sowie auf die Anzahl der Beschäftigten im Berufssektor „S2 Personenbezogene Dienstleistungsberufe“ am Arbeitsort (jeweils zum Stand Dezember 2021) zurückgegriffen (Bundesagentur für Arbeit 2023a).

Der Pendlersaldo bezeichnet die Differenz von Einpendlern zu Auspendlern und wird auf Basis der jeweiligen Gemeinde berechnet. Für die Gemeinde werden sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die

<sup>3</sup> Die zur Berechnung der Indikatoren herangezogenen Statistiken können in der RDB unter [www.regionalstatistik.de](http://www.regionalstatistik.de) mithilfe der in der Tabelle aufgeführten Codes abgerufen werden.

nicht in ihr wohnen aber dort arbeiten, als Einpendler gezählt und sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die nicht in der Gemeinde arbeiten aber dort wohnen, als Auspendler. Der Pendlersaldo wird je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeitsort angegeben und wird für das vorliegende Gutachten aus der Statistik „Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am Arbeits- und Wohnort, Ein- und Auspendler über Kreisgrenzen nach Geschlecht“ der RDB entnommen. Zum Zeitpunkt der Erstellung der Festlegung AJ 2021 wurde die Variable der INKAR-Datenbank entnommen.

Der Indikator kleine und mittlere Unternehmen (KMU) zeigt den Anteil der Unternehmen mit bis zu 250 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten an den Betrieben insgesamt. Im INKAR-Datensatz steht die Variable zwischenzeitlich nicht mehr zur Verfügung. Für die Ermittlung aktueller Werte wird daher die Statistik „Unternehmensregister-System: Niederlassungen nach Beschäftigtengrößenklassen“ aus der RDB verwendet. Die Variable KMU wird dabei aus den Angaben zur Anzahl aller Unternehmen abzüglich der Anzahl der Großunternehmen (Unternehmen mit mehr als 250 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten) je Kreis berechnet.

Zur Berechnung der Variable „Facharztdichte“ nutzt das BAS die Daten des Bundesarztregisters zur regionalen Verteilung der Ärzte. Die Facharztdichte ermittelt das BAS, indem es von der Gesamtzahl der Ärzte je 100.000 Einwohner die Anzahl der Hausärzte je 100.000 Einwohner subtrahiert.

Die Variable „Übersorgung“ wird ebenfalls auf Grundlage von Daten der KBV berechnet. Hierzu ermittelt das BAS aus den, auf der Homepage der KBV für die hausärztliche bzw. allgemeine fachärztliche Versorgung abrufbaren Daten, die Anzahl der übersorgten Arztgruppen auf Kreisebene (KBV 2022b). Eine Übersorgung liegt für eine Arztgruppe dann vor, wenn für diese ein Versorgungsgrad von mindestens 140 % ermittelt wird. Für die Berechnungen muss mit Hilfe einer von der KBV bereitgestellten gemeindebezogenen Zuordnungstabelle zunächst eine Überleitung der arztgruppenspezifischen Versorgungsgrade von der Ebene des jeweiligen Planungsregionstyps (Mittelbereiche, Kreisregionen und Raumordnungsregionen) auf die Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte vorgenommen werden. Für die Berechnung gewichteter Werte je Kreis werden die Einwohnerzahlen der einzelnen Gemeinden genutzt, die den Planungsregionen zugeordnet sind.

### 3.1.3 Auswirkung der Covid-19-Pandemie auf die verwendete Datengrundlage

Die für die Erstellung des Gutachtens vorgenommenen Auswertungen verwenden RSA-Datenmeldungen, die zum größten Teil aus den Berichtsjahren 2020 und 2021 stammen. Beide Datenjahre sind wesentlich durch die Covid-19-Pandemie geprägt. Nachfolgend werden daher die Auswirkungen der Covid-19-Pandemie auf die Daten untersucht und bewertet.

#### 3.1.3.1 Ausgabenentwicklung und Risikopoolfälle

In Tabelle 5 wird die Entwicklung der Leistungsausgaben im Berichtsjahr gegenüber dem jeweiligen Vorjahr für die Berichtsjahre 2016 bis 2021 dargestellt. In Summe sind die LAoKG – nach einem deutlichen Rückgang der Steigerungsrate im ersten Pandemiejahr (BJ 2020) im Vergleich zu den Vorjahren – im zweiten Pandemiejahr (BJ 2021) wieder mit einer höheren Steigerungsrate angestiegen. Die Entwicklung der Leistungsausgaben in den Hauptleistungsbereichen (HLBs) 1 „Ärzte“ und 7 „Sachkosten der extrakorporalen Blutreinigung“ zeigt über beide Pandemiejahre keine wesentliche Beeinflussung, auch der HLB 3 „Apotheken“ weist im ersten Pandemiejahr eine normale Steigerungsrate auf, im zweiten Pandemiejahr steigen die Leistungsausgaben in diesem Hauptleistungsbereich jedoch mit 7,47 % merklich stärker an als in den Vorjahren. Die Hauptleistungsbereiche 2 „Zahnärzte“, 4 „Krankenhaus“ und 5 „Sonstige Leistungsausgaben“ weisen starke Rückgänge der Steigerungsraten im ersten Pandemiejahr

aus, für die HLBs 2 und 4 werden diese sogar negativ, d. h. die Leistungsausgaben sind im Vergleich zum Vorjahr gesunken. Im zweiten Pandemiejahr entspricht die Steigerungsrate des HLB 4 dann wieder der Entwicklung der Jahre vor der Covid-19-Pandemie, die Steigerungsraten der HLBs 2 und 5 weisen im zweiten Pandemiejahr sogar deutlich überdurchschnittliche Steigerungsraten auf. Dies ist vermutlich auf Nachholeffekte zurückzuführen.

Tabelle 5: Prozentuale Veränderung der Leistungsausgaben (je Versichertentag) gegenüber dem Vorjahr nach HLB und insgesamt im Zeitverlauf

BJ	HLB 1 netto (Ärzte)	HLB 2 netto (Zahnärzte)	HLB 3 netto (Apotheken)	HLB 4 netto (Krankenhaus)	HLB 5 netto (Sonstige LA)	HLB 7 netto (Extra)	HLBs 1-5 & 7 netto (LAoKG)
2021	2,68 %	8,62 %	7,47 %	3,56 %	9,84 %	0,17 %	5,42 %
2020	3,41 %	-1,78 %	4,64 %	-1,40 %	2,32 %	1,27 %	1,27 %
2019	3,95 %	4,20 %	5,61 %	4,07 %	10,05 %	0,71 %	5,20 %
2018	2,95 %	2,83 %	3,12 %	3,00 %	7,53 %	0,49 %	3,63 %
2017	3,16 %	1,69 %	1,79 %	1,89 %	5,18 %	-0,62 %	2,56 %
2016	2,81 %	1,54 %	2,90 %	2,63 %	4,41 %	1,33 %	2,87 %

Quelle: Auswertung BAS

### 3.1.3.2 Entwicklung der Sterbefälle im Vergleich zu den Vorjahren

Tabelle 6 zeigt die Entwicklung der Sterbefälle in der GKV ab dem Berichtsjahr 2015. Demnach gab es im Berichtsjahr 2020 ca. 11,8 und im Berichtsjahr 2021 ca. 12,2 Sterbefälle je 1.000 Versicherte in der GKV. Damit ist die (rohe) Sterblichkeit in den beiden Pandemiejahren deutlich überdurchschnittlich im Vergleich zu den Vorjahren angestiegen.

Tabelle 6: Anzahl Verstorbener je 1.000 Versicherte im Zeitverlauf

Berichtsjahr	Anzahl Versicherte	Anzahl Sterbefälle	Sterbefälle je 1.000 Versicherte	Veränderungsrate der Sterbefälle zum Vorjahr
2021	75.233.862	918.493	12,2	3,8 %
2020	74.977.542	881.888	11,8	5,0 %
2019	74.923.734	839.506	11,2	-2,2 %
2018	74.544.234	853.920	11,5	1,6 %
2017	74.156.066	835.703	11,3	1,7 %
2016	73.353.040	813.198	11,1	-3,0 %
2015	72.428.709	827.935	11,4	-

Quelle: Auswertung BAS

### 3.1.3.3 Entwicklung der Morbiditätsdaten in den BJs 2020/2021 im Vergleich zu den Vorjahren

Tabelle 7 zeigt die Entwicklung der Krankenhausaufenthalte (gemessen an der Anzahl der an das BAS gemeldeten Hauptdiagnosen) in den Berichtsjahren 2017-2021.



Tabelle 7: Anzahl Krankenhausaufenthalte (Hauptdiagnosen) im Zeitverlauf

Berichtsjahr	Anzahl Versicherte insgesamt	Anzahl KH-Aufenthalte	Anzahl Versicherte mit mind. einer Hauptdiagnose	KH-Fälle je 1.000 Versicherte*	Veränderungsrate der KH-Fälle zum Vorjahr
2021	75.233.862	17.072.975	10.745.299	226,9	-0,4 %
2020	74.977.542	17.080.221	10.725.086	227,8	-12,7 %
2019	74.923.734	19.553.395	12.084.408	261,0	-0,3 %
2018	74.544.234	19.506.155	12.070.239	261,7	-1,1 %
2017	74.156.066	19.625.204	12.112.996	264,6	-

Quelle: Auswertung BAS; \*) Bezogen auf die Gesamtversichertenzahl; HD = Hauptdiagnose; VRate = Veränderungsrate; KH = Krankenhaus

Die Krankenhausaufenthalte waren im ersten Pandemiejahr (BJ 2020) gegenüber dem Vorjahr stark rückläufig. Sie sanken von einem Niveau von ca. 19,5 Mio. Aufenthalten vor der Covid-19-Pandemie auf ca. 17,1 Mio. im ersten Pandemiejahr. Die Anzahl der Versicherten mit mindestens einem Krankenhausaufenthalt sank ebenfalls von ca. 12,1 Mio. auf ca. 10,7 Mio. Versicherte. Dementsprechend sank die Anzahl der Krankenhausfälle je 1.000 Versicherte von 261 auf 227,8 Fälle. Dies entspricht einer Abnahme gegenüber dem Vorjahr um 12,7 %. Im zweiten Pandemiejahr sank die Anzahl der Krankenhausfälle gegenüber dem Vorjahr nochmals um 0,4 %.

Die zuvor gezeigte Entwicklung der Krankenhausfälle wurde in der Tabelle 8 auf Ebene der ICD-Kode-Gruppen gemäß dem ICD-10-GM-Katalog weiter ausdifferenziert. Es zeigt sich, dass die Anzahl der stationären Diagnosen im ersten Pandemiejahr in allen ICD-Kode-Gruppen, mit Ausnahme der Gruppe U00-U99 (Schlüsselnummern für besondere Zwecke), leicht bis sehr stark gesunken ist. Zur Gruppe U00-U99 gehören insbesondere die im Zuge der Covid-19-Pandemie neu eingeführten COVID-19-Kodes. Den höchsten Rückgang (-28,7 %) weist die Gruppe A00-B99 „Bestimmte infektiöse und parasitäre Krankheiten“ auf. Ebenfalls starke Rückgänge erfolgen im Bereich der „Krankheiten des Ohres und des Warzenfortsatzes“ (H60-H95), der „Symptome und abnorme klinische und Laborbefunde, die anderenorts nicht klassifiziert sind“ (R00-R99), der „Krankheiten der Haut und der Unterhaut“ (L00-L99), sowie der „Krankheiten des Atmungssystems“ (J00-J99). Die geringsten Rückgänge finden sich in den Bereichen „Faktoren, die den Gesundheitszustand beeinflussen und zur Inanspruchnahme des Gesundheitswesens führen“ (Z00-Z99), „Bestimmte Zustände, die ihren Ursprung in der Perinatalperiode haben“ (P00-P96) und im Bereich der „Neubildungen“ (C00-D48). Im zweiten Pandemiejahr sind nur noch geringe Rückgänge in einzelnen Gruppen zu verzeichnen, in den meisten Gruppen finden sich wieder leichte Anstiege der stationären Diagnosen im Vergleich zum Vorjahr. Die Schlüsselnummern für besondere Zwecke steigen aufgrund der dort abgebildeten Covid-19-Diagnostik stark an.

Tabelle 8: Anzahl stationärer Behandlungen (Hauptdiagnosen) nach ICD-Kode-Gruppen im Zeitverlauf

ICD-Kodes	Bezeichnung	Veränderung gegenüber dem Vorjahr			
		BJ 2018	BJ 2019	BJ 2020	BJ 2021
A00-B99	Bestimmte infektiöse und parasitäre Krankheiten	1,1 %	0,1 %	-28,7 %	0,7 %
C00-D48	Neubildungen	1,5 %	1,5 %	-6,8 %	0,3 %
D50-D90	Krankheiten des Blutes und der blutbildenden Organe sowie bestimmte Störungen mit Beteiligung des Immunsystems	-0,2 %	0,3 %	-10,9 %	-0,5 %
E00-E90	Endokrine, Ernährungs- und Stoffwechselkrankheiten	2,2 %	-2,3 %	-14,1 %	0,2 %
F00-F99	Psychische und Verhaltensstörungen	-0,6 %	-0,5 %	-13,8 %	2,3 %
G00-G99	Krankheiten des Nervensystems	-3,0 %	0,0 %	-15,6 %	0,3 %
H00-H59	Krankheiten des Auges und der Augenanhangsgebilde	-0,8 %	0,3 %	-15,9 %	0,9 %
H60-H95	Krankheiten des Ohres und des Warzenfortsatzes	-2,3 %	1,3 %	-22,2 %	-4,9 %
I00-I99	Krankheiten des Kreislaufsystems	-2,3 %	2,0 %	-11,0 %	-0,8 %
J00-J99	Krankheiten des Atmungssystems	1,0 %	-2,5 %	-18,0 %	-1,2 %
K00-K93	Krankheiten des Verdauungssystems	0,1 %	1,6 %	-13,3 %	-0,6 %
L00-L99	Krankheiten der Haut und der Unterhaut	-1,8 %	-0,3 %	-18,6 %	-3,5 %
M00-M99	Krankheiten des Muskel-Skelett-Systems und des Bindegewebes	-2,8 %	0,0 %	-16,1 %	-1,4 %
N00-N99	Krankheiten des Urogenitalsystems	1,3 %	1,0 %	-9,7 %	0,3 %
O00-O99	Schwangerschaft, Geburt und Wochenbett	-0,5 %	-1,5 %	-4,5 %	1,1 %
P00-P96	Bestimmte Zustände, die ihren Ursprung in der Perinatalperiode haben	-1,6 %	0,0 %	-0,9 %	1,7 %
Q00-Q99	Angeborene Fehlbildungen, Deformitäten und Chromosomenanomalien	1,7 %	0,7 %	-10,2 %	2,4 %
R00-R99	Symptome und abnorme klinische und Laborbefunde, die anderenorts nicht klassifiziert sind	-1,7 %	-0,3 %	-19,9 %	0,4 %
S00-T98	Verletzungen, Vergiftungen und bestimmte andere Folgen äußerer Ursachen	0,5 %	-0,4 %	-9,1 %	-1,5 %
V01-Y84	Äußere Ursachen von Morbidität und Mortalität	-	-	-	-
Z00-Z99	Faktoren, die den Gesundheitszustand beeinflussen und zur Inanspruchnahme des Gesundheitswesens führen	-0,7 %	-1,0 %	-1,9 %	3,7 %
U00-U99	Schlüsselnummern für besondere Zwecke	81,3 %	16,3 %	8,3 %	145,2 %

Quelle: Auswertung BAS

Tabelle 9 zeigt die Entwicklung der vertragsärztlichen Diagnosen je Versicherten, gemessen an der Anzahl der Diagnosen in den BJs 2017-2021, im Vergleich zum jeweiligen Vorjahr.

Tabelle 9: Anzahl vertragsärztlicher Fälle (Diagnosen) je Versicherten im Zeitverlauf

Berichtsjahr	Anzahl Versicherte insgesamt	Anzahl vertragsärztliche Diagnosen	Anzahl Versicherte mit mind. einer Diagnose	Anzahl Diagnosen je Versicherten*	VRate der vertragsärztlichen Diagnosen zum Vorjahr
2021	75.233.862	2.697.345.935	69.928.933	35,9	4,7 %
2020	74.977.542	2.567.215.250	68.654.674	34,2	1,9 %
2019	74.923.734	2.517.928.819	68.995.887	33,6	2,0 %
2018	74.544.234	2.456.596.346	68.813.451	33,0	2,0 %
2017	74.156.066	2.396.678.241	68.200.567	32,3	-

Quelle: Auswertung BAS; \*) Bezogen auf die Gesamtversichertenzahl; VRate = Veränderungsrate

Die Anzahl der Diagnosen aus der vertragsärztlichen Versorgung wies im ersten Pandemiejahr 2020 im Vergleich zu den vorpandemischen Berichtsjahren keine besonderen Auffälligkeiten auf – sie ist von rund 2,52 Mrd. im Vorjahr auf 2,57 Mrd. und somit um rund 45 Mio Diagnosen gestiegen. In den

vorpandemischen BJs gab es jeweils einen jährlichen Zuwachs von rund 60 Mio. Diagnosen. Im zweiten Pandemiejahr hingegen stieg die Anzahl der gemeldeten Diagnosen mit 130 Mio. Fällen deutlich stärker an.

Die Entwicklung der in der ambulanten Versorgung kodierten Diagnosen wurde ebenfalls auf Ebene der ICD-Kode-Gruppen gemäß dem ICD-10-GM-Katalog weiter ausdifferenziert (Tabelle 10). Dabei zeigen sich im ersten Pandemiejahr starke Rückgänge in den Gruppen H00-H59 „Krankheiten des Auges und der Augenanhangsgebilde“, H60-H95 „Krankheiten des Ohres und des Warzenfortsatzes“ und J00-J99 „Krankheiten des Atmungssystems“. Auffällig ist erneut die starke Steigerung der Gruppe U00-U99, welche die COVID-19-ICD-Kodes enthält. Die Steigerung in dieser Gruppe ist letztlich dafür verantwortlich, dass die Anzahl der insgesamt gemeldeten vertragsärztlichen Diagnosen im BJ 2020 nicht rückläufig war. Im BJ 2021 verzeichnen dann nahezu alle Gruppen wieder dem Vorpandemieniveau entsprechende Zuwächse, auch in diesem BJ steigt die Gruppe U00-U99 (getrieben durch die COVID-19-ICD-Kodes) erneut deutlich an, was letztlich die insgesamt hohe Veränderungsrate der Gesamtzahl der vertragsärztlichen Diagnosen erklärt.

Tabelle 10: Anzahl ambulanter Behandlungen (vertragsärztlicher Diagnosen) nach ICD-Kode-Gruppen im Zeitverlauf

ICD-Kodes	Bezeichnung	Veränderung gegenüber dem Vorjahr			
		BJ 2018	BJ 2019	BJ 2020	BJ 2021
A00-B99	Bestimmte infektiöse und parasitäre Krankheiten	3,6 %	-0,5 %	-10,8 %	-1,7 %
C00-D48	Neubildungen	2,4 %	2,5 %	-2,2 %	3,2 %
D50-D90	Krankheiten des Blutes und der blutbildenden Organe sowie bestimmte Störungen mit Beteiligung des Immunsystems	0,6 %	1,3 %	-2,8 %	2,0 %
E00-E90	Endokrine, Ernährungs- und Stoffwechselkrankheiten	0,8 %	1,2 %	-1,6 %	2,4 %
F00-F99	Psychische und Verhaltensstörungen	2,1 %	2,1 %	-0,3 %	2,7 %
G00-G99	Krankheiten des Nervensystems	2,5 %	2,8 %	-0,7 %	3,8 %
H00-H59	Krankheiten des Auges und der Augenanhangsgebilde	0,0 %	1,0 %	-7,8 %	1,3 %
H60-H95	Krankheiten des Ohres und des Warzenfortsatzes	0,9 %	1,6 %	-10,4 %	1,9 %
I00-I99	Krankheiten des Kreislaufsystems	1,5 %	0,8 %	-1,6 %	1,6 %
J00-J99	Krankheiten des Atmungssystems	2,2 %	-3,4 %	-12,1 %	-5,2 %
K00-K93	Krankheiten des Verdauungssystems	1,7 %	0,6 %	-3,8 %	1,5 %
L00-L99	Krankheiten der Haut und der Unterhaut	1,1 %	0,6 %	-4,2 %	1,6 %
M00-M99	Krankheiten des Muskel-Skelett-Systems und des Bindegewebes	0,9 %	1,6 %	-2,4 %	2,4 %
N00-N99	Krankheiten des Urogenitalsystems	0,4 %	0,4 %	-3,9 %	0,7 %
O00-O99	Schwangerschaft, Geburt und Wochenbett	2,4 %	1,2 %	0,4 %	0,0 %
P00-P96	Bestimmte Zustände, die ihren Ursprung in der Perinatalperiode haben	1,6 %	-0,3 %	1,7 %	4,1 %
Q00-Q99	Angeborene Fehlbildungen, Deformitäten und Chromosomenanomalien	1,8 %	1,6 %	-1,7 %	2,8 %
R00-R99	Symptome und abnorme klinische und Laborbefunde, die anderenorts nicht klassifiziert sind	2,7 %	1,4 %	-2,3 %	4,6 %
S00-T98	Verletzungen, Vergiftungen und bestimmte andere Folgen äußerer Ursachen	2,8 %	-0,5 %	-5,1 %	5,7 %
V01-Y84	Äußere Ursachen von Morbidität und Mortalität	2,3 %	8,8 %	0,0 %	10,7 %

ICD-Kodes	Bezeichnung	Veränderung gegenüber dem Vorjahr			
		BJ 2018	BJ 2019	BJ 2020	BJ 2021
Z00-Z99	Faktoren, die den Gesundheitszustand beeinflussen und zur Inanspruchnahme des Gesundheitswesens führen	4,0 %	3,6 %	33,2 %	7,9 %
U00-U99	Schlüsselnummern für besondere Zwecke	-3,4 %	7,2 %	1229,3 %	239,5 %

Quelle: Auswertung BAS

### 3.1.3.4 Auswirkungen auf das verwendete Klassifikationssystem

Nachfolgend wird der Einfluss der Datenmeldungen auf die Kennzahlen des Klassifikationssystems dargestellt und analysiert. Dazu wird in den folgenden Tabellen die Entwicklung der Kennzahlen R<sup>2</sup> und CPM für die unterschiedlichen Klassifikationsmodelle auf unterschiedlichen Datenmeldungen verglichen.<sup>4</sup>

In Tabelle 11 wird zunächst der strukturelle Aufbau der nachfolgenden Tabellen dargestellt.

Tabelle 11: Entwicklung der Modellkennzahlen – Tabellenstruktur

Datengrundlage		Klassifikationsmodelle (nach Ausgleichsjahr)			
Meldejahr	KM/EM	2021	2022	2023	2024
2019	2017/2018	FL <sub>2021</sub>			
2020	2018/2019	GLB I <sub>2021</sub>	FL <sub>2022</sub>		
2021	2019/2020	GLB IV <sub>2021</sub>	GLB I <sub>2022</sub>	FL <sub>2023</sub>	
2022	2020/2021	JA <sub>2021</sub>	GLB IV <sub>2022</sub>	GLB I <sub>2023</sub>	FL <sub>2024</sub>

Quelle: Darstellung BAS

In den Spalten der Tabelle werden die einzelnen Klassifikationsmodelle nach Ausgleichsjahr abgetragen. Die Zeilen repräsentieren die Datenmeldungen, auf denen die Klassifikationsmodelle gültig sind und die im Verfahren des RSA angewendet werden.

Ein Klassifikationsmodell bleibt – beginnend mit den Arbeiten zur Festlegung bis hin zur Durchführung des Jahresausgleichs – immer für vier Meldejahre gültig, d. h. für vier Datenmeldejahre werden die entsprechenden Zuordnungslisten im Rahmen der Festlegung (bzw. durch entsprechende technische Anpassungen) definiert. Dies wird in Tabelle 11 exemplarisch am Klassifikationsmodell für das in diesem Gutachten betrachtete Ausgleichsjahr 2021 in der ersten Spalte dargestellt:

- Mit den Daten des Meldejahres 2019 (d. h. der Korrekturmeldung (KM) der Daten für das Berichtsjahr 2017 (Morbiditätsdaten) sowie der Erstmeldung (EM) der Daten für das Berichtsjahr 2018 (Leistungsdaten)) erfolgten die Analysen zur Weiterentwicklung des Klassifikationsmodells, die letztlich in der Festlegung des Klassifikationsmodells für das Ausgleichsjahr 2021 (FL<sub>2021</sub>) im September 2020 verwendet wurden.
- Der Grundlagenbescheid I für das Ausgleichsjahr 2021 (GLB I<sub>2021</sub>) basiert auf den Daten des nächsten Meldejahres 2020 (2018 KM/2019 EM), die ab August 2020 zur Verfügung standen.
- Im Verlauf des Abschlagsverfahrens erfolgte für die Berechnungen zum Grundlagenbescheid IV (GLB IV<sub>2021</sub>) im Frühjahr 2022 der Umstieg auf die nächste verfügbare Datenbasis, die Daten des Meldejahres 2021 (2019 KM/2020 EM).

<sup>4</sup> Auf eine Darstellung des absoluten MAPEs wird verzichtet, da diese Kennzahl nicht über unterschiedliche Datenmeldungen hinweg vergleichbar ist.

- Für den Jahresausgleich (JA<sub>2021</sub>) für das Ausgleichsjahr 2021 wurden dann die Datenmeldungen des Meldejahres 2022 (2020 KM/2021 EM) verwendet.

Für diese vierjährigen Verwendungszyklen der Klassifikationsmodelle (die jeweils in einer Spalte untereinanderstehen) lassen sich Modellkennzahlen berechnen, die sowohl zwischen den einzelnen Meldejahren als auch zwischen den einzelnen in den Tabellenspalten abgetragenen Klassifikationsmodellen vergleichbar sind und in Tabelle 12 bis Tabelle 15 dargestellt werden.

Die dargestellten Klassifikationsmodelle für die Ausgleichsjahre 2011 bis einschließlich 2020 basieren auf dem bei Einführung des RSA gültigen Modell mit Krankheitsauswahl und der Beschränkung auf 80 Auswahlkrankheiten im Modell. Ab dem Ausgleichsjahr 2021 wurden die Ergebnisse der RSA-Reform umgesetzt. Die Modelle ab dem AJ 2021 basieren daher auf der Berücksichtigung des vollständigen Krankheitsspektrums und enthalten zudem als neue Modellbestandteile den (Hoch-)Risikopool (RP) und die Regionalkomponente mit den RGGs. Bei der gewählten Darstellung ist zu beachten, dass aus Gründen der besseren Vergleichbarkeit alle Modelle ohne den erst für das AJ 2021 eingeführten HMG-Ausschluss sowie ohne die 75 %-Regel im Regionalmodell gerechnet wurden. Der Risikopool wird dagegen in allen Modellen berücksichtigt, auch wenn dieser eigentlich nur bei Festlegung und Jahresausgleich zum Tragen kommt und im realen Abschlagsverfahren (Grundlagenbescheide I bis IV) nicht zur Anwendung kommt. Auch wurde auf die Nullsetzung negativer Schätzer und die Zusammenlegung von Hierarchieverletzungen verzichtet. Insgesamt fallen – insbesondere durch den Verzicht auf HMG-Ausschluss und 75 %-Regel – die dargestellten Kennzahlen höher aus als in den nachfolgend im Rahmen dieses Gutachtens betrachteten Jahresausgleichsmodellen.

In den Tabellen werden die Datenmeldungen ab dem Meldejahr 2012 dargestellt. Dies ist das erste Jahr in dem eine Vollerhebung der Versichertendaten verwendet wurde. Auf den Daten des Meldejahres 2012 wurden der Jahresausgleich für das Ausgleichsjahr 2011, der Grundlagenbescheid IV für das Ausgleichsjahr 2012 und der Grundlagenbescheid I für das Ausgleichsjahr 2013 berechnet. Zudem erfolgten die Auswertungen für die Erstellung der Festlegung für das Ausgleichsjahr 2014 auf diesen Daten. Die Daten der vorangegangenen Meldejahre (Versichertenstichprobe) werden aus Gründen der Übersichtlichkeit an dieser Stelle nicht ausgewiesen. Die von den Auswirkungen der Covid-19-Pandemie betroffenen Meldejahre 2021 und 2022 sind in den Tabellen orange hinterlegt.

Im Meldejahr 2021 sind zunächst nur die Leistungsausgaben der Versicherten, die der Erstmeldung des Berichtsjahres 2020 entstammen, durch die Pandemieauswirkungen betroffen. Die in den Modellen prospektiv mit diesen Leistungsausgaben verknüpften Morbiditätsdaten stammen aus der Korrekturmeldung des Berichtsjahres 2019 und sind damit noch unbeeinflusst von Pandemieauswirkungen. Dies gilt im aktuell verwendeten Meldejahr 2022 nicht mehr. Hier werden die Leistungsausgaben aus dem Berichtsjahr 2021 mit den Morbiditätsdaten des Berichtsjahres 2020 verknüpft, sodass alle verwendeten Daten aus dem Pandemiezeitraum stammen.

Tabelle 12 zeigt die Entwicklung der Kennzahl  $R^2$  im Zeitverlauf. Beginnend mit dem Ausgleichsjahr 2011 zeigt sich jeweils eine Verbesserung der Modellkennzahlen der weiterentwickelten Klassifikationsmodelle auf der gleichen Datenbasis. Bezogen auf die einzelnen Meldejahre zeigen sich Schwankungen der Vorhersagegenauigkeit. Diese Schwankungen erfolgen jedoch für alle auf der jeweiligen Datenbasis definierten Klassifikationsmodelle gleichmäßig. So nehmen in den Meldejahren 2013 und 2014 die Kennzahlen aller definierten Klassifikationsmodelle ab (ca. -0,5 PP in 2013, ca. -1,5 PP in 2014), ab dem Meldejahr 2015 steigen sie dann gleichmäßig wieder an. Im ersten von der Covid-19-Pandemie betroffenen

Meldejahr 2021 ergeben sich jedoch differenzierte Auswirkungen auf die für dieses Meldejahr definierten Modelle. Das Modell für das Ausgleichsjahr 2020, das als letztes Modell noch auf dem „alten“ Krankheitsauswahlmodell ohne Risikopool und Regionalkomponente basiert, erleidet einen merklichen Einbruch des  $R^2$  (-2,32 PP), demgegenüber steigt das  $R^2$  der auf dem Vollmodell mit Risikopool und Regionalkomponente basierenden Modelle (Ausgleichsjahr 2021 ff.) auf der gleichen Datenmeldung deutlich an (+4,32 PP). Der Anstieg des  $R^2$  setzt sich für diese Modelle auch im Meldejahr 2022 tendenziell fort, die Modelle weisen einheitlich weitere leichte Verbesserungen gegenüber der Vorjahresmeldung auf.

Dass die Modelle ab dem Ausgleichsjahr 2021 dennoch durch die Auswirkungen der Covid-19-Pandemie betroffen sind, wird erst bei der Betrachtung der Entwicklung des  $R^2$  ohne Berücksichtigung des Risikopools deutlich, die in Tabelle 13 dargestellt wird. Ohne Berücksichtigung des Risikopools ist auch für die Modelle ab dem AJ 2021 ein Rückgang des  $R^2$  zu verzeichnen, der mit -1,55 Prozentpunkte im Meldejahr 2021 zwar geringer ausfällt als die Verschlechterung des „alten“ Modells zum Ausgleichsjahr 2020 (-2,32 PP), aber durchaus merklich ist. Im Meldejahr 2022 ergibt sich dann eine weitere, allerdings nur geringfügige, Verschlechterung des  $R^2$  dieser Modelle.

Tabelle 12: Entwicklung R<sup>2</sup> nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage

Datengrundlage		Klassifikationsmodelle (nach Ausgleichsjahr)												
Meldejahr	KM/EM	Krankheitsauswahl (80 Krankheiten)										Vollmodell, Risikopool & RGG		
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
2012	2010/2011	<b>23,86 %</b>	24,17 %	24,70 %	24,80 %									
2013	2011/2012		<b>23,63 %</b>	24,18 %	24,31 %	25,04 %								
2014	2012/2013			<b>22,65 %</b>	22,78 %	23,41 %	23,41 %							
2015	2013/2014				<b>23,97 %</b>	24,73 %	24,72 %	24,77 %						
2016	2014/2015					<b>24,62 %</b>	24,61 %	24,69 %	25,41 %					
2017	2015/2016						<b>24,89 %</b>	24,94 %	25,84 %	25,96 %				
2018	2016/2017							<b>25,14 %</b>	26,11 %	26,33 %	26,87 %			
2019	2017/2018								<b>25,77 %</b>	26,16 %	26,70 %	53,94 %		
2020	2018/2019									<b>26,49 %</b>	27,11 %	53,79 %	53,81 %	
2021	2019/2020										<b>24,79 %</b>	58,16 %	58,18 %	59,81 %
2022	2020/2021											<b>58,31 %</b>	58,34 %	60,06 %

Quelle: Auswertung BAS

Tabelle 13: Entwicklung R<sup>2</sup> (ohne Risikopool) nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage

Datengrundlage		Klassifikationsmodelle (nach Ausgleichsjahr)												
Meldejahr	KM/EM	Krankheitsauswahl (80 Krankheiten)										Vollmodell & RGG		
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
2012	2010/2011	<b>23,86 %</b>	24,17 %	24,70 %	24,80 %									
2013	2011/2012		<b>23,63 %</b>	24,18 %	24,31 %	25,04 %								
2014	2012/2013			<b>22,65 %</b>	22,78 %	23,41 %	23,41 %							
2015	2013/2014				<b>23,97 %</b>	24,73 %	24,72 %	24,77 %						
2016	2014/2015					<b>24,62 %</b>	24,61 %	24,69 %	25,41 %					
2017	2015/2016						<b>24,89 %</b>	24,94 %	25,84 %	25,96 %				
2018	2016/2017							<b>25,14 %</b>	26,11 %	26,33 %	26,87 %			
2019	2017/2018								<b>25,77 %</b>	26,16 %	26,70 %	27,12 %		
2020	2018/2019									<b>26,49 %</b>	27,11 %	27,56 %	27,59 %	
2021	2019/2020										<b>24,79 %</b>	26,01 %	26,04 %	29,49 %
2022	2020/2021											<b>25,45 %</b>	25,47 %	28,72 %

Quelle: Auswertung BAS

Tabelle 14 zeigt die Entwicklung des CPM der Klassifikationsmodelle auf. Im Vergleich zum  $R^2$  reagiert das CPM weniger volatil auf Veränderungen der Datenbasis. Dennoch zeigen sich in der Entwicklung dieser Kennzahl – wenn auch abgeschwächt – korrespondierende Schwankungen der Modellgüte über die jeweiligen Meldejahre. Bezogen auf die beiden durch die Covid-19-Pandemie betroffenen Meldejahre 2021 und 2022 sinkt das CPM im Gegensatz zum  $R^2$  für alle betrachteten Modelle (also auch die „neuen“ Modelle ab dem Ausgleichsjahr 2021 mit voller Krankheitsauswahl, Risikopool und Regionalkomponente) im Meldejahr 2021 leicht ab (-0,19 PP für AJ 2021 und AJ 2022), um dann im Meldejahr 2022 wieder annähernd auf das Niveau des Meldejahres 2020 anzusteigen (+0,13 bis +0,2 PP für AJ 2021 bis AJ 2023). Die CPM-Werte der „neuen“ Modelle ab dem Ausgleichsjahr 2021 bleiben dabei durchgehend deutlich besser als die der „alten“ Modelle mit Krankheitsauswahl und ohne Risikopool und Regionalkomponente.

Tabelle 15 stellt die Entwicklung des CPM für alle betrachteten Ausgleichsjahre ohne Berücksichtigung des Risikopools dar. Analog zur Betrachtung der  $R^2$ -Werte ohne Risikopool fallen in diesem Szenario auch die CPM-Werte in beiden pandemiebetroffenen Meldejahren ab – im Meldejahr 2021 deutlicher (ca. -0,75 PP), im Meldejahr 2022 nur noch geringfügig (-0,12 PP für AJ 2021 und AJ 2022, -0,04 PP für das AJ 2023). Die resultierenden Werte bleiben jedoch auch in dieser Betrachtung mit der pandemiebeeinflussten Datenbasis noch höher als die aller „alten“ Modellvarianten (auch auf unbeeinflussten Daten).



Tabelle 14: Entwicklung CPM nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage

Datengrundlage		Klassifikationsmodelle (nach Ausgleichsjahr)												
Meldejahr	KM/EM	Krankheitsauswahl (80 Krankheiten)										Vollmodell, Risikopool & RGG		
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
2012	2010/2011	<b>22,60 %</b>	22,95 %	23,37 %	23,42 %									
2013	2011/2012		<b>23,11 %</b>	23,54 %	23,62 %	23,80 %								
2014	2012/2013			<b>23,32 %</b>	23,39 %	23,59 %	23,51 %							
2015	2013/2014				<b>23,73 %</b>	23,93 %	23,83 %	23,79 %						
2016	2014/2015					<b>23,95 %</b>	23,84 %	23,81 %	23,88 %					
2017	2015/2016						<b>24,09 %</b>	24,05 %	24,13 %	24,18 %				
2018	2016/2017							<b>24,15 %</b>	24,23 %	24,30 %	24,72 %			
2019	2017/2018								<b>24,25 %</b>	24,32 %	24,78 %	28,27 %		
2020	2018/2019									<b>24,37 %</b>	24,86 %	28,54 %	28,58 %	
2021	2019/2020										<b>24,37 %</b>	28,35 %	28,39 %	29,59 %
2022	2020/2021											<b>28,48 %</b>	28,53 %	29,79 %

Quelle: Auswertung BAS

Tabelle 15: Entwicklung CPM (ohne Risikopool) nach Klassifikationsmodell und Datengrundlage

Datengrundlage		Klassifikationsmodelle (nach Ausgleichsjahr)												
Meldejahr	KM/EM	Krankheitsauswahl (80 Krankheiten)										Vollmodell & RGG		
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
2012	2010/2011	<b>22,60 %</b>	22,95 %	23,37 %	23,42 %									
2013	2011/2012		<b>23,11 %</b>	23,54 %	23,62 %	23,80 %								
2014	2012/2013			<b>23,32 %</b>	23,39 %	23,59 %	23,51 %							
2015	2013/2014				<b>23,73 %</b>	23,93 %	23,83 %	23,79 %						
2016	2014/2015					<b>23,95 %</b>	23,84 %	23,81 %	23,88 %					
2017	2015/2016						<b>24,09 %</b>	24,05 %	24,13 %	24,18 %				
2018	2016/2017							<b>24,15 %</b>	24,23 %	24,30 %	24,72 %			
2019	2017/2018								<b>24,25 %</b>	24,32 %	24,78 %	25,88 %		
2020	2018/2019									<b>24,37 %</b>	24,86 %	25,98 %	26,03 %	
2021	2019/2020										<b>24,37 %</b>	25,21 %	25,27 %	26,60 %
2022	2020/2021											<b>25,09 %</b>	25,15 %	26,56 %

Quelle: Auswertung BAS

Die voranstehenden Auswertungen zeigen, dass auch in dem für dieses Gutachten genutzten Meldejahr 2022 die verwendete Datengrundlage merklich von den Auswirkungen der Covid-19-Pandemie betroffen ist. Ein Pandemieeffekt lässt sich dabei sowohl bezogen auf die Leistungsausgaben (BJ 2021) als auch auf die Morbiditätsdaten (BJ 2020) feststellen. Tendenziell scheinen sich die Auswirkungen der Covid-19-Pandemie jedoch im zweiten Pandemiejahr im Vergleich zum Vorjahr etwas abzuschwächen, was sowohl an der Entwicklung der aktuellen Leistungsausgaben als auch an der Entwicklung der Erstmeldungen der Morbiditätsdaten für das Berichtsjahr 2021 ersichtlich wird.

Die pandemiebedingten Veränderungen der Datenbasis spiegeln sich auch in der Modellerklärungskraft der auf diesen Daten berechneten Klassifikationsmodelle wider. Die auf den aktuell genutzten Daten feststellbaren Schwankungen sind im Zeitverlauf allerdings nicht ungewöhnlich. Vergleichbare Effekte sind auch schon in früheren Meldejahren aufgetreten, ohne die Weiterentwicklung und Durchführung des Verfahrens nachteilig zu beeinflussen. Insbesondere die neueren Klassifikationsmodelle auf Basis des Vollmodells mit Regionalkomponente und Risikopool erweisen sich gegenüber den beschriebenen Änderungen der Datenbasis als sehr robust. Hier scheint vor allem der mit dem Ausgleichsjahr 2021 neu eingeführte Risikopool merklich zur Stabilisierung der Modelle beizutragen. Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse erscheint die Verwendbarkeit der vorliegenden Datenmeldungen für die in diesem Gutachten vorgenommenen Untersuchungen auf Basis des Jahresausgleichs 2021 weitgehend unproblematisch, insbesondere unter dem vom Ordnungsgeber vorgegebenen Zeitrahmen.

Dennoch ist bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen, dass diese eben nicht auf einer regulären, von externen Effekten unbeeinflussten Datenbasis entstanden sind, sondern gerade im Bereich der betrachteten Morbiditätsdaten deutliche Auswirkungen der Covid-19-Pandemie sichtbar werden. Die Ergebnisse sollten daher mit Vorsicht interpretiert und ggf. zu einem späteren Zeitpunkt noch einmal überprüft werden. Dies sollte z. B. im Rahmen der regulären Evaluation des RSAs durch den Wissenschaftlichen Beirat erfolgen. Hierbei ist darauf zu achten, dass der zeitliche Abstand zur Covid-19-Pandemie groß genug ausfällt, damit die dann zu verwendende Datenbasis tatsächlich unbeeinflusst von der Covid-19-Pandemie ist. Die im Jahr 2024 anstehende reguläre Evaluation erscheint hierfür nicht geeignet.

## 3.2 Deskriptive Statistiken der versichertenbezogenen Merkmale

Nach der unter Abschnitt 3.1.1 beschriebenen Eingrenzung der versichertenbezogenen Daten aus den RSA-Datenmeldungen stehen die Merkmale von insgesamt 75,23 Mio. Versicherten für weitere Auswertungen zu Verfügung. Von den genannten Personen sind 74,87 Mio. (mit 72,96 Mio. VJ) anhand ihres Wohnortmerkmals im Berichtsjahr 2021 einem Kreis bzw. einer kreisfreien Stadt zuordenbar (vgl. Tabelle 16). 360.035 Versicherte (0,23 Mio. VJ) lassen sich dagegen keinem inländischen Wohnkreis zuordnen. Es handelt sich hierbei um Personen, die in der Regionalkomponente der Gruppe „Ausland/unbekannt“ zugerechnet werden. Bezogen auf ihre demografischen Eigenschaften sowie ihre Ausgaben- und Morbiditätsstruktur unterscheiden sich die nicht zuordenbaren Versicherten z. T. deutlich von der Population, die sich in einen inländischen Wohnkreis verorten lässt. Da sich die anstehenden Analysen zu den regionalen Verteilungswirkungen auf die Landkreise und kreisfreien Städte in Deutschland beziehen, soll an dieser Stelle auf die Eigenschaften der zuordenbaren Personen eingegangen werden. Die Werte für die Gruppe „Ausland/unbekannt“ sowie die Werte für die Gesamtpopulation werden aber ebenfalls in der folgenden Tabelle aufgeführt.

Tabelle 16: Charakteristika der ausgewerteten versichertenbezogenen Merkmale

		Wohnort		gesamt
		einem Kreis zuordenbar	Ausland/ unbekannt	
<b>Versicherte (2021)</b>		74.873.347	360.035	75.233.382
<b>Versichertentage (2021)</b>		26.629.321.245	85.404.567	26.714.725.812
<b>mittlere Versichertentage je Versicherten (2021)</b>		355,7	237,2	355,1
<b>Versichertenjahre (2021)</b>		72.957.045	233.985	73.191.030
<b>mittleres Alter (2021)</b>		44,02	39,83	44,00
<b>Geschlecht (2021)</b>	Frauenanteil	51,71 %	36,67 %	51,64 %
	Männeranteil	48,29 %	63,33 %	48,36 %
	Fehlende Angabe/Sonstiges	0,0011 %	0,0017 %	0,0011 %
<b>Ausgaben (2021)</b>	mittlere LAoKG je Versicherten	3.089 €	602 €	3.077 €
	mittlere LAoKG je VJ	3.170 €	926 €	3.163 €
	Versicherte mit LAoKG < 100 €	7.350.067 (9,82 %)	257.649 (71,56 %)	7.607.716 (10,11 %)
	Versicherte mit LAoKG > 100.000 €	110.040 (0,15 %)	93 (0,03 %)	110.133 (0,15 %)
<b>HMGs (2020/2021)</b>	Versicherte ohne HMGs	22.793.385 (30,44 %)	290.741 (80,75 %)	23.084.126 (30,68 %)
	...mit 1 bis 3 HMGs	24.748.414 (33,05 %)	41.666 (11,57 %)	24.790.080 (32,95 %)
	...mit 4 bis 6 HMGs	12.635.890 (16,88 %)	14.692 (4,08 %)	12.650.582 (16,82 %)
	...mit 7 bis 9 HMGs	7.233.579 (9,66 %)	7.101 (1,97 %)	7.240.680 (9,62 %)
	...mit 10 bis 12 HMGs	3.991.569 (5,33 %)	3.408 (0,95 %)	3.994.977 (5,31 %)
	...mit 13 bis 15 HMGs	2.000.239 (2,67 %)	1.490 (0,41 %)	2.001.729 (2,66 %)
	...mit 16 oder mehr HMGs	1.470.271 (1,96 %)	937 (0,26 %)	1.471.208 (1,96 %)
	mittlere HMG-Anzahl	3,50	0,76	3,49
<b>Extrakorporale Blutreinigung (2020)</b>	Versicherte mit extrakorporaler Blutreinigung	83.434 (0,11 %)	88 (0,02 %)	83.522 (0,11 %)
<b>Bezug einer Erwerbsminderungsrente (2020)</b>	Versicherte mit mehr als 182 Tagen Erwerbsminderungsrente	1.891.471 (2,53 %)	3.519 (0,98 %)	1.894.990 (2,52 %)
<b>DMP (2021)</b>	Versicherte mit DMP-Einschreibung	8.273.969 (11,05 %)	8.402 (2,33 %)	8.282.371 (11,01 %)
<b>Sterbefälle (2021)</b>	Anzahl Sterbefälle	916.737	1.756	918.493
	rohe Sterberate (je 100.000)	1.224	488	1.221
	mittlere LAoKG im Sterbejahr	19.699 €	5.079 €	19.671 €
<b>Kassenwechsel (2021)</b>	Versicherte mit mehr als einer Krankenkasse (2021)	1.134.750 (1,52 %)	24.807 (6,89 %)	1.159.557 (1,54 %)
<b>Krankenhausaufenthalt (2020)</b>	Versicherte mit mind. einem Krankenhausaufenthalt (2020)	10.031.062 (13,40 %)	13.914 (3,86 %)	10.044.976 (13,35 %)

Quelle: Auswertung BAS

Das mittlere Alter der regional zuordenbaren Versicherten liegt im Jahr 2021 bei 44 Jahren. Die betrachtete Population weist einen Frauenanteil von 51,71 % auf.

Die mittleren im RSA berücksichtigungsfähigen LAoKG betragen im Jahr 2021 rund 3.089 €. Bezogen auf ein ganzes Versichertenjahr nehmen die Durchschnittsausgaben hingegen einen Wert von 3.170 € an.

Rund 9,82 % der Versicherten verursachen im Jahr 2021 Leistungsausgaben ohne Krankengeld von weniger als 100 €. Bei 0,15 % der Versicherten überschreiten die Leistungsausgaben den Schwellenwert für den Risikopool in Höhe von 100.000 €.

22,8 Mio. Versicherte (30,44 %) weisen – bezogen auf die Gruppierung mit den Daten der Jahre 2020 und 2021 mit dem Klassifikationsmodell 2021 – vor Anwendung des HMG-Ausschlusses keine HMG auf. Darunter befinden sich auch 87.576 Versicherte, die einer Kostenerstattergruppe zugeordnet werden und daher keine HMG-Zuordnung erhalten können. Die übrigen 52,1 Mio. Versicherten werden zu mindestens einer HMG zugeordnet. Die maximale HMG-Anzahl in der Gruppierung liegt bei 49. Allerdings stellen Fälle mit derart hohen HMG-Zahlen die absolute Ausnahme dar. Bei über 98 % der Versicherten liegt die HMG-Anzahl unter 16. Nur 0,007 % der Versicherten überschreiten die Grenze von 30 HMGs. Über alle Versicherten mit einem zuordenbaren Wohnort im Inland liegt die mittlere HMG-Anzahl bei 3,50.

Eine Dialyse oder andere Form der extrakorporalen Blutreinigung lässt sich im Jahr 2020 für 0,11 % der Versicherten verzeichnen. Einen längerfristigen Bezug einer EMR (der früheren RSA-Logik entsprechend mindestens 183 Tage im Jahr 2020) weisen etwa 2,53 % aller (einem Kreis zuordenbaren) Versicherten auf; mindestens einen DMP-Tag im Jahr 2021 rund 11,05 %.

Für 13,40 % der Versicherten lässt sich im Jahr 2020 mindestens ein Krankenhausaufenthalt feststellen. Auf diese Versicherten entfallen in Summe 17,1 Mio. Krankenhaushauptdiagnosen.

Auf Grundlage von 916.737 Sterbefällen, die sich im BJ 2021 einem inländischen Wohnort zuordnen lassen, ergibt sich eine rohe Sterberate von 1.224 Sterbefällen je 100.000 Versicherten. Die mittleren LAoKG lagen bei diesen Versicherten im Jahr des Versterbens bei 19.699 €.

Rund 1,52 % der Versicherten weisen im Jahr 2021 einen oder mehrere Wechsel ihrer Krankenkasse auf.

### 3.3 Regionale Variation der verwendeten Daten

In diesem Abschnitt werden die regionalen Charakteristika der RSA-Daten des BAS sowie weiterer öffentlich zugänglicher Daten, die im Kontext dieses Gutachtens von besonderer Relevanz sind, dargestellt. Betrachtet werden hierbei Daten zu Alter und Geschlecht (Abschnitt 3.3.1), zu Morbidität und Mortalität (Abschnitt 3.3.2), zu den Leistungsausgaben (Abschnitt 3.3.3) und zu regionalen Versorgungsstrukturen (Abschnitt 3.3.4). Eine Charakterisierung weiterer regionalstatistischer Merkmale, die vom BAS zur Abgrenzung der RGGs im Ausgleichsjahr 2021 herangezogen worden sind, erfolgt in Abschnitt 3.3.5.

Sofern die vorgestellten Daten einer Standardisierung unterzogen werden, erfolgt diese in Form einer direkten Altersstandardisierung über die GKV-weiten Besetzungszahlen von 20 Altersgruppen, die hinsichtlich ihrer Altersgrenzen den Alters- und Geschlechtsgruppen (AGGs) des RSA entsprechen. Falls eine Standardisierung der Daten erfolgt, wird dies in den entsprechenden Tabellen und Abbildungen explizit kenntlich gemacht.

Der Zeitbezug bei der Betrachtung einzelner Werte erfolgt grundsätzlich analog zur Systematik des RSA für alle Versicherten, die im Jahresausgleich 2021 berücksichtigt worden sind: Daten mit Morbiditätsbezug – HMG-Anzahl, Krankenhausaufenthalte, extrakorporale Blutreinigung und Anteil der Beziehenden einer EMR – beruhen auf dem dem Ausgleichsjahr vorangehenden Berichtsjahr (hier BJ 2020). Informationen zu Leistungsausgaben, Alter, Geschlecht, DMP-Einschreibung, Sterbefällen und Sterbealter beziehen sich auf das Ausgleichsjahr (hier BJ 2021).

Die Regionalzuordnung der ausgewerteten Merkmale erfolgt auf Grundlage des für das Jahr 2021 gemeldeten Wohnortes der Versicherten. Der Wohnort wird dabei auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte über die ersten fünf Stellen des in der Erstmeldung der SA 100 gemeldeten amtlichen Gemeindegemeinschaftsschlüssels (AGS) bestimmt. Dieser wird anhand des Gemeindeverzeichnis-Informationssystems des Statistischen Bundesamtes (GV-ISys, Stand 31. Mai 2022) plausibilisiert. Versicherte, denen kein Wohnort innerhalb der Bundesrepublik zuzuordnen ist, weil dieser der Krankenkasse zum Zeitpunkt des Datenabzugs nicht bekannt war oder weil sich die Versicherten im Jahr 2021 im Ausland aufhielten, werden dem hypothetischen Kreis „Ausland/unbekannt“ zugeordnet. Dieser wird von den folgenden deskriptiven Analysen auf Kreisebene ausgenommen. Hierdurch basiert die Betrachtung der regionalen Charakteristika der RSA-Daten auf der Grundgesamtheit von 74.873.347 den 400 Kreisen im Jahr 2021 zuordenbaren Personen (vgl. Abschnitt 3.2).

Neben den Indikatoren, die sich aus den versichertenbezogenen RSA-Daten zu Alter und Geschlecht, Morbidität und Mortalität sowie zu den Leistungsausgaben der GKV-Population (Abschnitte 3.3.1 bis 3.3.3) bestimmen lassen, werden auch die räumlichen Verteilungen der in diesem Gutachten verwendeten regionalstatistischen Indikatoren aus externen Quellen charakterisiert (Abschnitte 3.3.4 und 3.3.5). Hierbei wird auf die jeweils aktuellsten dem BAS zur Verfügung stehenden Daten abgestellt.

Zur Charakterisierung der räumlichen Verteilung der Merkmale wird auf verschiedene statistische Kennzahlen zurückgegriffen, die das Minimum, das Maximum, den (ungewichteten) Mittelwert, die Standardabweichung, den Median, den Variationskoeffizienten, das erste und dritte Quartil sowie den Interquartilsabstand der regionalen Verteilung über diese 400 Kreise umfassen. Vor diesem Hintergrund ist zu beachten, dass die ermittelten Verteilungsmaße über die Kreise ohne Gewichtung über die jeweiligen Versichertenzeiten ermittelt werden und daher bspw. die dargestellten Mittelwerte in aller Regel von den unter Abschnitt 3.2 – auf Grundlage aller Versicherten berechneten Werte – abweichen.

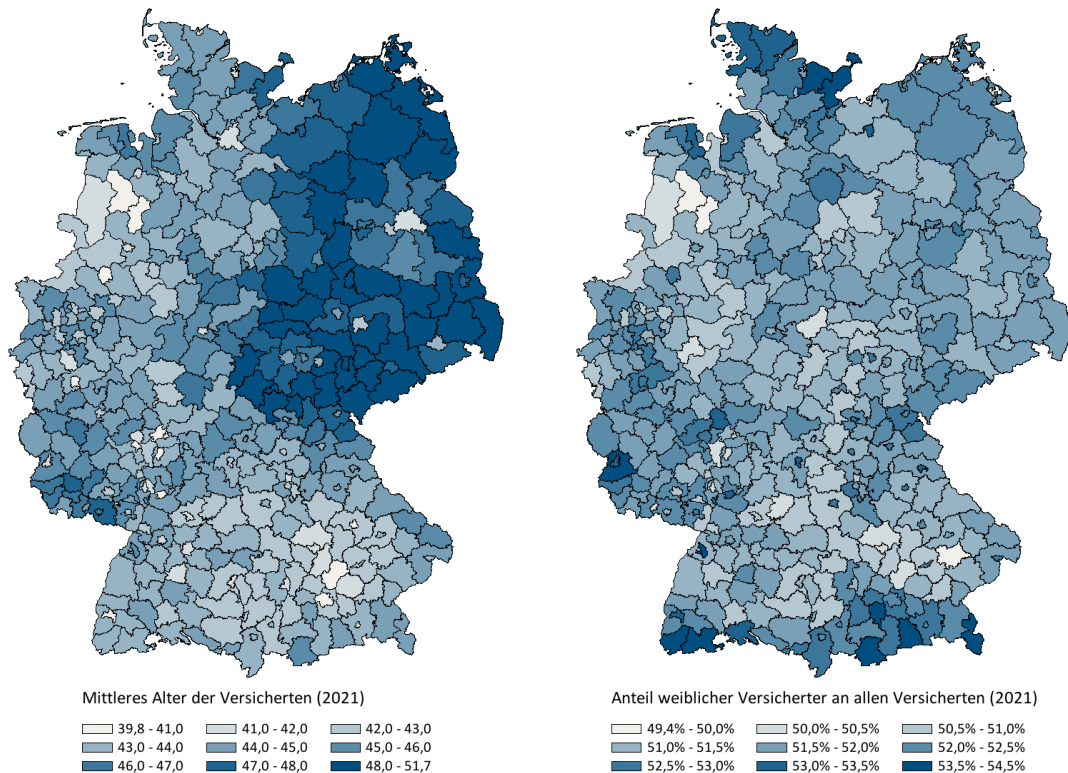
Die Verteilung der jeweils untersuchten Daten wird nicht nur tabellarisch, sondern auch kartografisch dargestellt. Dabei bildet jede Karte die zu analysierenden Größen in einer Unterteilung in neun disjunkte Klassen ab. Die Bildung dieser Klassen erfolgt dabei in einigen Fällen automatisiert durch die verwendete Statistik-Software unter Anwendung des Algorithmus von Nelder (1976); in den übrigen Fällen – etwa dann, wenn verschiedene Abbildungen dieselben oder ähnliche Indikatoren enthalten, die direkt miteinander vergleichbar sein sollen (z. B. die Zuweisungen oder Deckungsbeiträge unterschiedlicher Modellvarianten) – werden feste, äquidistante Klassen vorgegeben.

### 3.3.1 Alter und Geschlecht

Das mittlere Alter der GKV-Versicherten über die 400 Kreise betrug im Jahr 2021 44,6 Jahre. Mit durchschnittlich 39,8 Jahren wies Darmstadt in Hessen die jüngsten Versicherten auf, während in Suhl in Thüringen mit durchschnittlich 51,7 Jahren die ältesten Versicherten lebten (vgl. Tabelle 17). Das mittlere Alter der GKV-Versicherten war in 200 Kreisen geringer und in 200 Kreisen höher als 44,2 Jahre (Median), in 100 Kreisen niedriger als 43,1 Jahre (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen größer als 45,7 Jahre (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient von 0,050 weist auf eine geringe regionale Variation des Durchschnittsalters der Versicherten im Jahr 2021 hin. Abbildung 2 ist zu entnehmen, dass im Jahr 2021 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 2021 im ungewichteten Durchschnitt über die Kreise 51,7 % (vgl. Tabelle 17). Dingolfing-Landau in Bayern wies – bezogen auf die gesetzlich versicherten Personen – mit rund 49,4 % den geringsten Frauenanteil auf. In Starnberg, ebenfalls in Bayern, lebten – bezogen auf die gesetzlich versicherten Personen – mit rund 54,5 % anteilmäßig die meisten Frauen. Insgesamt variierte der Frauenanteil regional mit einem Variationskoeffizienten von 0,015 gering. Abbildung 2 zeigt eine relativ einheitliche Verteilung zwischen den Geschlechtern.

Abbildung 2: Alter und Frauenanteil je Kreis



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Tabelle 17: Regionale Streu- und Lagemaße – Alter und Geschlecht

	Mittleres Alter der Versicherten (2021)	Anteil weiblicher Versicherter an allen Versicherten (2021)
<b>Minimum</b>	39,8	49,4 %
<b>unteres Quartil</b>	43,1	51,2 %
<b>Median</b>	44,2	51,7 %
<b>oberes Quartil</b>	45,7	52,2 %
<b>Maximum</b>	51,7	54,5 %
<b>Interquartilsabstand</b>	2,6	1,0 PP
<b>Mittelwert</b>	44,6	51,7 %
<b>Standardabweichung</b>	2,2	0,8 PP
<b>Variationskoeffizient</b>	0,050	0,015

Quelle: Auswertung BAS

### 3.3.2 Morbidität und Mortalität

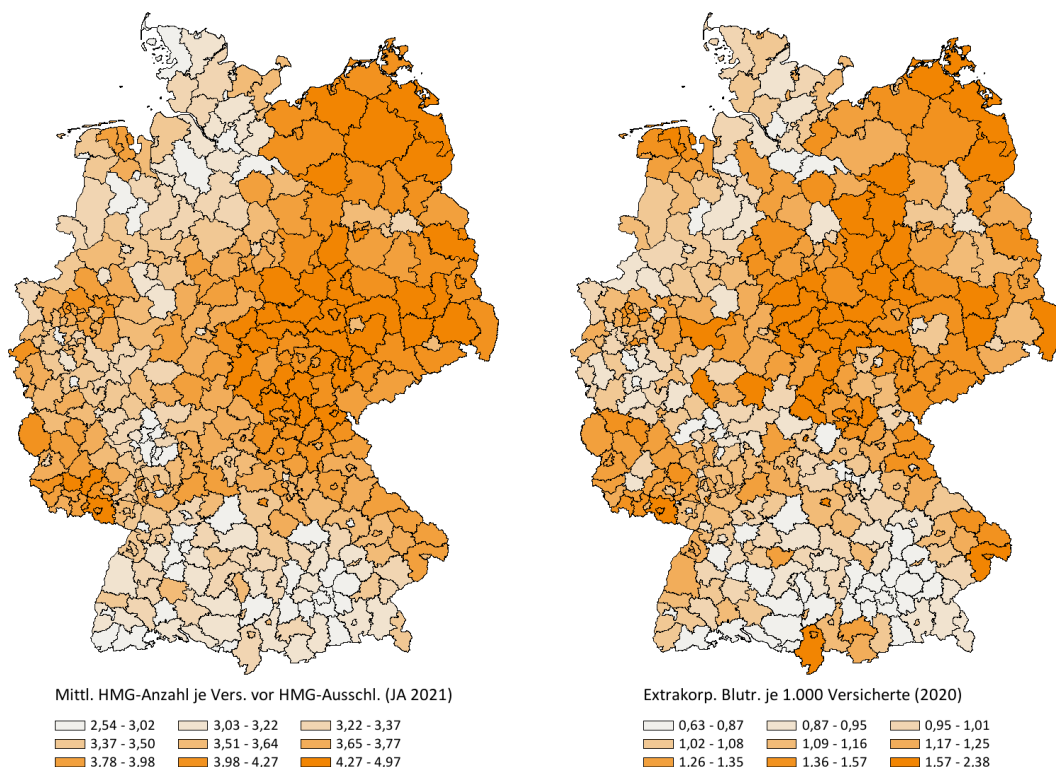
Ausgewertet wird an dieser Stelle zunächst die durchschnittliche HMG-Anzahl der Versicherten je Kreis vor Durchführung des Verfahrens zum Ausschluss auffälliger Fallzahlsteigerungen nach § 18 Absatz 1

Satz 4 i. V. m. § 19 RSAV. Die Untersuchung möglicher regionaler Effekte des Ausschlussverfahrens ist Gegenstand des entsprechenden Gutachtens zum Ausschluss auffälliger Risikogruppen.

Die mittlere HMG-Anzahl der GKV-Versicherten über die 400 Kreise betrug im Jahr 2021 3,6 HMGs. Mit durchschnittlich 2,5 HMGs wiesen die Versicherten in Darmstadt in Hessen die wenigsten HMGs auf, während die GKV-Versicherten in Elbe-Elster in Brandenburg mit durchschnittlich 5,0 HMGs die höchste Anzahl an HMGs aufwiesen (vgl. Tabelle 18). Die GKV-Versicherten hatten in 200 Kreisen weniger und in 200 Kreisen mehr als 3,6 HMGs (Median), in 100 Kreisen weniger als 3,2 HMGs (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen durchschnittlich mehr als 3,9 HMGs (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient von 0,133 weist auf eine mäßige regionale Variation der mittleren HMG-Anzahl der Versicherten im Jahr 2021 hin. Abbildung 3 ist zu entnehmen, dass im Jahr 2021 im östlichen Teil der Bundesrepublik Deutschland (mit Ausnahme von Berlin) überwiegend Versicherte mit einer höheren durchschnittlichen Anzahl an HMGs wohnten, während in den westlichen Bundesländern (Ausnahme Saarland und südliches Rheinland-Pfalz) eher GKV-Versicherte mit durchschnittlich weniger HMGs ihren Wohnort hatten. Die durchschnittliche HMG-Anzahl ist dabei stark mit dem mittleren Alter der Versicherten in der jeweiligen Region korreliert ( $r_{x,y} = 0,81$ ).

Im Jahr 2020 betrug die Anzahl der Versicherten mit extrakorporaler Blutreinigung je 1.000 Versicherten im Mittel über die Kreise 1,2 (vgl. Tabelle 18). Im baden-württembergischen Tübingen ergab sich mit 0,6 die niedrigste, im sachsen-anhaltinischen Stendal mit 2,4 die höchste Anzahl. Der Variationskoeffizient von 0,243 weist auf eine stärkere regionale Variation der extrakorporalen Blutreinigung je 1.000 Versicherten im Jahr 2020 hin. Hinsichtlich der Verteilung von Versicherten mit extrakorporaler Blutreinigung im Jahr 2020 zeigt sich grafisch eine Konzentration im östlichen Teil der Bundesrepublik. Zudem zeigen sich über ganz Deutschland verteilt weitere einzelne Kreise mit einer höheren Zahl an extrakorporaler Blutreinigung je 1.000 Versicherten (vgl. Abbildung 3).

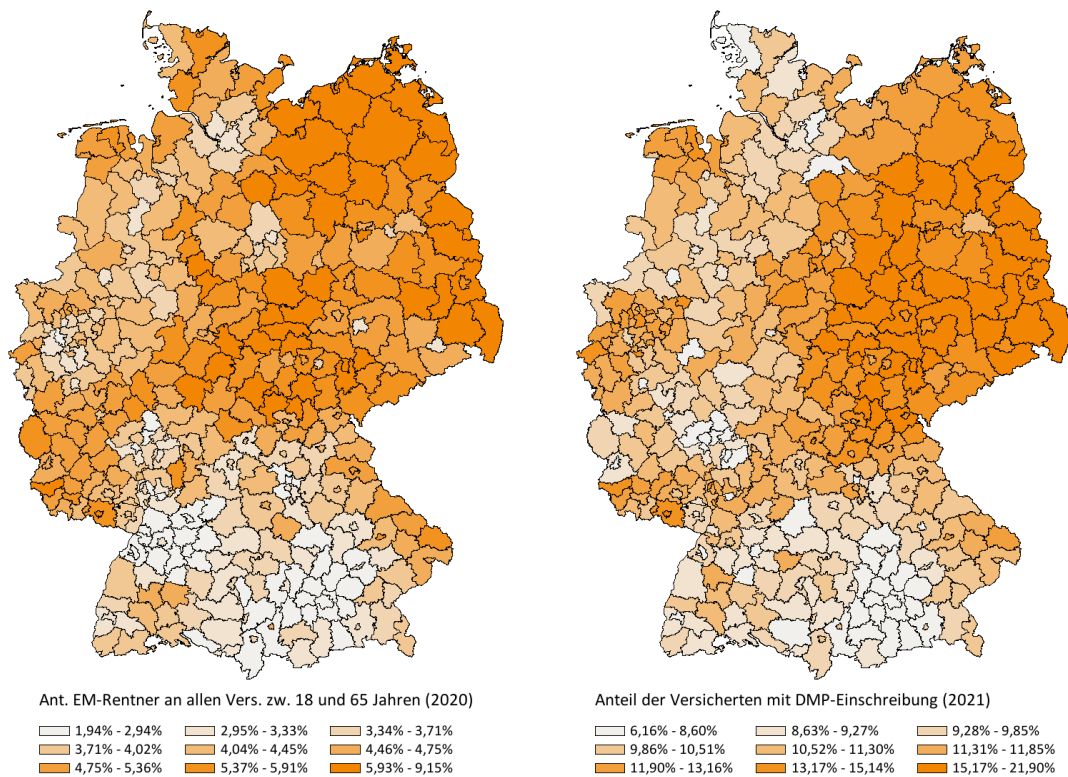
Abbildung 3: Mittlere HMG-Anzahl und Anteil der Versicherten mit extrakorporaler Blutreinigung je Kreis



Der Anteil der Beziehenden einer EMR wird in dieser Analyse bezogen auf die jeweils in den Kreisen wohnhaften GKV-Versicherten in den relevanten Altersgruppen zwischen 18 und 65 Jahren. Der Durchschnittswert über die 400 Kreise lag im Jahr 2020 bei 4,4 % (vgl. Tabelle 18). Im städtischen Kreis München lebten im Jahr 2020 mit 1,9 % die wenigsten, in Mecklenburg-Vorpommern in Vorpommern-Rügen mit 9,2 % anteilmäßig die meisten Erwerbsminderungsrentner. Der EMR-Anteil an den GKV-Versicherten im Alter zwischen 18 und 65 Jahren lag in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 4,2 % (Median), in 100 Kreisen niedriger als 3,4 % (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen durchschnittlich höher als 5,2 % (oberes Quartil). Mit einem Variationskoeffizient von 0,296 liegt die regionale Variation höher als für die Variablen Durchschnittsalter, Frauenanteil, mittlere HMG-Anzahl, extrakorporale Blutreinigung und Anteil der Versicherten mit DMP-Einschreibung. Der Anteil der Beziehenden einer EMR ist im Nordosten und in der Mitte Deutschlands höher als in den südlichen Bundesländern (vgl. Abbildung 4).

Als Versicherte mit DMP-Einschreibung werden für die entsprechende Auswertung alle Versicherten mit mindestens einem DMP-Tag im Jahr 2021 gewertet. Der mittlere Anteil der Versicherten mit DMP-Einschreibung im Jahr 2021 betrug über alle 400 Kreise 11,4 %. Mit durchschnittlich 6,2 % wies Darmstadt in Hessen den geringsten Anteil an Versicherten mit DMP-Einschreibung auf, während in der brandenburgischen Prignitz mit 21,9 % der höchste Anteil an in einem DMP eingeschriebenen Versicherten lebte. Der Variationskoeffizient von 0,241 weist auf eine stärkere regionale Variation des Anteils von Versicherten mit DMP-Einschreibung im Jahr 2021 hin (vgl. Tabelle 18). Kartografisch zeigt sich eine Konzentration der Versicherten mit DMP-Einschreibung insbesondere im Osten Deutschlands sowie vereinzelt Kreisen im Nordwesten, Westen und Südwesten (vgl. Abbildung 4).

Abbildung 4: Beziehende einer Erwerbsminderungsrente und DMP-Versicherte je Kreis



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023



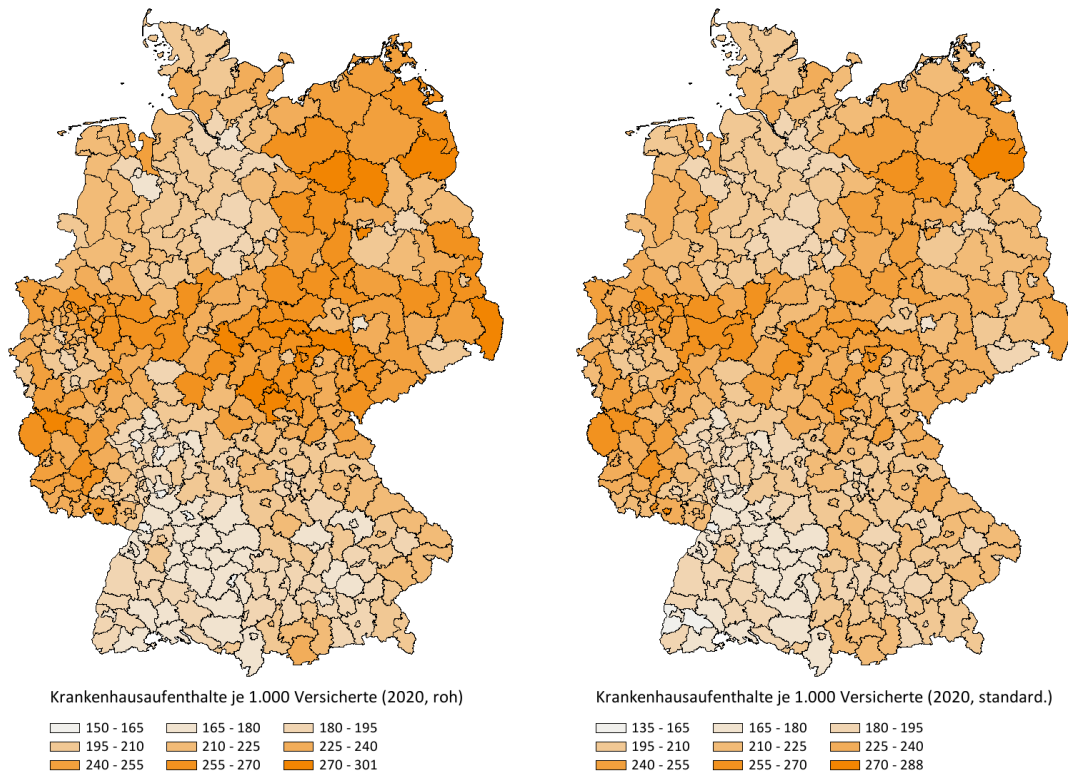
Tabelle 18: Regionale Streu- und Lagemaße – HMG-Anzahl, Dialyse, Erwerbsminderungsrentner und DMP-Versicherte

	Mittlere HMG-Anzahl je Vers. vor HMG-Ausschl. (AJ 2021)	Extrakorporale Blutreinigung je 1.000 Versicherte (2020)	Anteil EMR an allen Versicherten zw. 18 und 65 Jahren (2020)	Anteil der Versicherten mit DMP-Einschreibung (2021)
Minimum	2,5	0,6	1,9 %	6,2 %
unteres Quartil	3,2	1,0	3,4 %	9,4 %
Median	3,6	1,1	4,2 %	11,0 %
oberes Quartil	3,9	1,3	5,2 %	12,8 %
Maximum	5,0	2,4	9,2 %	21,9 %
Interquartilsabstand	0,7	0,3	1,8 PP	3,4 PP
Mittelwert	3,6	1,2	4,4 %	11,4 %
Standardabweichung	0,5	0,3	1,3 PP	2,7 PP
Variationskoeffizient	0,133	0,243	0,296	0,241

Quelle: Auswertung BAS

Im Jahr 2020 betrug die Anzahl der Krankenhausaufenthalte je 1.000 Versicherte im Mittel über alle Kreise 215,2 (roh) bzw. 212,7 (standardisiert) (vgl. Tabelle 19). Auf Basis der rohen Werte waren es in Heidelberg mit 150,3 die wenigsten stationären Aufenthalte je 1.000 Versicherten und in der Uckermark mit 300,9 stationären Aufenthalten je 1.000 Versicherten die meisten. Nach Standardisierung zeigt Breisgau-Hochschwarzwald mit 135,4 KH-Aufenthalten je 1.000 Versicherte den niedrigsten und Herne mit 288,2 KH-Aufenthalten je 1.000 Versicherte den höchsten Wert. Durch die Altersstandardisierung reduziert sich die regionale Variation der Krankenhaüsfälle: der Variationskoeffizient sinkt von 0,145 auf 0,117. In der kartografischen Darstellung sowohl der rohen als auch der standardisierten Daten fällt auf, dass vor allem im südwestlichen Teil Deutschlands anteilmäßig vergleichsweise wenige GKV-Versicherte stationär aufgenommen wurden (vgl. Abbildung 5).

Abbildung 5: Krankenhausaufenthalte je Kreis



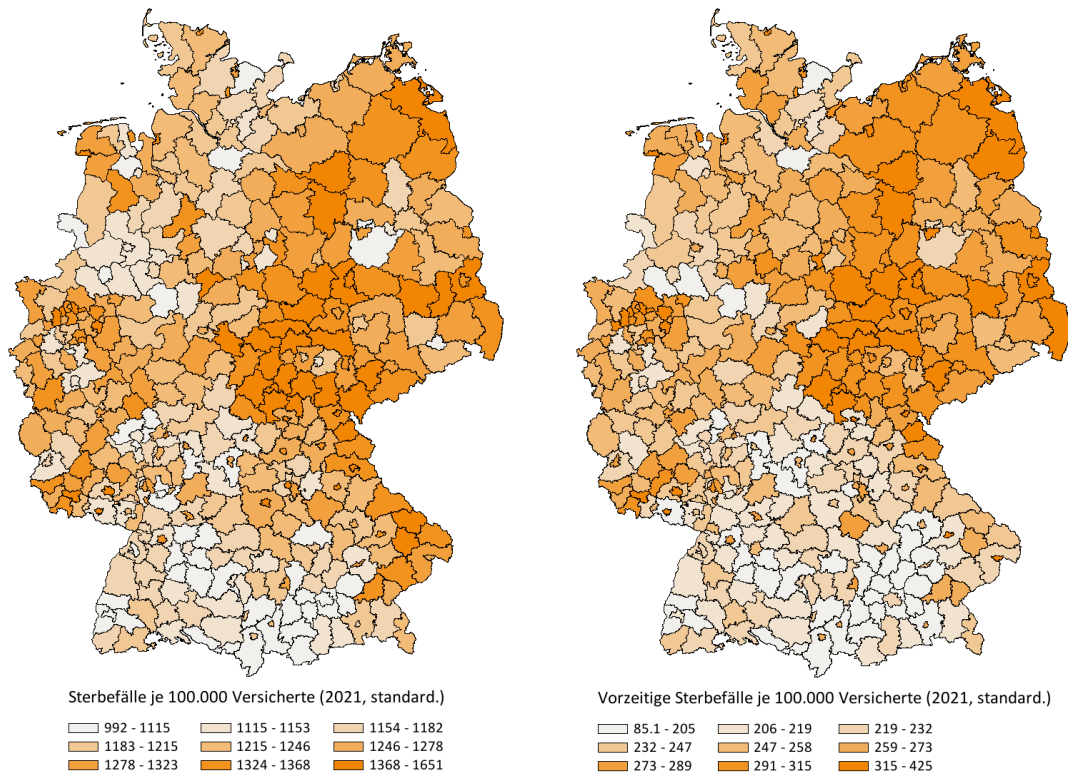
Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Im Jahr 2021 waren über alle Kreise nach Altersstandardisierung durchschnittlich 1.239,7 Todesfälle je 100.000 GKV-Versicherten zu verzeichnen (vgl. Tabelle 19). Mit 991,9 Verstorbenen je 100.000 GKV-Versicherten hatte Breisgau-Hochschwarzwald in Baden-Württemberg die niedrigsten und Hildburghausen in Thüringen mit 1.650,9 Verstorbenen je 100.000 GKV-Versicherten die höchsten nach Alter standardisierten Sterbefälle. Die Todesfälle je 100.000 GKV-Versicherte lagen durchschnittlich in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 1.227,6 (Median), in 100 Kreisen niedriger als 1.162,3 (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen durchschnittlich höher als 1.314,8 (oberes Quartil). Insgesamt variieren die Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherten regional mit einem Variationskoeffizienten von 0,087 gering. Trotz der vorgenommenen Standardisierung ist ein Ost-West-Gefälle der Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte zu beobachten (vgl. Abbildung 6).

Bei Betrachtung der standardisierten vorzeitigen Sterbefälle je 100.000 GKV-Versicherte zeigt sich in Abbildung 6 ebenfalls eine hohe Konzentration der Fälle im Osten Deutschlands. Unter den vorzeitigen Sterbefällen werden an dieser Stelle die Sterbefälle von Personen in einem Alter unter 70 Jahren verstanden. Während der Mittelwert dieses Indikators über alle Regionen im Jahr 2021 bei rund 256,5 Fällen je 100.000 Versicherten lag, hatte mit 85,2 Fällen das baden-württembergische Breisgau-Hochschwarzwald die niedrigsten und das rheinland-pfälzische Pirmasens mit 425,4 die höchsten nach Alter standardisierten Werte. Die vorzeitigen Todesfälle lagen in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 253,3 (Median), in 100 Kreisen niedriger als 222,3 (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 284,6 (oberes Quartil). Insgesamt variieren die vorzeitigen Sterbefälle regional mit einem Variationskoeffizienten von 0,178 mäßig (vgl. Tabelle 19).

Abbildung 6: (Vorzeitige) Sterbefälle je Kreis

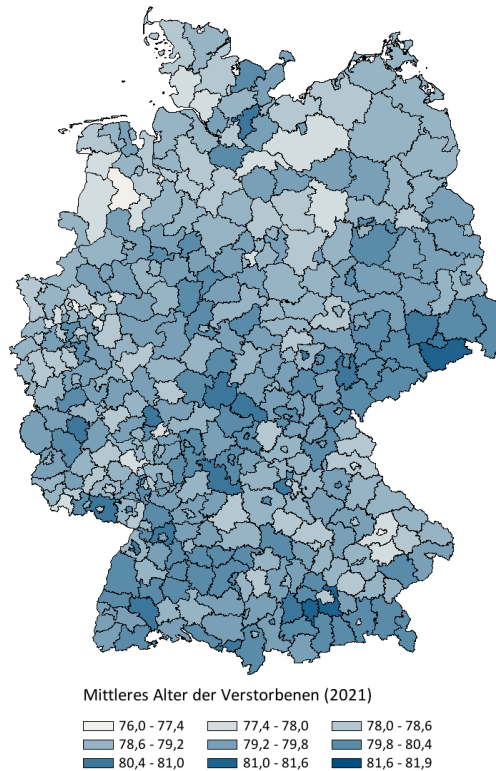


Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Das mittlere Sterbealter der GKV-Versicherten lag über alle Kreise im Jahr 2021 bei 79,2 Jahren (vgl. Tabelle 19). In Bremerhaven lag das Sterbealter im Jahr 2021 mit 76,0 Jahren am niedrigsten, in Starnberg mit 81,5 Jahren am höchsten. Das mittlere Alter der Verstorbenen lag in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 79,2 Jahren (Median), in 100 Kreisen niedriger als 78,7 Jahre (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 79,8 Jahre (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient liegt bei 0,010 und zeigt, ähnlich wie das mittlere Alter der Versicherten, eine niedrige regionale Variation.

Abbildung 7: Mittleres Sterbealter je Kreis



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Tabelle 19: Regionale Streu- und Lagemaße – Krankenhausaufenthalte und Sterbefälle

	Krankenhausaufenthalte je 1.000 Versicherte (2020, roh)	Krankenhausaufenthalte je 1.000 Versicherte (2020, standard.)	Sterbefälle je 100.000 Versicherte (2021, standard.)	Vorzeitige Sterbefälle je 100.000 Versicherte (2021, standard.)	Mittleres Alter der Verstorbenen (2021)
<b>Minimum</b>	150,3	135,4	991,9	85,2	76,0
<b>unteres Quartil</b>	189,5	193,9	1.162,3	222,3	78,7
<b>Median</b>	211,3	211,0	1.227,6	253,3	79,2
<b>oberes Quartil</b>	239,0	230,7	1.314,8	284,6	79,8
<b>Maximum</b>	300,9	288,2	1.650,9	425,4	81,5
<b>Interquartilsabstand</b>	49,4	36,8	152,4	62,3	1,1
<b>Mittelwert</b>	215,2	212,7	1.239,7	256,5	79,2
<b>Standardabweichung</b>	31,2	24,9	107,5	45,7	0,8
<b>Variationskoeffizient</b>	0,145	0,117	0,087	0,178	0,010

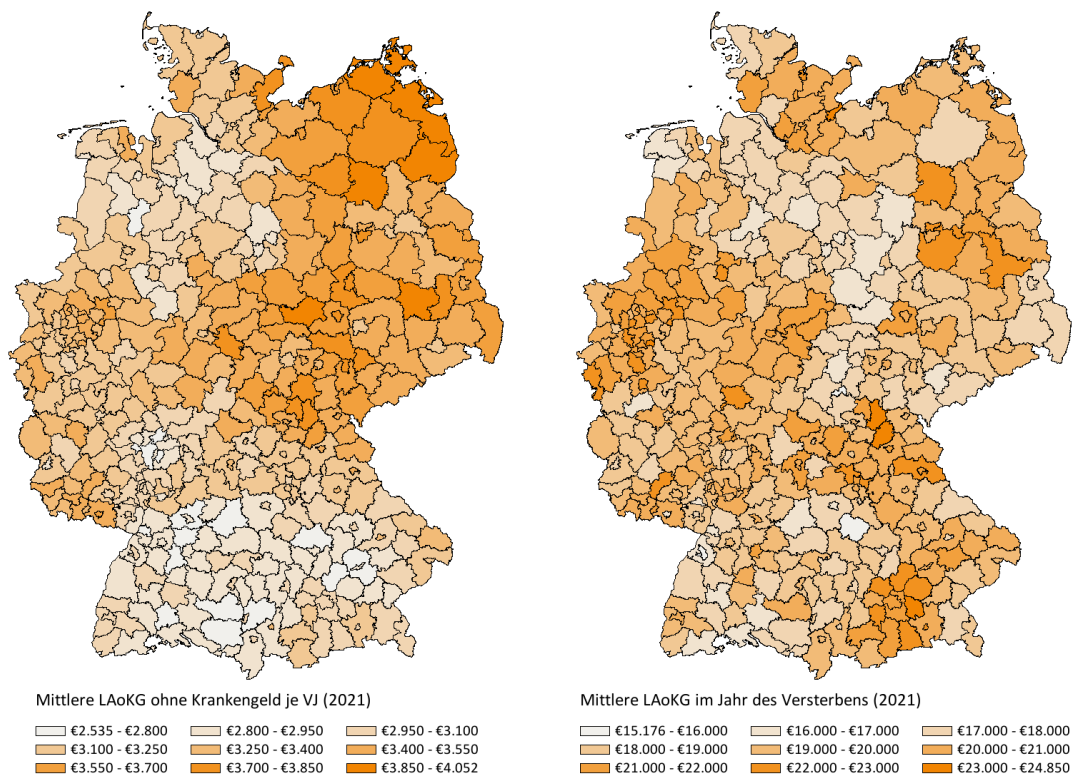
Quelle: Auswertung BAS

### 3.3.3 Leistungsausgaben

Betrachtet werden in der folgenden Auswertung die im RSA berücksichtigungsfähigen LAoKG. Im Jahr 2021 betragen die LAoKG über alle 400 Kreise durchschnittlich 3.203 € je Versichertenjahr. Im hessischen Darmstadt lagen die LAoKG mit 2.535 € am niedrigsten. Die höchsten LAoKG je Versichertenjahr wies Vorpommern-Greifswald in Mecklenburg-Vorpommern mit 4.052 € aus (vgl. Tabelle 20). Abbildung 8 bildet die regionale Verteilung der mittleren LAoKG ab: Es zeigt sich, dass die niedrigsten durchschnittlichen LAoKG im Südwesten Deutschlands und die höchsten durchschnittlichen LAoKG im Nordosten Deutschlands vorlagen.

Die mittleren LAoKG, die im Zusammenhang mit der Regionalkomponente den „Sterbekosten“ entsprechen, umfassen die durchschnittlichen LAoKG der verstorbenen Versicherten im Kalenderjahr ihres Todes. Diese Ausgaben lagen über alle 400 Kreise durchschnittlich bei 19.382 €. Mit 14.762 € wiesen die Versicherten in Baden-Baden in Baden-Württemberg die niedrigsten und die Versicherten in Remscheid in Nordrhein-Westfalen mit 24.960 € die höchsten mittleren LAoKG im Jahr des Versterbens auf. In 200 Kreisen lagen die mittleren LAoKG im letzten Lebensjahr unter und in 200 Kreisen über 19.262 € (Median), in 100 Kreisen niedriger als 18.109 € (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 20.657 € (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient liegt bei 0,090 und zeigt, ähnlich wie der Variationskoeffizient der mittleren LAoKG (0,088), eine eher niedrige regionale Variation an (vgl. Tabelle 20).

Abbildung 8: Mittlere LAoKG je Versichertenjahr und mittlere LAoKG im Jahr des Versterbens je Kreis



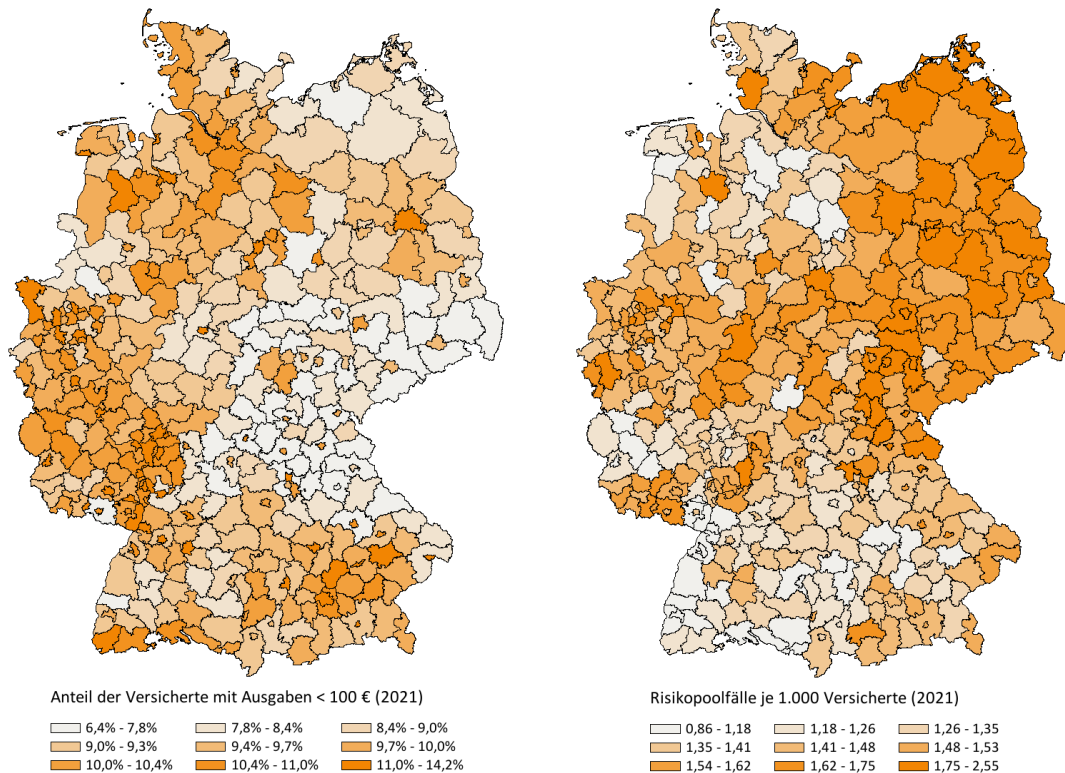
Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Der Anteil von Versicherten mit sehr niedrigen LAoKG (unter 100 €) betrug über die Kreise durchschnittlich 9,5 %. Am geringsten war der Anteil an diesen Niedrigkostenfällen im Jahr 2021 im sächsischen Bautzen (6,4 %), am höchsten im hessischen Darmstadt (14,2 %). Der Variationskoeffizient zeigt mit 0,146 eine mäßige regionale Variation (vgl. Tabelle 20). Abbildung 9 zeigt eine Ansammlung der Kreise mit einem geringen Anteil an Niedrigkostenfällen im Osten Deutschlands.

Der Anteil von Versicherten mit besonders hohen LAoKG (Risikopoolfälle) je 1.000 Versicherte betrug im Durchschnitt über alle Kreise 1,5 Fälle. Die wenigsten dieser Risikopoolfälle gab es im Jahr 2021 im rheinland-pfälzischen Bernkastel-Wittlich (0,9 je 1.000 Versicherte), die meisten im brandenburgischen Ostprignitz-Ruppin (2,5 je 1.000 Versicherte). Die Risikopoolfälle je 1.000 Versicherten lagen in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 1,4 (Median), in 100 Kreisen niedriger als 1,3 Versicherten (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 1,6 (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient zeigt mit 0,166 eine mäßige regionale Variation (vgl. Tabelle 20). Die Kreise mit den höchsten Anteilen an Risikopoolfällen je 1.000 Versicherten konzentrieren sich auf den Osten bzw. die Mitte Deutschlands. (vgl. Abbildung 9).

Abbildung 9: Anteile der Versicherten mit besonders niedrigen bzw. besonders hohen LAoKG je Kreis



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Tabelle 20: Regionale Streu- und Lagemaße – LAoKG

	Mittlere LAoKG je VJ (2021)	Mittlere LAoKG im Jahr des Versterbens (2021)	Anteil der Versicherte mit LAoKG < 100 € (2021)	Risikopoolfälle je 1.000 Versicherte (2021)
<b>Minimum</b>	2.535 €	14.762 €	6,4 %	0,9
<b>unteres Quartil</b>	2.989 €	18.109 €	8,5 %	1,3
<b>Median</b>	3.168 €	19.262 €	9,5 %	1,4
<b>oberes Quartil</b>	3.412 €	20.657 €	10,3 %	1,6
<b>Maximum</b>	4.052 €	24.960 €	14,2 %	2,5
<b>Interquartilsabstand</b>	423 €	2.548 €	1,8 PP	0,3
<b>Mittelwert</b>	3.203 €	19.382 €	9,5 %	1,5
<b>Standardabweichung</b>	283 €	1.744 €	1,4 PP	0,2
<b>Variationskoeffizient</b>	0,088	0,090	0,146	0,166

Quelle: Auswertung BAS

### 3.3.4 Regionale Versorgungsstrukturen

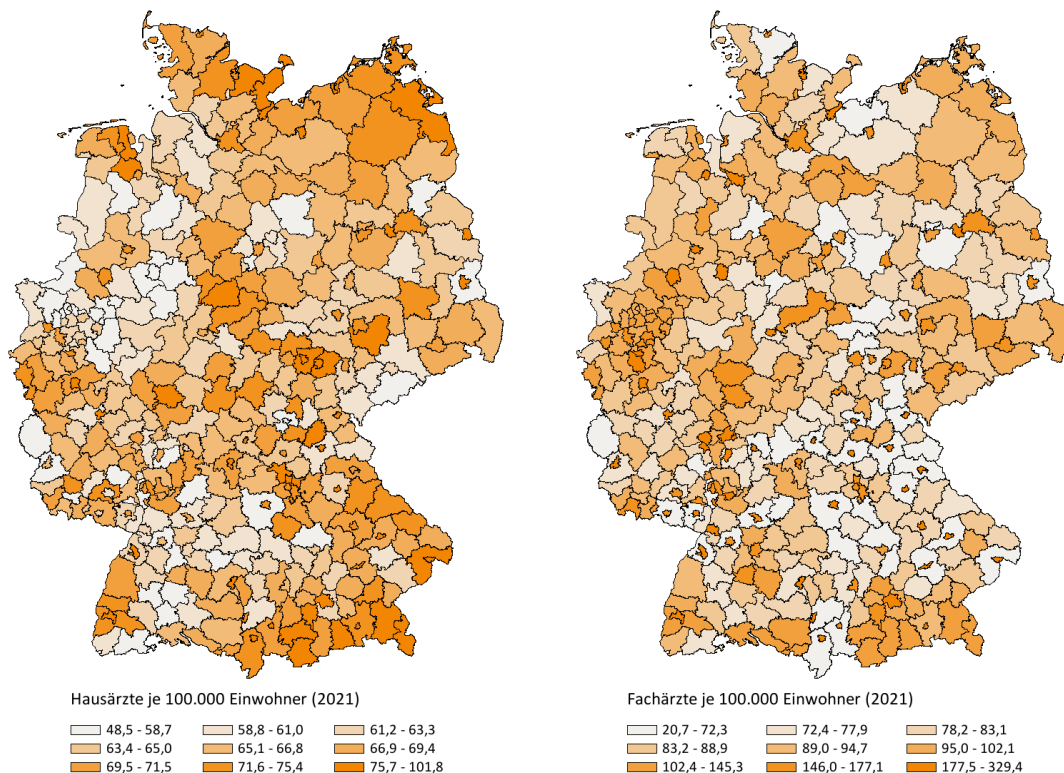
Die in diesem Abschnitt dargestellten regionalen Indikatoren umreißen einige Aspekte der regionalen medizinischen Versorgungsstrukturen. Die hierfür verwendeten Daten stammen nicht aus den RSA-Daten des BAS, sondern wurden von externen Datenhaltern übernommen. Die Informationen zur Anzahl der Hausärzte, der Fachärzte sowie die Versorgungsgrade der einzelnen Arztgruppen wurden dem BAS von der KBV zur Verfügung gestellt. Die Anzahl der Krankenhausbetten und der verfügbaren Pflegeheimplätze wiederum wurden aus der Regionaldatenbank Deutschland bezogen.

Die durchschnittliche Zahl der Hausärzte je 100.000 Einwohner lag im Jahr 2021 über alle 400 Kreise bei 66,8 Hausärzten. Am niedrigsten war die Anzahl je 100.000 Einwohner mit 48,5 Hausärzten im Altmarkkreis Salzwedel in Sachsen-Anhalt. Am höchsten lag sie mit 101,8 Hausärzten je 100.000 Einwohnern im bayerischen Amberg (vgl. Tabelle 21).

Die Zahl der Fachärzte je 100.000 Einwohner über alle 400 Kreise lag im Jahr 2021 durchschnittlich bei 110,2 Fachärzten. Mit 20,7 Fachärzten je 100.000 Einwohner waren in Coburg in Bayern die wenigsten Fachärzte ansässig, während in Heidelberg mit 329,4 Fachärzten je 100.000 Einwohner die höchste Zahl aufwies. Die Zahl der Fachärzte je 100.000 Einwohner lag in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 92,6 (Median), in 100 Kreisen niedriger als 79,5 (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 127,1 Ärzten (oberes Quartil).

Der Variationskoeffizient der Fachärzte je 100.000 Einwohner zeigt mit 0,457 eine deutlich höhere regionale Variation an, als der der Hausärzte je 100.000 Einwohnern mit 0,111 (vgl. Tabelle 21). Werden die beiden Karten unter Abbildung 10 betrachtet, zeigt sich, dass sich die Fachärzte regional stärker auf die Städte konzentrieren, während die Hausarzttdichte auch in einigen ländlichen Regionen hoch ist.

Abbildung 10: Haus- und Facharzttdichte je Kreis

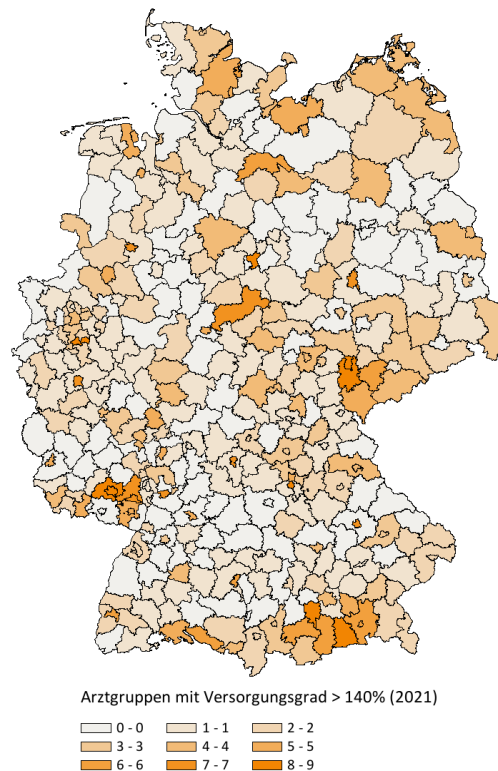


Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: KBV

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Die Anzahl an Arztgruppen mit einer Überversorgung variiert zwischen 0 (keine Arztgruppe mit einem Versorgungsgrad über 140 %) und 9 (alle neun betrachteten Arztgruppen weisen einen Versorgungsgrad von mehr als 140 % auf). Über alle 400 Kreise liegt der durchschnittliche Wert bei 1,9 Arztgruppen mit einem Versorgungsgrad > 140 %. 103 der 400 Kreise weisen in keiner Arztgruppe einen Versorgungsgrad > 140 % auf. Drei Kreise weisen in allen neun betrachteten Arztgruppen einen Versorgungsgrad > 140 % auf. Der Variationskoeffizient weist mit 1,054 auf eine sehr große Streubreite der Daten hin. Dies zeigt sich auch in Abbildung 11.

Abbildung 11: Anzahl der Arztgruppen mit Überversorgung je Kreis



Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: KBV

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Die durchschnittliche Zahl der Krankenhausbetten je 100.000 Einwohner lag im Jahr 2020 über alle 400 Kreise bei 6,2. Keine Krankenhausbetten wurden in der Krankenhausstatistik Zweibrücken (Rheinland-Pfalz), Kusel (Rheinland-Pfalz), Rhein-Pfalz-Kreis (Rheinland-Pfalz), dem städtischen Kreis Fürth (Bayern) und Sömmerda (Thüringen) zugeordnet.<sup>5</sup> Am höchsten lag die Bettendichte mit 27,1 Krankenhausbetten je 100.000 Einwohnern im bayerischen Ansbach. Der Variationskoeffizient zeigt mit 0,625 sehr starke regionale Variation an (vgl. Tabelle 21).

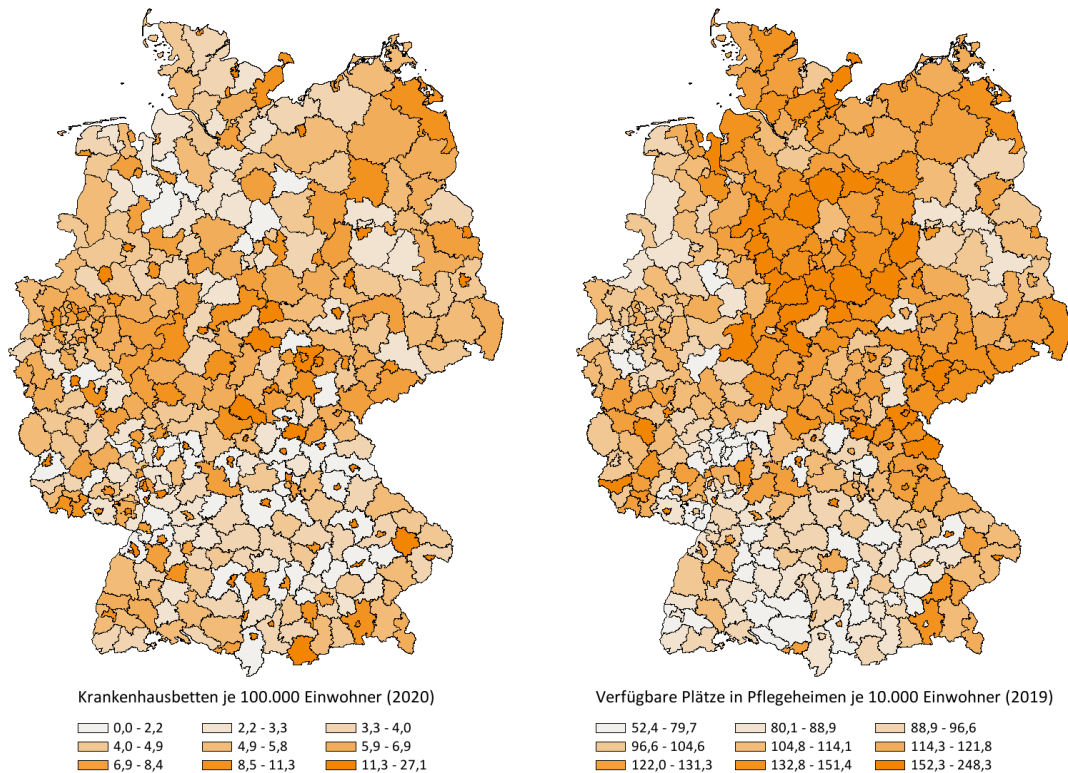
Die Zahl der verfügbaren Pflegeheimplätze je 10.000 Einwohner über alle 400 Kreise lag im Jahr 2019 durchschnittlich bei 113,3 Plätzen. Mit 52,4 Pflegeheimplätzen je 10.000 Einwohner waren in der Landeshauptstadt München die wenigsten Plätze verfügbar, während Goslar mit 248,3 Plätzen je 10.000 Einwohner die höchste Zahl aufwies. Die Pflegeheimplätze je 10.000 Einwohner lagen in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 109,9 (Median), in 100 Kreisen niedriger als 91,2 (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 129,1 Plätze (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient zeigt mit 0,264 eine stärkere regionale Variation (vgl. Tabelle 21).

Abbildung 12 zeigt eine Konzentration der Pflegeheimplätze in der Mitte Deutschlands, im Norden und Osten (jeweils mit Ausnahme der Großstädte Berlin und Hamburg).

<sup>5</sup> Hierbei ist zu berücksichtigen, dass die Krankenhausbetten in der Krankenhausstatistik bei Verbänden in der Regel dem Hauptstandort zugeordnet werden. Es kann somit der Fall auftreten, dass in einem Kreis zwar ein Krankenhaus vorhanden ist, die Krankenhausbetten aber nicht dem Kreis, sondern einem anderen Kreis, in dem der Hauptstandort des Krankenhausverbundes liegt, zugeordnet werden.



Abbildung 12: Krankenhausbetten und Pflegeheimplätze je Kreis



Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: Regionaldatenbank Deutschland

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Tabelle 21: Regionale Streu- und Lagemaße – Ärztliche Versorgung, Krankenhausbetten und Pflegeheimplätze

	Hausärzte je 100.000 Einwohner (2021)	Fachärzte je 100.000 Einwohner (2021)	Arztgruppen mit Versorgungsgrad > 140 % (2021)	Krankenhausbetten je 100.000 Einwohner (2020)	Verfügbare Plätze in Pflegeheimen je 10.000 Einwohner (2019)
<b>Minimum</b>	48,5	20,7	0,0	0,0	52,4
<b>unteres Quartil</b>	61,8	79,5	0,0	3,5	91,2
<b>Median</b>	66,0	92,6	1,0	5,2	109,9
<b>oberes Quartil</b>	71,1	127,1	3,0	8,0	129,1
<b>Maximum</b>	101,8	329,4	9,0	27,1	248,3
<b>Interquartilsabstand</b>	9,3	47,6	3,0	4,5	37,9
<b>Mittelwert</b>	66,8	110,2	1,9	6,2	113,3
<b>Standardabweichung</b>	7,4	50,4	2,0	3,9	29,9
<b>Variationskoeffizient</b>	0,111	0,457	1,054	0,625	0,264

Quelle: Auswertung BAS

### 3.3.5 Weitere regionalstatistische Merkmale zur Bildung der RGGs im AJ 2021

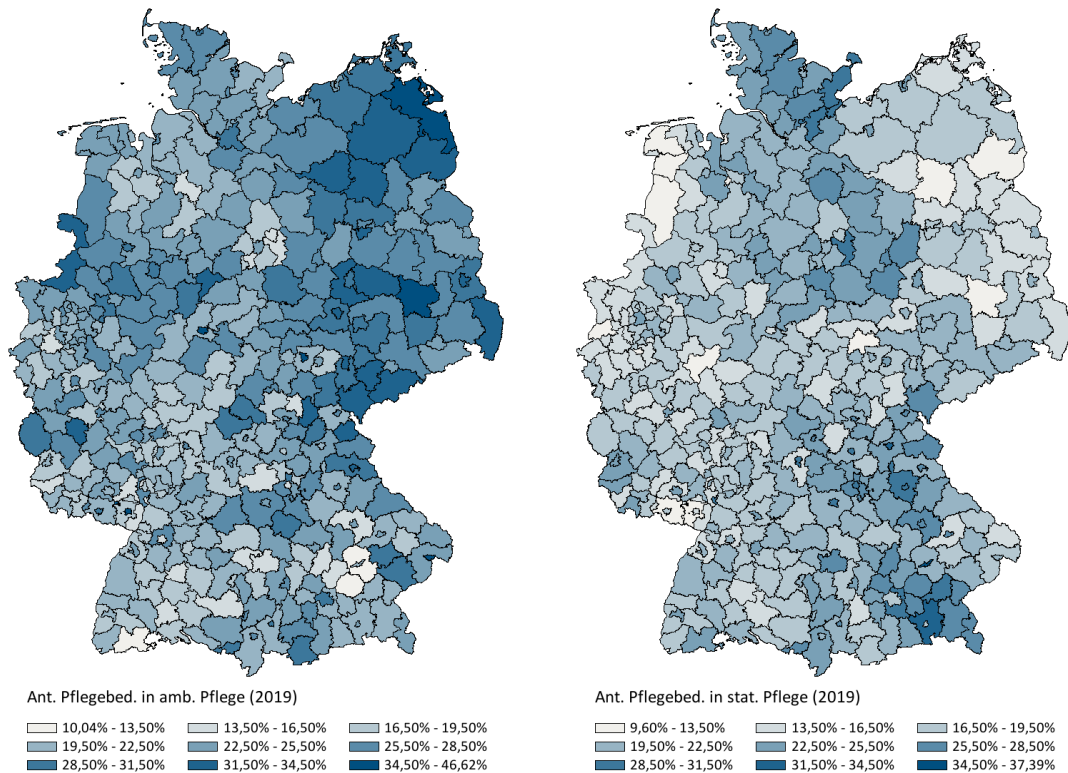
Für die Regionalkomponente im Ausgleichsjahr 2021 wurden insgesamt acht regionale Merkmale zur Ausgestaltung der RGGs ausgewählt. Neben der mittleren Höhe der Sterbekosten, deren regionale Verteilung bereits unter Abschnitt 3.3.3 vorgestellt wurde, und der Höhe der regionalen Zuweisungen des Modells 2021 (ohne Regionalkomponente), die in Abschnitt 4.2.5 noch darzustellen sind, handelt es sich dabei um die sechs Merkmale zum Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter bzw. stationärer Pflege, den Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen, den Anteil kleiner und mitt-

lerer Unternehmen, den Pendler- sowie den Gesamtwanderungssaldo in den einzelnen Kreisen. Die regionale Verteilung dieser sechs Indikatoren wird im Folgenden vorgestellt. Hierbei wird auf die jeweils aktuellsten dem BAS vorliegenden Daten zurückgegriffen. Eine Gegenüberstellung dieser aktuellen Werte mit den Werten, die dem BAS zum Zeitpunkt der Festlegung des Ausgleichsjahres 2021 vorgelegen haben, erfolgt an anderer Stelle (Abschnitt 4.5.1).

Der Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege betrug über die Kreise durchschnittlich 23,6 %. Am geringsten war der Anteil im Jahr 2019 im baden-württembergischen Waldshut (10,0 %), am höchsten im bayerischen Passau (46,6 %). Der Variationskoeffizient zeigt mit 0,209 eine etwas stärkere regionale Variation (vgl. Tabelle 22). Abbildung 13 zeigt eine Ansammlung der Kreise mit einem tendenziell höheren Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege im Osten Deutschlands.

Der Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege betrug im Durchschnitt über alle Kreise 20,2 %. Den geringsten Anteil gab es im Jahr 2019 in der brandenburgischen Uckermark (9,6 %), den höchsten Anteil im bayerischen Landshut (37,4 %). Der Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege lag in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 19,7 % (Median), in 100 Kreisen niedriger als 17,0 % (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 22,6 % (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient zeigt mit 0,214 eine eher stärkere regionale Variation (vgl. Tabelle 22).

Abbildung 13: Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter bzw. stationärer Pflege



Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: Regionaldatenbank Deutschland

© GeoBasis-DE/BKG 2023

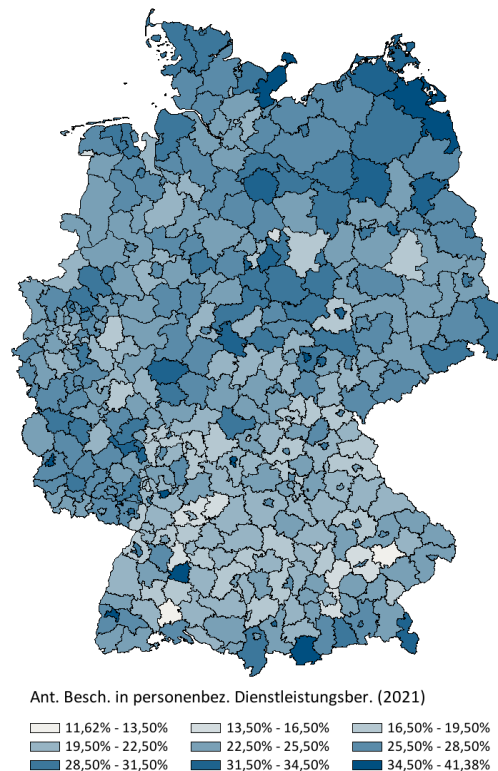
Tabelle 22: Regionale Streu- und Lagemaße – Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter bzw. stationärer Pflege

	Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege (2019)	Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege (2019)
<b>Minimum</b>	10,0 %	9,6 %
<b>unteres Quartil</b>	20,0 %	17,0 %
<b>Median</b>	23,4 %	19,7 %
<b>oberes Quartil</b>	26,7 %	22,6 %
<b>Maximum</b>	46,6 %	37,4 %
<b>Interquartilsabstand</b>	6,7 %	5,7 %
<b>Mittelwert</b>	23,6 %	20,2 %
<b>Standardabweichung</b>	4,9 %	4,3 %
<b>Variationskoeffizient</b>	0,209	0,214

Quelle: Auswertung BAS

Der Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen betrug im Durchschnitt über alle Kreise 24,7 %. Den geringsten Anteil gab es im Jahr 2021 im bayerischen Dingolfing-Landau (11,6 %), den höchsten Anteil im bayerischen Garmisch-Partenkirchen (41,4 %). Der Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen lag in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 24,5 % (Median), in 100 Kreisen niedriger als 21,5 % (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 27,7 % (oberes Quartil). Der Variationskoeffizient zeigt mit 0,180 eine mäßige regionale Variation (vgl. Tabelle 23 und Abbildung 14).

Abbildung 14: Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen



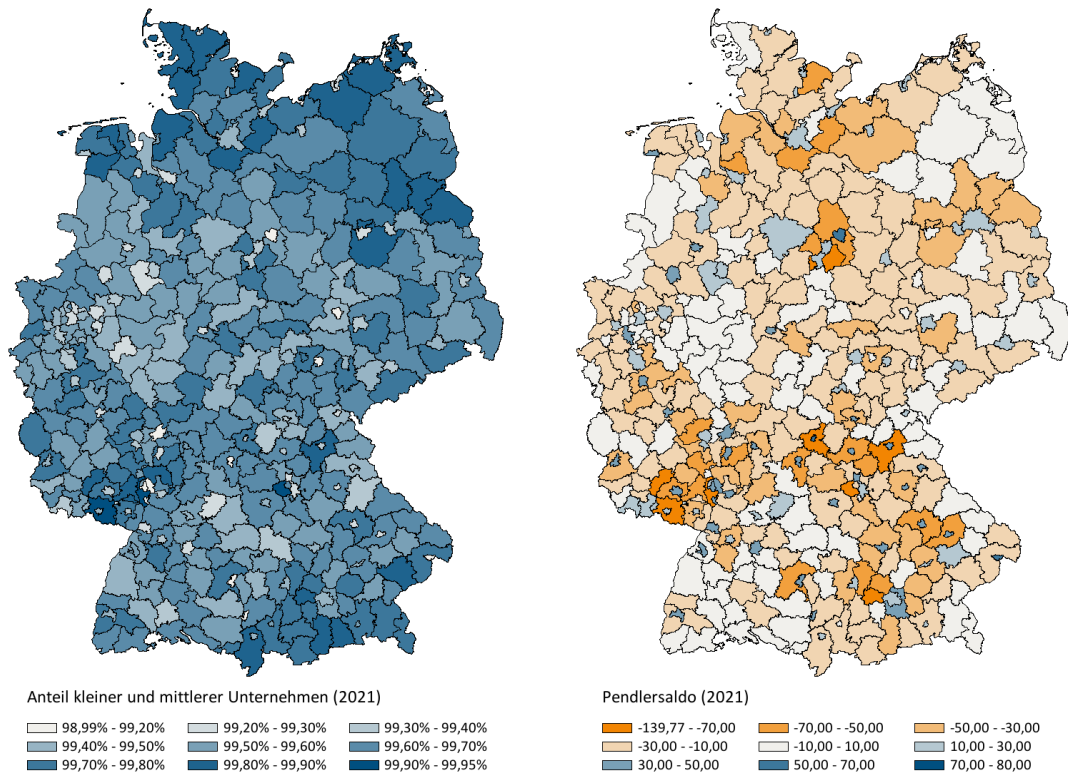
Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: Bundesagentur für Arbeit

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Der Anteil kleiner und mittlerer Unternehmen im Jahr 2021 betrug über alle 400 Kreise durchschnittlich 99,57 %. Mit 98,99 % wies Ulm in Baden-Württemberg den geringsten Anteil an kleinen und mittleren Unternehmen auf, während in der rheinland-pfälzischen Südwestpfalz mit 99,94 % der höchste Anteil an kleinen und mittleren Unternehmen vorlag. Der Variationskoeffizient von 0,002 weist auf eine sehr niedrige regionale Variation im Jahr 2021 hin (vgl. Tabelle 23). Auch kartografisch zeigt sich ein sehr homogenes Bild (vgl. Abbildung 15).

Die Differenz von Einpendlern zu Auspendlern je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten am Arbeitsort (Pendlersaldo) über alle 400 Kreise lag im Jahr 2021 durchschnittlich bei -10,1. Mit -139,8 je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten hatte die Südwestpfalz in Rheinland-Pfalz den niedrigsten Pendlersaldo, während Schweinfurt in Bayern mit 60,3 je 100 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten den höchsten Pendlersaldo aufwies. Der Pendlersaldo lag in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über -11,3 (Median), in 100 Kreisen niedriger als -24,2 (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 4,5 (oberes Quartil) (vgl. Tabelle 23).

Abbildung 15: Anteil kleiner und mittlerer Unternehmen und Pendlersaldo

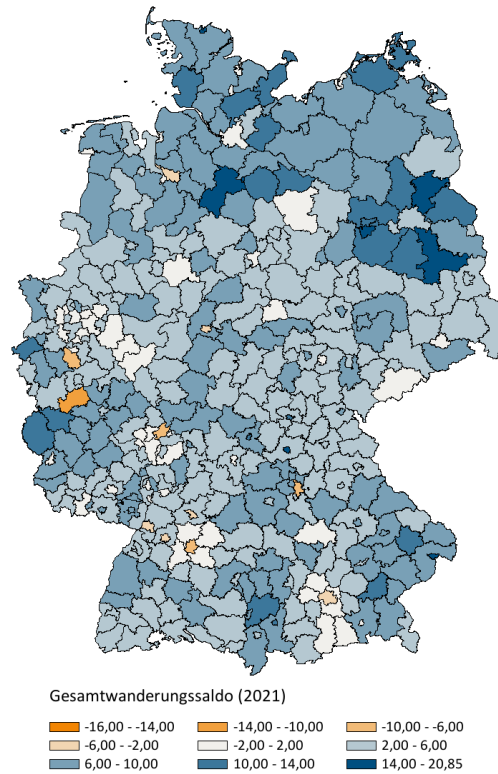


Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: Regionaldatenbank Deutschland

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Die Zahl der Zu- und Abwanderung je 1.000 Einwohner (Gesamtwanderungssaldo) über alle 400 Kreise lag im Jahr 2021 durchschnittlich bei 5,1. Mit -12,7 je 1.000 Einwohner hatte Ahrweiler in Rheinland-Pfalz den niedrigsten Gesamtwanderungssaldo, während Dahme-Spreewald in Brandenburg mit 20,85 je 1.000 Einwohner den höchsten Gesamtwanderungssaldo aufwies. Der Gesamtwanderungssaldo lag in 200 Kreisen unter und in 200 Kreisen über 5,0 (Median), in 100 Kreisen niedriger als 3,1 (unteres Quartil) sowie in 100 Kreisen höher als 7,2 (oberes Quartil) (vgl. Tabelle 23).

Abbildung 16: Gesamtwanderungssaldo



Quelle: Auswertung BAS; Datengrundlage: Regionaldatenbank Deutschland

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Tabelle 23: Regionale Streu- und Lagemaße – Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen, Anteil kleiner und mittlerer Unternehmen, Pendlersaldo und Gesamtwanderungssaldo

	Anteil Beschäftigter in personenbezogenen Dienstleistungsberufen (2021)	Anteil kleiner und mittlerer Unter- nehmen (2021)	Pendlersaldo (2021)	Gesamtwanderungs- saldo (2021)
Minimum	11,6 %	98,99 %	-139,8	-12,7
unteres Quartil	21,5 %	99,46 %	-24,2	3,1
Median	24,5 %	99,59 %	-11,3	5,0
oberes Quartil	27,7 %	99,69 %	4,5	7,2
Maximum	41,4 %	99,94 %	60,3	20,9
Interquartilsabstand	6,2 %	0,23 %	28,7	4,1
Mittelwert	24,7 %	99,57 %	-10,1	5,1
Standardabweichung	4,4 %	0,17 %	28,3	3,8
Variationskoeffizient	0,180	0,002	-	-

Quelle: Auswertung BAS

## 4 Einführung der Regionalkomponente im Ausgleichsjahr 2021

Die Einführung der Regionalkomponente im RSA erfolgte mit der Novellierung des § 266 Absatz 2 SGB V sowie des § 8 Absatz 4 RSAV im Rahmen des GKV-FKG. In diesem Kapitel wird beschrieben, welche Auswirkungen die Einführung der Regionalkomponente hat.

Dazu wird zu Beginn der Untersuchung die Ausgestaltung der Regionalkomponente an sich beschrieben (vgl. Abschnitt 4.1). Um die Effekte der Regionalkomponente quantifizieren und bewerten zu können, muss zudem ein RSA-Modell ohne Regionalkomponente berechnet werden. Dieses bildet die Situation ab, die sich im Jahresausgleich 2021 ohne die Verfahrensumstellung ergeben hätte (vgl. Abschnitt 4.2). Daran anschließend wird in Abschnitt 4.3 beschrieben, welche Veränderungen sich in den Zuweisungen und den Kennzahlen durch die Einführung der Regionalkomponente ergeben haben. In Abschnitt 4.4 werden anschließend die Wirkungen der sog. „75 %-Sonderregelung“, d. h. der einmaligen Regelung zur Begrenzung „der finanziellen Auswirkungen der Bildung von Risikogruppen anhand von regionalen Merkmalen“ (§ 266 Absatz 12 SGB V) beziffert. In Abschnitt 4.5 wird schließlich die Stabilität der für die Regionalkomponente verwendeten regionalstatistischen Merkmale sowie die Entwicklung der Zu- und Abschläge der betreffenden Risikogruppen zwischen dem Zeitpunkt der Festlegung und der Durchführung des Jahresausgleichs näher betrachtet. Eine Bewertung und Einordnung der zuvor ermittelten empirischen Ergebnisse schließt die Beantwortung der Frage nach den Auswirkungen der Einführung der Regionalkomponente ab (Abschnitt 4.6).

### 4.1 Ausgestaltung der Regionalkomponente

Erstmals im Ausgleichsjahr 2021 wurde das Versichertenklassifikationsmodell des BAS um eine Regionalkomponente ergänzt. Dabei handelt es sich um die Erweiterung des Modells um die zusätzliche Zuweisungskategorie der RGGs. Auf Grundlage des mit dem GKV-FKG neu formulierten § 266 Absatz 2 Satz 3 SGB V sowie des überarbeiteten § 8 Absatz 4 und des ergänzten § 2 Absatz 1 Nummer 4 RSAV hatte das BAS hierzu zunächst die für den Regionalausgleich zu berücksichtigenden regionalstatistischen Merkmale zu bestimmen. Aus den ausgewählten Indikatoren wurden zum Zweck der Verfahrensdurchführung die RGGs abgeleitet, für die durch Anwendung des RSA-Regressionsmodells anschließend Zu- bzw. Abschläge resultieren. Beide Verfahrensschritte werden hier allgemein beschrieben, die konkrete Umsetzung im Jahresausgleich 2021 wird in Abschnitt 4.3 erläutert.

Der Prozess der Variablenauswahl für die Regionalkomponente basiert auf der Empfehlung des Beirats in seinem Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des RSA (vgl. Drösler et al. 2018, S. 158 ff.). Das Verfahren lässt sich wie folgt zusammenfassen: Analog zur Empfehlung des Beirats aus dem o. g. Gutachten werden zunächst die regionalstatistischen Merkmale aus unterschiedlichen Datenquellen auf Kreisebene zusammengetragen, die einen inhaltlichen Erklärungsgehalt für regional unterschiedliche Ausgaben bzw. Deckungsbeiträge aufweisen. Diese Variablen werden sodann in einer Regressionsrechnung auf Ebene der Kreise als Variablen zur Erklärung der Deckungsbeiträge im RSA-Modell ohne Regionalkomponente herangezogen. Um mögliche Multikollinearitätseffekte auszuschließen, werden schrittweise diejenigen Variablen aus der Regressionsgleichung eliminiert, die einen Varianzinflationsfaktor größer zehn aufweisen. Nach Abschluss dieses iterativen Verfahrens werden die Variablen entsprechend ihres p-Wertes des letzten Regressionslaufs absteigend sortiert. Die zehn Variablen mit den niedrigsten p-Werten (also die signifikantesten Variablen) werden um die angebotsseitigen Größen bereinigt. Nach diesem Ausschluss der angebotsseitigen Variablen ist die Variablenselektion beendet.

Für jede der im oben beschriebenen Selektionsprozess ausgewählten Regionalvariablen grenzt das BAS jeweils zehn RGGs ab. Dabei wird für jeden Indikator jeweils ein Zehntel aller Kreise einer RGG zugeteilt. Diese Zuordnung erfolgt dezilbezogen anhand der Merkmalsausprägungen der einzelnen Kreise. Auf diese Weise werden etwa die 40 Kreise mit den niedrigsten Werten (das erste Dezil) der ersten Auswahlvariablen der RGG0101 zugeordnet, die 40 Kreise des zweiten Dezils der RGG0102, die 40 Kreise mit den höchsten Ausprägungen der ersten Variablen der RGG0110. Diese Zuordnung wird für alle Auswahlvariablen vorgenommen, sodass jeder Kreis (bzw. die in den Kreisen wohnhaften Versicherten) einer individuellen Kombination aus den möglichen RGGs zugeordnet wird. Versicherte mit Wohnort im Ausland und Versicherte, deren Wohnort unbekannt ist, werden der zusätzlichen RGG0000 „Ausland/unbekannt“ zugeordnet. Die RGGs werden versichertenbezogen neben den AGGs, HMGs und den Kostenerstattergruppen (KEGs) als zusätzliche erklärende Variablen in das Regressionsmodell aufgenommen, wodurch sich für sie Koeffizientenschätzer ergeben, die in der Zuweisungsberechnung verwendet werden (vgl. Bundesamt für Soziale Sicherung 2020b).

## 4.2 RSA-Modell ohne Regionalkomponente

Die Vergleichsbasis für die weiteren Untersuchungen ist das RSA-Modell des Ausgleichsjahres 2021 ohne Berücksichtigung der Regionalkomponente. Die Zuweisungsberechnung erfolgt auf Grundlage der Daten der Berichtsjahre 2020/2021 und unter Berücksichtigung des Risikopools, des HMG-Ausschlusses nach § 19 RSAV sowie unter Anwendung der Regelungen zum Ausschluss von negativen Kostenschätzern und Hierarchieverletzungen (Restriktionen). Im hier einleitend vorgestellten Modell bleiben die RGGs unberücksichtigt, d. h. sie werden nicht für die Berechnung der Zu- und Abschläge für die Risikogruppen in die Regressionsgleichung aufgenommen und somit auch bei der Zuweisungsberechnung nicht beachtet.

### 4.2.1 Zuweisungsanteile ohne Regionalkomponente

Im Modell für das Ausgleichsjahr 2021 ohne Regionalkomponente wird der größte Teil der Gesamtzuweisungen von 224,6 Mrd. € (56,2 %) über die HMGs zugewiesen (vgl. Tabelle 24). Ein ebenfalls erheblicher Anteil der Zuweisung (43,7 %) entfällt auf die AGGs. Lediglich 0,1 % der Zuweisungen entfallen in diesem Modell auf die KEGs. Da das betrachtete Modell keine Regionalkomponente verwendet, entfallen auch keine Zuweisungen auf die RGGs.

Tabelle 24: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne Regionalkomponente

Zuweisungsart	JA 2021 ohne RGGs	
	Zuweisungssumme	Anteil
AGGs	98.177.645.019 €	43,71 %
HMGs	126.317.618.814 €	56,23 %
KEGs	135.943.101 €	0,06 %
<b>Gesamt</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>

Quelle: Auswertung BAS

### 4.2.2 Zielgenauigkeit auf Individualebene ohne Regionalkomponente

Die versichertenindividuelle Zielgenauigkeit des Klassifikationsmodells wird standardmäßig über das Bestimmtheitsmaß  $R^2$ , über das CPM und den mittleren absoluten Vorhersagefehler MAPE ausgedrückt (vgl. Abschnitt 2.1.2). Für einen hypothetischen Jahresausgleich 2021 ohne Regionalkomponente ergeben sich für diese Kennzahlen die in Tabelle 25 aufgeführten Werte.



Tabelle 25: Versichertenindividuelle Gütemaße im JA 2021 ohne Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs
R <sup>2</sup>	58,0948 %
CPM	27,9544 %
MAPE	2.636,88 €

Quelle: Auswertung BAS

### 4.2.3 Zielgenauigkeit auf Ebene der Krankenkassen ohne Regionalkomponente

Aussagen zur Zielgenauigkeit eines RSA-Modells auf Ebene der Krankenkassen lassen sich über das MAPE auf Krankenkassenebene ableiten (vgl. Abschnitt 2.1.3). Wie Tabelle 26 zeigt, verfehlt die durchschnittliche Zuweisung je Krankenkasse und Versichertenjahr die durchschnittlichen Ausgaben im Mittel um 48,89 €. Bei gewichteter Betrachtung, d. h. bei Einbezug der Versichertenzeiten der einzelnen Krankenkassen, liegt dieser Wert nur noch bei 36,64 € je Krankenkasse und Versichertenjahr. Der Unterschied zwischen ungewichteter und gewichtetem MAPE zeigt an, dass die Fehldeckung je VJ bei Krankenkassen mit wenigen Versicherten größer ausfällt als bei Krankenkassen mit vielen Versicherten.

Tabelle 26: MAPE auf Krankenkassenebene im JA 2021 ohne Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs
MAPE <sub>KK_abs</sub>	48,89 €
gew. MAPE <sub>KK_abs</sub>	36,64 €

Quelle: Auswertung BAS

### 4.2.4 Zielgenauigkeit auf Ebene der Versichertengruppen ohne Regionalkomponente

Mit Blick auf die für die Auswertungen vorab definierten Versichertengruppen (vgl. Abschnitt 2.1.5) ergeben sich z. T. erhebliche, allerdings bereits aus der Vergangenheit bekannte Über- und Unterdeckungen. Während die Versicherten mit Einschreibung in ein DMP im Mittel mit -53 € eine nur mäßige Unterdeckung aufweisen, liegen die durchschnittlichen Unterdeckungen bei den Versicherten mit Bezug einer EMR nach Streichung der RSA-Berücksichtigung des Erwerbsminderungsmerkmals im Ausgleichsjahr 2021 mit -1.132 € um ein Vielfaches höher (vgl. Tabelle 27). Zu sehr hohen absoluten Unterdeckungen kommt es auch bei Versicherten, die im Vorjahr eine extrakorporale Blutreinigung benötigt haben (-2.352 €), bei verstorbenen Versicherten (-24.512 €), bei Versicherten mit drei oder mehr Krankenhausaufenthalten im Vorjahr (-4.119 €), bei Risikopoolfällen (-93.872 €) und generell bei Versicherten mit besonders hohen Leistungsausgaben. Setzt man die absoluten Unterdeckungen in Relation zur mittleren Ausgabenhöhe der einzelnen Versichertengruppen und berechnet die Deckungsquoten, so zeigt sich, dass trotz der z. T. sehr hohen absoluten Unterdeckungen dennoch ein hoher Grad der Ausgabendeckung erreicht wird. So liegen etwa die Deckungsquoten der Erwerbsminderungsrentner bei rund 89 %, die der Versicherten mit extrakorporaler Blutreinigung bei 96 %, die der Versicherten mit drei und mehr Krankenhausaufenthalten bei 80 %. Lediglich die sich z. T. überschneidenden Untergruppen der Verstorbenen, der Risikopoolfälle sowie der Versicherten mit mittleren Leistungsausgaben zwischen 20.000 € und 180.000 € weisen Deckungsquoten von weniger als 50 % auf.

Tabelle 27: Deckungsbeiträge und -quoten je Versichertengruppe im JA 2021 ohne Regionalkomponente

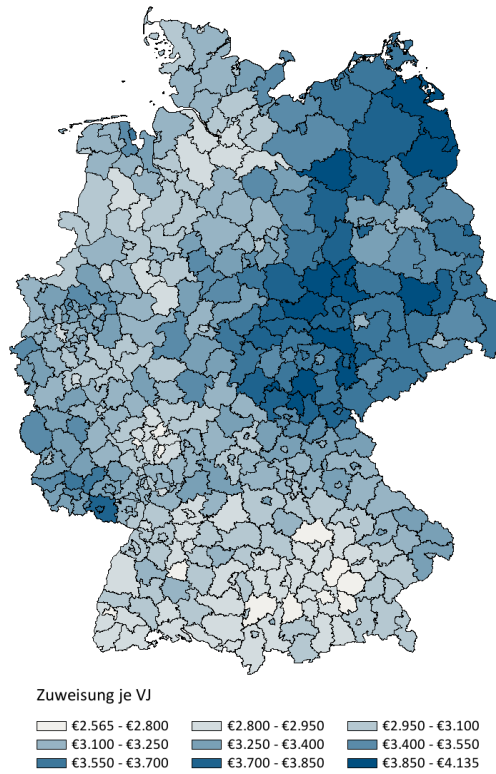
Versichertengruppe	Ausprägung	VJ	Ausgaben je VJ	JA 2021 ohne RGGs	
				DB	DQ
DMP-Einschreibung (2021)	nein	65.062.925	2.660 €	7 €	100,2 %
	ja	8.128.105	7.191 €	-53 €	99,3 %
Bezug einer Erwerbsminderungsrente (2020)	nein	71.320.181	2.980 €	30 €	101,0 %
	ja	1.870.849	10.148 €	-1.132 €	88,8 %
Extrakorporale Blutreinigung (2020)	nein	72.238.481	3.100 €	4 €	100,1 %
	ja	75.929	62.479 €	-2.352 €	96,2 %
Verstorben (2021)	nein	72.731.490	2.935 €	155 €	105,3 %
	ja	459.539	39.318 €	-24.512 €	37,7 %
Krankenhausaufenthalte im Vorjahr (2020)	0	63.410.933	2.377 €	144 €	106,1 %
	1 bis 2	8.715.235	6.770 €	-543 €	92,0 %
	3 und mehr	1.064.861	20.457 €	-4.119 €	79,9 %
HMG-Anzahl vor HMG-Ausschluss (JA 2021)	0	21.668.126	962 €	167 €	117,3 %
	1 bis 3	24.608.793	1.966 €	-41 €	97,9 %
	4 bis 6	12.539.881	3.881 €	-151 €	96,1 %
	7 bis 9	7.131.775	5.920 €	-169 €	97,1 %
	10 bis 12	3.902.063	8.039 €	-83 €	99,0 %
	13 bis 15	1.937.090	10.321 €	58 €	100,6 %
Risikopoolfall (2021)	nein	73.088.292	2.899 €	132 €	104,6 %
	ja	102.737	190.836 €	-93.872 €	50,8 %
Leistungsausgaben ohne KG (2021)	unter 100 €	6.700.557	38 €	1.102 €	3026,4 %
	100 € b. u. 20.000 €	64.634.114	2.217 €	718 €	132,4 %
	20.000 € b. u. 40.000 €	1.235.218	29.031 €	-17.595 €	39,4 %
	40.000 € b. u. 60.000 €	327.718	51.922 €	-33.878 €	34,8 %
	60.000 € b. u. 80.000 €	127.414	74.183 €	-52.912 €	28,7 %
	80.000 € b. u. 100.000 €	63.270	95.428 €	-72.558 €	24,0 %
	100.000 € b. u. 200.000 €	76.004	143.316 €	-89.884 €	37,3 %
200.000 € und mehr	26.734	325.938 €	-105.212 €	67,7 %	

Quelle: Auswertung BAS

#### 4.2.5 Regionale Zuweisungen sowie Über- und Unterdeckungen ohne Regionalkomponente

Wäre im Modell des Jahresausgleichs 2021 die Regionalkomponente nicht berücksichtigt worden, würden die mittleren Zuweisungen an die Krankenkassen für die Versicherten in den einzelnen Kreisen und kreisfreien Städten zwischen 2.565 € (Freising) und 4.135 € (Mansfeld-Südharz) variieren. Damit weist die Spanne der durchschnittlichen Zuweisungen je Kreis bereits vor Einführung der Regionalkomponente ähnliche Werte auf wie die regionalen Ausgaben (zwischen 2.535 € und 4.052 €, vgl. Abschnitt 3.3.3). Auch die (relative) regionale Streuung der Zuweisungshöhe über die Kreise liegt mit einem Variationskoeffizienten von 0,091 auf einem ähnlichen Niveau wie die der durchschnittlichen regionalen Leistungsausgaben (0,088). Ausgaben und Zuweisungen (ohne Regionalkomponente) weisen dabei nicht nur eine ähnliche Gesamtvariation auf, sie sind miteinander auch stark korreliert. Der sich für die beiden Größen auf regionaler Ebene über die 400 Kreise ergebende Korrelationskoeffizient ( $r_{x,y} = 0,92$ ) zeigt an, dass höhere Zuweisungen auch ohne expliziten Regionalausgleich im Wesentlichen in die Regionen fließen, in denen auch höhere Leistungsausgaben zu verzeichnen sind.

Abbildung 17: Zuweisungen je Kreis im JA 2021 ohne Regionalkomponente

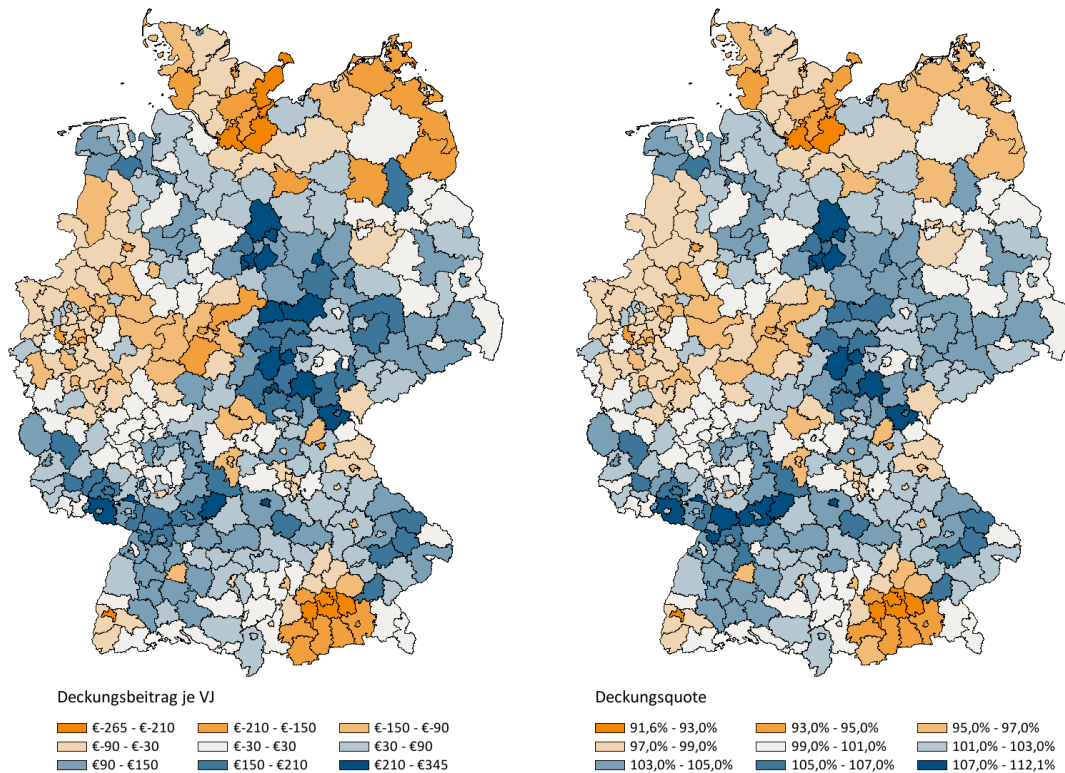


Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Die mittleren regionalen Deckungsbeiträge je VJ liegen zwischen -265 € (Freie und Hansestadt Hamburg) und 345 € (Hohenlohekreis). Damit weisen die beiden Kreise auch die insgesamt niedrigste bzw. höchste Deckungsquote (91,6 % bzw. 112,1 %) aller Kreise auf (vgl. Tabelle 28). Insgesamt weisen 175 der 400 Kreise (44 %) im Modell ohne Regionalkomponente Fehldeckungen auf, die betragsmäßig eine Höhe von 90 € je VJ überschreiten.

Abbildung 18: Deckungsbeiträge und Deckungsquoten je Kreis im JA 2021 ohne Regionalkomponente



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Während Abbildung 17 und Abbildung 18 die Zuweisungen, Deckungsbeiträge und Deckungsquoten auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte wiedergeben, fasst Tabelle 28 die Streu- und Lagemaße dieser Werte über die Regionen zusammen.

Tabelle 28: Streu- und Lagemaße der mittleren regionalen Zuweisungen, Deckungsbeiträge und -quoten im JA 2021 ohne Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs		
	Zuweisung	DB	DQ
<b>Minimum</b>	2.565 €	-265 €	91,6 %
<b>unteres Quartil</b>	3.006 €	-48 €	98,5 %
<b>Median</b>	3.170 €	29 €	100,9 %
<b>oberes Quartil</b>	3.439 €	101 €	103,2 %
<b>Maximum</b>	4.135 €	345 €	112,1 %
<b>Interquartilsabstand</b>	433 €	149 €	4,7 PP
<b>Mittelwert</b>	3.226 €	23 €	100,8 %
<b>Standardabweichung</b>	295 €	113 €	3,5 PP
<b>Variationskoeffizient</b>	0,091	-	0,035

Quelle: Auswertung BAS

Die Spanne der regionalen Deckungsbeiträge liegt bei rund 610 € je VJ, ihr Interquartilsabstand beträgt 149 €. Daraus ergibt sich – ebenso wie aus der Betrachtung der Spanne der Deckungsquoten (rund 20,5 PP) und deren Interquartilsabstand (4,7 PP) – eine gewisse räumliche Disparität der Über- und Unterdeckungen im RSA. Diese zeigt sich auch im MAPE auf Kreisebene, das bei gewichteter Berechnung etwa 94 €, bei ungewichteter Betrachtung rund 96 € beträgt (vgl. Tabelle 29). Im Mittel werden die Leistungsausgaben der Versicherten in den Kreisen und kreisfreien Städten in einem RSA ohne

Regionalkomponente also um etwa 95 € über- bzw. unterschätzt. Eine weitere Maßzahl, anhand derer sich die Variation der regionalen Fehldeckungen messen lässt, ist der Variationskoeffizient der Deckungsquoten. Dieser liegt im RSA-Modell des Jahres 2021 ohne Berücksichtigung der RGGs bei 0,035.<sup>6</sup>

Tabelle 29: MAPE auf Kreisebene im JA 2021 ohne Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs
MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	96,45 €
gew MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	94,03 €

Quelle: Auswertung BAS

Bei der Einordnung dieser regional unterschiedlichen Ausgabendeckungen darf nicht außer Acht gelassen werden, dass durch den RSA bereits ohne Regionalkomponente eine Regionalisierung der Zuweisungen und der daraus resultierenden Ausgabendeckung erfolgt. Um dies zu verdeutlichen bzw. den Effekt genauer zu quantifizieren, kann die Betrachtung von hypothetischen Zuweisungen in der GKV ohne morbiditätsbezogene Zuweisungen angestellt werden. In diesem Fall würde lediglich eine Nivellierung der unterschiedlichen Finanzkraft der Krankenkassen durch identische Zuweisungen je Versicherungsjahr aus dem Gesundheitsfonds gewährleistet werden. Ohne den risikoadjustierten Ausgleich zwischen den Krankenkassen und mit einer solchen pauschalen Zuweisung in Höhe der durchschnittlichen Ausgaben für jeden Versicherten (3.163 € je VJ) lägen die Spannbreiten und Interquartilsabstände (IQA) der regionalen Deckungsbeiträge (Spanne: 1.517 €; IQA: 421 €) und Deckungsquoten (Spanne: 47 PP; IQA: 13 PP) um ein Vielfaches höher als im oben betrachteten RSA-Modell ohne Regionalkomponente. Das gewichtete MAPE auf Kreisebene beträgt in dieser Variante mit pauschalen Zuweisungen etwa 211 €, der Variationskoeffizient der regionalen Deckungsquoten liegt bei 0,0865 (vgl. Tabelle 30). Bezogen auf diesen Variationskoeffizienten sorgt der Risikostrukturausgleich somit bereits ohne explizite Regionalkomponente für eine Erklärung bzw. einen Ausgleich von etwa 59,5 % der auf Ebene der Kreise vorliegenden Ausgabenvariation. Bezogen auf die Reduktion des gewichteten MAPE auf Kreisebene liegt der Anteil der durch den RSA beseitigten regionalen Deckungsunterschiede bei 55,4 %.

Tabelle 30: Durch den RSA ohne Regionalkomponente erklärte regionale Ausgabenvariation

	Kein RSA	JA 2021 ohne RGGs
$VarK_{DQ}$	0,0865	0,0350
Rückgang $VarK_{DQ}$	-	-0,0515
<b>durch Modell erklärter Anteil</b>	-	<b>59,5%</b>
gew. MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	210,74 €	94,03 €
Rückgang gew. MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	-	-116,71 €
<b>durch Modell erklärter Anteil</b>	-	<b>55,4%</b>

Quelle: Auswertung BAS

Diese implizite Regionalisierungseigenschaft des RSA wirkt im Jahresausgleich 2021 in einem ähnlichen Ausmaß wie schon in vorherigen Jahren. So wurde etwa im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen im RSA für das Ausgleichsjahr 2011 ein durch den RSA ohne Regionalkomponente erklärter

<sup>6</sup> Für die Deckungsbeiträge lässt sich der Variationskoeffizient dagegen nicht sinnvoll ermitteln, da die jeweiligen Merkmalsausprägungen sowohl positive als auch negative Werte annehmen (vgl. Abschnitt 2.1.4.3).

regionaler Varianzanteil von 61,5 % und für das Ausgleichsjahr 2018 von 58,6 % ermittelt (vgl. Drösler et al. 2018, S. 78).

Werden für das Jahresausgleichsmodell 2021 ohne Regionalkomponente versichertengruppenbezogene Deckungsbeiträge und -quoten nach dem Raumtyp der Wohnorte der Versicherten (vgl. Abschnitt 2.1.5) berechnet, ergibt sich die in Tabelle 31 dargestellte Situation: Bei Differenzierung der Wohnorte nach ihrem siedlungsstrukturellen Kreistyp zeigen sich für die kreisfreien Großstädte und städtischen Kreise durchschnittliche Leistungsausgaben, die für beide Regionstypen etwas unterhalb des GKV-Mittelwertes (3.163 € je VJ über alle Versicherten bzw. 3.196 € je VJ im ungewichteten Mittel über alle Kreise) liegen. Allerdings resultieren für die Versicherten in den kreisfreien Großstädten durchschnittliche Unterdeckungen in Höhe von -54 €, während die Ausgaben der Versicherten mit Wohnort in städtischen Kreisen mit einem Deckungsbeitrag von durchschnittlich 6 € nahezu perfekt ausgeglichen werden. Versicherte mit Wohnort in ländlichen Kreisen wiederum weisen – trotz überdurchschnittlich hoher Leistungsausgaben – in diesem Modell Überdeckungen von durchschnittlich 30 € (ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen) bzw. 38 € (dünn besiedelte ländliche Kreise) auf. Ähnliche Unterdeckungen in den Großstädten und Überdeckungen in den übrigen siedlungsstrukturellen Kreistypen hatten sich für den RSA ohne Regionalkomponente bereits im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen gezeigt (vgl. Drösler et al. 2018, S. 86).

Tabelle 31: Deckungsbeiträge und -quoten nach Raumtyp des Wohnorts im JA 2021 ohne Regionalkomponente

Raumtyp	Ausprägung	VJ	Ausgaben je VJ	JA 2021 ohne RGGs	
				DB	DQ
Siedlungsstruktureller Kreistyp (2021)	Ausland/unbekannt	233.985	926 €	806 €	187,1 %
	Kreisfreie Großstadt	21.256.848	3.116 €	-54 €	98,3 %
	Städtischer Kreis	28.323.377	3.108 €	6 €	100,2 %
	Ländlicher Kreis mit Verdichtungsansätzen	12.363.877	3.241 €	30 €	100,9 %
	Dünn besiedelter ländlicher Kreis	11.012.943	3.356 €	38 €	101,1 %
Raumtyp nach Lage (2021)	Ausland/unbekannt	233.985	926 €	806 €	187,1 %
	sehr zentral	34.290.712	3.115 €	-40 €	98,7 %
	zentral	21.654.042	3.138 €	16 €	100,5 %
	peripher	14.882.770	3.274 €	64 €	102,0 %
	sehr peripher	2.129.521	3.665 €	-62 €	98,3 %

Quelle: Auswertung BAS

Bei der Betrachtung der Raumtypen nach Lage ergibt sich hinsichtlich der Höhe der Leistungsausgaben ein vergleichbares Bild. Versicherte mit Wohnorten in (sehr) zentraler Lage zeichnen sich durch eher unterdurchschnittliche Leistungsausgaben aus, während Versicherte mit (sehr) peripher gelegenen Wohnorten im Mittel überdurchschnittliche Leistungsausgaben aufweisen. Regionale Unter- und Überdeckungen ergeben sich aus dem Zusammenspiel zwischen Inanspruchnahme von Leistungen, Preis und dem Risikoprofil der Versicherten (Alter, Geschlecht und Morbiditätslast) einer Region. So können sowohl hohe Inanspruchnahme bei vergleichsweise niedrigem Morbiditätsrisiko als auch hohe Inanspruchnahme bei ausgeprägtem (nicht gänzlich erfassten) Morbiditätsrisiko zu Unterdeckungen führen. Im RSA-Modell ohne Regionalkomponente resultieren Unterdeckungen für Versicherte mit sehr zentral gelegenen Wohnorten, Überdeckungen dagegen für Versicherte die in zentraler und insbesondere in peripherer Lage leben. Diese regionalen Unterschiede der Leistungsinanspruchnahme bildet das RSA-Modell ohne regionale Komponente nur unzureichend ab. In sehr peripheren Räumen existieren nicht erfasste

regionale Morbiditätsrisiken, in sehr zentralen Gebieten spielen ggf. höhere Gestehungskosten medizinischer Leistungen und eine höhere Leistungsanspruchnahme eine Rolle. Aufgrund des nur begrenzten Ausgleichs dieser Ausgabenunterschiede im RSA ohne Regionalkomponente ist für die (verhältnismäßig kleine) Subgruppe der Versicherten mit Wohnort in sehr peripherer räumlicher Lage eine durchschnittliche Unterdeckung von rund 62 € je VJ zu verzeichnen, wohingegen Versicherte in sehr zentral gelegenen Regionen im Mittel eine Unterdeckung von 40 € je VJ aufweisen.

### **4.3 RSA-Modell mit Regionalkomponente (ohne Berücksichtigung der Bundeslandgruppen)**

Der zweite Schritt zur Beurteilung der Wirkungen der Einführung der Regionalkomponente besteht darin, das Modell des Jahresausgleichs 2021 mit Regionalkomponente zu berechnen und dieses mit dem ansonsten identischen Modell ohne Regionalkomponente zu vergleichen. Im Folgenden werden daher zunächst die regionalstatistischen Merkmale vorgestellt, die im Auswahlverfahren für den Jahresausgleich 2021 für eine Berücksichtigung in der Regionalkomponente bestimmt wurden und die Ausgestaltung der Regionalkomponente selbst beschrieben. Anschließend wird die Wirkung der Regionalkomponente im Regressionsverfahren- bzw. Zuweisungsverfahren untersucht.

Im ersten Jahr wurden die finanziellen Auswirkungen der Einführung der Regionalkomponente auf Bundeslandebene auf 75 % begrenzt. Dies wird zunächst aus der Betrachtung ausgeschlossen und erst in Abschnitt 4.4 dargestellt, die Modelle werden daher ohne Berücksichtigung der Bundeslandgruppen (BLGs) umgesetzt.

#### **4.3.1 Auswahlverfahren und ausgewählte regionalstatistische Merkmale im AJ 2021**

Die Ergebnisse der einzelnen Auswahlritte zur erstmaligen Selektion der im Regionalmodell zu verwendenden Merkmale können den Erläuterungen zum Festlegungsentwurf (Bundesamt für Soziale Sicherung 2020b, S. 491 ff.) sowie den Erläuterungen zur Festlegung für das Ausgleichsjahr 2021 (Bundesamt für Soziale Sicherung 2020a, S. 230 ff.) entnommen werden.

Im Rahmen der Variablenselektion für das Ausgleichsjahr 2021 wurden zunächst die zehn signifikantesten Variablen zur Erklärung der regionalen Deckungsunterschiede vorselektiert. Von diesen zehn Auswahlvariablen wurden die angebotsseitigen Merkmale „Facharztdichte“ und „Übersorgung“ ausgeschlossen. Für das Ausgleichsjahr 2021 ergaben sich somit letztlich die acht regionalstatistischen Merkmale „Sterbekosten“, „Zuweisungen“, „Ambulante Pflege“, „Gesamtwanderungssaldo“, „Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen“, „Stationäre Pflege“, „Pendlersaldo“ und „Kleine und mittlere Unternehmen“ als Grundlage für die Ausgestaltung der Regionalkomponente.

#### **4.3.2 Regionale Risikogruppen im Ausgleichsjahr 2021**

Für jede der ausgewählten Regionalvariablen grenzt das BAS zehn RGGs ab. Dabei wird jedem Indikator ein Zehntel aller Kreise einer RGG zugeteilt. Diese Zuordnung erfolgt dezilbezogen anhand der Merkmalsausprägungen der einzelnen Kreise. Auf diese Weise werden etwa die 40 Kreise mit den niedrigsten durchschnittlichen Sterbekosten (das erste Dezil) der RGG0101 zugeordnet, die 40 Kreise des zweiten Dezils der RGG0102, die 40 Kreise mit den höchsten Sterbekosten der RGG0110. Weil diese Zuordnung für alle acht Auswahlvariablen erfolgt, wird jeder Kreis (bzw. die in den Kreisen wohnhaften Versicherten) einer individuellen Kombination von genau acht aus 80 möglichen RGGs zugeordnet. Versicherte

mit Wohnort im Ausland und Versicherte, deren Wohnort unbekannt ist, werden der zusätzlichen RGG0000 „Ausland/unbekannt“ zugeordnet. Werden die 81 resultierenden RGGs versichertenbezogen neben den AGGs, HMGs und KEGs als zusätzliche erklärende Variablen ins Regressionsmodell für den Jahresausgleich 2021 aufgenommen, resultieren für diese die in Tabelle 32 dargestellten Zu- bzw. Abschläge.



Tabelle 32: Zu- und Abschläge für die RGGs (AJ 2021, Daten 2020/2021, mit Risikopool, mit Restriktionen)

RGG	Bezeichnung	Zu-/Abschläge je VJ	RGG	Bezeichnung	Zu-/Abschläge je VJ
RGG0000	Ausland/unbekannt	-998 €			
RGG0101	Sterbekosten, Dezil 1	-188 €	RGG0501	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 1	-115 €
RGG0102	Sterbekosten, Dezil 2	-143 €	RGG0502	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 2	-35 €
RGG0103	Sterbekosten, Dezil 3	-158 €	RGG0503	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 3	-54 €
RGG0104	Sterbekosten, Dezil 4	-129 €	RGG0504	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 4	-16 €
RGG0105	Sterbekosten, Dezil 5	-93 €	RGG0505	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 5	-19 €
RGG0106	Sterbekosten, Dezil 6	-81 €	RGG0506	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 6	-35 €
RGG0107	Sterbekosten, Dezil 7	-53 €	RGG0507	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 7	-48 €
RGG0108	Sterbekosten, Dezil 8	-50 €	RGG0508	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 8	-24 €
RGG0109	Sterbekosten, Dezil 9	1 €	RGG0509	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 9	-5 €
RGG0110	Sterbekosten, Dezil 10	0 €	RGG0510	Personenbezogene Dienstleistungen, Dezil 10	0 €
RGG0201	Zuweisungen, Dezil 1	215 €	RGG0601	Stationäre Pflege, Dezil 1	-111 €
RGG0202	Zuweisungen, Dezil 2	206 €	RGG0602	Stationäre Pflege, Dezil 2	-81 €
RGG0203	Zuweisungen, Dezil 3	170 €	RGG0603	Stationäre Pflege, Dezil 3	-81 €
RGG0204	Zuweisungen, Dezil 4	143 €	RGG0604	Stationäre Pflege, Dezil 4	-110 €
RGG0205	Zuweisungen, Dezil 5	145 €	RGG0605	Stationäre Pflege, Dezil 5	-73 €
RGG0206	Zuweisungen, Dezil 6	129 €	RGG0606	Stationäre Pflege, Dezil 6	-59 €
RGG0207	Zuweisungen, Dezil 7	124 €	RGG0607	Stationäre Pflege, Dezil 7	-97 €
RGG0208	Zuweisungen, Dezil 8	111 €	RGG0608	Stationäre Pflege, Dezil 8	-75 €
RGG0209	Zuweisungen, Dezil 9	75 €	RGG0609	Stationäre Pflege, Dezil 9	-52 €
RGG0210	Zuweisungen, Dezil 10	0 €	RGG0610	Stationäre Pflege, Dezil 10	0 €
RGG0301	Ambulante Pflege, Dezil 1	-107 €	RGG0701	Pendlersaldo, Dezil 1	-147 €
RGG0302	Ambulante Pflege, Dezil 2	-96 €	RGG0702	Pendlersaldo, Dezil 2	-73 €
RGG0303	Ambulante Pflege, Dezil 3	-110 €	RGG0703	Pendlersaldo, Dezil 3	-87 €
RGG0304	Ambulante Pflege, Dezil 4	-60 €	RGG0704	Pendlersaldo, Dezil 4	-58 €
RGG0305	Ambulante Pflege, Dezil 5	-52 €	RGG0705	Pendlersaldo, Dezil 5	-54 €
RGG0306	Ambulante Pflege, Dezil 6	-49 €	RGG0706	Pendlersaldo, Dezil 6	-73 €
RGG0307	Ambulante Pflege, Dezil 7	-72 €	RGG0707	Pendlersaldo, Dezil 7	-53 €
RGG0308	Ambulante Pflege, Dezil 8	-66 €	RGG0708	Pendlersaldo, Dezil 8	-14 €
RGG0309	Ambulante Pflege, Dezil 9	-40 €	RGG0709	Pendlersaldo, Dezil 9	-43 €
RGG0310	Ambulante Pflege, Dezil 10	0 €	RGG0710	Pendlersaldo, Dezil 10	0 €
RGG0401	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 1	23 €	RGG0801	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 1	-135 €
RGG0402	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 2	66 €	RGG0802	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 2	-99 €
RGG0403	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 3	57 €	RGG0803	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 3	-53 €
RGG0404	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 4	48 €	RGG0804	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 4	-36 €
RGG0405	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 5	51 €	RGG0805	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 5	-114 €
RGG0406	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 6	45 €	RGG0806	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 6	-31 €
RGG0407	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 7	31 €	RGG0807	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 7	-37 €
RGG0408	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 8	48 €	RGG0808	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 8	-60 €
RGG0409	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 9	21 €	RGG0809	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 9	-9 €
RGG0410	Gesamtwanderungssaldo, Dezil 10	0 €	RGG0810	Kleine und mittlere Unternehmen, Dezil 10	0 €

Quelle: Auswertung BAS. Bei der Durchführung des Jahresausgleichs werden die Zu- und Abschläge für die einzelnen Risikogruppen im Rahmen des Berechnungsverfahrens noch weiter adjustiert, um bspw. auch die Zuweisung der nicht in der SA 703 versicherten-bezogen erfassten Leistungsausgaben sicherzustellen. Da die Modellrechnungen für dieses Gutachten allerdings nicht das gesamte Berechnungsverfahren zur Ermittlung der Zu- und Abschläge im Jahresausgleich simulieren, liegen die in dieser Tabelle genannten Werte jeweils um ca. 2,5 % unter den Werten des tatsächlichen Jahresausgleichs.

### 4.3.3 Wirkung der Regionalkomponente im Jahresausgleich 2021

Mit dem Einbezug der unter Abschnitt 4.3.2 charakterisierten RGGs in das Ausgleichsmodell wird die Regionalkomponente im RSA umgesetzt. Wie schon für das Modell ohne RGGs lassen sich für diesen nun um die Regionalkomponente erweiterten Ausgleich die Kennzahlen auf den verschiedenen Betrachtungsebenen berechnen. Die sich aus dem Vergleich der jeweiligen Modellkennzahlen ergebenden Differenzen geben Aufschluss über die Effekte, die aus der Einführung der Regionalkomponente resultieren.

### 4.3.3.1 Zuweisungsanteile

Für die erste dieser Differenzbetrachtungen werden zunächst die Verteilung der Zuweisungen nach Art der Risikogruppen in den Modellen ohne bzw. mit Regionalkomponente verglichen. Hierbei ergeben sich für die beiden betrachteten Modelle die in Tabelle 33 dargestellten Werte.

Tabelle 33: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente

Zuweisungsart	JA 2021 ohne RGGs		JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)		Differenz	
	Zuweisungssumme	Anteil	Zuweisungssumme	Anteil	Δ Zuweisungs- summe	Δ Anteil
AGGs	98.177.645.019 €	43,71 %	112.239.830.444 €	49,97 %	14.062.185.425 €	6,26 PP
RGGs	0 €	0,00 %	-14.146.188.900 €	-6,30 %	-14.146.188.900 €	-6,30 PP
AGGs + RGGs	98.177.645.019 €	43,71 %	98.093.641.545 €	43,67 %	-84.146.188.900 €	-0,04 PP
HMGs	126.317.618.814 €	56,23 %	126.403.925.572 €	56,27 %	86.306.758 €	0,04 PP
KEGs	135.943.101 €	0,06 %	133.639.818 €	0,06 %	-2.303.283 €	0,00 PP
<b>Gesamt</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>	<b>0 €</b>	<b>0,00 PP</b>

Quelle: Auswertung BAS

Die Einführung der Regionalkomponente führt zu einem Anstieg der AGG-Zuweisungen um rund 14 Mrd. €. Hieraus ergibt sich auf Versichertenebene ein Anstieg der AGG-Zuweisungen in Höhe von etwa 192 € je VJ, wobei die Zuschläge über alle 40 AGGs nahezu um den gleichen Betrag (zwischen 180 € und 200 €) anwachsen. Die RGGs selbst führen im Gegenzug zu einer – in den allermeisten Fällen negativen – wohnortbezogenen Korrektur der zuvor angestiegenen AGG-Zuweisungen, im Mittel um -193 €. Die Anstiege der AGG-Zuweisungen werden also nahezu exakt durch die RGG-Abschläge kompensiert. Die RGGs sind daher als Ausdifferenzierung der über die AGGs verteilten Basiszuweisungen, die für jede versicherte Person auf Grundlage ihres Alters und ihres Geschlechts an die Krankenkassen ausgeschüttet werden, zu verstehen. Vor diesem Hintergrund ist ein Vergleich der AGG-Zuweisungen zwischen den Modellen nur unter Einbezug der RGGs sinnvoll.<sup>7</sup> Auch hierbei zeigt sich, dass sich ebendieser Anteil der Basiszuweisungen für jeden Versicherten (AGGs + RGGs) durch die Berücksichtigung der RGGs in Summe nicht verändert hat.

Es zeigen sich durch die Einführung der RGGs auch keine starken Auswirkungen auf den Anteil der über die HMGs ausgeglichenen Leistungsausgaben. Der Anteil der auf die HMGs entfallenden Zuweisungen erhöht sich lediglich von 56,23 % auf 56,27 %. Dies spiegelt sich auch in der Höhe der Regressionskoeffizienten wider, die für alle HMGs bei Hinzunahme der RGGs nahezu unverändert bleiben.

Die Koeffizienten für die sieben Kostenerstattergruppen sinken hingegen im Mittel um 26 € ab. Der sich hieraus ergebende Gesamtzuweisungsrückgang in Höhe von 2,3 Mio. € entspricht allerdings lediglich 1,7 % der ursprünglichen KEG-Zuweisungen, sodass auch hier keine wesentliche Veränderung zu verzeichnen ist.

<sup>7</sup> In dem hier abgebildeten Modell wurde entsprechend dem Vorgehen im Jahresausgleich immer das zehnte Dezil einer RGG aus der Regression ausgeschlossen. Für dieses Modell ergeben sich insgesamt negative RGG-Zuweisungen. Diese werden im Vergleich zu einem Modell ohne Regionalkomponente durch ansteigende AGG-Zuweisungen (fast vollständig) kompensiert. Die Wahl des zehnten Dezils ist eine frei gesetzte Konvention, es hätte jeweils auch ein anderes Dezil ausgeschlossen werden können. Die versichertenindividuellen und damit auch die regionalen Zuweisungen wären hierbei identisch. Eine Erläuterung hierzu ist Anhang A.1 zu entnehmen.

### 4.3.3.2 Wirkung der Regionalkomponente auf Individualebene

Auf Ebene der einzelnen Versicherten ergibt sich aus der Berücksichtigung der Regionalkomponente ein Anstieg der Zuweisungsgenauigkeit. Die Verbesserungen der drei betrachteten individuellen Gütemaße zeigt Tabelle 34.

Tabelle 34: Versichertenindividuelle Gütemaße im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)	Differenz
R <sup>2</sup>	58,0948 %	58,1033 %	0,0085 PP
CPM	27,9544 %	27,9715 %	0,0171 PP
MAPE	2.636,88 €	2.636,26 €	-0,63 €

Quelle: Auswertung BAS

Bezogen auf die Anzahl der 81 zusätzlich im Modell berücksichtigten Ausgleichsfaktoren fällt die Verbesserung auf Individualebene sehr gering aus. So lassen sich Verbesserungen der Individualkennzahlen in der hier beobachteten Größenordnung im Rahmen der regulären Modellentwicklung häufig schon durch die Anpassung einzelner HMGs erzielen.

### 4.3.3.3 Wirkung der Regionalkomponente auf Ebene der Krankenkassen

Die Über- und Unterdeckungen der Krankenkassen werden durch die Regionalkomponente deutlich reduziert (vgl. Tabelle 35).

Tabelle 35: MAPE auf Krankenkassenebene im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)	Differenz
MAPE <sub>KK_abs</sub>	48,89 €	39,72 €	-9,16 €
gew. MAPE <sub>KK_abs</sub>	36,64 €	26,80 €	-9,84 €

Quelle: Auswertung BAS

Je nach Betrachtung der absoluten gewichteten oder ungewichteten mittleren Fehlbeträge sinken diese um rund 19 % (ungewichtet, von 48,89 € auf 39,72 €) bzw. 27 % (gewichtet, von 36,64 € auf 26,80€) ab. Hieraus wird ersichtlich, dass ein nennenswerter Anteil der bisherigen kassenspezifischen Über- und Unterdeckungen auf regionale Ausgabenunterschiede zurückzuführen ist, die über die bislang berücksichtigten Risikogruppen noch nicht erklärt werden konnten und die nun (zumindest teilweise) über die RGGs ausgeglichen werden.

### 4.3.3.4 Wirkung der Regionalkomponente auf Ebene der Versichertengruppen

Tabelle 36 zeigt die Deckungsquoten und Deckungsbeiträge bestimmter Versichertengruppen. Die bereits weiter oben dargestellten Werte (ohne Regionalkomponente) werden nun den Deckungsbeiträgen (je VJ) und -quoten gegenübergestellt, die sich für diese Gruppen nach Einbezug der RGGs ergeben.

Tabelle 36: Deckungsbeiträge und -quoten je Versichertengruppe im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente

Versichertengruppe	Ausprägung	JA 2021 ohne RGGs		JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)	
		DB	DQ	DB	DQ
DMP-Einschreibung (2021)	nein	7 €	100,2 %	7 €	100,3 %
	ja	-53 €	99,3 %	-54 €	99,2 %
Bezug einer Erwerbsminderungsrente (2020)	nein	30 €	101,0 %	30 €	101,0 %
	ja	-1.132 €	88,8 %	-1.135 €	88,8 %
Extrakorporale Blutreinigung (2020)	nein	4 €	100,1 %	4 €	100,1 %
	ja	-2.352 €	96,2 %	-2.352 €	96,2 %
Verstorben (2021)	nein	155 €	105,3 %	155 €	105,3 %
	ja	-24.512 €	37,7 %	-24.513 €	37,7 %
Krankenhausaufenthalte im Vorjahr (2020)	0	144 €	106,1 %	144 €	106,0 %
	1 bis 2	-543 €	92,0 %	-542 €	92,0 %
	3 und mehr	-4.119 €	79,9 %	-4.117 €	79,9 %
HMG-Anzahl vor HMG-Ausschluss (JA 2021)	0	167 €	117,3 %	165 €	117,2 %
	1 bis 3	-41 €	97,9 %	-40 €	98,0 %
	4 bis 6	-151 €	96,1 %	-151 €	96,1 %
	7 bis 9	-169 €	97,1 %	-169 €	97,1 %
	10 bis 12	-83 €	99,0 %	-82 €	99,0 %
	13 bis 15	58 €	100,6 %	58 €	100,6 %
Risikopoolfall (2021)	nein	132 €	104,6 %	132 €	104,6 %
	ja	-93.872 €	50,8 %	-93.867 €	50,8 %
Leistungsausgaben ohne KG (2021)	unter 100 €	1.102 €	3026,4 %	1.090 €	2993,0 %
	100 € b. u. 20.000 €	718 €	132,4 %	719 €	132,5 %
	20.000 € b. u. 40.000 €	-17.595 €	39,4 %	-17.590 €	39,4 %
	40.000 € b. u. 60.000 €	-33.878 €	34,8 %	-33.873 €	34,8 %
	60.000 € b. u. 80.000 €	-52.912 €	28,7 %	-52.907 €	28,7 %
	80.000 € b. u. 100.000 €	-72.558 €	24,0 %	-72.552 €	24,0 %
	100.000 € b. u. 200.000 €	-89.884 €	37,3 %	-89.879 €	37,3 %
200.000 € und mehr	-105.212 €	67,7 %	-105.206 €	67,7 %	

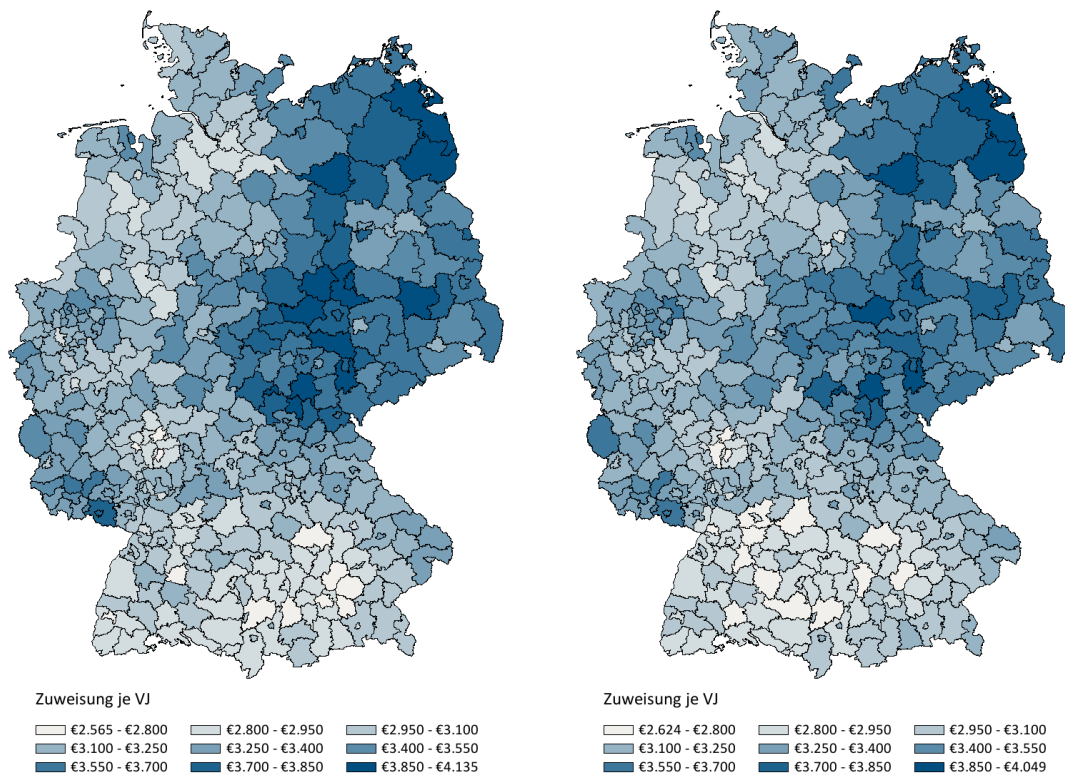
Quelle: Auswertung BAS

Es fällt auf, dass die Einführung der Regionalkomponente nahezu keine Auswirkungen auf die Deckungssituation der betrachteten Untergruppen hat. Sowohl die absoluten Deckungsbeiträge als auch die relativen Deckungsquoten werden durch die Einführung der Regionalkomponente nahezu nicht beeinflusst. Es lässt sich somit – unter den hier betrachteten – keine Versichertengruppe ausmachen, die aufgrund der Regionalkomponente zu einem (aus Krankenkassensicht) besseren oder aber schlechteren Versicherungsrisiko wird. Veränderte gruppenbezogene Risikoselektionsanreize sind nicht zu verzeichnen.

#### 4.3.3.5 Veränderung der regionalen Über- und Unterdeckungen durch die Regionalkomponente

Abbildung 19 stellt die Höhe der regionalen Zuweisungen ohne bzw. mit Regionalkomponente dar.

Abbildung 19: Regionale Zuweisungen ohne (links) und mit (rechts) Regionalkomponente



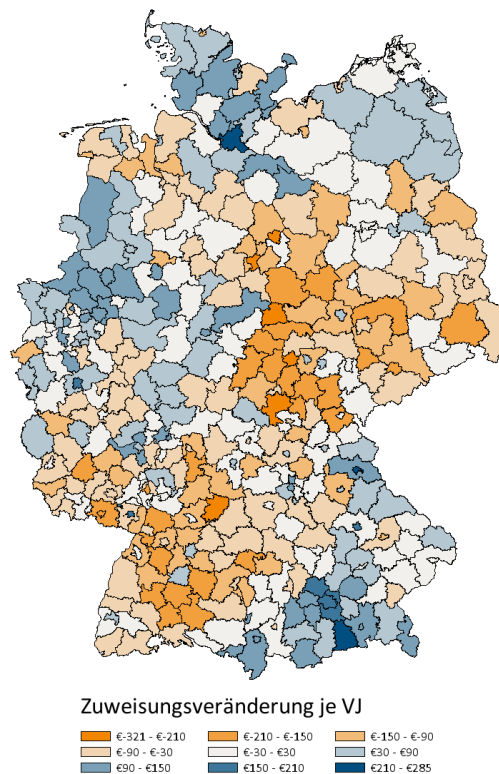
Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Nach Einbezug der RGGs ergibt sich für die regionalen Ausgaben und die regionalen Zuweisungen ein Korrelationskoeffizient von  $r_{x,y} = 0,96$ . Die durch die Regionalkomponente umgesetzte Modellanpassung erhöht somit diesen – zuvor schon starken – statistischen Zusammenhang (ohne Regionalkomponente:  $r_{x,y} = 0,92$ ) zwischen der Höhe der mittleren regionalen Ausgaben und der Höhe der entsprechenden Zuweisungen noch weiter.

Die sich aus der Einführung der Regionalkomponente ergebenden Veränderungen der Zuweisungen je Versichertenjahr werden in Abbildung 20 grafisch dargestellt. Reduzierungen sind in Orange dargestellt, Erhöhungen der Zuweisungen in Blau. Es zeigt sich ein Zuweisungsgewinn insbesondere für Krankenkassen mit Versicherten im Südosten, im Westen und im Nordosten der Republik.

Abbildung 20: Veränderung der mittleren Zuweisungen je Kreis durch Einführung der Regionalkomponente im AJ 2021



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

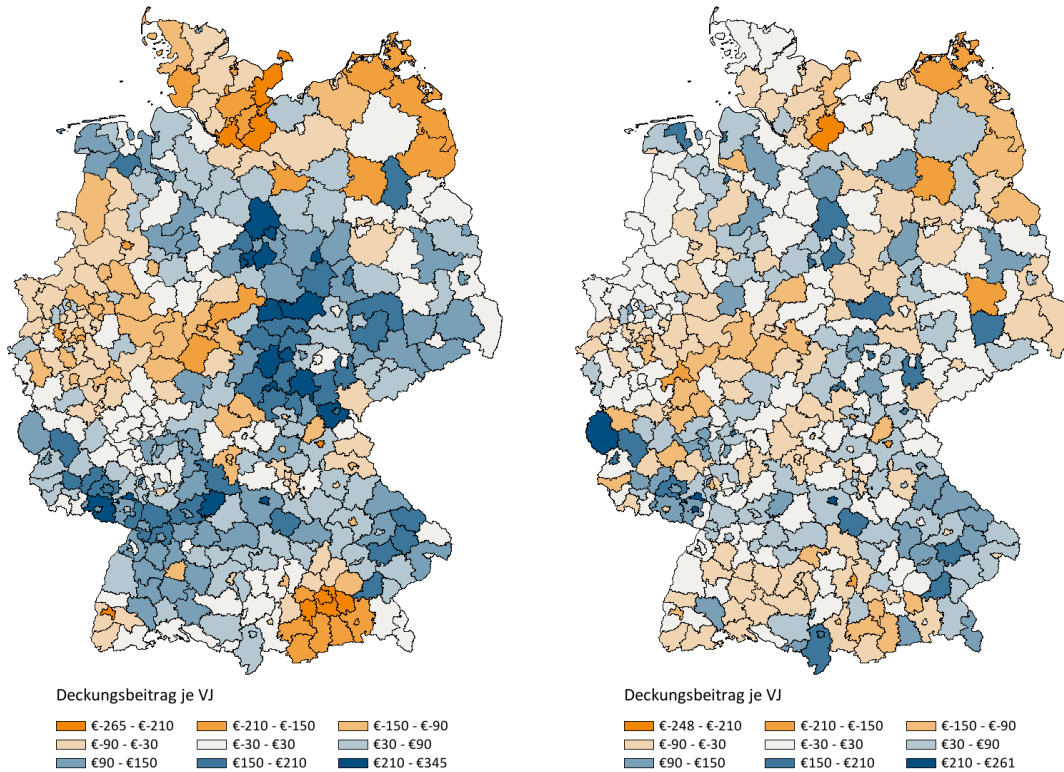
Die RGGs erhöhen oder vermindern die Zuweisungen für alle Versicherten innerhalb eines Kreises jeweils um einen identischen Betrag. Bezogen auf die Versicherten mit bekanntem Wohnsitz innerhalb der Grenzen der Bundesrepublik – also ohne Betrachtung der Versicherten, die der RGG0000 zugeordnet werden – könnte sich hypothetisch aus der Kombination der jeweils niedrigsten Zu- bzw. Abschlagswerten für die RGGs in Tabelle 32 eine negative RGG-Zuweisung in Höhe von -739 € je Versichertenjahr ergeben. Tatsächlich aber liegt diese denkbare Kombination in keinem der 400 betrachteten Landkreise und keiner der kreisfreien Städte vor.

Die insgesamt stärkste Reduzierung der Zuweisungen über die RGGs ergibt sich im Modell des Jahresausgleichs 2021 mit -496 € je VJ für die Versicherten mit Wohnort in Nordhausen. Allerdings steht den negativen RGG-Zuweisungen ein Zuweisungsanstieg über die AGGs gegenüber (vgl. Abschnitt 4.3.3.1), sodass der Nettoeffekt der Regionalkomponente für die Versicherten in Nordhausen auf durchschnittlich -300 € je Versichertenjahr begrenzt wird. Durch die Einführung der Regionalkomponente sinkt die vorherige mittlere Überdeckung der dort wohnhaften Versicherten von rund 232 € in eine betragsmäßig deutlich niedrigere Unterdeckung (-68 €) ab.

Bei der umgekehrten Betrachtung der höchsten denkbaren Summe der RGG-Zu- und Abschläge ergibt sich eine theoretische maximale RGG-Zuweisung in Höhe von 282 €. Auch diese theoretische Kombination aus RGG-Zuschlägen liegt in keinem Landkreis und keiner kreisfreien Stadt vor. Faktisch beträgt der höchste Wert lediglich 84 € je VJ in Miesbach. Durch die zusätzliche Erhöhung der AGG-Zuschläge steigen die Zuweisungen für Versicherte mit diesem Wohnort gegenüber dem Modell ohne RGGs um im Durchschnitt über alle AGGs um insgesamt 277 € an. Für die betreffenden Versicherten bringt die Einführung der Regionalkomponente eine Umwandlung der vorherigen Unterdeckung von durchschnittlich -178 € in eine – betragsmäßig geringere – mittlere Überdeckung von 98 € mit sich.

Abbildung 21 und Abbildung 22 stellen die regionalen Deckungsbeiträge und Deckungsquoten des RSA ohne Regionalkomponente auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte den Werten mit Regionalkomponente gegenüber. Bereits dabei zeigt sich, dass die regionalen Fehldeckungen durch Aufnahme der RGGs ins Regressionsmodell deutlich abgenommen haben. Hierbei zeigt sich, dass die zuvor in Abbildung 20 visualisierten regionalen Zuweisungssenkungen im Streifen vom südwestlichen bis zum nordöstlichen Teil Deutschlands zu einem Abbau zuvor bestehender Überdeckungen geführt hat. In den meisten anderen Kreisen haben die Zuweisungserhöhungen zu einem Rückgang vormaliger Unterdeckungen geführt.

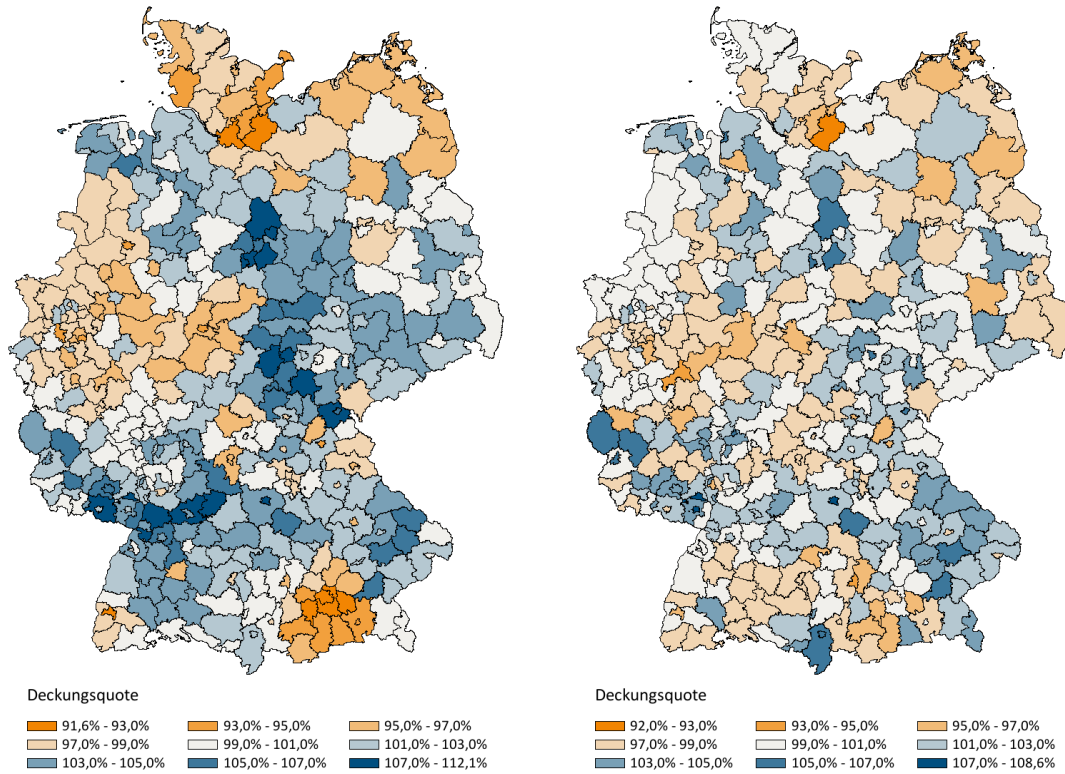
Abbildung 21: Regionale Deckungsbeiträge ohne (links) und mit (rechts) Regionalkomponente



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Abbildung 22: Regionale Deckungsquoten ohne (links) und mit (rechts) Regionalkomponente



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Die mittleren regionalen Deckungsbeiträge je VJ liegen, wie sich auch aus Tabelle 37 ergibt, nur noch zwischen -248 € (Herzogtum Lauenburg) und 261 € (Ansbach). Damit entfallen auf die beiden Kreise auch die insgesamt niedrigste bzw. höchste Deckungsquote (92,5 % bzw. 108,6 %). Die Spanne der Deckungsbeiträge und -quoten nimmt durch die Einführung der Regionalkomponente ebenso ab wie deren Standardabweichung und der Variationskoeffizient der Deckungsquoten.

Tabelle 37: Streu- und Lagemaße der mittleren regionalen Zuweisungen, Deckungsbeiträge und -quoten im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs			JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)		
	Zuweisung	DB	DQ	Zuweisung	DB	DQ
<b>Minimum</b>	2.565 €	-265 €	91,6 %	2.624 €	-248 €	92,5 %
<b>unteres Quartil</b>	3.006 €	-48 €	98,5 %	3.004 €	-49 €	98,5 %
<b>Median</b>	3.170 €	29 €	100,9 %	3.181 €	3 €	100,1 %
<b>oberes Quartil</b>	3.439 €	101 €	103,2 %	3.401 €	62 €	102,0 %
<b>Maximum</b>	4.135 €	345 €	112,1 %	4.049 €	261 €	108,6 %
<b>Interquartilsabstand</b>	433 €	149 €	4,7 PP	397 €	111 €	3,5 PP
<b>Mittelwert</b>	3.226 €	23 €	100,8 %	3.210 €	8 €	100,3 %
<b>Standardabweichung</b>	295 €	113 €	3,5 PP	278 €	81 €	2,5 PP
<b>Variationskoeffizient</b>	0,091	-	0,035	0,087	-	0,025

Quelle: Auswertung BAS

Insgesamt liegen bei Berücksichtigung der RGGs nur noch in 102 der 400 Kreise (26 %) Fehldeckungen vor, die betragsmäßig eine Höhe von 90 € je VJ überschreiten – ohne Regionalkomponente waren es



175 Kreise (44 %). Dennoch ergibt sich durch die RGGs nicht für jeden Kreis eine Verringerung der Fehldeckungsbeträge. Während die absoluten Fehldeckungen in insgesamt 269 Kreisen (67 %) abnehmen, ist in 131 Kreisen (33 %) auch deren Zunahme zu beobachten. In den 269 Kreisen, in denen die absoluten Fehldeckungen verringert werden, werden die Leistungsausgaben um durchschnittlich 65 € besser geschätzt. In den 131 Kreisen, in denen sich die absoluten Fehldeckungen verschlechtern, beträgt die Verschlechterung der Schätzung hingegen lediglich 41 €. Zudem entfallen auf die Kreise mit abnehmenden Fehldeckungen insgesamt 72 % der Gesamtversichertenzeiten, wohingegen die übrigen Kreise nur den Wohnort von ca. 28 % der Versicherten darstellen. Gemessen über alle Kreise resultiert durch die Einführung der Regionalkomponente eine deutliche Fehldeckungsabnahme, die sich auch in einem starken Rückgang des ungewichteten und des gewichteten MAPE auf Kreisebene (vgl. Tabelle 38) niederschlägt.

Tabelle 38: MAPE auf Kreisebene im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente

	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)	Differenz
MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	96,45 €	65,51 €	-30,95 €
gew MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	94,03 €	51,35 €	-42,69 €

Quelle: Auswertung BAS

Werden die Wohnorte der Versicherten hinsichtlich ihres siedlungsstrukturellen Raumtyps bzw. ihres räumlichen Lagetyps gruppiert, wird deutlich, dass das im Modell ohne RGGs bestehende Deckungsgefälle zwischen eher dicht besiedelten und zentral gelegenen Gebieten und den eher ländlichen Regionen in peripherer Lage stark reduziert wird (vgl. Tabelle 39). Die im Modell ohne RGGs vorherrschenden Unterdeckungen in den kreisfreien Großstädten werden durch die Regionalkomponente von durchschnittlich -54 € in eine geringfügige Überdeckung in Höhe von 2 € verwandelt. Im Gegenzug sinken die Überdeckungen in ländlichen bzw. peripher gelegenen Kreisen deutlich ab. Einzig in den sehr peripher gelegenen Kreistypen verbleiben auch nach Berücksichtigung der Regionalkomponente noch verhältnismäßig hohe (wenngleich durch die RGGs verringerte) Unterdeckungen.

Tabelle 39: Deckungsbeiträge und -quoten nach Raumtyp des Wohnorts im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente

Raumtyp	Ausprägung	JA 2021 ohne RGGs		JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)	
		DB	DQ	DB	DQ
Siedlungsstruktureller Kreistyp (2021)	Ausland/unbekannt	806 €	187,1 %	0 €	100,0 %
	Kreisfreie Großstadt	-54 €	98,3 %	2 €	100,1 %
	Städtischer Kreis	6 €	100,2 %	-4 €	99,9 %
	Ländlicher Kreis mit Verdichtungsansätzen	30 €	100,9 %	-8 €	99,7 %
	Dünn besiedelter ländlicher Kreis	38 €	101,1 %	16 €	100,5 %
Raumtyp nach Lage (2021)	Ausland/unbekannt	806 €	187,1 %	0 €	100,0 %
	sehr zentral	-40 €	98,7 %	-2 €	99,9 %
	zentral	16 €	100,5 %	-5 €	99,9 %
	peripher	64 €	102,0 %	19 €	100,6 %
	sehr peripher	-62 €	98,3 %	-50 €	98,6 %

Quelle: Auswertung BAS

In Tabelle 40 wird erneut der durch das angepasste Modell erklärte Anteil an der regionalen Ausgabenvarianz beziffert. Bezogen auf den Variationskoeffizienten der Deckungsquoten über die Kreise ergibt sich eine Abnahme auf einen Wert von 0,0252 und somit eine Reduktion um 70,9 % im Vergleich zu einem hypothetischen Modell ohne RSA. Im Vergleich zum RSA ohne Regionalkomponente nimmt der durch das Modell mit RGGs erklärte Varianzanteil somit um weitere 11,4 Prozentpunkte zu. Das gewichtete MAPE auf Kreisebene wird im Vergleich zu einem Modell ohne RSA sogar um 75,6 % gesenkt und damit um 20,2 Prozentpunkte stärker als im Modell ohne Regionalkomponente.

Tabelle 40: Durch den RSA ohne und mit Regionalkomponente erklärte regionale Ausgabenvariation

	Kein RSA	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)
$VarK_{DQ}$	0,0865	0,0350	0,0252
Rückgang $VarK_{DQ}$	-	-0,0515	-0,0613
<b>durch Modell erklärter Anteil</b>	-	<b>59,5 %</b>	<b>70,9 %</b>
gew. $MAPE_{Kreis\_abs}$	210,74 €	94,03 €	51,35 €
Rückgang gew. $MAPE_{Kreis\_abs}$	-	-116,71 €	-159,40 €
<b>durch Modell erklärter Anteil</b>	-	<b>55,4 %</b>	<b>75,6 %</b>

Quelle: Auswertung BAS

## 4.4 RSA-Modell mit Regionalkomponente und Berücksichtigung der Bundeslandgruppen

Im Jahresausgleich 2021 gilt für die Regionalkomponente einmalig eine Begrenzungsregelung. Gemäß § 266 Absatz 12 SGB V sind bei der Durchführung des Jahresausgleichs die regionalen Umverteilungswirkungen auf 75 % zu begrenzen. Allerdings greift diese Begrenzungsregelung auf Ebene der Bundesländer und nicht auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte. Aus diesem Grund hat das BAS zur Umsetzung dieser „75 %-Sonderregelung“ für den Jahresausgleich insgesamt 17 BLGs eingeführt, über die die Zuweisungsbegrenzung durchgeführt wird. In Abschnitt 4.4.1 wird die Umsetzung der Begrenzungsregelung näher beschrieben. In Abschnitt 4.4.2 folgt eine Analyse ihrer Verteilungswirkungen.

### 4.4.1 Ermittlung der Zu- und Abschläge für die BLGs

Den Vorgaben des § 266 Absatz 12 SGB V folgend basiert die Begrenzungsregelung auf einer Differenzbetrachtung auf Ebene der Bundesländer. Verglichen wird hierbei die Summe der Zuweisungen, die die Krankenkassen für die Versicherten in den Bundesländern in einem hypothetischen Jahresausgleich ohne Regionalkomponente erhalten hätten, mit den länderbezogenen Zuweisungen, die die Krankenkassen mit Regionalkomponente erhalten.

Für die Untersuchung der Auswirkungen der BLG-Regelung im Jahresausgleich werden daher zunächst die versichertenbezogenen Zuweisungen aus der Regression mit allen RSA-Ausgleichsvariablen, allerdings ohne die regionalen Risikogruppen ermittelt. Auf Basis der resultierenden Regressionskoeffizienten und der individuellen Versichertenzeiten lassen sich die versichertenbezogenen Zuweisungen berechnen. Über das Wohnortmerkmal der Versicherten lassen sich die versichertenbezogenen Zuweisungen den Bundesländern zuordnen.

Mit einer zweiten Regression, diesmal unter Berücksichtigung der regionalen Risikogruppen, erfolgt in analoger Weise die Berechnung der Zuweisungen mit Regionalkomponente für die Versicherten in den Bundesländern.

Je Bundesland lassen sich anschließend die Zuweisungsdifferenzen bilden, die auf die Einführung der Regionalkomponente zurückzuführen sind. Da die Sonderregelung diese Zuweisungsunterschiede auf 75 % begrenzen soll, werden im nächsten Schritt die länderspezifischen Differenzbeträge mit dem Faktor -0,25 multipliziert, um den Betrag zu ermitteln, der je Bundesland zu kompensieren ist. In einem letzten Schritt werden die länderspezifischen Kompensationssummen durch die Versichertenzeiten je Bundesland dividiert. Hierdurch ergeben sich die Zu- und Abschläge für die einmalig im Jahresausgleich 2021 anzuwendenden BLGs (vgl. Bundesamt für Soziale Sicherung 2020b).

In der Begründung zu § 266 Absatz 12 SGB V wird ausgeführt, dass „sich die Zu- und Abschläge vollständig aus[gleichen]“, da „die Regelung eine prozentuale Begrenzung der finanziellen Auswirkungen vorsieht“ (Vgl. *BT-Drs.* 19/17155, S. 133). Dies trifft nur dann zu, wenn auch die Zuweisungsveränderungen für die Versicherten mit Wohnort im Ausland bzw. mit unbekanntem Wohnort in die Berechnung mit einbezogen werden. Aus diesem Grund sind auch die Auswirkungen der Regionalkomponente für diese beiden Versichertengruppen zu ermitteln und auf 75 % zu begrenzen. Hierzu wird die zusätzliche „Ländergruppe“ („Ausland/unbekannt“) berücksichtigt und bei der Bestimmung der Kompensationsbeträge sowie deren Ausgleich ebenfalls herangezogen. Insgesamt werden im Modell für den JA 2021 somit 17 BLGs (16 für die Bundesländer und eine für Versicherte mit Wohnort im Ausland bzw. unbekanntem Wohnort) berücksichtigt, deren Zu- bzw. Abschläge bzw. deren zugeordneten Versichertenzeiten Tabelle 41 entnommen werden können.

Tabelle 41: Berechnung der Zu- und Abschläge für die BLGs im JA 2021

Bundeslandgruppe		VJ	Zu-/Abschlag je VJ
BLG0001	Schleswig-Holstein	2.524.292	-17 €
BLG0002	Hamburg	1.626.461	-57 €
BLG0003	Niedersachsen	7.075.328	5 €
BLG0004	Bremen	609.706	14 €
BLG0005	Nordrhein-Westfalen	15.907.267	-12 €
BLG0006	Hessen	5.483.521	-6 €
BLG0007	Rheinland-Pfalz	3.465.026	9 €
BLG0008	Baden-Württemberg	9.446.963	17 €
BLG0009	Bayern	11.156.367	-9 €
BLG0010	Saarland	856.941	11 €
BLG0011	Berlin	3.238.013	-9 €
BLG0012	Brandenburg	2.304.211	10 €
BLG0013	Mecklenburg-Vorpommern	1.483.824	-2 €
BLG0014	Sachsen	3.768.700	16 €
BLG0015	Sachsen-Anhalt	2.055.485	27 €
BLG0016	Thüringen	1.954.941	30 €
BLG0017	Ausland, unbekannt	233.985	196 €
<b>Summen</b>		<b>73.191.030</b>	<b>0 €</b>

Quelle: Auswertung BAS

## 4.4.2 Wirkung des Einbezugs der Bundeslandgruppen

### 4.4.2.1 Zuweisungsanteile

Die BLGs werden im Jahresausgleich 2021 einmalig als zusätzliche Zuweisungskategorie verwendet. Anders als bei den AGGs, HMGs, KEGs und RGGs aber werden die Zu- und Abschläge für die BLGs (und

somit die Zuweisungssummen) nicht im Rahmen der Regressionsrechnung, sondern nachgelagert anhand des unter Abschnitt 4.4.1 beschriebenen Verfahrens bestimmt. In Summe heben sich die Kompensationsbeträge über die Versicherten in allen Bundesländern gegenseitig auf, d. h. Zuweisungserhöhungen für Versicherte in einem Bundesland werden durch Zuweisungsabsenkungen für Versicherte in anderen Bundesländern vollständig kompensiert. Aus diesem Grund bleiben die Zuweisungsanteile der alters-, geschlechts-, wohnort- und bundeslandbezogenen Zuweisungen (AGGs + RGGs + BLGs) im Vergleich zum RSA-Modell mit Regionalkomponente – aber ohne Bundeslandgruppen – unverändert (vgl. Tabelle 42).

Tabelle 42: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen

Zuweisungsart	JA 2021 ohne RGGs		JA 2021 mit RGGs ohne BLGs		JA 2021 mit RGGs mit BLGs	
	Zuweisungssumme	Anteil	Zuweisungssumme	Anteil	Zuweisungssumme	Anteil
AGGs	98.177.645.019 €	43,71 %	112.239.830.444 €	49,97 %	112.239.830.444 €	49,97 %
RGGs	0 €	0,00 %	-14.146.188.900 €	-6,30 %	-14.146.188.900 €	-6,30 %
BLGs	0 €	0,00 %	0 €	0,00 %	0 €	0,00 %
AGGs + RGGs + BLGs	98.177.645.019 €	43,71 %	98.093.641.545 €	43,67 %	98.093.641.545 €	43,67 %
HMGs	126.317.618.814 €	56,23 %	126.403.925.572 €	56,27 %	126.403.925.572 €	56,27 %
KEGs	135.943.101 €	0,06 %	133.639.818 €	0,06 %	133.639.818 €	0,06 %
<b>Gesamt</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>

Quelle: Auswertung BAS

#### 4.4.2.2 Wirkung der Bundeslandgruppen auf Individualebene

Die BLGs erhöhen die Zuweisungen für alle Versicherten innerhalb eines Bundeslandes um einen identischen Betrag bzw. senken die Zuweisungen um einen identischen Betrag ab. Die Berücksichtigung der BLGs führt so für jeden Versicherten zu einer Veränderung der individuellen Zuweisungen. Bei Gegenüberstellung dieser veränderten Zuweisungen mit den (konstant gebliebenen) Ausgaben der Versicherten ergeben sich erwartungsgemäß Änderungen der versichertenbezogenen Gütemaße (vgl. Tabelle 43). Während durch die Berücksichtigung der BLGs das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  etwas abnimmt, verbessern sich die beiden Kennzahlen CPM und MAPE durch die Sonderregelung geringfügig.

Tabelle 43: Versichertenindividuelle Gütemaße im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen

	JA 2021 mit RGGs ohne BLGs	JA 2021 mit RGGs mit BLGs	Differenz durch BLGs
$R^2$	58,1033 %	58,1027 %	-0,0006 PP
CPM	27,9715 %	27,9761 %	0,0046 PP
MAPE	2.636,26 €	2.636,09 €	-0,17 €

Quelle: Auswertung BAS

Alles in allem zeitigt die einmalige Berücksichtigung der BLGs auf Betrachtungsebene der einzelnen Versicherten nur sehr geringe Auswirkungen.

#### 4.4.2.3 Wirkung der Bundeslandgruppen auf Ebene der Krankenkassen

Hinsichtlich der Zielgenauigkeit auf Ebene der einzelnen Krankenkassen ergibt sich durch Einführung der BLGs ein uneinheitliches Bild. Während das ungewichtete MAPE der Krankenkassen etwas besser ausfällt als im RGG-Modell ohne Bundeslandgruppen, weist das gewichtete MAPE eine leichte Verschlechterung aus (vgl. Tabelle 44).

Tabelle 44: MAPE auf Krankenkassenebene im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen

	JA 2021 mit RGGs ohne BLGs	JA 2021 mit RGGs mit BLGs	Differenz durch BLGs
MAPE <sub>KK_abs</sub>	39,72 €	39,15 €	-0,67 €
gew. MAPE <sub>KK_abs</sub>	26,80 €	27,19 €	0,39 €

Quelle: Auswertung BAS

#### 4.4.2.4 Wirkung der Bundeslandgruppen auf Ebene der Versichertengruppen

Wie sich aus Tabelle 45 ablesen lässt, bleibt auch die Berücksichtigung der BLGs (wie schon die Umsetzung der Regionalkomponente ohne BLGs) im Jahresausgleich 2021 ohne nennenswerte Auswirkungen auf die Deckungsbeiträge und Deckungsquoten der für dieses Gutachten vorab bestimmten Versichertengruppen.

Tabelle 45: Deckungsbeiträge und -quoten je Versichertengruppe im JA 2021 ohne und mit BLGs

Versichertengruppe	Ausprägung	JA 2021 mit RGGs ohne BLGs		JA 2021 mit RGGs mit BLGs	
		DB	DQ	DB	DQ
DMP-Einschreibung (2021)	nein	7 €	100,3 %	7 €	100,3 %
	ja	-54 €	99,2 %	-53 €	99,3 %
Bezug einer Erwerbsminderungsrente (2020)	nein	30 €	101,0 %	30 €	101,0 %
	ja	-1.135 €	88,8 %	-1.134 €	88,8 %
Extrakorporale Blutreinigung (2020)	nein	4 €	100,1 %	4 €	100,1 %
	ja	-2.352 €	96,2 %	-2.351 €	96,2 %
Verstorben (2021)	nein	155 €	105,3 %	155 €	105,3 %
	ja	-24.513 €	37,7 %	-24.512 €	37,7 %
Krankenhausaufenthalte im Vorjahr (2020)	0	144 €	106,0 %	144 €	106,0 %
	1 bis 2	-542 €	92,0 %	-543 €	92,0 %
	3 und mehr	-4.117 €	79,9 %	-4.117 €	79,9 %
HMG-Anzahl vor HMG-Ausschluss (JA 2021)	0	165 €	117,2 %	166 €	117,2 %
	1 bis 3	-40 €	98,0 %	-40 €	97,9 %
	4 bis 6	-151 €	96,1 %	-151 €	96,1 %
	7 bis 9	-169 €	97,1 %	-169 €	97,1 %
	10 bis 12	-82 €	99,0 %	-82 €	99,0 %
	13 bis 15	58 €	100,6 %	59 €	100,6 %
Risikopoolfall (2021)	16 und mehr	506 €	103,5 %	507 €	103,6 %
	nein	132 €	104,6 %	132 €	104,6 %
Leistungsausgaben ohne KG (2021)	ja	-93.867 €	50,8 %	-93.868 €	50,8 %
	unter 100 €	1.090 €	2993,0 %	1.093 €	3001,3 %
	100 € b. u. 20.000 €	719 €	132,5 %	719 €	132,4 %
	20.000 € b. u. 40.000 €	-17.590 €	39,4 %	-17.591 €	39,4 %
	40.000 € b. u. 60.000 €	-33.873 €	34,8 %	-33.873 €	34,8 %
	60.000 € b. u. 80.000 €	-52.907 €	28,7 %	-52.907 €	28,7 %
80.000 € b. u. 100.000 €	-72.552 €	24,0 %	-72.552 €	24,0 %	

Versichertengruppe	Ausprägung	JA 2021 mit RGGs ohne BLGs		JA 2021 mit RGGs mit BLGs	
		DB	DQ	DB	DQ
	100.000 € b. u. 200.000 €	-89.879 €	37,3 %	-89.879 €	37,3 %
	200.000 € und mehr	-105.206 €	67,7 %	-105.207 €	67,7 %

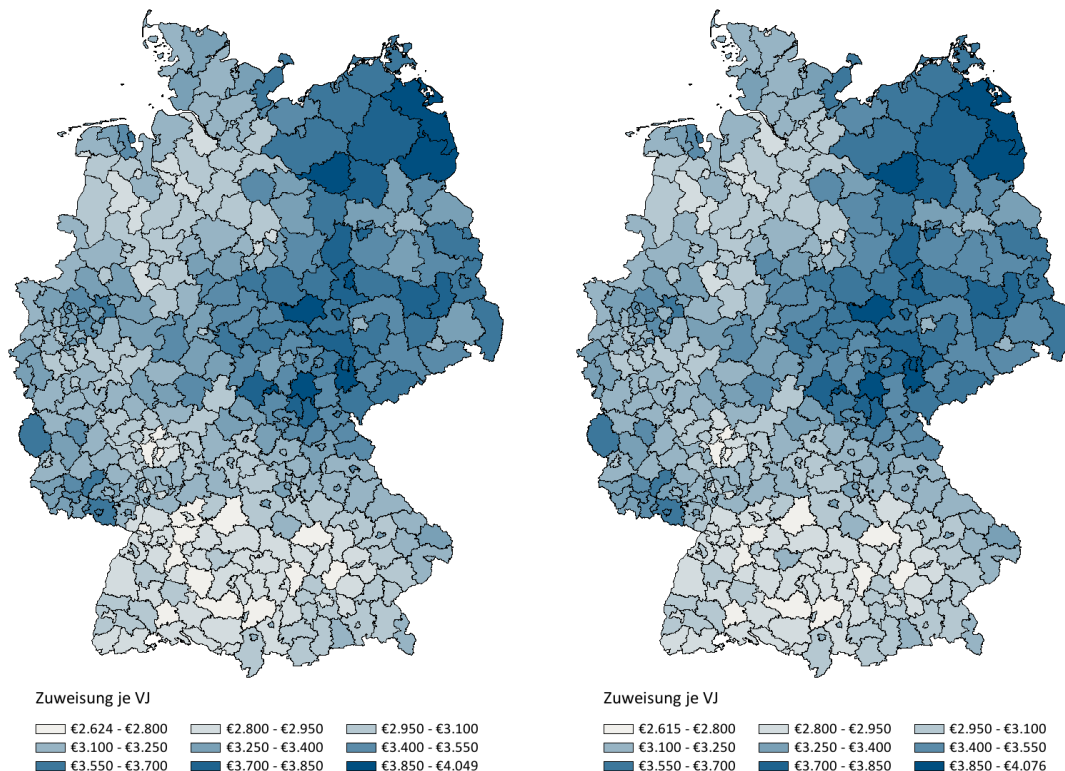
Quelle: Auswertung BAS

#### 4.4.2.5 Veränderung der regionalen Über- und Unterdeckungen durch die BLGs

Wie bereits weiter oben gezeigt wurde, verändern sich die Zuweisungen durch die BLGs für alle Versicherten innerhalb eines Bundeslandes um einen einheitlichen Betrag. Die Zu- bzw. Abnahme der Zuweisungen je Versicherten entspricht dabei den in Tabelle 41 aufgelisteten BLG-Zu- bzw. Abschlägen. Bezogen auf die Zuweisungen je Versichertenjahr ergeben sich die stärksten Zuweisungserhöhungen für die Versicherten in Thüringen (30 €), die stärksten Absenkungen für Versicherte in Hamburg (-57 €).

Bezogen auf die mittleren Zuweisungen der Versicherten in den einzelnen Bundesländern kommt den BLGs eine nur mäßige Bedeutung zu. So verändern die BLGs die länderbezogenen Zuweisungen (einmalig) um durchschnittlich 0,40 %, weshalb die vorliegenden Änderungen bei der kartografischen Gegenüberstellung der Zuweisungen je Kreis mit bzw. ohne BLGs (vgl. Abbildung 23) visuell kaum wahrnehmbar sind. Allerdings gibt es mit Hamburg (-1,83 %), Sachsen-Anhalt (0,75 %) und Thüringen (0,83%) Regionen, in denen sich die mittleren versichertenbezogenen Zuweisungen an die Krankenkassen – bezogen auf die mittleren Zuweisungen ohne BLGs – in relativer Hinsicht etwas stärker verändern als in anderen Gebieten.

Abbildung 23: Regionale Zuweisungen mit RGGs ohne (links) und mit (rechts) BLGs

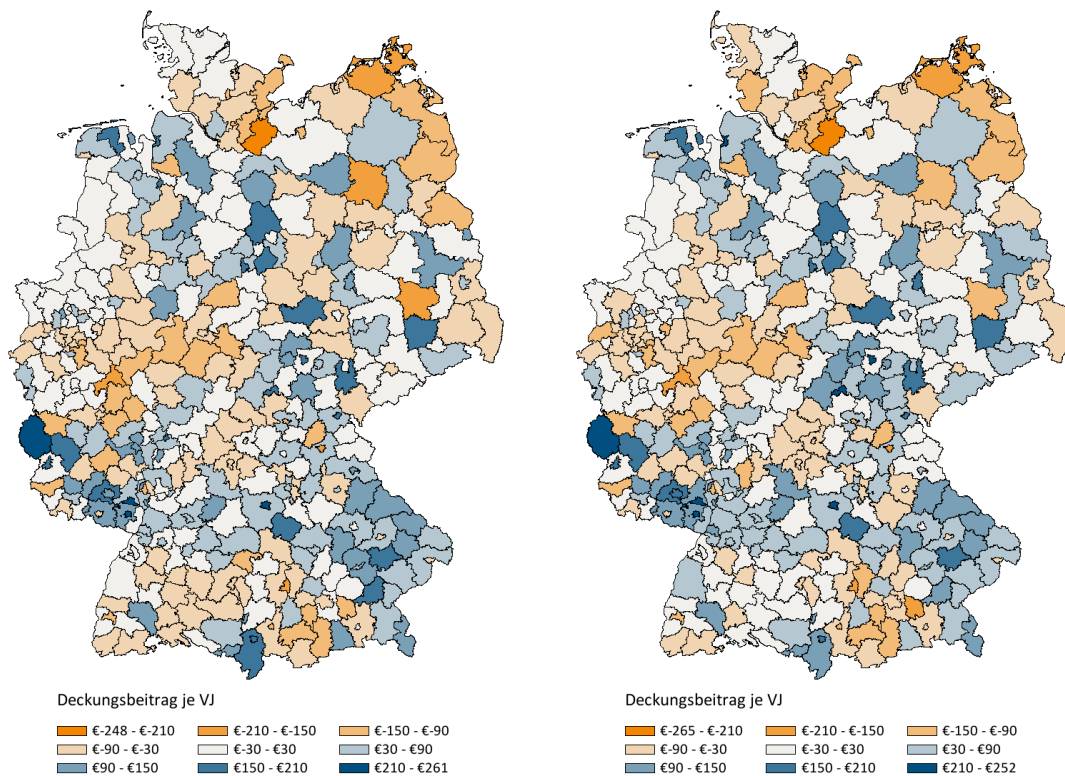


Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Nach Einbezug der BLGs ergibt sich für die regionalen Ausgaben und die regionalen Zuweisungen ein Korrelationskoeffizient von  $r_{x,y} = 0,96$ . Durch die Sonderregelung bleibt dieser statistische Zusammenhang (ohne BLGs:  $r_{x,y} = 0,96$ ) konstant hoch. Abbildung 24 und Abbildung 25 stellen die regionalen Deckungsbeiträge und Deckungsquoten des RSA ohne BLGs auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte den Werten mit BLGs gegenüber.

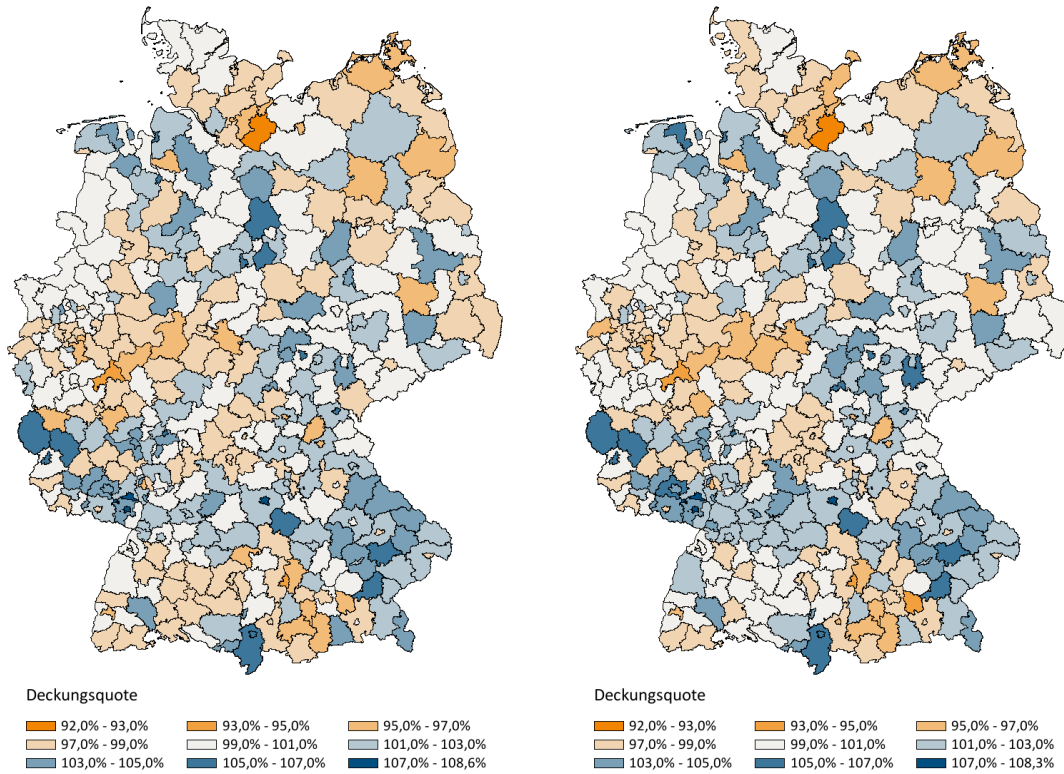
Abbildung 24: Regionale Deckungsbeiträge mit RGGs ohne (links) und mit (rechts) BLGs



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Abbildung 25: Regionale Deckungsquoten mit RGGs ohne (links) und mit (rechts) BLGs



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Die mittleren regionale Deckungsbeiträge liegen zwischen -265 € im Kreis Herzogtum Lauenburg und 252 € in der Stadt Ansbach (vgl. Tabelle 46). Auch die niedrigste Deckungsquote ist für die Versicherten im Herzogtum Lauenburg zu verzeichnen (91,98 %). Die höchste Deckungsquote ergibt sich dagegen mit 108,29 % für Landau in der Pfalz. Die Spannen der Deckungsbeiträge und -quoten nehmen durch die BLGs wieder geringfügig zu, ebenso deren Standardabweichung und der Variationskoeffizient der Deckungsquoten.

Tabelle 46: Streu- und Lagemaße der mittleren regionalen Zuweisungen, Deckungsbeiträge und -quoten im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente bzw. Bundeslandgruppen

	JA 2021 ohne RGGs			JA 2021 mit RGGs ohne BLGs			JA 2021 mit RGGs mit BLGs		
	Zuweisung	DB	DQ	Zuweisung	DB	DQ	Zuweisung	DB	DQ
<b>Minimum</b>	2.565 €	-265 €	91,6 %	2.624 €	-248 €	92,5 %	2.615 €	-265 €	92,0 %
<b>unteres Quartil</b>	3.006 €	-48 €	98,5 %	3.004 €	-49 €	98,5 %	3.006 €	-49 €	98,4 %
<b>Median</b>	3.170 €	29 €	100,9 %	3.181 €	3 €	100,1 %	3.177 €	4 €	100,1 %
<b>oberes Quartil</b>	3.439 €	101 €	103,2 %	3.401 €	62 €	102,0 %	3.412 €	63 €	101,9 %
<b>Maximum</b>	4.135 €	345 €	112,1 %	4.049 €	261 €	108,6 %	4.076 €	252 €	108,3 %
<b>Interquartilsabstand</b>	433 €	149 €	4,7 PP	397 €	112 €	3,5 PP	406 €	112 €	3,51 PP
<b>Mittelwert</b>	3.226 €	23 €	100,8 %	3.210 €	8 €	100,3 %	3.212 €	1 €	100,4 %
<b>Standardabweichung</b>	295 €	113 €	3,5 PP	278 €	81 €	2,5 PP	281 €	84 €	2,6 PP
<b>Variationskoeffizient</b>	0,091	-	0,035	0,087	-	0,025	0,088	-	0,026

Quelle: Auswertung BAS

Insgesamt liegen bei Berücksichtigung der BLGs in 109 der 400 Kreise (27 %) Fehldeckungen vor, die einen Betrag von 90 € je VJ überschreiten – ohne BLGs waren es 102. Gegenüber dem Modell mit RGGs



und ohne BLGs ergeben sich durch die Umsetzung der Sonderregelung Verbesserungen der Zuweisungsgenauigkeit in 162 Kreisen. In 238 Kreisen dagegen nehmen die Fehldeckungen durch die BLGs zu. Bezogen auf alle Kreise wachsen die mittleren Fehldeckungen daher wieder etwas an, was sich auch bei der Betrachtung des ungewichteten und des gewichteten MAPE auf Kreisebene (vgl. Tabelle 47) zeigt.

Tabelle 47: MAPE auf Kreisebene im JA 2021 ohne und mit Bundeslandgruppen

	JA 2021 mit RGGs ohne BLGs	JA 2021 mit RGGs mit BLGs	Differenz durch BLGs
MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	65,51 €	67,99 €	2,48 €
gew MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	51,35 €	55,68 €	4,33 €

Quelle: Auswertung BAS

Die BLGs bewirken aufgrund ihrer Konstruktion auf Ebene der Versicherten in den Bundesländern eine Reduktion auf 75 % der Auswirkungen, die sich durch die Einführung der Regionalkomponente ohne Sonderregelung ergeben hätten. Da für den Ausgleich über die BLGs die Länderebene herangezogen wird, findet sich diese Reduktion gleichermaßen bei den Versicherten in allen Kreisen innerhalb eines Bundeslandes wieder. Nur in 269 der 400 Kreise wird die Wirkung der RGGs durch die BLG-Zuweisungen tatsächlich vermindert („Kompensationseffekt“). In 131 Kreisen dagegen nehmen die durch die RGGs bewirkten Zuweisungsveränderungen weiter zu. Von den 269 Kreisen mit Kompensationseffekt wird eine exakte Reduktion der Auswirkungen der Regionalkomponente in Höhe von 25 % nur in den beiden Stadtstaaten Hamburg und Berlin erreicht, bei denen sich die Landes- und die Stadtabgrenzungen entsprechen. In 73 der Kreise mit Kompensation werden mehr als 25 % der RGG-Auswirkungen ausgeglichen, in 196 Kreisen weniger.

Durch die Begrenzung der finanziellen Auswirkungen der Regionalkomponente über die BLGs steigen die Zuweisungen für Versicherte mit unbekanntem Wohnort bzw. Wohnort im Ausland im Vergleich zum Modell ohne BLGs deutlich an, woraus sich für diese Gruppe anwachsende Überdeckungen ergeben. Bezogen auf die siedlungsstrukturellen Kreistypen bzw. die Raumtypen der Kreise nach Lage bewirken die BLGs nur geringe Veränderungen. Die zuvor durch die Einführung der RGGs erreichten ausgewogenen Deckungssituationen in den unterschiedlichen Regionstypen bleiben auch nach der Zuweisungsanpassung auf Länderebene in der Gesamtschau verhältnismäßig stabil (vgl. Tabelle 48).

Tabelle 48: Deckungsbeiträge und -quoten nach Raumtyp des Wohnorts im JA 2021 ohne und mit BLGs

Raumtyp	Ausprägung	JA 2021 mit RGGs ohne BLGs		JA 2021 mit RGGs mit BLGs	
		DB	DQ	DB	DQ
Siedlungsstruktureller Kreistyp (2021)	Ausland/unbekannt	0 €	100,0 %	202 €	121,8 %
	Kreisfreie Großstadt	2 €	100,1 %	-5 €	99,8 %
	Städtischer Kreis	-4 €	99,9 %	-3 €	99,9 %
	Ländlicher Kreis mit Verdichtungsansätzen	-8 €	99,7 %	-5 €	99,9 %
	Dünn besiedelter ländlicher Kreis	16 €	100,5 %	19 €	100,6 %
Raumtyp nach Lage (2021)	Ausland/unbekannt	0 €	100,0 %	202 €	121,8 %
	sehr zentral	-2 €	99,9 %	-8 €	99,7 %
	zentral	-5 €	99,9 %	-1 €	100,0 %
	peripher	19 €	100,6 %	25 €	100,8 %
	sehr peripher	-50 €	98,6 %	-49 €	98,7 %

Quelle: Auswertung BAS

In Tabelle 49 wird für alle bis hierhin berechneten Modelle der erklärte Anteil an der regionalen Ausgabenvarianz beziffert. Bezogen auf den Variationskoeffizienten der Deckungsquoten über die Kreise ergibt sich bei der Betrachtung der Effekte der Hinzunahme der BLGs eine geringfügige Zunahme des Variationskoeffizienten auf einen Wert von 0,0260. Die durch das Modell mit BLGs erklärte Ausgabenvariation sinkt auf 70,0 % ab. Mit Blick auf das gewichtete MAPE auf Kreisebene geht der durch das Modell erklärte Anteil der Ausgabenvarianz durch die BLGs von 75,6 % auf 73,6 % zurück.

Tabelle 49: Durch den RSA ohne und mit RGGs bzw. BLGs erklärte regionale Ausgabenvariation

	Kein RSA	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit RGGs ohne BLGs	JA 2021 mit RGGs mit BLGs
<i>VarK<sub>DQ</sub></i>	0,0865	0,0350	0,0252	0,0260
<i>Rückgang VarK<sub>DQ</sub></i>	-	-0,0515	-0,0613	-0,0605
<b>durch Modell erklärter Anteil</b>	-	<b>59,5 %</b>	<b>70,9 %</b>	<b>70,0 %</b>
<i>gew. MAPE<sub>Kreis_obs</sub></i>	210,74 €	94,03 €	51,35 €	55,68 €
<i>Rückgang gew. MAPE<sub>Kreis_obs</sub></i>	-	-116,71 €	-159,40 €	-155,07 €
<b>durch Modell erklärter Anteil</b>	-	<b>55,4 %</b>	<b>75,6 %</b>	<b>73,6 %</b>

Quelle: Auswertung BAS

## 4.5 Entwicklung der regionalstatistischen Merkmale, der RGG-Zu- und Abschläge sowie der regionalen Zuweisungen im Zeitverlauf

Die für die Durchführung der Regionalkomponente maßgeblichen Größen – einerseits die regionalen Deckungsbeiträge ohne Regionalkomponente als ausgleichendes Merkmal, andererseits die für den Ausgleich als erklärende Variablen heranzuziehenden regionalstatistischen Merkmale – unterliegen im Zeitverlauf naturgemäß gewissen Schwankungen, die sich auf die Ergebnisse der Regionalkomponente auswirken können.

So kann die Aktualisierung der RSA-Daten zu einer geänderten regionalen Verteilung der Zuweisungen (und somit auch der regionalen Deckungsbeiträge) führen, was – bei gegebener RGG-Abgrenzung für die einzelnen Kreise – dazu führen kann, dass die über die Regionalkomponente ausgelösten Zuweisungen für die Versicherten in den einzelnen Kreisen zum Zeitpunkt der Festlegung eines Modells anders ausfallen als bei der Durchführung des zwei Jahre später stattfindenden Jahresausgleichs.

Auch die verwendeten Variablen weisen im Zeitverlauf bestimmte Veränderungen auf. So ändern sich naturgemäß im Ablauf mehrerer Jahre die Verteilung der für die Variablenselektion als erklärende Variablen genutzten Indikatoren, die das BAS von externen Datenhaltern bezieht. Andererseits unterliegen auch die vom BAS selbst vorgehaltenen Indikatoren (z. B. die Deckungsbeiträge als erklärte Variable oder die Zuweisungen, Sterbekosten u. a. als erklärende Variablen) Veränderungen, die sich durch Modellwechsel und/oder neue Datengrundlagen ergeben. Hieraus wiederum resultieren für die Modelle unterschiedlicher Ausgleichsjahre unterschiedliche Variablenselektionen und somit unterschiedliche RGG-Abgrenzungen.

Vor diesem Hintergrund hinterfragen einige Krankenkassenverbände in ihren Stellungnahmen zu den Festlegungen des BAS nach § 8 Absatz 4 RSAV die Stabilität der Variablenselektion zwischen den unterschiedlichen Ausgleichsjahren sowie die Stabilität der Zuweisungshöhen, die innerhalb eines laufenden

Ausgleichsjahres durch die Regionalkomponente generiert werden hierzu (vgl. hierzu AOK-Bundesverband 2023; BKK Dachverband e. V. 2023; IKK e. V. 2023). Diesen beiden Aspekten wird in den folgenden Abschnitten 4.5.1 und 4.5.2 nachgegangen.

#### 4.5.1 Stabilität der regionalstatistischen Merkmale und der Variablenselektion

Die Festlegung des RSA-Modells für das AJ 2021 erfolgte im September 2020. Zu diesem Zeitpunkt lagen dem BAS regionalstatistische Merkmale vor, die sich auf die Jahre 2015 bis 2018 bezogen. Zum Zeitpunkt der Erstellung dieses Gutachtens verfügt das BAS hingegen bereits über eine aktualisierte Datenbasis, die die Werte der regionalstatistischen Indikatoren für die Berichtsjahre 2019 bis 2021 umfasst. Bei diesen neueren Regionaldaten handelt es sich um die Werte, die das BAS im September 2023 bei der Festlegung der Regionalkomponente für das Ausgleichsjahr 2024 verwendet hat.

In diesem Abschnitt werden zunächst etwas ausführlicher die regionalen Verteilungscharakteristika der zum Zeitpunkt der Festlegung für das AJ 2021 vorliegenden Regionaldaten für die acht Merkmale dargestellt, auf deren Grundlage für das AJ 2021 die RGGs gebildet wurden. Diese werden den Verteilungstaktiken der zwischenzeitlich aktualisierten Werte gegenübergestellt. Über diesen Vergleich lassen sich einerseits generelle Entwicklungen der für die Regionalkomponente verwendeten Variablen ablesen, andererseits kann untersucht werden, inwieweit die älteren und die aktualisierten Merkmalsausprägungen für die einzelnen Variablen auf Kreisebene miteinander korreliert sind. Der hierzu berechnete Korrelationskoeffizient ( $r_{x,y}$ ) gibt Aufschluss über die Stabilität der jeweiligen Werte über die 400 Kreise im Zeitverlauf.

Für die erste Auswahlvariable der Regionalkomponente – die mittleren Sterbekosten je Kreis – lässt sich festhalten, dass diese zwischen den Jahren 2018 und 2021 über alle Kreise hinweg zugenommen hat. Dies lässt sich weitgehend über die allgemeinen Ausgabensteigerungen in der GKV innerhalb des betrachteten Zeitraumes erklären (vgl. Tabelle 50). Auch der Variationskoeffizient der regionalen Verteilung ist in dieser Zeit etwas angestiegen. Zudem fällt der Korrelationskoeffizient von alten und neuen Daten mit  $r_{x,y} = 0,72$  generell hoch aus – allerdings liegt dieser Wert, wie sich noch zeigen wird, im Vergleich zu den Korrelationskoeffizienten der übrigen regionalstatistischen Indikatoren eher niedrig.

Die zweite Ausgleichsgröße der Regionalkomponente des Jahres 2021 besteht in den mittleren Zuweisungen je Kreis (vor Anwendung der Regionalkomponente). Verwendet wurden für die Betrachtung die Zuweisungshöhen des Modells für den Festlegungsentwurf 2021 (Morbiditätsdaten des Jahres 2017, Leistungsausgaben des Jahres 2018, mit Risikopool, ohne RGGs und ohne Berücksichtigung der Restriktionen) sowie der Zuweisungshöhen im Jahresausgleich 2021 (Festlegungsmodell, Morbiditätsdaten des Jahres 2020, Leistungsausgaben des Jahres 2021, mit Risikopool, ohne RGGs, mit Berücksichtigung der Restriktionen). Der generelle Anstieg der mittleren Leistungsausgaben zwischen den Jahren 2018 und 2021 schlägt sich auch bei Betrachtung der mittleren Zuweisungen (im Modell ohne Regionalkomponente) nieder. Alle dargestellten Lagemaße nehmen dementsprechend in ihrer Höhe zu. Allerdings lässt sich im Zeitverlauf keine Zunahme des Variationskoeffizienten beobachten, d. h. die regionale Variation der Zuweisungen bleibt im Zeitverlauf unverändert. Der Korrelationskoeffizient (0,99) zeigt zudem trotz der in der Zwischenzeit aktualisierten Morbiditäts- und Ausgabendaten eine bemerkenswert hohe Stabilität der regionalen Zuweisungshöhen im Zeitverlauf an: Die Kreise mit den höchsten Zuweisungen auf Grundlage der Festlegungsdaten weisen auch die höchsten Zuweisungen zum Zeitpunkt des Jahresausgleichs auf.

Tabelle 50: Regionale Streu- und Lagemaße – Sterbekosten und Zuweisungen ohne RGGs

	Mittlere Leistungsausgaben im Jahr des Versterbens (Sterbekosten)		Zuweisungen Modell 2021 ohne RGGs	
	2018	2021	2018	2021
Minimum	13.386 €	14.762 €	2.279 €	2.565 €
unteres Quartil	15.904 €	18.109 €	2.682 €	3.006 €
Median	16.868 €	19.262 €	2.825 €	3.170 €
oberes Quartil	17.880 €	20.657 €	3.050 €	3.439 €
Maximum	20.649 €	24.960 €	3.684 €	4.135 €
Interquartilsabstand	1.976 €	2.548 €	368 €	433 €
Mittelwert	16.883 €	19.382 €	2.865 €	3.226 €
Standardabweichung	1.371 €	1.744 €	261 €	295 €
Variationskoeffizient	0,081	0,090	0,091	0,091
Korrelationskoeffizient	0,72		0,99	

Quelle: Auswertung BAS

Zwei weitere Ausgleichsdimensionen des Regionalmodells 2021 stellen die Anteile der Pflegebedürftigen dar, die ambulant bzw. stationär gepflegt wurden (vgl. Tabelle 51). Bei Betrachtung der ambulanten Pflege ist zu beachten, dass die Daten des Ausgangsjahres (2015) zeitlich vor, die Daten des Vergleichsjahres (2019) zeitlich nach der Novellierung des Pflegebegriffs zum 01. Januar 2017 fallen. Somit sind die hier dargestellten Werte nicht uneingeschränkt miteinander vergleichbar. Dies könnte ggf. der Grund dafür sein, dass der gemessene Minimalwert etwas absinkt und der Interquartilsabstand leicht ansteigt. Ebenso könnten die etwas größere Standardabweichung und der anwachsende Variationskoeffizient auf diesen Effekt zurückzuführen sein. Auch der (mit  $r_{x,y} = 0,82$  dennoch sehr hohe) Korrelationskoeffizient wäre ohne die Anpassung des Pflegebegriffs unter Umständen noch höher ausgefallen.

Hinsichtlich der im stationären Umfeld gepflegten Personen fällt der Anteil in der Zeit zwischen 2017 und 2019 ab. Der sinkende Variationskoeffizient deutet zudem auf eine Abnahme der regionalen Variation hin. Der Korrelationskoeffizient zwischen altem und neuem Datenstand liegt dabei gleichwohl sehr hoch (0,96) und zeigt im Zeitverlauf eine hohe Stabilität der Werte auf Kreisebene in Relation zueinander an.

Tabelle 51: Regionale Streu- und Lagemaße – Pflegebedürftige in ambulanter und stationärer Pflege

	Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege		Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege	
	2015	2019	2017	2019
Minimum	13,6 %	10,0 %	11,1 %	9,6 %
unteres Quartil	20,4 %	20,0 %	20,4 %	17,0 %
Median	23,2 %	23,4 %	23,7 %	19,7 %
oberes Quartil	26,4 %	26,7 %	27,5 %	22,6 %
Maximum	39,1 %	46,6 %	43,3 %	37,4 %
Interquartilsabstand	6,0 %	6,7 %	7,1 %	5,7 %
Mittelwert	23,7 %	23,6 %	24,4 %	20,2 %
Standardabweichung	4,5 %	4,9 %	5,4 %	4,3 %
Variationskoeffizient	0,191	0,209	0,221	0,214
Korrelationskoeffizient	0,82		0,96	

Quelle: Auswertung BAS

Zwischen den Jahren 2017 und 2021 hat der Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen etwas zugenommen (vgl. Tabelle 52). Diese Entwicklung wurde in regionaler Hinsicht von einer Abnahme der Variation begleitet. Der Anteil der KMU nahm hingegen in den Jahren zwischen

2015 und 2021 geringfügig ab. Für beide Indikatoren liegen die Korrelationskoeffizienten mit Werten von 0,97 bzw. 0,94 sehr hoch und weisen auf eine hohe Stabilität der Werte im Zeitverlauf hin.

Tabelle 52: Regionale Streu- und Lagemaße – Beschäftigte im personenbezogenen Dienstleistungsberufen und kleine und mittlere Unternehmen

	Anteil der Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen		Anteil KMU	
	2017	2021	2015	2021
Minimum	10,3 %	11,6 %	99,13 %	98,99 %
unteres Quartil	20,6 %	21,5 %	99,54 %	99,46 %
Median	23,7 %	24,5 %	99,66 %	99,59 %
oberes Quartil	27,0 %	27,7 %	99,74 %	99,69 %
Maximum	43,3 %	41,4 %	99,95 %	99,94 %
Interquartilsabstand	6,4 %	6,2 %	0,21 %	0,23 %
Mittelwert	23,9 %	24,7 %	99,64 %	99,57 %
Standardabweichung	4,7 %	4,4 %	0,15 %	0,17 %
Variationskoeffizient	0,195	0,180	0,002	0,002
Korrelationskoeffizient	0,97		0,94	

Quelle: Auswertung BAS

Kennzahlen zur regionalen Verteilung der beiden noch fehlenden für die Regionalkomponente ausgewählten Merkmale Gesamtwanderungs- und Pendlersaldo werden in Tabelle 53 wiedergegeben. Während sich für die beiden Indikatoren anhand der Lagemaße keine eindeutige Tendenz ablesen lässt, fällt auf, dass der Korrelationskoeffizient des Gesamtwanderungssaldos mit einem Wert von 0,22 einen allenfalls mäßig starken Zusammenhang aufweist und dass dieser deutlich niedriger ausfällt als der Wert für alle anderen Auswahlvariablen.

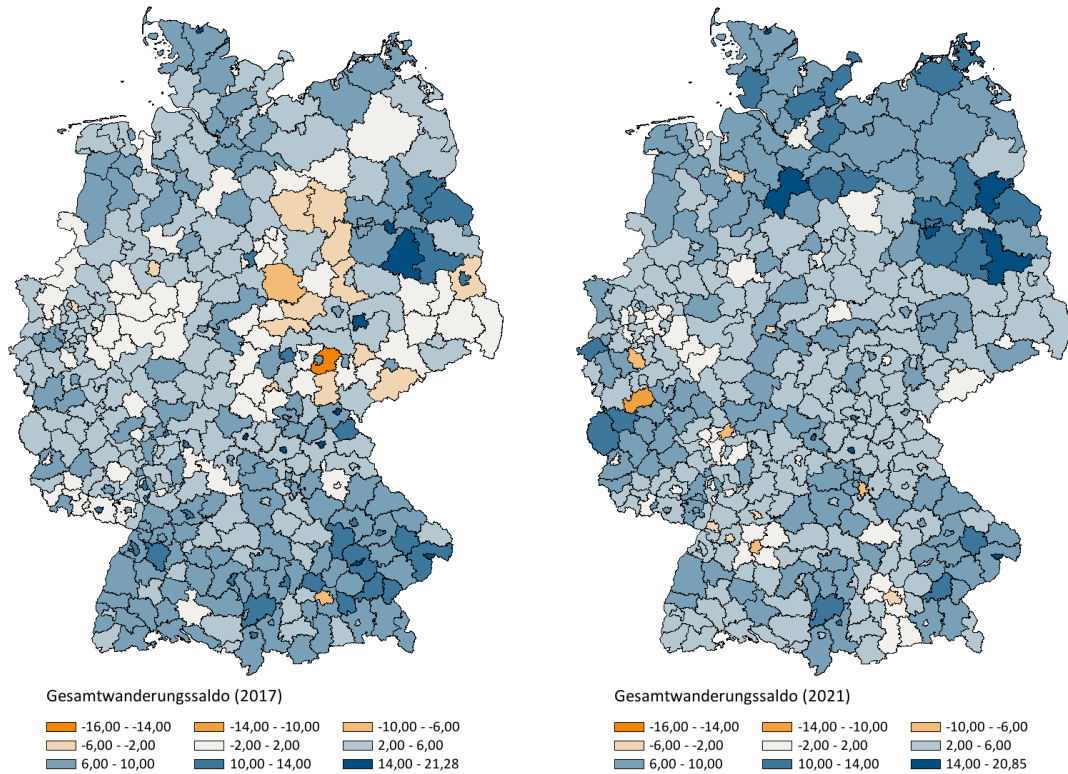
Der Korrelationskoeffizient des Pendlersaldos dagegen zeigt mit einem Wert von 0,99 eine sehr robuste Entwicklung an.

Tabelle 53: Regionale Streu- und Lagemaße – Gesamtwanderungs- und Pendlersaldo

	Gesamtwanderungssaldo		Pendlersaldo	
	2017	2021	2017	2021
Minimum	-14,0	-12,7	-149,4	-139,8
unteres Quartil	2,5	3,1	-25,3	-24,2
Median	5,1	5,0	-12,0	-11,3
oberes Quartil	7,5	7,2	4,7	4,5
Maximum	21,3	20,9	62,7	60,3
Interquartilsabstand	4,9	4,1	30,0	28,7
Mittelwert	5,1	5,1	-10,4	-10,1
Standardabweichung	4,3	3,8	29,7	28,3
Variationskoeffizient	-	-	-	-
Korrelationskoeffizient	0,22		0,99	

Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 26: Gesamtwanderungssaldo je Kreis in den Jahren 2017 und 2021



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Hinsichtlich des Gesamtwanderungssaldos – der in der Variablenselektion für das Ausgleichsjahr 2024 nicht mehr enthalten ist – lassen sich einige Aspekte ausmachen, die zu einer Veränderung der Zu- und Wegzüge in bzw. aus den Kreisen und kreisfreien Städten geführt hat. So ist etwa die Veränderung im Kreis Ahrweiler besonders auffällig, die auf die Hochwasserkatastrophe im Jahre 2021 zurückzuführen ist (vgl. Abbildung 26). Unter anderem in Stuttgart, Hamburg und Köln zeigt sich zudem ein zuvor nicht vorhandener negativer Wanderungssaldo. Die Stadt Köln selbst führt hierzu aus, dass es sich dabei um die Effekte einer generellen, seit dem Jahr 2017 einsetzenden Trendwende der Wanderungsbewegungen handele, die auch andere Großstädte betreffe und die durch die Covid-19-Pandemie deutlich verstärkt worden sei (Amt für Stadtentwicklung und Statistik der Stadt Köln 2021, S. 4). Auch das Statistische Bundesamt weist – zumindest für das Jahr 2020 – darauf hin, dass die Covid-19-Pandemie und die damit verbundenen Einschränkungen zu einem geänderten Wanderungsverhalten, etwa einem starken Rückgang der Außenwanderung und einem leichten Rückgang der Binnenwanderung geführt hat. Auch für die kreisfreien Großstädte wird eine seit 2020 einsetzende Nettoabwanderung festgestellt, die durch einen starken Rückgang der Auslandszuwanderung und einen zunehmenden Fortzug insbesondere von jüngeren Personen bedingt sei. Auch die generellen Wanderungsbewegungen aus dem städtischen Umland in die Städte hinein hätten sich im betrachteten Zeitraum abgeschwächt (Statistisches Bundesamt 2022a). Das Jahr 2021 hingegen sei von einer wieder zunehmenden Zuwanderung aus dem Ausland geprägt. Von den ebenfalls wieder zunehmenden Binnenwanderungen profitierten aber insbesondere die Flächenländer Brandenburg, Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern. Für die Stadtstaaten Hamburg und Berlin hingegen sind im Jahr 2021 (bezogen auf innerdeutsche Umzüge) mehr Ab- als Zuwanderungen zu verzeichnen. Insgesamt betont das Statistische Bundesamt auch für die Entwicklungen des Jahres 2021 die Bedeutung der Covid-19-Pandemie nicht nur für die eigentlichen Wanderungen,

sondern auch für die damit einhergehende Datenerfassung: „Durch die Corona-Situation später gemeldete Wanderungsfälle werden in der Wanderungsstatistik teilweise erst in späteren Berichtsmonaten ausgewiesen. Dieser Nachholeffekt kann sich je nach regionalen Einschränkungen oder Regelungen unterscheiden“ (Statistisches Bundesamt 2022b). Es kann daher davon ausgegangen werden, dass die verhältnismäßig starken Schwankungen im Gesamtwanderungssaldo zumindest zu einem relevanten Teil auf die Hochwasserkatastrophe und die Covid-19-Pandemie zurückzuführen sind und dass es in den nächsten Jahren nicht zwingend wieder zu solch starken Schwankungen kommt.

Tabelle 54 gibt eine Übersicht über die Korrelationskoeffizienten, die sich für die jeweils ursprünglichen und die zwischenzeitlich aktualisierten Werte für alle Variablen im Ausgangsset ergeben. Mit Ausnahme der nicht ausgewählten Variable „Säuglingssterblichkeit“<sup>8</sup> und der Auswahlvariable „Gesamtwanderungssaldo“ weisen alle Indikatoren auf Kreisebene im Zeitvergleich eine sehr hohe Stabilität auf. Bei genauerer Betrachtung fällt – wie weiter oben bereits erwähnt wurde – auf, dass die Korrelationskoeffizienten einzelner Variablen zumindest im Vergleich zu den meisten übrigen Werten etwas niedriger ausfallen. Bezogen auf die Auswahlvariablen betrifft dies – wie ebenfalls schon erwähnt – die mittleren Leistungsausgaben Verstorbener in den einzelnen Kreisen.

---

<sup>8</sup> Die Säuglingssterblichkeit bezog das BAS zum Zeitpunkt der Festlegung noch aus dem INKAR-Datensatz, der allerdings in den Folgejahren für eine Vielzahl der Kreise Fehlwerte aufwies. Aus diesem Grund ermittelt das BAS den Indikator inzwischen anhand der eigenen GKV-Daten als Anteil der im ersten Lebensjahr verstorbenen Kinder an allen Kindern. Der niedrige Korrelationskoeffizient des Indikators könnte z. T. auf die abweichende Ermittlung des Indikators zurückzuführen sein.

Tabelle 54: Übersicht über alle Korrelationskoeffizienten der ursprünglichen und der aktualisierten regionalstatistischen Merkmale auf Kreisebene

Regionalmerkmal		Bezugsjahr		Korrelation alter und neuer Daten
Kurzbezeichnung	Beschreibung	Festlegung AJ 2021	aktuell	r (x,y)
DB_VJ	Deckungsbeitrag im Modell AJ 2021	2018	2021	<b>0,86</b>
ZW	Zuweisungen im Modell AJ 2021	2018	2021	<b>0,99</b>
PFLB	Pflegebedürftige je 10.000 Einwohner	2017	2019	<b>0,98</b>
APFL	Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege	2015	2019	<b>0,82</b>
SPFL	Anteil der Pflegebedürftigen in stationärer Pflege	2017	2019	<b>0,96</b>
LERW	Lebenserwartung	2017	2020	<b>0,92</b>
Sterb1J	Säuglingssterblichkeit	2017	2021	<b>0,09</b>
AUSL	Anteil der Ausländer an den Einwohnern	2017	2021	<b>0,99</b>
GWS	Gesamtwanderungssaldo	2017	2021	<b>0,22</b>
WFL	Wohnfläche	2017	2021	<b>0,99</b>
MFH	Mehrfamilienhäuser	2017	2021	<b>1,00</b>
KHB	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner	2016	2020	<b>0,98</b>
PFLPL	Pflegeheimplätze je 10.000 Einwohner	2017	2019	<b>0,98</b>
FRAL	Anteil der arbeitslosen Frauen an den Arbeitslosen	2017	2020	<b>0,75</b>
JAL	Arbeitslosenquote Jüngere	2017	2021	<b>0,94</b>
LAL	Langzeitarbeitslosigkeit	2017	2021	<b>0,93</b>
PBG	Personen in Bedarfsgemeinschaften	2017	2021	<b>0,98</b>
BGK	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern	2017	2020	<b>0,90</b>
ALZ	Alleinerziehende	2017	2020	<b>0,86</b>
ALTARM	Altersarmut	2017	2021	<b>0,99</b>
WBT	Wahlbeteiligung	2017	2021	<b>0,93</b>
BIP	Bruttoinlandsprodukt	2017	2020	<b>0,98</b>
EWQ	Erwerbsquote	2017	2021	<b>0,93</b>
SELBST	Selbstständige je 1.000 Erwerbstätige	2016	2020	<b>0,99</b>
WBESCH	Anteil weibliche Beschäftigte	2017	2021	<b>0,98</b>
BESCHPDL	Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen	2017	2021	<b>0,97</b>
PENDLS	Pendlersaldo	2017	2021	<b>0,99</b>
SVL	Anteil Siedlungs- und Verkehrsfläche	2017	2021	<b>1,00</b>
HAD	Hausarztichte	2018	2021	<b>0,85</b>
FAD	Facharztichte	2018	2021	<b>0,99</b>
Ueberversorgung	Überversorgung	2018	2021	<b>0,79</b>
STERBS	std. Sterberate	2018	2021	<b>0,76</b>
STERBK	Durchschnittliche LAoKG Verstorbenen	2018	2021	<b>0,72</b>
GKVANT	Anteil der GKV-Versicherten an der Gesamtbevölkerung	2018	2021	<b>0,96</b>
KMU	Kleine und mittlere Unternehmen	2015	2021	<b>0,94</b>

Quelle: Auswertung BAS

Auch die Höhe und Verteilung der regionalen Deckungsbeiträge (ohne Regionalkomponente) unterliegt aufgrund neuer RSA-Datenmeldungen im Zeitverlauf zwangsläufig gewissen Veränderungseffekten. Trotzdem zeigt der Korrelationskoeffizient für den Vergleich zwischen den ursprünglichen Deckungsbeiträgen (auf Grundlage der Daten 2017/2018) und den zwischenzeitlich aktualisierten Werten (auf Grundlage der Daten 2020/2021) eine prinzipiell hohe Stabilität an, wenngleich auch diese Variable eine etwas niedrigere Stabilität im Zeitverlauf aufweist als die meisten übrigen Merkmale.

Da die Festlegung der Regionalkomponente für das AJ 2021 auf Regionaldaten der Berichtsjahre 2015 bis 2018 bzw. mit RSA-Daten der Berichtsjahre 2017 und 2018 vorgenommen wurde, ist von Interesse,



inwieweit die Ausprägungen der „alten“ regionalstatistischen Merkmale dazu in der Lage sind, die zum Zeitpunkt des Jahresausgleichs tatsächlich zu verzeichnenden regionalen Über- und Unterdeckungen ohne Regionalkomponente zu erklären. Aufschluss hierüber bietet eine Wiederholung des unter Abschnitt 4.1 beschriebenen Variablenselektionsprozesses, bei dem weiterhin die ursprünglichen Ausprägungen der regionalstatistischen Merkmale aus den Jahren 2015 bis 2018 verwendet werden. Die zum Zeitpunkt der Festlegung vorliegenden Deckungsbeiträge werden dagegen durch die Werte ersetzt, die sich aus der Modellrechnung mit den aktualisierten Morbiditäts- und Ausgabedaten der Jahre 2020 und 2021 ergeben.

Bemerkenswert ist zunächst, dass alle regionalstatistischen Indikatoren, die zum Zeitpunkt der Festlegung für die Regionalkomponente selektiert worden sind, auch dann in die Auswahl aufgenommen worden wären, wenn bereits die regionalen Fehldeckungen des Jahresausgleichs (ohne RGGs) bekannt gewesen wären. Lediglich die Variable „Altersarmut“ wäre als weiterer Indikator ins Variablenset aufgenommen worden. In Tabelle 55 werden für die acht Auswahlvariablen des Ausgleichsjahres 2021 die standardisierten Koeffizienten und die p-Werte der Variablenselektion zum Zeitpunkt der Festlegung dargestellt. Ebenfalls aufgeführt werden in der Tabelle die Ergebnisse der erneuten Regressionsrechnung zur Variablenselektion, bei der die Deckungsbeiträge des Modells 2021 mit den Daten 2020/2021 als zu erklärende Variable verwendet wurden.

Tabelle 55: Erklärung der Deckungsbeiträge zum Zeitpunkt der Festlegung und zum Zeitpunkt des Jahresausgleichs

Nr.	Variable	Variablenname	mit DBs des Festlegungsentwurfes 2021 (ohne RGGs)		mit DBs des JA 2021 (ohne RGGs)	
			Stand. Koeff.	p-Wert	Stand. Koeff.	p-Wert
1	STERBK	Sterbekosten (2018)	-0,61	<0,0001	-0,49	<0,0001
2	ZUW	Zuweisungen (2018)	0,59	<0,0001	0,47	<0,0001
3	APFL	Ambulante Pflege (2015)	-0,24	<0,0001	-0,23	<0,0001
4	GWS	Gesamtwanderungssaldo (2017)	0,13	0,0020	0,12	0,0040
5	BESCHPDL	Personenbezogene Dienstleistungsberufe (2017)	-0,24	0,0022	-0,24	0,0019
6	SPFL	Stationäre Pflege (2017)	-0,18	0,0032	-0,20	0,0008
7	PENDLS	Pendlersaldo (2017)	-0,22	0,0126	-0,24	0,0048
8	KMU	Kleine und mittlere Unternehmen (2015)	-0,17	0,0250	-0,22	0,0044

Quelle: Auswertung BAS; Berechnung der Deckungsbeiträge des Festlegungsentwurfes 2021 nach Zusammenführung der Werte für die Kreise Eisenach und Wartburgkreis

Für die beiden Variablen „Sterbekosten“ und „Zuweisungen“ ergeben sich bei dieser Betrachtung sinkende standardisierte Regressionskoeffizienten. Das bedeutet, dass der (lineare) Zusammenhang zwischen den beiden Merkmalen und den regionalen Deckungsbeiträgen zum Zeitpunkt der Festlegung noch etwas größer war als zu den regionalen Deckungsbeiträgen zum Zeitpunkt des Jahresausgleichs 2021. Nichtsdestotrotz weisen die beiden Indikatoren nach wie vor die betragsmäßig größten Koeffizienten und mithin die stärkste Erklärung der regionalen Deckungsbeitragsvariation auf. Auch die p-Werte, die das eigentliche Selektionskriterium der Variablen darstellen, bleiben unverändert niedrig. Für die übrigen Auswahlvariablen zeigen sich hingegen nur geringfügige Veränderungen. Insgesamt wei-

sen die acht im Rahmen des Festlegungsprozesses ausgewählten regionalen Merkmale auch zum Zeitpunkt der Durchführung des Jahresausgleichs hinsichtlich der regionalen Deckungsbeiträge noch immer eine sehr hohe statistische Erklärungskraft auf.

Bezüglich der Veränderungen der Variablenselektion im Zeitverlauf, also der Auswahl unterschiedlicher Variablen für unterschiedliche Ausgleichsjahre, lässt sich festhalten, dass bislang die meisten Indikatoren wiederkehrend als RGG-Merkmale selektiert worden sind. So waren etwa die Indikatoren „Sterbekosten“, „Zuweisungen“, „Ambulante Pflege“, „Stationäre Pflege“ und „Kleine und mittlere Unternehmen“ in allen vier Festlegungen für die Ausgleichsjahre 2021 bis 2024 enthalten, die Variablen „Gesamtwanderungssaldo“ und „Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen“ in jeweils drei der Ausgleichsjahre und die beiden Merkmale „Pendlersaldo“ und „Pflegebedürftige“ in immerhin zwei Jahren (vgl. Tabelle 56).

Tabelle 56: Selektierte Regionalmerkmale in den Ausgleichsjahren 2021 bis 2024

Festlegung für das AJ		2021	2022	2023	2024	Häufigkeit der Auswahl
Auswahlvariablen	Sterbekosten	✓	✓	✓	✓	4
	Zuweisungen	✓	✓	✓	✓	4
	Ambulante Pflege	✓	✓	✓	✓	4
	Stationäre Pflege	✓	✓	✓	✓	4
	Kleine und mittlere Unternehmen	✓	✓	✓	✓	4
	Gesamtwanderungssaldo	✓	✓	✓		3
	Personenbezogene Dienstleistungsberufe	✓	✓	✓		3
	Pendlersaldo	✓			✓	2
	Pflegebedürftige			✓	✓	2
	Wohnfläche			✓		1
	Ausländeranteil				✓	1
	<b>Anzahl Auswahlvariablen</b>		<b>8</b>	<b>7</b>	<b>9</b>	<b>8</b>
<b>Berichtsjahre RSA-Daten</b>		<b>2017 &amp; 2018</b>	<b>2018 &amp; 2019</b>	<b>2019 &amp; 2020</b>	<b>2020 &amp; 2021</b>	
<b>Berichtsjahre Regionalmerkmale</b>		<b>2015 - 2018</b>	<b>2017 - 2019</b>	<b>2019 &amp; 2020</b>	<b>2019 - 2021</b>	

Quelle: Auswertung BAS

Die Variablen, die schon im Selektionsprozess für das Ausgleichsjahr 2021 die jeweils niedrigsten p-Werte aufwiesen, waren bzw. sind – mit Ausnahme des für das AJ 2024 entfallenen Gesamtwanderungssaldos – auch in den folgenden Ausgleichsjahren Bestandteil der Variablenselektion. Damit bleiben gerade diejenigen Variablen, die innerhalb der Regionalkomponente die höchste Erklärungskraft regionaler Deckungsunterschiede bieten, im Zeitverlauf unverändert. Veränderungen ergeben sich dagegen vor allen Dingen bei den Variablen, für die sich schon bei der Selektion für das Modell 2021 ein eher niedriges Signifikanzniveau ergab und die hinsichtlich der Erklärung regionaler Unterschiede eine geringere Relevanz besitzen.

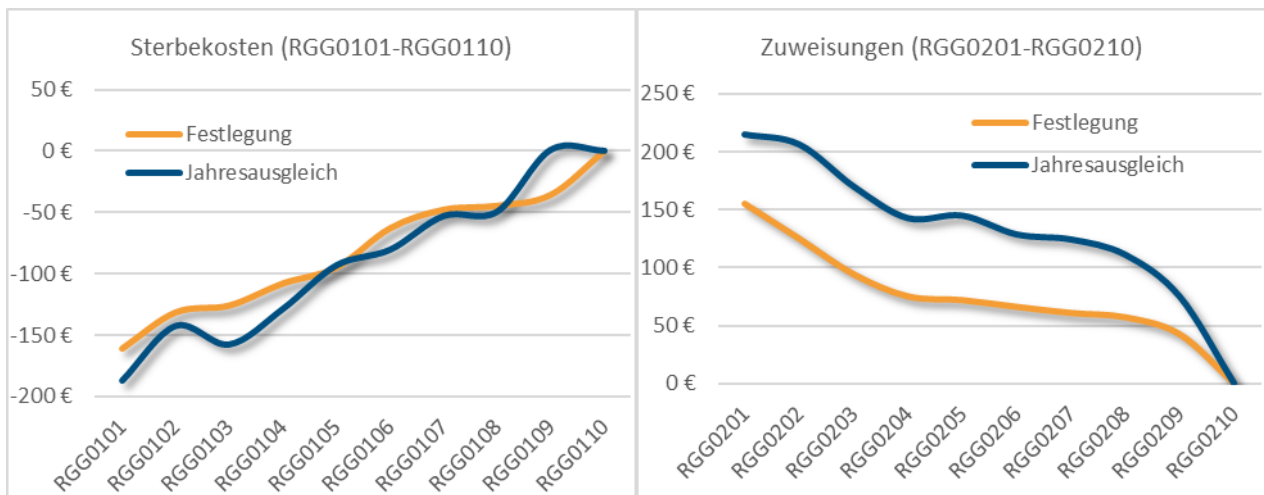
#### 4.5.2 Entwicklung und Auswirkung der Zu- und Abschlüsse für die RGGs im Zeitverlauf

In diesem Abschnitt wird die Entwicklung der Zu- und Abschlüsse für die RGGs zwischen dem Zeitpunkt der Festlegung und der Durchführung des Jahresausgleichs in den Fokus gerückt. Für diese Betrachtung werden die RGG-Zuschläge betrachtet, die sich für die Festlegung anhand des Modells 2021 mit den RSA-Daten der Jahre 2017/2018 ergeben haben. Sie werden verglichen mit den Zu- und Abschlüssen der

RGGs, die beim Jahresausgleich 2021 mit den RSA-Daten der Jahre 2020/2021 ermittelt wurden. Gemessen über alle 81 Regionalgruppen ergibt sich eine insgesamt sehr hohe Korrelation der Zu- und Abschläge ( $r = 0,987$ ).

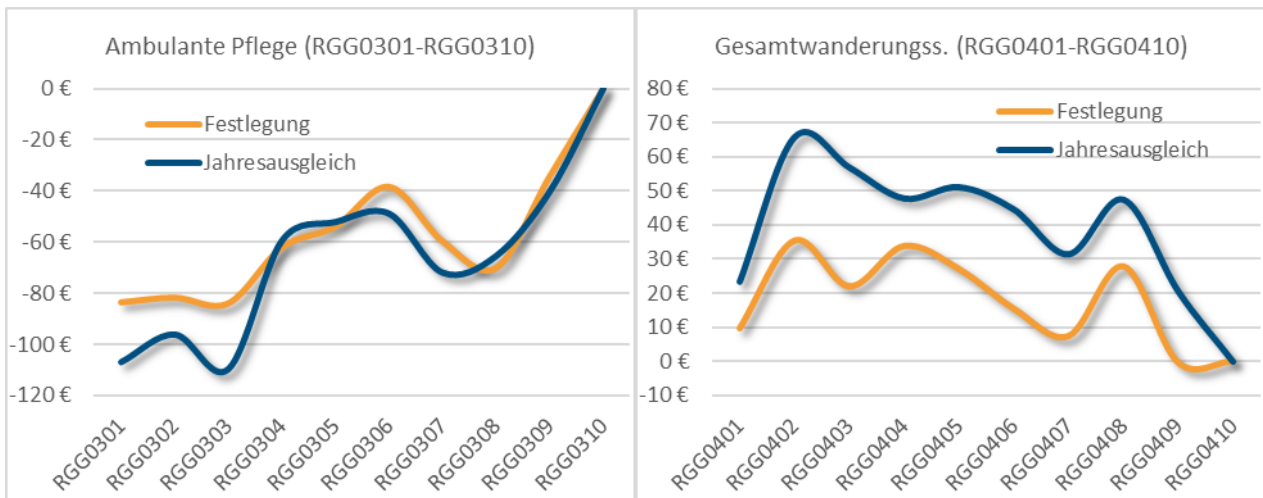
Bei Betrachtung der einzelnen RGG-Merkmale ist zu erwarten, dass die Absolutbeträge der Zu- und Abschläge zwischen Festlegung und Durchführung des Jahresausgleichs aufgrund des insgesamt gestiegenen Ausgabenniveaus zunehmen, d. h. dass die Werte des Jahresausgleichs (mit Ausnahme des jeweiligen zehnten Dezils) etwas weiter vom Wert „0“ entfernt sind als die Werte der Festlegung. Dies zeigt sich so prinzipiell auch in den entsprechenden Darstellungen in Abbildung 27 bis Abbildung 30. Auffällig ist hierbei lediglich die Entwicklung der Zuschläge für die RGGs 0201 bis 0210 (Zuweisungen) und die RGGs 0401 bis 0410 (Gesamtwanderungssaldo), die (mit Ausnahme der Zuschläge für die jeweiligen Referenzgruppen RGG0210 und RGG0410) zwischen Festlegungsentwurf und Jahresausgleich besonders deutlich anwachsen. Hiervon abgesehen stellen sich die Ausgabenschätzer für die RGGs im Zeitverlauf als robust dar, was mit Blick auf die möglichen Auswirkungen der Covid-19-Pandemie nicht zwangsweise zu erwarten war.

Abbildung 27: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Sterbekosten und Zuweisungen



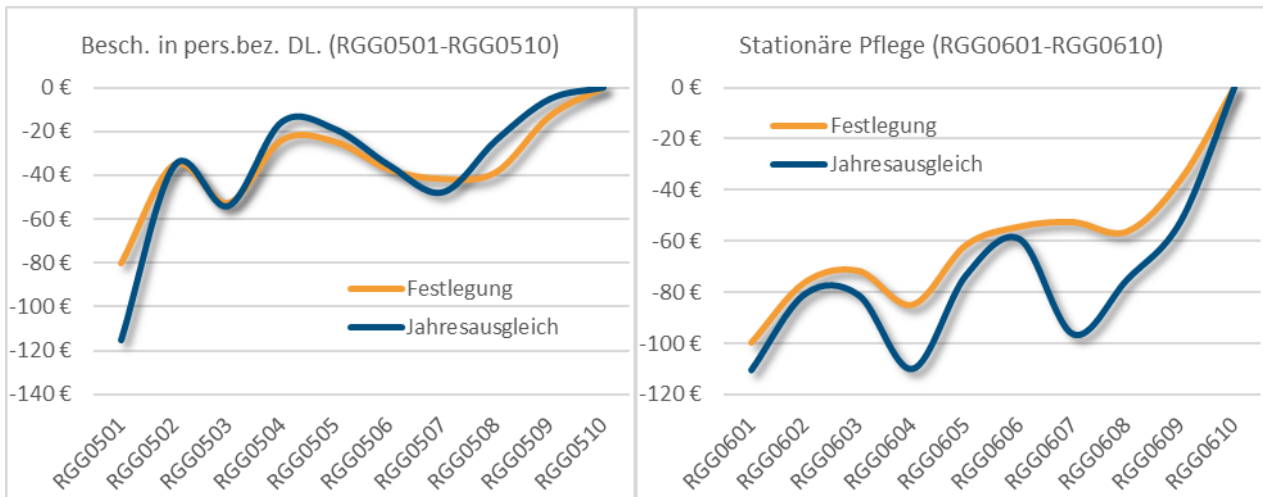
Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 28: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Ambulante Pflege und Gesamtwanderungssaldo



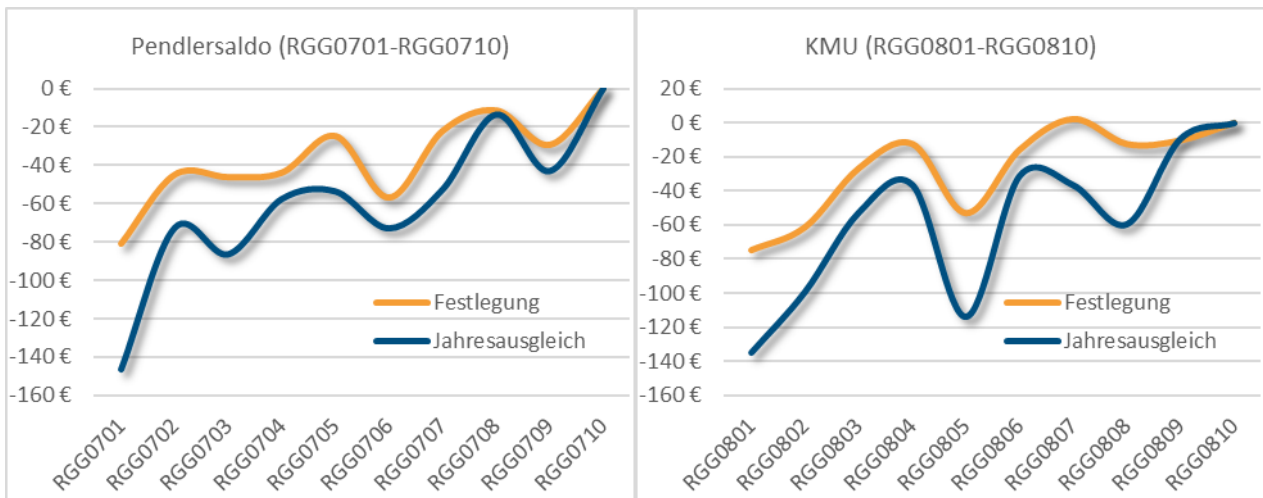
Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 29: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen und Stationäre Pflege



Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 30: Zu- und Abschläge der RGGs in der Festlegung und im Jahresausgleich – Pendlersaldo und Kleine und mittlere Unternehmen



Quelle: Auswertung BAS

Zwar zeigen sich für einzelne RGG-Variablen – insbesondere für die Zuweisungen und den Gesamtwanderungssaldo – deutlichere Veränderungen als für andere, allerdings lässt sich hieraus noch kein Rückschluss auf die Stabilität der Regionalkomponente insgesamt ziehen. Diese lässt sich erst mit Blick auf die durch die Regionalkomponente erklärten regionalen Deckungsunterschiede zwischen dem Zeitpunkt der Festlegung und der Durchführung des Jahresausgleichs beurteilen.

Wie bereits bei der Beschreibung der Wirkungen der Regionalkomponente (ohne BLGs) gezeigt wurde, ergibt sich aus der Berücksichtigung der RGGs im Jahresausgleich 2021 eine Absenkung des gewichteten MAPE über alle Kreise von 94,03 € auf 51,35 €. Die regionalen Über- und Unterdeckungen fallen somit im Jahresausgleich mit Regionalkomponente um rund 45 % niedriger aus als dies in einem Szenario ohne RGGs der Fall ist (vgl. Tabelle 49 und Tabelle 57). Nahezu identisch fällt die Reduktion des MAPE auf Kreisebene auch bei Betrachtung des Modells 2021 aus, wenn die RSA-Daten verwendet werden, die dem BAS zum Zeitpunkt der Festlegung vorgelegen haben (Berichtsjahre 2017/2018). Der durch die RGGs bewirkte Rückgang des gewichteten MAPE auf Kreisebene um 30,07 € entspricht ebenfalls einer Reduktion der regionalen Über- und Unterdeckungen um 45 %.

Tabelle 57: Durch die RGGs erreichte Reduktion des gewichteten MAPE auf Kreisebene zwischen dem Zeitpunkt der Festlegung und der Durchführung des Jahresausgleichs

gew. MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	Modell 2021		Differenz	
	ohne RGGs	mit RGGs	absolut	relativ
Festlegung (Daten 2017/2018)	66,82 €	36,75 €	-30,07 €	<b>-45,00 %</b>
Jahresausgleich (Daten 2020/2021)	94,03 €	51,35 €	-42,69 €	<b>-45,39 %</b>

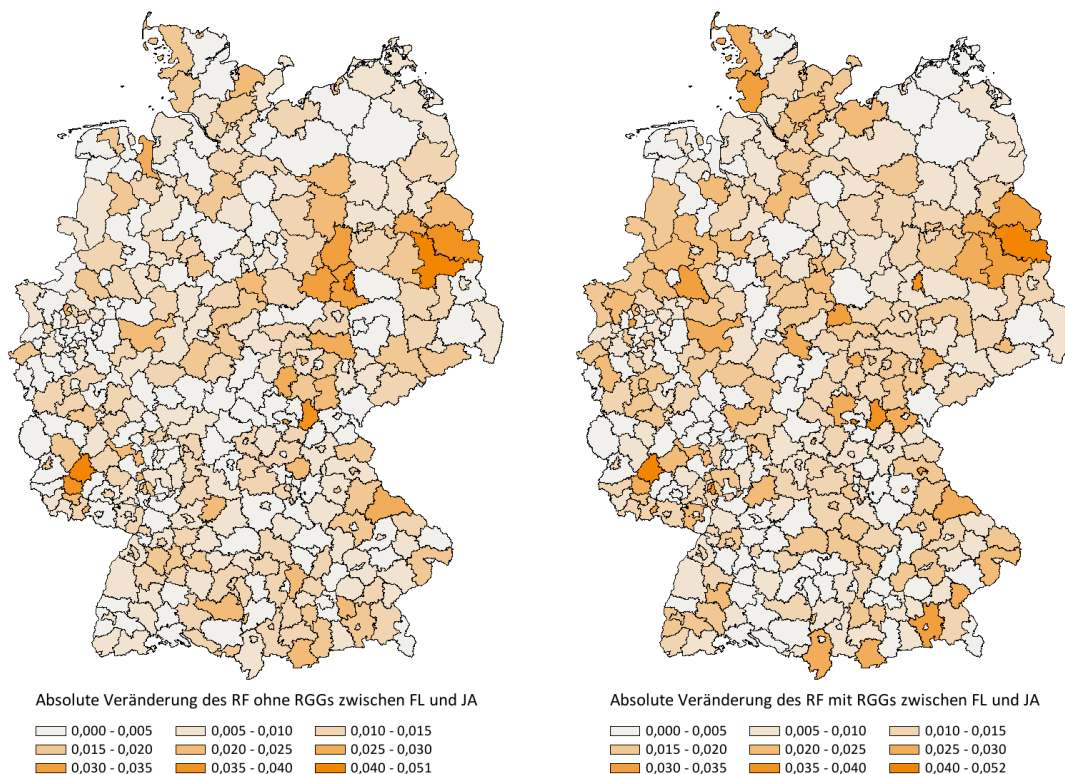
Quelle: Auswertung BAS

Die Wirkung der RGGs hinsichtlich der Reduktion regionaler Deckungsbeitragsunterschiede ist somit im Jahresausgleich 2021 ebenso groß wie zum Zeitpunkt der Festlegung. Die zwischenzeitlich erfolgte Aktualisierung der Datengrundlage führt nicht dazu, dass die zum Zeitpunkt der Festlegung selektierten Variablen und die Zuordnung der Kreise zu den RGGs im Jahresausgleich an Erklärungskraft verlieren.

Auf Ebene der einzelnen Kreise kann es dennoch geschehen, dass sich die oben dargestellten Änderungen der RGG-Schätzer auf die über die RGGs insgesamt verteilten Zuweisungen auswirken. Allerdings lässt sich hiervon noch nicht direkt auf Veränderungen der Gesamtzweisungen eines Kreises schließen, weil die RGG-Zu- und Abschläge (insbesondere) mit den AGG-Zuschlägen interagieren. Anstelle einer isolierten Betrachtung der RGG-Zuschläge ist daher vielmehr auf die Entwicklung der Gesamtzweisungen (inklusive Regionalkomponente) zu achten, um Rückschlüsse auf die Stabilität und Planbarkeit der regionalen Zuweisungen ziehen zu können. Wie in Tabelle 50 und Tabelle 54 gezeigt wurde, weisen die regionalen Zuweisungen ohne die Berücksichtigung der RGGs eine sehr robuste Entwicklung zwischen Festlegung und Jahresausgleich auf ( $r_{x,y} = 0,99$ ). Werden hingegen die mittleren Zuweisungen zum Zeitpunkt der Festlegung des Modells 2021 inklusive der Regionalkomponente mit denen des Jahresausgleichs verglichen, so sinkt der Korrelationskoeffizient über alle Kreise geringfügig auf einen Wert von  $r_{x,y} = 0,95$  ab. Die Verteilung der regionalen Zuweisungen hat sich somit auch mit Berücksichtigung der Regionalkomponente im Zeitverlauf nicht wesentlich geändert, selbst wenn festzuhalten bleibt, dass diese Veränderungen ohne Berücksichtigung der Regionalkomponente geringfügig niedriger ausgefallen wären.

Eine etwas detailliertere Betrachtung auf Kreisebene untersucht die Veränderung des RSA-Risikofaktors in den einzelnen Kreisen zwischen Festlegung und Jahresausgleich. Der Risikofaktor normiert die Zuweisungen eines Modells bzw. Datenjahres auf die durchschnittlichen Leistungsausgaben der Versicherten in diesem Jahr. Durch die vorgenommene Normierung auf den Ausgabenmittelwert sind über den Risikofaktor auch die Zuweisungshöhen verschiedener Jahre miteinander vergleichbar. Steigt der Risikofaktor, so steigen die (normierten) Zuweisungen. Sinkt der Risikofaktor, so sinken auch die (normierten) Zuweisungen. Auch bei dieser Betrachtung ergeben sich keine Anzeichen dafür, dass die Berücksichtigung der Regionalkomponente im Ausgleichsmodell zu einer deutlich stärkeren Verschiebung der Risikofaktoren im Zeitverlauf geführt hat. Im Mittel über alle Kreise weichen die zum Zeitpunkt der Festlegung berechneten Risikofaktoren für das Modell 2021 ohne RGGs um 0,0095 Punkte von den Werten des Jahresausgleichs ohne RGGs ab. Gemessen an den durchschnittlichen Ausgaben je Versichertenjahr im Jahresausgleich 2021 entspricht dies einer mittleren Abweichung von rund 30 € je Versichertenjahr und Kreis. Für das Modell 2021 mit Regionalkomponente steigt die mittlere Veränderung des Risikofaktors auf lediglich 0,0112 Punkte bzw. 35 € je Versichertenjahr und Kreis an. Der weitaus größere Teil der Veränderung der durchschnittlichen Risikofaktoren in den Kreisen zwischen dem Zeitpunkt der Festlegung und der Durchführung des Jahresausgleichs ist damit nicht auf die Regionalkomponente, sondern auf eine geänderte Alters-, Geschlechts-, Morbiditäts- oder Ausgabenstruktur zurückzuführen.

Abbildung 31: Absolute Veränderung der Risikofaktoren der Kreise zwischen Festlegung und Jahresausgleich ohne RGGs (links) bzw. mit RGGs (rechts)



Quelle: Auswertung BAS

© GeoBasis-DE/BKG 2023

Ob es sich bei der auch in Abbildung 31 ersichtlichen etwas stärkeren Zuweisungsveränderung im Modell mit RGGs um ein temporäres Phänomen handelt, das auf bestimmte Sondereffekte (wie etwa die Covid-19-Pandemie) zurückzuführen ist oder ob sich derartige regionale Zuweisungsänderungen auch in anderen Ausgleichsjahren zeigen, kann gegenwärtig noch nicht beurteilt werden und sollte daher zu einem späteren Zeitpunkt analysiert werden.

## 4.6 Bewertung

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass in der Datenbasis der betrachteten Morbiditätsdaten deutliche Auswirkungen der Covid-19-Pandemie sichtbar werden. Insgesamt erscheint die Verwendbarkeit der vorliegenden Datenmeldungen für die in diesem Gutachten vorgenommenen Untersuchungen auf Basis des Jahresausgleichs 2021 aber weitgehend unproblematisch.

Die Einführung der Regionalkomponente in den Risikostrukturausgleich zeigt bei Betrachtung des Jahresausgleichs 2021 aus Sicht des Beirats erwartbare Ergebnisse. Die grundsätzlichen Auswirkungen der Einführung der RGGs wurden bereits im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des Risikostrukturausgleichs so vorhergesagt, wie sie eingetreten sind (vgl. hierzu die Bewertung des Modells „M2 direkt“ in Drösler et al. 2018, S. 213 ff.).

So kann die Einführung der Regionalkomponente ins Verfahren die Individualgüte der Ausgabenschätzung nur geringfügig verbessern. Zudem ergeben sich – mit Ausnahme der regionalen Deckung der Versicherten – für die gruppenbezogenen Deckungsbeiträge und Deckungsquoten keine nennenswerten Veränderungen. Es kann daher festgehalten werden, dass die Einführung der Regionalkomponente in dieser Hinsicht zu keinen Verzerrungen geführt hat.

Die stärkste Wirkung entfaltet die Regionalkomponente erwartungsgemäß hinsichtlich der Reduktion regionaler Über- und Unterdeckungen sowie über die Verbesserung der Kennzahlen auf Ebene der Krankenkassen. Sofern für Krankenkassen entsprechende Fehldeckungen zuvor einen Anreiz zur regionalen Risikoselektion dargestellt haben, ist dieser durch die Einführung der Regionalkomponente nochmals merklich verringert worden. Wengleich der RSA auch ohne Regionalkomponente bereits den größeren Teil (zwischen 55 % und 60 %) der regionalen Ausgabenvariation erklären und ausgleichen konnte, steigt der Anteil der durch das Ausgleichsverfahren erklärten regionalen Unterschiede mit Hinzunahme der RGGs um weitere 10 bis 15 Prozentpunkte an.

Im Prinzip ist der Regionalausgleich somit dazu geeignet, die regionalen Wettbewerbsbedingungen für die Krankenkassen anzugleichen. Allerdings kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Regionalkomponente auch solche regionalen bzw. krankenkassenbezogenen Über- und Unterdeckungen abbaut, die auf ein verhältnismäßig (in)effizientes Handeln der Kostenträger innerhalb einzelner Regionen oder andere „regionale Unwirtschaftlichkeiten“ (Bundesverfassungsgericht 2005, Rn. 207) zurückzuführen sind und deren Ausgleich durch den RSA nicht geboten ist (vgl. ebd.). Die nach Einführung der RGGs verbliebenen regionalen und kassenspezifischen Über- und Unterdeckungen sollten daher nicht als Anzeichen einer Dysfunktionalität des Ausgleichs interpretiert werden. Dass die einzelnen Kennzahlen, etwa das MAPE auf Kreis- oder Krankenkassenebene nach Einführung der RGGs eine vollständige Ausgabendeckung anzeigen würden, war weder zu erwarten, noch das erklärte Ziel der Regionalkomponente. Unterschiede im Grad der Ausgabendeckung der einzelnen Krankenkassen (bzw. innerhalb einzelner Regionen) sind hinzunehmen, sofern es sich dabei um Effekte handelt, die durch die Krankenkassen – etwa durch gezielte Steuerung der Behandlungspfade ihrer Versicherten oder die Nutzung selektivvertraglicher Instrumente – selbst aktiv zu beeinflussen sind. Auch ist durch den gesetzgeberisch gewünschten Ausschluss von Variablen des medizinischen Angebots in der Regionalkomponente eine gewisse Variation der Deckungsbeiträge sowohl auf Ebene der Kreise als auch bei den Krankenkassen möglich und vonseiten des Gesetzgebers in dieser Form auch intendiert. Gleichwohl wird die Frage der (indirekten) Berücksichtigung angebotsseitiger Variablen im Regionalmodell an anderer Stelle dieses Gutachtens wieder aufzugreifen sein (Abschnitt 6).



Mit der Einführung des Regionalausgleichs bleibt die Höhe der Zuweisungsanteile der einzelnen Typen von Risikofaktoren (AGGs + RGGs, HMGs und KEGs) weitestgehend konstant.<sup>9</sup> Insbesondere der Anteil der über die HMGs ausgeschütteten Zuweisungen verändert sich nicht. Insofern kann eine Zunahme der Manipulationsanreize (und -möglichkeiten) seitens der Krankenkassen hinsichtlich einer Einflussnahme auf die Diagnosekodierung oder das Ordnungsverhalten der Ärzte ausgeschlossen werden. Mit dem Wohnort der Versicherten wird seit dem Ausgleichsjahr 2021 ein zusätzliches ausgleichs- und somit finanzrelevantes Merkmal im RSA berücksichtigt, woraus sich grundsätzlich neue Manipulationsanreize für die Krankenkassen ergeben könnten. Um schwerwiegende Eingriffe einzelner Krankenkassen in die Datengrundlage des RSA (etwa in Form einer Falschmeldung des Wohnortmerkmals) zu verhindern, sind die gemeldeten Informationen im Rahmen der Prüfungen nach § 20 RSAV zu verifizieren.

Die Durchführung und Pflege der Regionalkomponente bringt in ihrer gegenwärtigen Ausgestaltung einen beachtlichen administrativen Aufwand mit sich. Die Regionalkomponente bildet faktisch ein zusätzliches Ausgleichsmodul des RSA, das getrennt vom (bzw. aufbauend auf dem) eigentlichen Klassifikationsmodell angepasst werden muss.

Die Erhebung und Meldung des Wohnortmerkmals durch die Krankenkassen erfolgt anhand der in den Stammdaten gespeicherten Adressen. Hierbei haben die Krankenkassen eine Umschlüsselung der Adresse auf den amtlichen Gemeindeschlüssel vorzunehmen, die anhand eines Postleitzahlenverzeichnisses der Deutschen Post vollzogen wird. Die Prüfung des Wohnortmerkmals durch die Prüfdienste erfolgt stichprobenhaft.

Für das BAS erweist sich die regelmäßige Anpassung der Regionalkomponente im Rahmen der Festlegungen nach § 8 Absatz 4 RSAV insbesondere deshalb als besonders aufwändig, weil hierfür Aktualisierungen von Daten beachtet werden müssen, die vom BAS von diversen externen Datenhaltern (bspw. KBV, Destatis, BA) bezogen werden. Im Gegensatz zu den regulären RSA-Daten gibt es bezüglich der regionalstatistischen Indikatoren keine mit § 267 SGB V (Datenverarbeitung für die Durchführung und Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs) vergleichbare Rechtsgrundlage, die die Datenerhebung absichert bzw. eine Meldung an das BAS regelt. Vielmehr bezieht das BAS die Daten eigenständig aus öffentlich zugänglichen Statistiken. Vor diesem Hintergrund wurde in der Vergangenheit bereits mehrfach eine Änderung einzelner Datenquellen erforderlich. So wurde z. B. die Ermittlung einzelner Indikatoren, die zuvor über das BBSR bezogen worden waren, auf Grundlage anderer (aktuellerer) Statistiken aus der Regionaldatenbank der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder durch das BAS selbst vorgenommen. Die Datenbeschaffung sowie die Aufbereitung und Plausibilisierung der Daten binden bei der jährlichen Überprüfung der Regionalkomponente Personalressourcen des BAS, die im Gegenzug für die Weiterentwicklung der Morbiditätskomponente des RSA entfallen.

Durch die Hinzunahme der RGGs (und anderer Modellbausteine) ergibt sich zudem die Notwendigkeit, insbesondere im Rahmen der jährlichen Weiterentwicklung eine Vielzahl zusätzlicher Modellvarianten (bspw. mit und ohne Regionalkomponente, jeweils mit und ohne Risikopool) zu berechnen und im Rahmen der Festlegungen zu dokumentieren. Für den GKV-Spitzenverband (GKV-SV) ergibt sich im Rahmen des sich anschließenden Anhörungsverfahrens die Notwendigkeit, die vom BAS vorgenommenen Berechnungen zu kontrollieren und auf etwaige Unstimmigkeiten hinzuweisen. Mit Blick auf die (überwiegend) hohe Stabilität der regionalstatistischen Merkmale im Zeitverlauf könnte aus Sicht des Beirats eine

---

<sup>9</sup> Gleichwohl zeigen sich im Rahmen des Regressionsverfahrens Interaktionseffekte insbesondere zwischen den RGG-Schätzern der Regionalkomponente und den Schätzern der AGGs, was die isolierte Interpretation der AGG-Schätzer im Modell deutlich erschwert.

Verlängerung der Abstände, in denen die regelmäßige RGG-Variablenselektion vorgenommen wird, diskutiert werden, um den administrativen Aufwand dieses Verfahrensbestandteils zumindest etwas zu begrenzen. So könnte eine Empfehlung geeigneter regionalstatistischer Indikatoren zunächst im Abstand von zwei Jahren erfolgen und längerfristig ggf. auch in größeren Abständen (bspw. im Rahmen der regelmäßigen Evaluation des RSA nach § 266 Absatz 10 SGB V) umgesetzt werden.

Weiterer administrativer Aufwand entsteht auch in der Folge von Gebietsreformen auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte. So führt bspw. die Zusammenlegung von zwei Kreisen gemäß § 8 Absatz 4 Satz 9 RSAV unterjährig zu einer technischen Anpassung der Festlegung, bei der die Zuordnung des neu entstandenen Kreises zu den RGGs neu bestimmt wird. Eine solche Anpassung wurde vom BAS bereits für das Ausgleichsjahr 2021 vollzogen, um die Fusion der beiden Kreise Eisenach und Wartburgkreis auch im RSA nachzuvollziehen. Das BAS hat hierzu für die ausgleichsrelevanten regionalstatistischen Merkmale zum Zeitpunkt der Festlegung jeweils (über Einwohnerzahlen) gewichtete Mittelwerte berechnet und den neu entstandenen Wartburgkreis anhand dieser Werte und unter Berücksichtigung der ursprünglich festgelegten Dezilgrenzen zu den RGGs zugeordnet. Die Umsetzung dieser Neuordnung erfolgte erneut unter Beteiligung des GKV-SV im Rahmen eines Anhörungsverfahrens. Das vom BAS für diese Anpassung gewählte Vorgehen erachtet der Beirat als sachgerecht.

Insbesondere für Krankenkassen mit überdurchschnittlich vielen Versicherten in einzelnen Regionen ergab sich durch die Hinzunahme der RGGs in das Ausgleichsverfahren – zumindest im Ausgleichsjahr 2021 – unter Umständen eine etwas schwierigere Situation im Bereich der Haushaltsplanung. Zwar weisen die regionalen Zuweisungen zwischen dem Zeitpunkt der Festlegung bis hin zur Durchführung des Jahresausgleichs noch immer eine sehr hohe Stabilität auf, allerdings variieren die regionalen Zuweisungen unter Berücksichtigung der RGGs etwas stärker als dies ohne Regionalkomponente der Fall gewesen wäre.

Die Ergänzung der BLGs zur einmaligen Begrenzung der finanziellen Auswirkungen im Jahresausgleich 2021 vermindert grundsätzlich die Umverteilungswirkungen der eigentlichen, über die RGGs realisierten Regionalkomponente. Die regionalen Modellkennzahlen verschlechtern sich erwartungsgemäß wieder. Sowohl bei den Kennzahlen auf Ebene der Krankenkassen als auch auf Ebene der einzelnen Versicherten oder Versichertengruppen bewirken die BLGs nur geringe und uneinheitliche Veränderungen. Da die BLGs auf Ebene der Bundesländer und nicht wie die RGGs auf Ebene der Kreise ansetzen, bewirken diese zwar eine Kompensation von 25 % der Wirkung der Regionalkomponente auf Länderebene, nicht aber auch auf Ebene aller Kreise. Insgesamt wurde mit der Sonderregelung somit lediglich das Ziel einer einmaligen Begrenzung der RGG-Wirkungen auf Länderebene erreicht, nicht aber auf Ebene der im Sinne der Regionalbetrachtung relevanteren Kreise und kreisfreien Städte. Mit der Durchführung der BLG-Sonderregelung hatte das BAS nun einen zusätzlichen Verfahrensbestandteil zu realisieren, der zeitlich mit der Umsetzung zahlreicher weiterer Reformbausteine des GKV-FKG zusammenfiel und daher nur schwierig in der verfügbaren Zeit in das Berechnungsverfahren und das Bescheidwesen zu integrieren war. Mit Blick auf die begrenzten und uneinheitlichen Umverteilungseffekte ist das Verhältnis von Aufwand und Nutzen der Regelung im Nachhinein kritisch zu hinterfragen. Hier wäre wünschenswert, wenn bei kurzfristig angestoßenen Umstellungen des Verfahrens die Aspekte der praktischen Umsetzung stärker berücksichtigt würden. Als dauerhaftes Instrument zur Begrenzung der Auswirkungen der Regionalkomponente sind die BLGs oder ähnliche Ansätze generell nicht zu empfehlen.

## 5 Berücksichtigung von Regionalmerkmalen auf Versichertenebene

Im Verlauf der Entstehung des GKV-FKG wurde in der Beschlussempfehlung des Ausschusses für Gesundheit festgehalten, dass der Beirat als Teil der Untersuchung der Wirkungen der Regionalkomponente auch analysieren soll, „inwieweit eine Berücksichtigung der als Regionalmerkmal angedachten Faktoren auf Versichertenebene – d. h. abhängig vom Vorliegen der Faktoren als Eigenschaft der Versicherten – regionale Deckungsbeitragsunterschiede besser erklären würde“ (BT-Drs. 19/17155, S. 132 f.). Dafür ist als erster Schritt vorgesehen, dass in der vorliegenden Evaluation der Wirkungen der Regionalkomponente im Jahr 2023 ermittelt wird, „welche versichertenbezogenen pseudonymisierten Daten für diese Beurteilung zusätzlich erhoben werden müssten“ (ebd.). Die Beschlussempfehlung des Gesundheitsausschusses stellt die „als Regionalmerkmal angedachten Faktoren“ in den Vordergrund. Hierunter sind die Regionalmerkmale zu verstehen, die im Regionalgutachten aus dem Jahr 2018 (vgl. Drösler et al. 2018) untersucht wurden und die in der Folge auch Eingang in die Ausgestaltung der Regionalkomponente gefunden haben.

Der Beirat hat hieraus die zweite Forschungsfrage dieses Gutachtens wie folgt abgeleitet: „Inwieweit kann die Berücksichtigung der Regionalmerkmale auf Versichertenebene regionale Deckungsbeitragsunterschiede besser erklären und welche Merkmale, die bislang nur als regionale Aggregate vorliegen, empfiehlt der Beirat für weitere empirische Untersuchungen?“

Zur Beantwortung der Forschungsfrage werden in diesem Abschnitt zunächst generelle Vorüberlegungen zum Einbezug von Risikofaktoren auf der Regional- bzw. der Individualebene angestellt (vgl. Abschnitt 5.1). Daran anschließend wird diskutiert, welche Voraussetzungen potenziell in den RSA auf der Individualebene zusätzlich einzubeziehende Variablen erfüllen müssten (vgl. Abschnitt 5.2).

Dem BAS und dem Beirat liegen gegenwärtig nur wenige Variablen auf Individualebene vor, die nicht ohnehin schon im RSA verwendet werden. Eine Ausnahme hiervon stellt das Merkmal „Bezug einer Erwerbsminderungsrente“ dar. Dieses ist seit dem Ausgleichsjahr 2021 aus dem Kreis der auszugleichenden Risikomerkmale nach § 266 Absatz 2 SGB V entfallen, wird aber durch die Krankenkassen erhoben und zum Zweck der Weiterentwicklung des RSA (§ 267 Absatz 2 SGB V) nach wie vor an das BAS übermittelt. Anhand dieses Merkmals lässt sich exemplarisch empirisch untersuchen, welche Auswirkungen der Einbezug einer Variablen auf die regionalen Deckungsbeitragsunterschiede hat, wenn sie auf der Individual- oder aber auf der Regionalebene einbezogen wird. Diese Auswertungen werden in Abschnitt 5.3 dargestellt.

Abschnitt 5.4 befasst sich mit den Regionalvariablen des Regionalgutachtens (vgl. Drösler et al. 2018) und untersucht diese auf ihre Eignung für einen Einbezug auf der Individual- anstelle der Regionalebene. Es besteht allerdings auch die Möglichkeit, dass über diese Variablen hinaus noch weitere individualisierbare Risikomerkmale existieren, die dazu geeignet sind, bei Aufnahme in die RSA-Formel nicht nur die individuellen Leistungsausgaben der Versicherten besser zu prognostizieren, sondern zusätzlich auch die mittleren Über- und Unterdeckungen in den Kreisen und kreisfreien Städten zu verringern. Der Beirat untersucht daher – über den Auftrag des vorliegenden Gutachtens hinaus – auf Basis einer Literaturrecherche der seit der Fertigstellung des Regionalgutachtens veröffentlichten Literatur, ob es weitere Merkmale gibt, die sich unter diesem Gesichtspunkt für einen Einbezug auf Individualebene des RSA eignen. Abschließend werden die betrachteten Merkmale in Abschnitt 5.4.4 geprüft und eine Empfehlung für die künftige Erhebung weiterer möglicher Individualmerkmale gegeben.

## 5.1 Vorüberlegungen zur Berücksichtigung von Risikofaktoren auf Regional- bzw. auf Individualebene

Das Grundprinzip des RSA basiert auf einer versichertenbezogenen Betrachtung und mithin auf einem Ausgleich versichertenbezogener Ausgabenrisiken. Durch einen möglichst zielgenauen prospektiven Ausgleich von standardisierten, versichertenindividuellen Leistungsausgaben wird zugleich auch ein Ausgleich der unterschiedlichen Risikostrukturen der Krankenkassen erreicht. „Je besser es gelingt, die systematischen Ausgaberrisiken der Versicherten auf Grundlage der im RSA-Verfahren berücksichtigten Risikomerkmale auszugleichen (...), desto zielgenauer erfolgen die Zuweisungen an die Krankenkassen.“ (Drösler et al. 2017, S. 11).

Wie sich bereits in der Vergangenheit gezeigt hat, lässt sich dieses Prinzip auch auf den Ausgleich regionaler Unterschiede übertragen: Je besser die Individualrisiken aller Versicherten innerhalb einzelner Regionen (und damit deren voraussichtliche Folgekosten) durch das RSA-Modell vorhergesagt werden können, desto besser wird auch das Gesamtrisiko in den Regionen geschätzt und die regionale Zuweisungsgenauigkeit erhöht. Grundsätzlich würde sich aus einer „perfekten Vorhersage“ der individuellen Leistungsausgaben auch ein „perfekter“ Ausgleich regionaler Ausgabenunterschiede ergeben. Davon abgesehen, dass ein solcher vollständiger Ausgleich individueller Ausgaben nicht erwünscht ist, wäre er über ein Standardisierungsverfahren nicht erreichbar, da die Höhe der individuellen Leistungsausgaben von einer Vielzahl an Faktoren abhängt, die sich im RSA-System mit einer beschränkten Informationslage nicht vollständig modellieren lassen und zudem Gesundheitsausgaben immer auch zu einem Teil zufällig und nicht vorhersagbar sind.

Die versichertenindividuellen Leistungsausgaben ergeben sich (sofern geringe Differenzen durch unterschiedliche Preisstrukturen außer Acht gelassen werden) zunächst aus Art und Häufigkeit der individuellen Leistungsanspruchnahme, die hauptsächlich vom individuellen Leistungsbedarf abhängig ist. Der versichertenspezifische Leistungsbedarf wiederum hängt insbesondere von personenbezogenen Charakteristika ab, wobei an erster Stelle der individuelle Gesundheitszustand bzw. die konkret vorliegende behandlungsbedürftige Erkrankung zu nennen ist. Zudem haben personenspezifische Eigenschaften, wie Alter, Geschlecht und sozioökonomische Faktoren und die individuelle Lebensführung (z. B. Rauchen) sowie persönliche Präferenzen etc. Einfluss auf den Gesundheitszustand und das Inanspruchnahmeverhalten.<sup>10</sup>

Solche individuellen Merkmale, die einen Einfluss auf die Höhe der Leistungsausgaben haben, sind (sofern deren Ausgleich normativ geboten ist) idealerweise auch auf der individuellen Ebene in den RSA einzubeziehen, weil sie lediglich Einfluss auf die Leistungsausgaben des einzelnen Individuums, nicht aber auf die Leistungsausgaben anderer Individuen im regionalen Umfeld haben.

Selbst der Einbezug nur eines Teils der versichertenindividuellen Faktoren in den RSA bewirkt nicht nur einen besseren Ausgleich auf der Versichertenebene, sondern in der Folge auch einen zielgenaueren Ausgleich auf regionaler Ebene. Dies kann durch Gegenüberstellung der regionalen Kennzahlen eines

---

<sup>10</sup> Die Einflussfaktoren des Inanspruchnahmeverhaltens sind wissenschaftlich sehr gut untersucht. Bereits 1968 stellte Andersen ein Modell hierzu auf (vgl. Andersen 1968). Dieses wurde im Zeitverlauf immer wieder angepasst und erweitert (vgl. bspw. Andersen & Newman 1973; Andersen 1995; Travers et al. 2020). Viele unterschiedliche Studien belegen den Einfluss von Faktoren wie Alter, Geschlecht und individuellem Krankheitsrisiko, aber auch der individuellen Lebensführung (vgl. für Übersichten bzw. einzelne Studien Barnett & Malcolm 2010; Das 2003; Kim et al. 2011; Macintyre et al. 2002; Sundmacher et al. 2018).

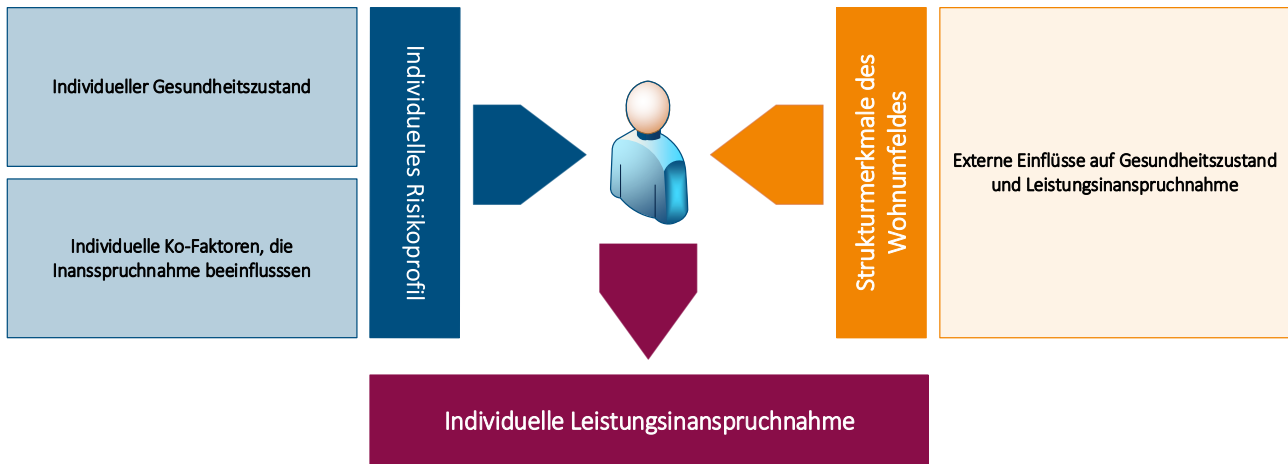
finanziellen Ausgleichs ohne RSA (Zuweisung der durchschnittlichen Leistungsausgaben für jeden Versicherten) mit den regionalen Kennzahlen eines finanziellen Ausgleichs mit RSA gezeigt werden (vgl. Tabelle 30 in Abschnitt 4.2.5). Hinsichtlich des gewichteten MAPEs auf Kreisebene führt bereits die Berücksichtigung der versichertenindividuellen Merkmale Alter, Geschlecht und (über die HMGs der Versichertenklassifikation abgebildete) Morbidität zu einem Ausgleich von über 55 % der regionalen Ausgabenvariation (im JA 2021). Das bedeutet, dass die bisher schon im RSA berücksichtigten versichertenindividuellen Merkmale in der Lage sind, auch einen großen Teil der regionalen Unterschiede zu erklären (vgl. hierzu auch Buchner 2018; Drösler et al. 2018, S. 2; Göppfarth 2013; Jacobs 2010).

Der individuelle Leistungsbedarf wird aber auch von Faktoren beeinflusst, die außerhalb des einzelnen Individuums liegen. Die soziale und materielle Umwelt können sich auf den individuellen Leistungsbedarf auswirken. Als Beispiel sind hier Lärm- und Luftverschmutzung, aber auch regionale Deprivation zu nennen (vgl. für viele Kroll et al. 2017; Shohaimi et al. 2003; Shohaimi et al. 2004; Stamatakis et al. 2009; Townsend 1987). Darüber hinaus haben bei einem gegebenen objektiven Leistungsbedarf bspw. das medizinische Angebot – wie etwa die Erreichbarkeit von Leistungserbringern oder die gezielte Behandlungssteuerung einzelner Leistungserbringer – und weitere strukturelle Faktoren einen Einfluss auf die individuelle Leistungsanspruchnahme (vgl. bspw. Goddard & Smith 2001). Sowohl das medizinische Angebot einer Region als auch die weiteren Umweltfaktoren wirken nicht nur auf einzelne Personen, sondern auf die Gesamtheit aller Versicherten innerhalb des betreffenden Gebietes. Diese Faktoren sind häufig nicht sinnvoll auf der Individualebene operationalisierbar (z. B. Siedlungs- und Verkehrsdichte oder Merkmale der Wirtschaftsstruktur einer Region) und ihre Ausprägung ist für alle Versicherten innerhalb einer Region (zumindest annähernd) gleich. Derartige Faktoren können im Rahmen einer Regionalkomponente einbezogen werden.

Bei der Frage der für den Risikostrukturausgleich auf regionaler Ebene heranzuziehenden Größen nehmen die bereits genannten angebotsseitigen Variablen aus anreiztheoretischer Sicht eine Sonderrolle ein: Um Fehlanreize im Hinblick auf Über- und Unterversorgung zu vermeiden, sieht die RSAV gegenwärtig explizit den Ausschluss von Angebotsvariablen aus dem Regionalausgleich vor.

Abbildung 32 stellt die Wirkungen der Einflussfaktoren auf den beiden Ebenen vereinfacht dar. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Strukturmerkmale des Wohnumfeldes auch teilweise das individuelle Risikoprofil beeinflussen und es somit eine Rückkopplung auf die individuelle Ebene geben kann. Grundsätzlich sind Faktoren, die auf individueller Ebene wirken, auch auf individueller Ebene auszugleichen. Demgegenüber sind Faktoren, die auf die gesamte Region wirken, auch auf regionaler Ebene auszugleichen.

Abbildung 32: Determinanten der Leistungsanspruchnahme



Quelle: Eigene Darstellung

Trotz der konzeptionellen Differenzierung zwischen Individualmerkmalen einerseits und raumbezogenen Umwelt- bzw. Strukturmerkmalen andererseits kommt es im gegenwärtigen RSA bzw. in dessen Regionalkomponente zu einer Vermischung dieser beiden Betrachtungsebenen. Der Beirat hat bereits in der Vergangenheit betont, dass relevante „Determinanten regionaler Ausgabenvariationen – der bisherigen Systematik des Morbi-RSA folgend – auf Ebene der Versicherten erhoben [werden sollten], sofern sie individualisierbar sind“ (Drösler et al. 2018, S. 226) und sie zu nennenswerten Verbesserungen der Zuweisungsgenauigkeit auf versichertenindividueller Ebene führen können. Für viele versichertenindividuelle Merkmale aber, die (mit hoher Wahrscheinlichkeit) einen Einfluss auf den Leistungsbedarf bzw. die hieraus resultierende Leistungsanspruchnahme der einzelnen Versicherten haben und die bei einem Einbezug in den RSA daher auch regionale Unterschiede erklären könnten, liegen dem BAS keine versichertenbezogenen Daten vor. Um deren Einfluss hilfsweise zumindest auf regionaler Ebene ausgleichen zu können, werden diese Variablen derzeit nicht auf der Individualebene, sondern in räumlich aggregierter Form auf der Regionalebene berücksichtigt. Hierzu greift das BAS auf externe Datenquellen zurück, die entsprechende regionalstatistische Merkmale vorhalten.

Durch die Verwendung von auf regionaler Ebene aggregierten Variablen in der Regionalkomponente (bspw. dem Anteil der Pflegebedürftigen mit ambulanten oder stationären Pflegeleistungen je Kreis anstelle des Individualmerkmals „Pflegebedürftig/Pflegegrad“<sup>11</sup>) lässt sich offenbar die regionale Zuweisungsgenauigkeit verbessern. Auf Individualebene kann dieser Ansatz nach den bisherigen Erfahrungen allerdings keine bzw. nur marginale Verbesserungen der Vorhersagegüte des Modells erreichen (vgl. Tabelle 30).

Darüber hinaus ist die Verwendung aggregierter Variablen in der Regionalkomponente möglicherweise mit anderen Problemen verbunden. So kann bspw. nicht ausgeschlossen werden, dass „regionalisierte“ Variablen, wenn sie eine hohe Korrelation zum regionalen medizinischen Angebot aufweisen, dieses

<sup>11</sup> Dabei ist zu beachten, dass die beiden Variablen zwar auf derselben Information basieren, aber zwei unterschiedliche Konstrukte abbilden: Das Individualmerkmal „Pflegebedürftigkeit (ja/nein)“ bzw. der individuelle „Pflegegrad“ gibt wieder, ob auf Ebene des einzelnen Versicherten Pflegebedürftigkeit vorliegt bzw. welcher Pflegegrad vorliegt. Hingegen erfasst die regionale Variable „Anteil der Pflegebedürftigen mit ambulanten oder stationären Pflegeleistungen je Kreis“ das Risiko für den Bezug von Pflegeleistungen innerhalb der Bevölkerung des Kreises und somit ein regionales Erkrankungs- bzw. Pflegerisiko. Letzteres bildet kein individuelles, sondern ein strukturelles Risiko der Region ab.

teilweise mit ausgleichen (vgl. Abschnitt 6). Auf diese und andere problematische Aspekte (etwa die Gefahr ökologischer Fehlschlüsse), die sich aus der Verwendung von regional aggregierten Daten ergeben können, wurde bereits im Regionalgutachten hingewiesen (vgl. Drösler et al. 2018, S. 137 f.).

Für einige Merkmale, die von der individuellen auf die regionale Ebene aggregiert werden, wird in diesem Zusammenhang zu diskutieren sein, ob eine zusätzliche Berücksichtigung als regionale Strukturvariable nicht auch weiterhin gerechtfertigt sein könnte. Betrachtet man bspw. das (personenbezogene) Merkmal „Arbeitslosigkeit“, so kann dieses voraussichtlich einerseits einen Beitrag zur Erklärung der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen durch einzelne Individuen leisten, andererseits aber auch auf Regionalebene als Proxy für strukturelle Eigenschaften der Region gesehen werden. So könnte etwa ein hoher Anteil Arbeitsloser in einem Kreis auf wirtschaftliche Strukturschwäche in dieser Region hinweisen, die sich wiederum auf die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen aller in diesem Gebiet wohnhaften Personen auswirken kann. In diesem (hypothetischen) Fall könnte es sinnvoll sein, sowohl das personenbezogene Merkmal „arbeitslos (ja/nein)“ auf der Individualebene als auch das regionalstatistische Strukturmerkmal „Arbeitslosenquote im Kreis“ im Modell zu berücksichtigen.

## 5.2 Voraussetzungen für die Nutzung von Variablen auf der Individual-ebene

Die Datengrundlage, auf der der RSA durchgeführt wird, sollte bestimmte Grundvoraussetzungen erfüllen. Dies gilt auch für Variablen, die ggf. zu einem späteren Zeitpunkt zusätzlich in das Verfahren aufgenommen werden, um (u. a.) regionale Deckungsbeitragsunterschiede zu erklären. Vor dem Hintergrund des konkreten Forschungsauftrags lassen sich eine Reihe von Voraussetzungen definieren, die die zusätzlich zu erhebenden bzw. zu meldenden versichertenindividuellen Risikomerkmale erfüllen sollten, damit diese für weitere Analysen empfohlen werden können:

- Um regionale Deckungsbeitragsunterschiede erklären zu können, müssen geeignete Indikatoren einerseits einen inhaltlichen Begründungszusammenhang<sup>12</sup> mit der versichertenindividuellen Leistungsanspruchnahme und den versichertenindividuellen Leistungsausgaben haben. Sofern die entsprechenden Indikatoren zudem andererseits eine gewisse räumliche Ungleichverteilung aufweisen, ergibt sich das Potenzial, durch eine Aufnahme der Variable regionale Deckungsbeitragsunterschiede erklären zu können (inhaltliche Erklärungskraft).
- Da geeignete Indikatoren als Risikomerkmale auf der Individualebene des RSA angesetzt werden sollten, müssen entsprechende versichertenbezogene Informationen bereits vorliegen oder zumindest grundsätzlich auf der Individualebene durch die Krankenkassen erhebbar sein. Für die Zwecke der Durchführung des RSA ist es zudem notwendig, dass die verwendeten Daten regelmäßig verfügbar sind (Verfügbarkeit).
- Neu zu erhebende und zu meldende Daten müssen valide sein, d. h. sie sollten die betrachteten Merkmale möglichst genau messen (inhaltliche Übereinstimmung der empirischen Messung mit dem logischen Messkonzept/Validität).
- Zudem sollten entsprechende Indikatoren auf Individualebene verlässlich und reproduzierbar erhoben werden können (Reliabilität).

---

<sup>12</sup> Idealerweise sollte empirische Evidenz über den inhaltlichen Zusammenhang vorliegen.

- Um als ausgleichsrelevante Größe ins Auge gefasst zu werden, sollten zusätzliche Risikomerkmale für die Krankenkassen ausgabenseitig exogene Faktoren darstellen, sie sollten also nicht in dem direkten Einflussbereich der Krankenkassen liegen bzw. von den Krankenkassen nicht direkt beeinflusst werden können (Exogenität).
- Weiterhin müssen Ausgleichsmerkmale möglichst resistent gegen eine Manipulation durch die Krankenkassen sein. Das heißt, die Krankenkassen sollten keine Möglichkeiten haben, in direkter oder indirekter Weise auf die Daten einzuwirken, um hierüber ihre Einnahmen (im Sinne höherer Zuweisungen) zu optimieren (Manipulationsresistenz).
- Damit geht einher, dass fragliche Datenmeldungen dem Grundsatz nach überprüfbar sein müssen. Es muss möglich sein, potenzielle Manipulationen im Rahmen der RSA-Prüfverfahren aufzudecken (Prüfbarkeit).
- Bei der Bildung von Risikogruppen im RSA ist darauf zu achten, dass hierdurch Anreize zu Risikoselektion verringert werden, ohne Anreize zu medizinisch nicht gerechtfertigten Leistungsausweitungen zu setzen (§ 266 Absatz 5 SGB V). Dies gilt auch für zusätzlich auf der Individualebene heranzuziehende Variablen. Diese sollten keine Anreize zu ungerechtfertigten Leistungsausweitungen nach sich ziehen oder andere unerwünschten Anreizeffekte entfalten (Anreizkompatibilität).
- Vor der Erhebung und Meldung weiterer Merkmale an das BAS sind datenschutzrechtliche Aspekte zu beachten. Weder dürfen Individualdaten ohne entsprechende Rechtsgrundlage durch die Krankenkassen erhoben bzw. an die Krankenkassen weitergeleitet werden. Noch darf es sich um Daten handeln, die dem BAS eine Identifizierung von Individuen ermöglichen (Datenschutz).
- Schlussendlich ist zu beachten, dass der administrative Aufwand der Erhebung, Pflege, Weiterleitung, Verarbeitung und Prüfung zusätzlicher Daten in einem angemessenen Verhältnis zum erlangten Nutzen stehen muss. Dies gilt sowohl auf Seiten der Krankenkassen bzw. des GKV-SV hinsichtlich des Aufwandes zur Erhebung, Prüfung und Weiterleitung der Daten an das BAS, als auch auf Seiten des BAS hinsichtlich der Verarbeitung und der Prüfung der Daten (Verhältnismäßigkeit).

In Tabelle 58 werden die oben genannten Eignungskriterien tabellarisch zusammengefasst.

Tabelle 58: Kriterien zur Prüfung der Eignung von Variablen zum Einbezug auf der Individualebene

Prüfkriterien
Inhaltliche Erklärungskraft
Verfügbarkeit
Validität/Reliabilität
Exogenität
Manipulationsresistenz
Prüfbarkeit
Anreizkonformität
Datenschutz
Verhältnismäßigkeit

Quelle: Eigene Darstellung

Bevor anhand der hier aufgeführten Kriterien auf die Identifikation und Empfehlung von Variablen eingegangen wird, mit deren Berücksichtigung sich auf der Individualebene des RSA möglicherweise auch regionale Deckungsunterschiede weiter reduzieren lassen, wird im Folgeabschnitt zunächst exemplarisch dargestellt, wie sich der Ausgleich eines Merkmals auf der Individualebene von dem eines Ausgleichs auf Regionalebene unterscheidet.



### 5.3 Exemplarische Darstellung der Auswirkungen der Berücksichtigung eines Risikomerkmals auf der Individual- und der Regionalebene anhand des Erwerbsminderungsstatus

Grundsätzlich können alle Variablen, die auf Ebene der Versicherten vorliegen, auch auf Ebene der Regionen aggregiert im RSA berücksichtigt werden.<sup>13</sup> So kann ein Risikomerkmals einerseits in Form einer versichertenindividuellen Dummyvariable (Merkmal liegt nicht vor: 0, Merkmal liegt vor: 1) in die Regressionsgleichung aufgenommen werden. Andererseits lässt sich aber auch die Anzahl der betroffenen Merkmalsträger bzw. der Anteil der Betroffenen an der Population innerhalb einer Region ermitteln, um dann hieraus regionale Risikokategorien (z. B. in Form von weiteren RGGs) zu bestimmen.

Um die grundsätzlichen Unterschiede zu skizzieren, die sich aus diesen beiden Ansätzen ergeben, werden im Folgenden exemplarisch zwei Modelle dargestellt, die auf den beiden Ausgleichsebenen einen derzeit nicht im RSA berücksichtigten Risikofaktor aufnehmen. Ein solches Merkmal, für das dem BAS zwar Informationen auf Individualebene vorliegen, das derzeit aber nicht im Verfahren berücksichtigt wird, ist der „Bezug einer Erwerbsminderungsrente“. Dieses Risikomerkmals wird seit dem Ausgleichsjahr 2021 nicht mehr im RSA verwendet, auf Grundlage des § 267 Absatz 2 SGB V aber zum Zweck der Weiterentwicklung des RSA weiterhin an das BAS gemeldet. Es bietet sich daher für die folgenden Modellrechnungen an.

Die regionalen Anteile der EMR-Beziehenden und deren regionale Streuung sind bereits in Abschnitt 3.3.2 (Abbildung 4) näher beschrieben worden. Die Größe weist mit einem regionalen Variationskoeffizienten von etwa 0,3 einen verhältnismäßig hohen Wert auf. Zudem ergibt sich für den Indikator eine ebenfalls hohe Korrelation mit der Höhe der mittleren regionalen Leistungsausgaben im Ausgleichsjahr 2021 ( $r_{x,y} = 0,80$ ). Für die Gesamtgruppe der EMR-Beziehenden wurde außerdem in Abschnitt 4.3.3.4 bereits gezeigt, dass diese im Jahresausgleich 2021 eine Unterdeckung in Höhe von -1.135 € bzw. eine Deckungsquote von rund 89 % aufweisen.

Für die Ausgestaltung der beiden Modelle wird zunächst eine Variable auf versichertenindividueller Ebene gebildet, die als neue Erwerbsminderungsgruppe (EMG) in Analogie zur Risikogruppenzuordnung bis zum AJ 2020 immer dann den Wert „1“ annimmt, wenn eine versicherte Person an mehr als 182 Tagen des Vorjahres (2020) eine EMR bezogen hat. Ansonsten nimmt die Variable den Wert „0“ an. Auf eine weitere Differenzierung nach Alter und Geschlecht, wie diese im früheren Verfahren praktiziert worden ist, wird aus Vereinfachungsgründen verzichtet. Die neue Variable wird im Individualmodell zusätzlich zu den anderen erklärenden Variablen auf Versichertenebene in das Regressionsmodell aufgenommen. In der Regression ergibt sich für diese Versicherten ein Zuschlag in Höhe von 1.396 € je VJ. Insgesamt resultiert daraus ein Gesamtzuweisungsvolumen in Höhe von 2,61 Mrd. €. Im Vergleich zum Ausgleichsmodell ohne das Erwerbsminderungsmerkmal werden diese Zuweisungen durch eine Absenkung der Zuweisungen für AGGs und RGGs um 0,34 Mrd. € sowie der HMG-Zuweisungen um 2,27 Mrd. € kompensiert.

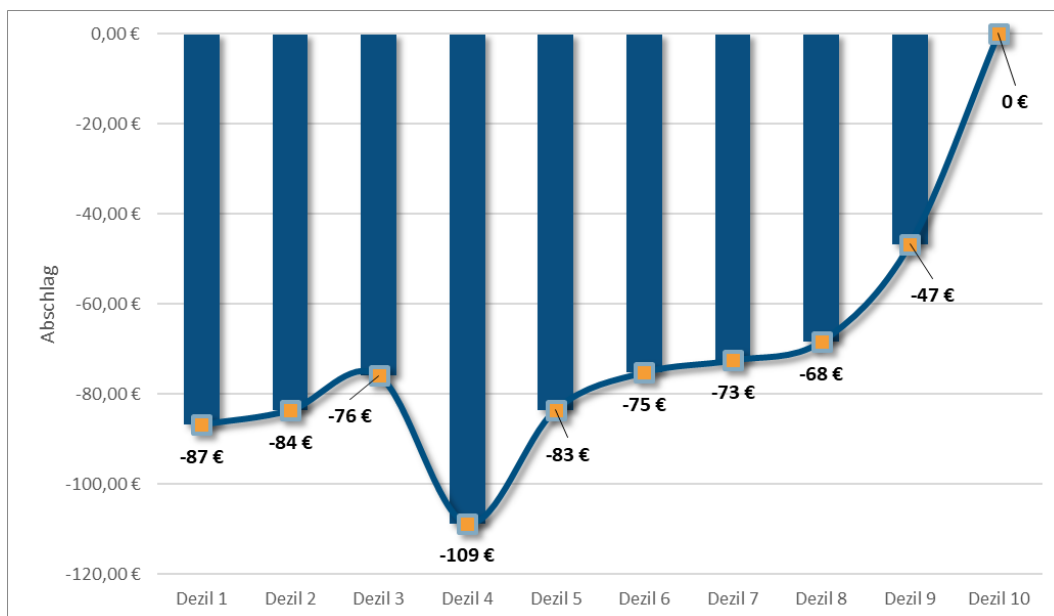
Dem gegenübergestellt wird ein Modell, in das die Informationen zum Bezug einer Erwerbsminderungsrente auf regionaler Ebene aggregiert einfließen. Hierzu wird je Kreis der Anteil der Personen, die an mehr als 182 Tagen des Vorjahres eine EMR bezogen haben, an allen Personen im Alter zwischen 18 und

<sup>13</sup> Umgekehrt ist dies nicht immer der Fall: Der Anteil der Grundfläche einer Region, die als Siedlungs- und Verkehrsfläche ausgewiesen wird, ist nicht individualisierbar, d. h. sie lässt sich nicht auf versichertenindividueller Ebene abbilden.

65 Jahren je Kreis ermittelt. Für die Risikogruppenzuordnung der Versicherten werden anschließend zehn zusätzliche RGGs gebildet, denen jeweils – in Abhängigkeit des spezifischen EMR-Anteils – 40 Kreise zugerechnet werden. Die Versicherten wiederum werden bei der Gruppierung anhand ihres Wohnortmerkmals der entsprechenden „EMR-RGG“ zugeordnet. Zur Vermeidung von perfekter Multikollinearität wird das zehnte Dezil nicht in die Regression aufgenommen. Die sich ergebenden Regressionskoeffizienten sind immer in Bezug auf die anderen RGGs und auch die AGGs zu interpretieren (vgl. Abschnitt 4.3.3.1, Tabelle 33).

Werden die regionalen Anteile der Erwerbsminderungsrentner in Form von RGGs in das Modell mit aufgenommen, so ergibt sich für die Versicherten im zehnten Dezil, da dieses ausgelassen wurde, ein Schätzer von Null. Für die Versicherten aus den 200 Kreisen mit niedrigeren Erwerbsminderungsrentner-Anteilen ergeben sich im Verhältnis hierzu Abschläge zwischen -109 € (4. Dezil) und -76 € (3. Dezil). Ab der RGG für das 4. Dezil nimmt der Betrag der Abschläge dann stetig ab (vgl. Abbildung 33). Die Abschläge wirken sich pauschal auf alle Versicherten innerhalb der betroffenen Kreise eines Dezils aus und führen für alle Versicherten einer RGG zu einer identischen Zuweisungsreduktion, die unabhängig vom individuellen EMR-Status ist. Die Hinzunahme der zehn RGGs zum Ausgleich des regionalen EMR-Anteils führt zu keiner nennenswerten Verschiebung der Zuweisungsanteile der AGGs, HMGs oder KEGs: Während die AGG-Zuschläge im Mittel um rund 10 € je Versichertenjahr ansteigen, steigen die (bisherigen) einzelnen RGG-Zuschläge um durchschnittlich etwa 8 € an – sodass sich die regionalen Zuweisungen über die acht RGGs des Jahresausgleichs 2021 insgesamt um 64 € je Versichertenjahr erhöhen. Dem gegenüber stehen negative RGG-Zuweisungen für die neu hinzugefügten EMR-RGGs in Höhe von rund -75 €. Die HMG-Zuschläge bleiben nahezu vollständig konstant.

Abbildung 33: Regressionskoeffizienten der EMR-RGGs



Quelle: Auswertung BAS

### 5.3.1 Veränderung der Zielgenauigkeit auf Individual-, Krankenkassen- und Regionalebene

Zur Beurteilung der Zielgenauigkeit der Modelle werden in Tabelle 59 die Kennzahlen des Jahresausgleichs 2021 (mit Regionalkomponente, ohne BLGs) auf Versicherten-, Krankenkassen- und Regionalebene aufgeführt. Diesen Werten gegenübergestellt werden die Ergebnisse des Modells, bei dem das

EMR-Merkmal in der Regionalkomponente Berücksichtigung findet („JA 2021 mit RGGs + 10 EMR-RGGs“) bzw. des Modells, bei dem das EMR-Merkmal auf der Individualebene Eingang findet („JA 2021 mit RGGs + eine EMG“).

Tabelle 59: Berücksichtigung des EMR-Status als regionales bzw. individuelles Ausgleichsmerkmal – Kennzahlen auf Individual-, Krankenkassen- und Regionalebene

	JA 2021 mit RGGs	JA 2021 mit RGGs + 10 EMR-RGGs		JA 2021 mit RGGs + eine EMG	
R <sup>2</sup>	58,1033%	58,1035%	0,0002 PP	58,1378%	0,0345 PP
CPM	27,9715%	27,9712%	-0,0003 PP	28,0071%	0,0356 PP
MAPE	2.636,26 €	2.636,27 €	0,01 €	2.634,95 €	-1,30 €
MAPE <sub>KK_abs</sub>	39,72 €	38,82 €	-0,90 €	38,91 €	-0,81 €
gew. MAPE <sub>KK_abs</sub>	26,80 €	26,92 €	0,12 €	25,50 €	-1,31 €
MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	65,51 €	63,84 €	-1,66 €	64,74 €	-0,76 €
gew. MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	51,35 €	49,72 €	-1,62 €	50,84 €	-0,51 €

Quelle: Auswertung BAS

Bei Aufnahme der Anteile der EMR in die Regionalkomponente zeigen sich bei Betrachtung der versichertenbezogenen Kennzahlen R<sup>2</sup>, CPM und MAPE keine nennenswerten Veränderungen. Die Ausgabenschätzung wird über alle Versicherten hinweg somit weder verbessert noch verschlechtert. Auf Ebene der Krankenkassen ergibt sich hinsichtlich der Ausgabenprädiktion kein klares Bild. Während das ungewichtete Kassen-MAPE (MAPE<sub>KK\_abs</sub>) durch die Hinzunahme der EMR-RGGs auf Regionalebene abnimmt, steigt es in der gewichteten Betrachtung leicht an. Die Hinzunahme der regionalen Anteile der EMR als RGGs führt offenbar lediglich zu einer besseren Ausgabenprognose bei mehreren kleineren Kassen, bei den größeren Kassen hingegen eher zu einer Abnahme der Zuweisungsgenauigkeit. Auf Regionalebene hingegen verbessert sich die Zuweisungsgenauigkeit erwartungsgemäß merklich (um etwas mehr als 1,60 €) sowohl bei gewichteter als auch bei ungewichteter Betrachtung.

Wird stattdessen eine EMG als versichertenindividuelles Risikomerkmals in das Regressions- und Zuweisungsverfahren integriert, resultiert hieraus eine spürbare Verbesserung der versichertenindividuellen Ausgabenprädiktion. So sinkt das versichertenbezogene MAPE um 1,30 €. Bei Analyse der Veränderung der Gütemaße auf Krankenkassenebene ergibt sich sowohl bei einer ungewichteten als auch bei einer gewichteten Betrachtung eine verbesserte Vorhersage. Hervorzuheben ist allerdings vor allem, dass die Berücksichtigung des EMR-Merkmals auf Individualebene auch die Zuweisungsgenauigkeit auf der Regionalebene verbessert, wenngleich die Regionalisierungswirkung schwächer ausfällt als bei expliziter Berücksichtigung des EMR-Anteils in der Regionalkomponente.

### 5.3.2 Veränderung der Zielgenauigkeit auf Ebene der Versichertengruppen

Die Deckungssituation der vorab für die Analyse abgegrenzten Versichertengruppen ist in den beiden betrachteten Modellen im Vergleich zum Jahresausgleichsmodell überwiegend unverändert. Nennenswert sind lediglich Veränderungen hinsichtlich der Deckung der EMR und der nach Anzahl ihrer HMGs zusammengefassten Versicherten, die sich bei Berücksichtigung des EMR-Merkmals auf Individualebene ergeben. So wird die im Jahresausgleich bestehende Unterdeckung der EMR-Beziehenden durch Aufnahme des entsprechenden Risikomerkmals in den RSA erwartungsgemäß vollständig beseitigt (Tabelle 60). Bei Berücksichtigung der EMR-Anteile auf der Regionalebene bleibt die Unterdeckung der EMR-Beziehenden hingegen vollständig bestehen. Betrachtet man die einzelnen Versichertengruppen nach Anzahl ihrer HMGs, zeigen sich durch die Berücksichtigung des Merkmals auf der Individualebene

einerseits leichte Verschlechterungen, andererseits leichte Verbesserungen. Über alle der sieben nach HMG-Anzahl abgegrenzten Gruppen ergibt sich insgesamt allerdings eine Verbesserung der Zuweisungsgenauigkeit um insgesamt 69 Mio. €.

Tabelle 60: Berücksichtigung des EMR-Status als regionales bzw. individuelles Ausgleichsmerkmal – Deckungsbeiträge und Deckungsquoten auf Ebene ausgewählter Versichertengruppen

Versichertengruppe	Ausprägung	JA 2021 mit RGGs		JA 2021 mit RGGs + 10 EMR-RGGs		JA 2021 mit RGGs + eine EMG	
		DB	DQ	DB	DQ	DB	DQ
Bezug einer Erwerbsminderungsrente (2020)	nein	30 €	101,0%	30 €	101,0%	0 €	100,0%
	ja	-1.135 €	88,8%	-1.134 €	88,8%	0 €	100,0%
HMG-Anzahl vor HMG-Ausschluss (JA 2021)	0	165 €	117,2%	165 €	117,2%	165 €	117,1%
	1 bis 3	-40 €	98,0%	-40 €	98,0%	-44 €	97,8%
	4 bis 6	-151 €	96,1%	-151 €	96,1%	-152 €	96,1%
	7 bis 9	-169 €	97,1%	-169 €	97,1%	-156 €	97,4%
	10 bis 12	-82 €	99,0%	-82 €	99,0%	-66 €	99,2%
	13 bis 15	58 €	100,6%	58 €	100,6%	64 €	100,6%
	16 und mehr	506 €	103,5%	506 €	103,5%	473 €	103,3%

Quelle: Auswertung BAS

### 5.3.3 Veränderung der Zielgenauigkeit nach Raumtyp

Bei Betrachtung der vom BBSR abgegrenzten Raumtypen nach Siedlungsstruktur bzw. nach Lage ergeben sich zwischen den beiden untersuchten Modellen mit Berücksichtigung des Erwerbsminderungsstatus keine nennenswerten Unterschiede. Weder der Ansatz des EMR-Merkmals auf regionaler noch auf individueller Ebene kann wesentlich dazu beitragen, die bei Durchführung des Jahresausgleichs 2021 mit Regionalkomponente verbleibenden Über- und Unterdeckungen der Versicherten in den einzelnen Raumtypen zu beheben. Sowohl bei Betrachtung der siedlungsstrukturellen Kreistypen als auch des Raumtyps nach Lage verbleiben in den beiden analysierten Modellen die Deckungsbeiträge und Deckungsquoten nahezu konstant (Tabelle 61).

Tabelle 61: Berücksichtigung des EMR-Status als regionales bzw. individuelles Ausgleichsmerkmal – Deckungsbeiträge und Deckungsquoten nach Raumtyp

Raumtyp	Ausprägung	JA 2021 mit RGGs		JA 2021 mit RGGs + 10 EMR-RGGs		JA 2021 mit RGGs + eine EMG	
		DB	DQ	DB	DQ	DB	DQ
Siedlungsstruktureller Kreistyp (2021)	Ausland/unbekannt	0 €	100,0%	0 €	100,0%	0 €	100,0%
	Kreisfreie Großstadt	2 €	100,1%	0 €	100,0%	1 €	100,0%
	Städtischer Kreis	-4 €	99,9%	-6 €	99,8%	-5 €	99,9%
	Ländlicher Kreis mit Verdichtungsansätzen	-8 €	99,7%	-8 €	99,8%	-8 €	99,8%
	Dünn besiedelter ländlicher Kreis	16 €	100,5%	23 €	100,7%	18 €	100,5%
Raumtyp nach Lage (2021)	Ausland/unbekannt	0 €	100,0%	0 €	100,0%	0 €	100,0%
	sehr zentral	-2 €	99,9%	-5 €	99,8%	-4 €	99,9%
	zentral	-5 €	99,9%	-5 €	99,9%	-4 €	99,9%
	peripher	19 €	100,6%	23 €	100,7%	21 €	100,6%
	sehr peripher	-50 €	98,6%	-36 €	99,0%	-44 €	98,8%

Quelle: Auswertung BAS

### 5.3.4 Einordnung der empirischen Ergebnisse

Die vorangegangene Untersuchung soll zunächst die beiden unterschiedlichen Ansätze zur Integration eines Merkmals auf der Individual- bzw. auf der Regionalebene veranschaulichen. Zudem soll mit der Analyse exemplarisch aufgezeigt werden, worin mögliche Unterschiede hinsichtlich der Umverteilungseffekte liegen können. Hierbei ist allerdings zu betonen, dass die Ergebnisse zum beispielhaft dargestellten Einbezug des EMR-Merkmals nicht unbedingt auch auf andere Merkmale übertragbar sind. Vor dem Einbezug weiterer Risikofaktoren – sei es nun im versichertenbezogenen „Kern-RSA“ oder in der flankierenden Regionalkomponente – müssen ergänzende empirische Analysen erfolgen, um die jeweiligen Auswirkungen vorab bewerten zu können. Im Rahmen dieser Einschränkungen lassen sich anhand der obigen Untersuchung einige grundlegende Tendenzen ableiten, die sich auch mit den bisherigen Erfahrungen aus der Weiterentwicklung des Klassifikationsmodells sowie der Einführung der Regionalkomponente decken.

Der Einbezug eines Risikomerkmals auf der Individualebene führt für jeden Merkmalsträger (sowie auch für alle anderen Versicherten) zu einer Anpassung der individuellen Zuweisungen, sofern das betreffende Merkmal mit der Höhe der individuellen Leistungsausgaben korreliert. Weist das Merkmal in der Bevölkerung zudem eine nennenswerte Verbreitung auf, ergibt sich hieraus in aller Regel eine messbare Verbesserung der versichertenindividuellen Zielgenauigkeit des Zuweisungsverfahrens. Die Gruppe der jeweiligen Merkmalsträger (im Beispiel die Gruppe der EMR-Beziehenden) weist durch die Berücksichtigung des Merkmals im RSA eine vollständige Ausgabendeckung auf, ggf. vormals bestehende gruppenbezogene Risikoselektionsanreize werden beseitigt. Sofern das Merkmal (und die damit einhergehenden Differenzen in der Höhe der Leistungsausgaben) zudem zwischen den Krankenkassen oder zwischen den Regionen ungleich verteilt ist, trägt dessen Aufnahme indirekt auch zur Reduzierung der kassenbezogenen bzw. regionsbezogenen Über- und Unterdeckungen bei. Dies zeigt sich nicht nur in der obigen Auswertung, sondern auch mit Blick auf die Entwicklung der Kennzahlen unterschiedlicher Klassifikationsmodelle im Zeitverlauf, bei der die fortlaufende Ausdifferenzierung des Modells auf der Individualebene nicht nur zur Verbesserung der versichertenbezogenen Gütemaße  $R^2$ , CPM und MAPE beiträgt, sondern sich auch in einem Rückgang der krankenkassen- und regionspezifischen Fehldeckungen niederschlägt (vgl. z. B. Erläuterung zu den Festlegungen für das AJ 2024, S. 169, Bundesamt für Soziale Sicherung 2023).

Anders verhält es sich, wenn ein Risikomerkmals als regionalstatistischer Indikator in die Regionalkomponente aufgenommen wird. Dies führt zur Bildung zusätzlicher RGGs, die wiederum die Zuschlagshöhe je Wohnort adjustieren. Zwar handelt es sich beim Wohnort (bzw. bei den über den Wohnort zugeordneten RGGs) ebenfalls um ein Merkmal der Individuen, allerdings steht dieses Merkmal in einer nur mittelbaren Verbindung mit dem individuellen Ausgabenrisiko. Unabhängig davon, ob einzelne Versicherte innerhalb einer Region Träger eines Risikomerkmals (im Beispiel des EMR-Status) sind oder nicht, werden die Zuweisungen für alle Personen in der Region pauschal um einen identischen Betrag erhöht oder abgesenkt und damit ein kollektives Ausgabenrisiko aller Versicherter der Region ausgeglichen. Dies erklärt, weshalb die Einführung der Regionalkomponente keine nennenswerten Auswirkungen auf die Vorhersagegüte auf Ebene der Versicherten bzw. Versichertengruppen hat und warum auch die zusätzliche Berücksichtigung des Anteils der Erwerbsminderungsrentner in der Regionalkomponente keinen Beitrag zur besseren Prognose der versichertenindividuellen Ausgaben (auch nicht der EMR-Beziehenden) leisten kann. Eine erwartungsgemäß starke Wirkung entfaltet die Berücksichtigung von zusätzlichen regionalen Merkmalen hingegen bei Betrachtung der regionalen Umverteilungswirkungen. Hier ist in aller

Regel eine deutlichere Absenkung regionaler Über- und Unterdeckungen zu erwarten als bei der Berücksichtigung eines zusätzlichen Merkmals auf der Individualebene. Dies zeigt sich auch beim Einbezug des Anteils der EMR-Beziehenden in die Regionalkomponente, über den sich die regionalen Fehldeckungen deutlich stärker absenken lassen als über den Einbezug des EMR-Merkmals auf Individualebene. Hinsichtlich der zweiten Forschungsfrage lässt sich festhalten, dass der Einbezug von Variablen auf der Regionalebene zu einer deutlich zielgenaueren Schätzung auf regionaler Ebene führt als der Einbezug von Variablen auf der versichertenindividuellen Ebene. Grundsätzlich sollten Individualvariablen aufgenommen werden, um individuelle Risiken auszugleichen und nicht, um regionale Unterschiede auszugleichen. Dennoch kann die Aufnahme von versichertenindividuellen Variablen (im Vergleich zu einer Situation ohne deren Berücksichtigung) zu einer verbesserten Erklärung regionaler Deckungsbeitragsunterschiede führen.

Es ist zu vermuten, dass sich die über die Regionalkomponente ausgeglichenen Unterschiede nicht alleine auf kausale Zusammenhänge zwischen der Häufigkeit des Auftretens der entsprechenden regionalstatistischen Merkmale und der Summe der individuellen Ausgabenrisiken innerhalb einer Region zurückführen lassen. So lassen sich etwa die (im Durchschnitt um 58 € je VJ) höheren Zuweisungen für Versicherte in den 80 Kreisen mit besonders hohen Anteilen an EMR-Beziehenden nicht vollständig durch die erwarteten Mehrkosten der dort lebenden Versicherten erklären.<sup>14</sup> Das Regionalmerkmal „Anteil Erwerbsminderungsrentner“ ist so konzipiert, dass es regionale Ausgabenunterschiede ausgleicht, die nicht in direkter Verbindung mit dem Erwerbsminderungsstatus der dort wohnenden Bevölkerung stehen. Vielmehr ist denkbar, dass das Merkmal mit anderen strukturellen Unterschieden der Regionen korreliert, die einen Einfluss auf die Höhe der jeweiligen Gesundheitsausgaben haben können. Denkbar wäre dabei im vorliegenden Fall bspw., dass der Anteil der EMR-Beziehenden in einer Region als Proxyvariable für den generellen Gesundheitszustand oder den sozialen Status der Bevölkerung fungiert und so (auch) deren Inanspruchnahmeverhalten abbildet.

Denkbar ist gleichfalls, dass ein statistischer (nicht aber notwendigerweise kausaler) Zusammenhang zwischen dem Anteil der EMR-Beziehenden und der medizinischen Angebotsdichte existiert, der sich ebenfalls auf das Ausmaß der (in diesem Fall angebotsinduzierten) Nachfrage nach Gesundheitsleistungen niederschlägt. In diesem Fall könnte die Berücksichtigung des EMR-Merkmals in der Regionalkomponente indirekt zu einem Ausgleich angebotsseitiger Ausgabenunterschiede führen. Derartigen (indirekten) Ausgleichseffekten von angebotsabhängigen Deckungsbeitragsunterschieden wird vertieft in Abschnitt 6 nachgegangen.

## 5.4 Identifikation von zusätzlichen individuellen Risikomerkmale für weitere Untersuchungen

Wie in Abschnitt 5 beschrieben wurde, soll in diesem Gutachten untersucht werden, welche der (vor Einführung der Regionalkomponente) „als Regionalmerkmal angedachten Faktoren“ (BT-Drs. 19/17155, S. 132) anstatt auf der regionalen Ebene auf versichertenindividueller Ebene in den RSA einbezogen werden sollten, um regionale Deckungsbeitragsunterschiede besser (gegenüber dem Status quo) zu erklä-

---

<sup>14</sup> Ausgehend von durchschnittlichen (derzeit nicht über den RSA ausgeglichenen) Mehrkosten der EMR-Beziehenden in Höhe von rund 1.400 € je VJ ergeben sich für die 80 Kreise mit den höchsten Anteilen an EMR-Beziehenden rechnerisch Leistungsausgaben, die lediglich um 37 € über den Ausgaben der Versicherten in den übrigen Dezilen liegen.

ren. Um diesem Auftrag nachzukommen, werden in Abschnitt 5.4.1 die in der Gesetzesbegründung genannten – im Regionalgutachten für die Ausgestaltung der Regionalkomponente vorgesehenen – Merkmale zusammengetragen (vgl. Drösler et al. 2018). In einem weiteren Schritt wird in Abschnitt 5.4.2 eine Literaturanalyse durchgeführt, die sich auf den Zeitraum seit Erstellung des Regionalgutachtens richtet und die auf die Identifikation weiterer geeigneter versichertenindividueller Merkmale mit einem Erklärungspotenzial für regionale Deckungsbeitragsunterschiede abzielt. Diese werden um weitere Vorschläge ergänzt, die sich anhand der internen Diskussion des Beirats ergeben haben (Abschnitt 5.4.3). In Abschnitt 5.4.4 wird schließlich die Prüfung der identifizierten Variablen skizziert und eine Empfehlung für die Erhebung und Meldung weiterer versichertenbezogener Variablen zum Zweck künftiger empirischer Auswertungen ausgesprochen.

### 5.4.1 Variablen des Gutachtens zu den regionalen Verteilungswirkungen (2018)

Basierend auf früheren Untersuchungen zu regionalen Unterschieden hatte der Beirat im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs im Jahr 2018 eine Liste von zu untersuchenden Bestimmungsfaktoren erstellt (vgl. Tabelle 62). Die Variablen wurden in die Variablengruppen Normkosten, Morbidität und Mortalität, Demografie, Angebot, Sozialstruktur, Markt- und Wirtschaftsstruktur sowie Siedlungsstruktur eingeteilt. Die folgenden Beschreibungen der einzelnen Variablen sind in verkürzter Form aus dem Regionalgutachten 2018 entnommen.

Tabelle 62: Übersicht über die im „Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des RSA“ herangezogenen Determinanten regionaler Deckungsbeiträge

Versichertengruppe	Ausprägung
Normkosten	Zuweisungen
Morbidität und Mortalität	Pflegebedürftige
	Ambulante Pflege
	Stationäre Pflege
	Lebenserwartung
	Säuglingssterblichkeit
	Sterberate
	Sterbekosten
Demografie	Ausländeranteil
	Gesamtwanderungssaldo
	Wohnfläche
	Haushaltsgröße
	Einpersonenhaushalte
Angebot	Mehrfamilienhäuser
	Hausarztichte
	Facharztichte
	Überversorgung
	Krankenhausbetten
	Erreichbarkeit von Krankenhäusern
Sozialstruktur	Pflegeheimplätze
	Deprivation
	Arbeitslose Frauen
	Jugendarbeitslosigkeit
	Langzeitarbeitslosigkeit
	Personen in Bedarfsgemeinschaften
	Bedarfsgemeinschaften mit Kindern
	Alleinerziehende
Altersarmut	
Wahlbeteiligung	

Versichertengruppe	Ausprägung
Markt- und Wirtschaftsstruktur	GKV-Marktanteil
	Marktkonzentration
	Bruttoinlandsprodukt
	Erwerbsquote
	Selbstständige
	Weibliche Beschäftigte
	Personenbezogene Dienstleistungen
	Pendlersaldo
Siedlungsstruktur	Kleine und mittlere Unternehmen
	Siedlungs- und Verkehrsfläche

Quelle: Drösler et al. 2018, S. 129 f.

### Normkosten

Die Variable „Zuweisungen“ entspricht der durchschnittlichen Zuweisung je VJ in einem Kreis und steht für den auf den Kriterien des Morbi-RSA basierenden, normierten Versorgungsbedarf.

### Morbidität und Mortalität

Die Variable „Pflegebedürftige“ entspricht dem Anteil der Pflegebedürftigen an den Einwohnern in einem Kreis. Ergänzend wird der Anteil der Pflegebedürftigen in ambulanter Pflege bzw. in stationärer Dauerpflege an den Pflegebedürftigen insgesamt miteinbezogen.

Die Variable „Lebenserwartung“ misst die durchschnittliche Lebenserwartung eines neugeborenen Kindes, bei gleichbleibenden Sterblichkeitsverhältnissen über die gesamte Lebenszeit des Kindes. Bei der Variablen „Säuglingssterblichkeit“ handelt es sich um den Anteil der Gestorbenen unter einem Jahr an den Einwohnern unter einem Jahr. Die Variable „Sterberate“ misst die alters- und geschlechtsstandardisierte Anzahl der Sterbefälle an den GKV-Versicherten in einem Kreis. Die Variable „Sterbekosten“ entspricht den durchschnittlichen Leistungsausgaben der im Ausgleichsjahr verstorbenen Versicherten in einem Kreis.

### Demografie

Die Variable „Ausländeranteil“ misst den Anteil der Bevölkerung ohne deutsche Staatsbürgerschaft. Der Indikator „Gesamtwanderungssaldo“ bezeichnet die saldierte Zu- und Abwanderung an den Einwohnern in einem Jahr.

Die Variable „Wohnfläche“ entspricht der durchschnittlichen Wohnfläche je Einwohner eines Kreises in Quadratmetern. Die Variable „Haushaltsgröße“ stellt die durchschnittliche Anzahl der Personen je Haushalt dar. Die Variable „Einpersonenhaushalte“ weist den Anteil der Einpersonenhaushalte an den Haushalten insgesamt aus. Die Variable „Mehrfamilienhäuser“ misst schließlich den Anteil der Wohngebäude mit drei oder mehr Wohnungen an den Wohngebäuden insgesamt.

### Angebot

Die Variable „Hausarztdichte“ misst die Anzahl der Hausärzte bezogen auf die Einwohnerzahl in einem Kreis. Die Variable „Facharztdichte“ misst die Anzahl der Fachärzte bezogen auf die Einwohnerzahl in einem Kreis. Die Variable „Überversorgung“ gibt die Anzahl der Arztgruppen je Kreis an, die einen Versorgungsgrad von mindestens 140 % erreichen. Bei der Variablen „Krankenhausbetten“ handelt es sich um die Anzahl der Krankenhausbetten (planmäßige Betten für Akutranke) an den Einwohnern in einem Kreis. Die Variable „Erreichbarkeit von Krankenhäusern“ stellt die durchschnittliche Pkw-Fahrzeit zum



nächsten Krankenhaus der Grundversorgung in einem Kreis dar. Die Variable „Pflegeheimplätze“ ist definiert als die Anzahl der verfügbaren stationären Plätze in Pflegeheimen bezogen auf die Einwohnerzahl in einem Kreis.

### Sozialstruktur

Die Variable „Deprivation“ misst die sozioökonomische Ungleichheit in einem Kreis. Ausgedrückt wird diese durch den German Index of Socioeconomic Deprivation (GISD), der sich aus den drei gleichgewichteten Dimensionen Bildung, Beruf und Einkommen zusammensetzt (vgl. Kroll et al. 2017; Michalski et al. 2022).

Die Variable „Arbeitslose Frauen“ misst den Anteil der arbeitslosen Frauen an allen Arbeitslosen. Die Variable „Jugendarbeitslosigkeit“ entspricht der Anzahl der Arbeitslosen im Alter von 15 bis 25 Jahren bezogen auf die Anzahl der zivilen Erwerbspersonen in derselben Altersgruppe. Die Variable „Langzeitarbeitslosigkeit“ misst den Anteil der Arbeitslosen, die mindestens ein Jahr arbeitslos sind, bezogen auf die Arbeitslosen insgesamt.

Die Variable „Personen in Bedarfsgemeinschaften“ misst den Anteil an Beziehenden von Arbeitslosengeld II<sup>15</sup> in Bedarfsgemeinschaften an den Einwohnern je Kreis. Mit der Variablen „Bedarfsgemeinschaften mit Kindern“ wird der Anteil der Bedarfsgemeinschaften mit Kindern an den Bedarfsgemeinschaften insgesamt erfasst. Die Variable „Alleinerziehende“ weist den Anteil der alleinerziehenden erwerbsfähigen SGB II-Leistungsberechtigten an den erwerbsfähigen SGB-II-Leistungsberechtigten aus. Die Variable „Altersarmut“ gibt den Anteil der Bevölkerung mit Grundsicherung im Alter an den Einwohnern mit 65 Jahren und älter an.

### Markt- und Wirtschaftsstruktur

Die Variable „GKV-Marktanteil“ entspricht dem Anteil der GKV-Versicherten an den Einwohnern eines Kreises.

Die Variable „Marktkonzentration“ ist ein Indikator für die Konzentration bei den gesetzlichen Krankenversicherungsträgern. Im Rahmen des Regionalgutachtens im Jahr 2018 wurde die Variable aus unterschiedlichen Gründen vom Beirat von vornherein ausgeschlossen (vgl. Drösler et al. 2018, S. 158 f.).

Die Variable „Bruttoinlandsprodukt“ repräsentiert die wirtschaftliche Leistung eines Kreises bzw. den Lebensstandard der Bevölkerung und entspricht dem Bruttoinlandsprodukt je Einwohner. Die Variable „Erwerbsquote“ bemisst sich als Anteil der Erwerbspersonen an den Einwohnern im erwerbsfähigen Alter. Die Variable „Selbstständige“ weist den Anteil der Selbstständigen an den Erwerbstätigen in einem Kreis aus. Die Variable „Weibliche Beschäftigte“ erfasst den Anteil der Frauen an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in einem Kreis. Die Variable „Personenbezogene Dienstleistungen“ zeigt den Anteil der Beschäftigten mit entsprechenden Tätigkeiten (Lebensmittel- und Gastgewerbeberufe, medizinische und nichtmedizinische Gesundheitsberufe und soziale und kulturelle Dienstleistungsberufe) an den Beschäftigten an. Der „Pendlersaldo“ bezeichnet die Differenz von Einpendlern zu Auspendlern. Dabei sind Einpendler sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die nicht am Arbeitsort wohnen und Auspendler sind sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, die nicht am Wohnort arbeiten.

---

<sup>15</sup> Seit dem 01. Januar 2023 Beziehende von Bürgergeld.

## Siedlungsstruktur

Die Variable „Siedlungs- und Verkehrsfläche“ berechnet sich als Anteil der Siedlungs- und Verkehrsfläche an der Gesamtfläche des Kreises.

### 5.4.2 Literaturanalyse und Ableitung weiterer geeigneter Indikatoren

Zur Identifizierung weiterer Merkmale, die auf der Individualebene einbezogen werden könnten, wird eine Literaturanalyse durchgeführt. Da für das Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs (vgl. Drösler et al. 2018) bereits eine umfassende Literaturanalyse durchgeführt worden war, wird in dieser Untersuchung der Zeitraum für die Literaturanalyse auf die Jahre seit 2018 beschränkt.

Die Suche wurde am 12. September 2023 in den Datenbanken „pubmed“ und „medline“ durchgeführt. Zusätzlich wurde über „google scholar“ gesucht. Die verwendeten Suchterme sind Tabelle 63 zu entnehmen.

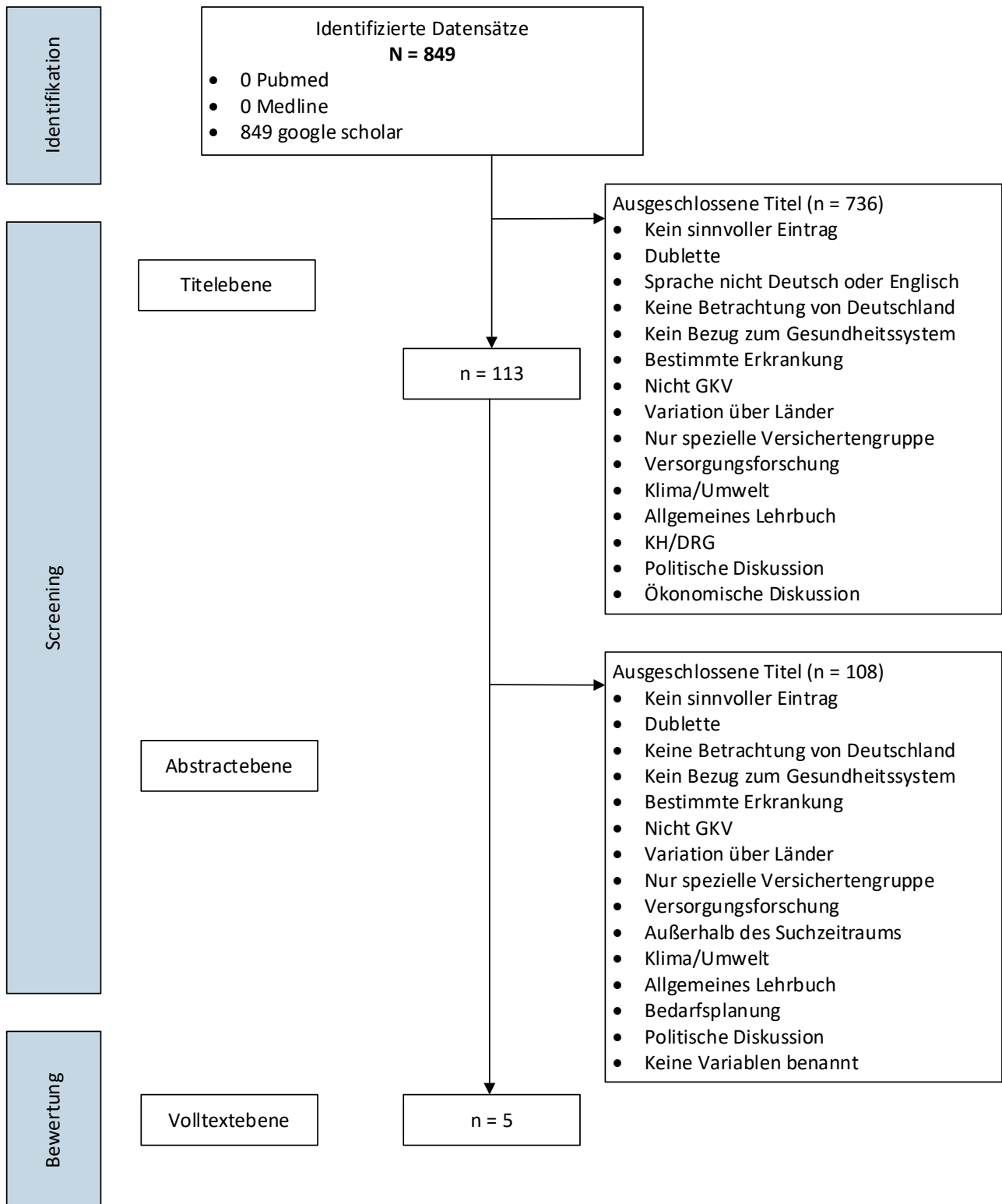
Tabelle 63: Suchterme Literaturrecherche

Einschlusskriterien				
RSA				
Risikostrukturausgleich		Regionalgruppen		
Gesundheitsausgaben	UND	„regionale Inanspruchnahme“		
		„regionale Variation“	UND	Deutschland
		„regionale Merkmale“		
		Regionalvariablen		
		„regionale Variablen“		
„risk adjustment“		„regional groups“		
„risk equalization“	AND	„regional utilization“		
„health expenditure“		„regional variation“	AND	Germany
		„regional characteristics“		
		„regional variables“		

Quelle: Eigene Darstellung

Weder in pubmed noch in medline wurde mit den angegebenen Suchtermen ein Treffer erzielt. Die Suche in „google scholar“ führte dagegen zu 849 Treffern. Diese wurden erst auf Titel-, dann auf Abstractebene gescreent. Die Ausschlusskriterien und die Anzahl der ausgeschlossenen Treffer sind Abbildung 34 zu entnehmen.

Abbildung 34: Screening Literaturrecherche



Quelle: Eigene Darstellung

Es verbleiben fünf Quellen, die einer Volltextprüfung unterzogen werden:

Schäffer 2019 betrachtet in seiner Arbeit lediglich zwei grobe Kategorien der Gründe für Variationen in der Inanspruchnahme ambulanter medizinischer Leistungen, nämlich Nachfrage- und Angebotsfaktoren. Es wird betrachtet, wie sich die Inanspruchnahme nach einer räumlichen Veränderung (Umzug) von

Individuen entwickelt. Aus dieser Studie lassen sich keine Variablen zum Einbezug auf versichertenindividueller Ebene für das vorliegende Gutachten ableiten. Auch aus der Dissertation von Wende 2022 lassen sich keine neuen konkreten Variablen zum Einbezug in den RSA im Sinne dieses Gutachtens ableiten. Mohnen et al. 2019 stellen ein umfassendes Modell auf, das das Zusammenspiel zwischen Nachbarschaftsvariablen und Inanspruchnahme von medizinischen Leistungen erläutert. Die Autoren unterscheiden zwischen Einflussfaktoren auf der physischen und sozialen Ebene der Umwelt. Allerdings wird in dieser Studie lediglich ein theoretisches Modell entwickelt. Es werden literaturgestützt Variablen benannt, aber nicht konkret für Deutschland und ohne empirische Untersuchung.

Karmann et al. 2019 entwickeln in ihrer Studie ein Modell der räumlichen Deprivation, das zwischen materieller, sozialer und ökonomischer Deprivation unterscheidet. Sie schätzen die latenten Dimensionen der Deprivation mit Strukturgleichungsmodellen. Dabei verwenden sie die regionale alters- und geschlechtsstandardisierte Mortalität sowie die standardisierte Säuglingssterblichkeit als Indikatoren für den Gesundheitszustand. Zur Messung der materiellen Deprivation verwenden sie das Haushaltseinkommen, das mit dem regionalen Preisindex korrigiert wurde. Zusätzlich verwenden sie die kommunalen finanziellen Ressourcen und Schulden als Indikator für die regionalen Möglichkeiten öffentlicher Investitionen. Soziale Deprivation wird über die Wahlbeteiligung, die Quote der Schulabbrecher, Gewaltverbrechen und die Arbeitslosigkeit gemessen. Ökologische Deprivation wird über die regionale Feinstaubbelastung, die regionalen Ozon- und CO<sub>2</sub>- Werte gemessen. Diese Daten wurden aus öffentlichen Statistiken gewonnen (INKAR, DESTATIS, Umwelt Bundesamt). Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass sich mit Hilfe dieser Variablen ein Teil der Unterschiede der Mortalität in Deutschland erklären lassen. Soziale und materielle regionale Deprivation sind der Studie zufolge untereinander hoch positiv korreliert. Hingegen korrelieren beide hoch negativ mit der ökologischen Deprivation, obwohl sich beide Faktoren negativ auf die Gesundheit auswirken. Fasst man die Dimensionen zu einem Gesamtmaß auf Bundesebene zusammen, heben sich die Effekte der einzelnen Dimensionen daher gegenseitig z. T. wieder auf, wobei sich dieses Zusammenwirken regional sehr unterschiedlich auswirken kann. Die in der Studie genannten Variablen sind nicht auf versichertenindividueller Ebene untersucht worden. Allerdings lassen sich einige von ihnen individualisieren. Als Individualvariablen können abgeleitet werden:

- (Haushalts-)Einkommen,
- Wahlteilnahme,
- Schulabbruch und
- Arbeitslosigkeit.

Die anderen verwendeten Variablen lassen sich nicht auf Ebene der einzelnen Versicherten erheben.

Lux et al. 2022 untersuchen auf Grundlage der Daten einiger Ortskrankenkassen den Einbezug mehrerer sozioökonomischer Versichertenmerkmale in den RSA. Hierbei handelt es sich um:

- den Bezug von Leistungen der Pflegeversicherung (Pflegebedürftigkeit im Sinne des SGB XI),
- den Bezug von Arbeitslosengeld II,
- den Bezug einer Erwerbsminderungsrente,
- die Befreiung von Zuzahlungen („Härtefälle“ im Sinne des § 62 SGB V).

Die Autoren kommen dabei unter anderem zu dem Schluss, dass der Einbezug dieser Variablen auf der Individualebene des RSA „aufgrund der zu erwartenden unterschiedlichen regionalen Verteilungen“ auch Einfluss auf die regionalen Unter- und Überdeckungen hat. Es werden jedoch keine Kennzahlen für

die regionale Verteilung angegeben. Dies liegt vermutlich auch daran, dass die Datengrundlage der Studie nicht das gesamte Bundesgebiet berücksichtigt und es sich auch nicht um eine für die GKV repräsentative Stichprobe handelt. Auf Grundlage der verwendeten Daten aber führt der Einbezug der genannten Variablen zu einer Verbesserung der Modellgüte auf versichertenindividueller Ebene (gemessen über  $R^2$ , CPM und versichertengruppenbezogene Deckungsquoten/Deckungsbeiträge). Die in der Studie verwendeten Variablen eignen sich ebenfalls für eine Untersuchung hinsichtlich ihrer Erklärungskraft von räumlich variierenden Leistungsausgaben bzw. Deckungsbeiträgen.

Die über die Literaturanalyse identifizierten Variablen werden in die Analyse des Beirates einbezogen.

### 5.4.3 Vorschläge des Wissenschaftlichen Beirates

Neben den bereits im Regionalgutachten aus dem Jahr 2018 genannten Variablen und den im Rahmen der Literaturanalyse identifizierten Merkmalen hat der Beirat sich mit weiteren möglichen Variablen auseinandergesetzt.

Bei einer der denkbaren Variablen handelt es sich um den „Versichertenstatus“. Dieser beinhaltet die Unterscheidung der Versicherten in Mitglieder (Versicherungspflichtige nach § 5 SGB V und -berechtigte nach § 9 SGB V) und Familienversicherte (nach § 10 SGB V). Betrachtet wurde ebenfalls die mögliche Variable „Alleinstehende“. Hierbei handelt es sich um Personen, die ohne Ehe- oder Lebenspartner und ohne eigene Kinder in einem Ein- oder Mehrpersonenhaushalt leben. Beide Variablen könnten bestimmte soziodemografische Aspekte abbilden und Informationen über die Lebensumstände und damit verbundene medizinische Inanspruchnahme liefern.

Zwei weitere Merkmale, mit denen sich der Beirat befasst hat, beziehen sich auf die Morbidität der Versicherten. So wären etwa Indikatoren, die sich auf das Vorliegen von „Multimorbidität“ bei einem Versicherten beziehen u. U. dazu geeignet, das Ausgabenrisiko näher zu bestimmen. Weitere Informationen zum individuellen Gesundheitszustand könnte die Variable „Krankenhausverweildauer einer versicherten Person im Vorjahr“ liefern.

Neben den bereits im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs genannten mortalitätsbezogenen Merkmalen wurde im Beirat schließlich über die Verwendbarkeit der Variablen „vorzeitige Sterblichkeit“ und „Years of Life Lost“ auf Individualebene debattiert. Die „vorzeitige Sterblichkeit“ weist als Aggregatvariable die altersstandardisierte Sterblichkeit der unter 65-Jährigen (oder auch der unter 70-Jährigen) aus.<sup>16</sup> Die „Years of Life Lost“ summieren die Anzahl der Sterbefälle gewichtet mit den Lebensjahren, die jeweils bis zum Alter von 65 bzw. 70 Jahren verblieben wären.<sup>17</sup>

---

<sup>16</sup> Die „vorzeitige Sterblichkeit“ bezeichnet die Sterblichkeit im Alter bis unter 65 bzw. bis unter 75 Jahren. Sie wird meistens altersstandardisiert in der Form „Anzahl Gestorbene pro 100.000 der entsprechenden Bevölkerung“ angegeben. Dabei können die unter Einjährigen ein- oder aber auch ausgeschlossen werden (vgl. Gaber 2011).

<sup>17</sup> Die Kennzahl „verlorene Lebensjahre“ oder „(Potential) Years of Life Lost“ stellt ebenfalls auf die vorzeitige Sterblichkeit unter 65 bzw. unter 70 Jahren ab. Für die Berechnung werden für die in einem Zeitraum gestorbenen unter 65-Jährigen (bzw. unter 70-Jährigen) die Anzahl der Jahre zwischen dem Sterbealter und dem 65. (bzw. dem 70.) Lebensjahr summiert und pro 100.000 der Bevölkerung dargestellt. Auch hierbei können die unter Einjährigen wahlweise ein- oder ausgeschlossen werden. In der Regel wird auch bei der Berechnung der Years of Life Lost eine Altersstandardisierung vorgenommen (vgl. Gaber 2011).

#### 5.4.4 Prüfung der Variablen und Empfehlung

Ausgangspunkt für die Prüfung und Empfehlung von Merkmalen, die zusätzlich auf der Individualebene genutzt werden könnten, um regionale Deckungsbeitragsunterschiede besser zu erklären, sind die in Abschnitt 5.2 genannten Kriterien und die in den Abschnitten 5.4.1 bis 5.4.3 zusammengetragenen Variablen. Im Rahmen der Erarbeitung seiner Empfehlung hat der Beirat zunächst für alle Variablen, bei denen dies möglich war, eine oder mehrere denkbare Operationalisierungen auf der Versichertenebene definiert. Bereits in diesem ersten Schritt entfielen einige, insbesondere strukturbezogene Größen, wie etwa die „Siedlungs- und Verkehrsfläche“, weil eine sinnvolle Übertragung des Konstruktes auf das Individuum nicht möglich war. Die darüber hinaus im Rahmen des Operationalisierungsprozesses resultierenden Individualmerkmale wurden anschließend anhand der vorab definierten Eignungskriterien diskutiert. Das Vorgehen soll exemplarisch anhand der Variablen „Pflegegrad“ und „Wahlbeteiligung“ sowie „Arbeitslosigkeit“ dargestellt werden.

Die im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen genannte Variable „Pflegebedürftigkeit“ wird für einen möglichen Einbezug auf der Individualebene des RSA über das Vorliegen eines „Pflegegrades“ operationalisiert. Für Versicherte mit einem „Pflegegrad“ wird eine höhere Inanspruchnahme medizinischer Leistungen und eine ungleiche räumliche Verteilung vermutet. Zum Erhalt eines Pflegegrades stellen Versicherte einen Antrag an ihre Pflegekasse, welche mit der Krankenkasse verbunden ist, bei der die betreffende Person versichert ist. Die Pflegekasse beauftragt den Medizinischen Dienst (MD) mit einer medizinisch-pflegefachlichen Beurteilung, welche die Voraussetzungen für einen Pflegegrad im häuslichen Umfeld der versicherten Person prüft. Der MD ist dabei an die bundesweit geltenden Richtlinien des GKV-Spitzenverbandes zur Begutachtung von Pflegebedürftigkeit nach dem SGB XI gebunden. Das Ergebnis des MD enthält eine eindeutige Empfehlung für eine Pflegegradeinstufung und wird an die Pflegekasse des bzw. der Antragstellenden geschickt, welche die Anspruchsgrundlage prüft und dann auf Grundlage der Empfehlung des MD eine Einstufung trifft. Vor diesem Hintergrund ist davon auszugehen, dass bei entsprechender rechtlicher Grundlage die Variable „Pflegegrad“ von den Krankenkassen versichertenindividuell, regelmäßig und verlässlich vorgelegt werden kann, sodass sie für einen Einschluss in den RSA verfügbar wäre. Ob eine versicherte Person pflegebedürftig wird, liegt zudem außerhalb des direkten Einflussbereichs der Krankenkasse und kann insofern als exogen betrachtet werden. Wie bereits beschrieben, obliegt die medizinisch-pflegefachliche Beurteilung dem MD und bildet die Grundlage für die Einstufung der versicherten Person. Allerdings gibt es keine standardisierte, regelmäßige Rückmeldung der tatsächlichen Einstufung an den MD und auch keinen regelhaft vorgesehenen Prüfprozess. In der Pflegeversicherung findet ein Ist-Kosten-Ausgleich zwischen den Pflegekassen statt. Die Krankenkassen hingegen erhalten über den RSA nur standardisierte Zuweisungen. Würde die Pflegeeinstufung zu höheren Zuweisungen über den RSA für die Krankenkassen führen, ohne aber zu finanziellen Nachteilen bei der Pflegekasse zu führen, würden Anreize zur Vergabe höherer Pflegeeinstufungen entstehen. Im Rahmen der RSA-Prüfverfahren muss die Datenmeldung einer Variablen prüfbar sein und mögliche potenzielle Manipulationen aufdeckbar sein.

Hinsichtlich der möglichen Manipulationsanreize (und -möglichkeiten) sieht der Beirat die Verwendung der Variable daher kritisch und spricht sich zum gegenwärtigen Zeitpunkt gegen eine nähere Überprüfung des Merkmals für eine Verwendung im RSA aus. Vor diesem Hintergrund wurden auch die datenschutzrechtlichen Fragestellungen und der administrative Aufwand bei allen beteiligten Akteuren nicht näher geprüft.

Die Variable „Wahlbeteiligung“ wird ebenfalls seit Einführung der Regionalkomponente im Variablenset geführt. Eine Operationalisierung auf Individualebene wäre rein theoretisch als Variable „gewählt letzte Bundestagswahl ja/nein“ möglich, verbietet sich aber, da hiermit gegen den Grundsatz der Wahlfreiheit (Artikel 38 des Grundgesetzes) verstoßen würde und dies unverhältnismäßig wäre. Vor diesem Hintergrund hat der Beirat entschieden, die Variable nicht weiter zu prüfen.

Die Variablengruppe der „Sozialstruktur“ enthält unter anderem die Variablen „Arbeitslose Frauen“, „Jugendarbeitslosigkeit“ und „Langzeitarbeitslosigkeit“. Die Variablen sind seit Einführung der Regionalkomponente auf der Liste der regelmäßig zu prüfenden Bestimmungsfaktoren aufgeführt. Der Beirat hat die Variablen auf Individualebene zur Beurteilung als „Arbeitslosigkeit“ zusammengefasst. Weitere Subgruppen wären unter Verwendung eines Merkmals für die Arbeitslosigkeit mithilfe der bereits beim BAS vorliegenden Daten (Alter und Geschlecht) abbildbar.

Nach § 203a SGB V übernehmen die BA oder in den Fällen des § 6a SGB II die zugelassenen kommunalen Träger die Meldung an die Krankenkassen hinsichtlich der nach § 5 Absatz 1 Nummer 2 und Nummer 2a SGB V Versicherten (Beziehende von Arbeitslosengeld nach dem SGB III sowie Beziehende von Bürgergeld nach dem SGB II) entsprechend der §§ 28a bis 28c SGB IV, so dass den Krankenkassen im Rahmen dieses Meldeverfahrens die Information über den Bezug von Arbeitslosengeld nach dem SGB III (ALG I) bzw. Bürgergeld zur Verfügung steht. Es ist davon auszugehen, dass auf den etablierten Meldewegen auch gemeldet werden kann, ob bzw. wie lange Arbeitslosigkeit vorliegt.

Arbeitslosigkeit, insbesondere Langzeitarbeitslosigkeit kann mit eingeschränkter Gesundheit einhergehen. Verschiedene Analysen haben gezeigt, dass z. B. das Risiko für psychische Erkrankungen bei Langzeitarbeitslosen stark steigt (vgl. Herbig et al. 2013). Gleichzeitig kann davon ausgegangen werden, dass gesundheitlich stark eingeschränkte Personen ein höheres Risiko haben, arbeitslos zu werden und größere Schwierigkeiten auf eine berufliche Wiedereingliederung haben (vgl. Lampert et al. 2021). Es erscheint plausibel, dass es für die Gruppe der arbeitslosen Versicherten tendenziell zu höheren Leistungsausgaben kommt. Des Weiteren liegt Arbeitslosigkeit räumlich ungleich verteilt vor (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2023b). Ob eine versicherte Person arbeitslos wird, liegt außerhalb des direkten Einflussbereichs der Krankenkasse und kann deshalb als exogen betrachtet werden. Der Beirat schätzt zudem die Manipulationsresistenz der Variable „Arbeitslosigkeit“ als sehr hoch ein. Auch eine Prüfung einer möglichen fehlerhaften Meldung des Arbeitslosenstatus in der Datenmeldung wäre aufgrund der bereits etablierten Meldewege aus Sicht des Beirats im Rahmen der RSA-Prüfverfahren umzusetzen. Die Anreize zur Risikoselektion werden bei Hinzunahme der Variable nicht verstärkt, eher ist davon auszugehen, dass bestehende Selektionsanreize verringert würden. Es sind aufgrund eines Einbezugs des Arbeitslosenmerkmals auch keine veränderten Anreize hinsichtlich der Leistungserbringung zu erwarten. Die in diesem Gutachten angelegten Kriterien zum Datenschutz sieht der Beirat bei der Variablen „Arbeitslosigkeit“ ebenfalls als erfüllt an. Weder wären Individuen anhand der Variablen identifizierbar, noch würden die Daten ohne Rechtsgrundlage von den Krankenkassen erhoben werden. Hinsichtlich der Erhebung, Pflege, Weiterleitung, Verarbeitung und Prüfung der zusätzlichen Daten ergibt sich aus Sicht des Beirats ein angemessenes Verhältnis von Aufwand und Nutzen, da den Krankenkassen bereits aktuell Informationen über den Bezug von ALG I bzw. Bürgergeld zur Verfügung stehen. Der Beirat empfiehlt daher die Verwendung der Variable „Arbeitslosigkeit“ für eine weitere Überprüfung.

Analog zu diesem Vorgehen wurden auch die übrigen der oben aufgeführten Variablen vom Beirat geprüft. Im Ergebnis erfüllen aus Sicht des Beirats neben der Variablen „Arbeitslosigkeit“ noch fünf weitere

Merkmale die beschriebenen Grundvoraussetzungen und werden daher für weitere Analysen empfohlen (vgl. Tabelle 64).

Tabelle 64: Variablenempfehlung des Wissenschaftlichen Beirats

Empfohlene Variablen
Arbeitslosigkeit
Altersarmut (Empfänger von Grundsicherung im Alter 65 Jahre und älter nach dem 4. Kapitel des SGB XII)
Versichertenstatus ((Versicherungspflichtige nach § 5 SGB V und -berechtigte nach § 9 SGB V) und Familienversicherte (nach § 10 SGB V))
Zuzahlungsbefreiung nach § 62 SGB V
Krankenhausverweildauer einer versicherten Person im Vorjahr
Höchster Bildungsabschluss

Quelle: Eigene Darstellung

Dabei ist darauf hinzuweisen, dass die über die Literaturanalyse identifizierte Variable „Schulabbruch“ etwas breiter gefasst wurde als „Höchster Bildungsabschluss“. Grundsätzlich liegen den Krankenkassen über die Meldungen zur Sozialversicherung nach § 28a SGB IV i. V. m. § 198 SGB V bereits Informationen über den höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss und den höchsten beruflichen Ausbildungsabschluss vor. Allerdings gibt es Hinweise darauf, dass diese Angaben momentan nicht zuverlässig gepflegt werden (vgl. Wasem et al. 2016). Vor einer Verwendung müsste sichergestellt sein, dass die Angaben valide sind und es wäre auch zu prüfen, ob die Informationen (abgesehen von sich noch in Ausbildung befindlichen Personen) für alle GKV-Versicherten verfügbar wären.

Die Prüfung einiger anderer Größen – wie etwa von Indikatoren zur Operationalisierung individueller Multimorbidität – erscheint dem Beirat ebenfalls weiterhin sinnvoll, allerdings lassen sich derartige Maße anhand der bereits beim BAS vorliegenden Daten ermitteln, weshalb sich eine Empfehlung für die zusätzliche Erhebung dieser Daten durch die Krankenkassen erübrigt.



## 6 Indirekte Kosteneffekte von Angebotsvariablen

### 6.1 Hintergrund

Regional unterschiedliche Ausgabenstrukturen in der GKV lassen sich als Resultat des Zusammenwirkens verschiedener Einflussfaktoren auffassen (vgl. Drösler et al. 2017, S. 464). Sie hängen u. a. mit Morbiditäts- und Mortalitätsfaktoren, mit der demografischen Struktur, der Sozialstruktur, der Markt-, Wirtschafts- und der Siedlungsstruktur, aber auch durch die medizinische Angebots- bzw. Versorgungsstruktur am Wohnort der Versicherten zusammen. Sofern die genannten Faktoren im RSA nicht bzw. nicht vollständig berücksichtigt werden, können sich hieraus je nach regionaler Verteilung der Versicherten für die einzelnen Krankenkassen sowohl Wettbewerbsvorteile als auch -nachteile ergeben (vgl. *BT-Drs. 19/15662*, S. 88). Um den hieraus resultierenden Fehlanreizen (etwa Risikoselektionsanreize gegen Versicherte in bestimmten Regionen) und Marktkonzentrationsprozessen entgegenzuwirken, werden Teile dieser Ausgabenunterschiede mittels der Regionalkomponente im RSA kompensiert.

Ausweislich des Sondergutachtens zu den Wirkungen des RSA erklärt insbesondere die medizinische Infrastruktur angebotsseitige regionale Ausgabenunterschiede, wobei die beobachteten Zusammenhänge verschiedene Ursachen haben können (vgl. Drösler et al. 2017, S. 465 f.). Ein erhöhtes regionales Versorgungsangebot kann aus einem erhöhten regionalen Versorgungsbedarf aufgrund einer stärkeren regionalen Morbiditätslast oder aus der Umlandversorgungsfunktion als Raum mit hochwertiger und spezialisierter Gesundheitsinfrastruktur resultieren (vgl. Ulrich et al. 2016). Es gibt allerdings auch Anzeichen dafür, dass Versorgungsbedarf und medizinisches Angebot in räumlicher Hinsicht nicht immer deckungsgleich sind (vgl. Albrecht et al. 2022; Ozegowski & Sundmacher 2012; Weinhold & Gurtner 2014). Danach wären die mit dem medizinischen Angebot einhergehenden Ausgabenunterschiede z. T. auch auf andere, nicht bedarfsbezogene Effekte wie bspw. Ineffizienzen aufgrund einer erhöhten angebotsinduzierten Nachfrage zurückzuführen. Nicht außer Acht gelassen werden darf, dass das medizinische Angebot nicht nur Effekte auf der Ausgabenseite mit sich bringt. Sofern ein Zusammenhang zwischen den medizinischen Versorgungsstrukturen und den im RSA berücksichtigten Risikomerkmale besteht – etwa den dokumentierten Diagnosen oder den Arzneimittelverordnungen – so kann dies zu höheren Zuweisungen führen, was bei gegebenen Leistungsausgaben im Gegenzug höhere regionalen Deckungsbeiträge nach sich zieht (vgl. Drösler et al. 2018, S. XXIV und S. 163).

Bei der konkreten Umsetzung der Regionalkomponente dürfen Merkmale, die sich auf die medizinische Angebotsstruktur beziehen, gemäß § 8 Absatz 4 Satz 5 RSAV nicht mitberücksichtigt werden. Indikatoren der medizinischen Infrastruktur, wie etwa die Arztdichte oder die Anzahl der Krankenhausbetten in einer Region, scheiden somit als explizite Ausgleichsmerkmale aus. Diese Vorgabe des Gesetzgebers verfolgt das Ziel, „Fehlanreize im Hinblick auf Über- und Unterversorgung zu vermeiden“ (*BT-Drs. 19/15662*, S. 59). So könne es zu problematischen Anreizeffekten führen, wenn durch ein Überangebot beeinflusste Mehrausgaben durch die Regionalkomponente ausgeglichen würden (vgl. *BT-Drs. 19/15662*, S. 109). Ein Ausgleich von Kosteneffekten, die auf die regionalen Angebotsstrukturen zurückgehen, kann dazu führen, dass Überdeckungen wieder abgeschöpft werden. Es kann argumentiert werden, dass dies problematisch ist, wenn die Krankenkassen diese aufgrund eines besonders wirtschaftlichen Handelns in einzelnen Regionen erwirtschaftet haben.

Es kann außerdem als unerwünscht angesehen werden, wenn deren Mitglieder aufgrund dessen höhere Leistungsausgaben in (ggf. weit entfernten) Regionen mit einem ausgeprägteren Versorgungsangebot mitfinanzieren müssen, ohne von diesem Angebot selbst zu profitieren (vgl. Bundesverfassungsgericht

2005, Rn. 206). Mit Blick auf die Wettbewerbssituation der Krankenkassen finden sich im Diskurs über den Ausgleich von regionalen angebotsinduzierten Ausgabenunterschieden allerdings auch Argumente, die diesen explizit befürworten. Denn sofern das medizinische Angebot für die Krankenkassen als exogener Faktor anzusehen ist, d. h. sofern Krankenkassen die Angebotsstrukturen nicht bzw. nicht maßgeblich beeinflussen können, die sich aus den Angebotsstrukturen ergebenden Ausgabenunterschiede aber dennoch zu tragen haben, ließe sich ein solcher Ausgleich rechtfertigen (vgl. Drösler et al. 2017, S. 466). „Bei den Angebotsfaktoren wird den Krankenkassen ein gewisser Gestaltungsspielraum – in erster Linie über den Abschluss von Selektivverträgen mit regionalen Leistungserbringern – beigemessen“ (ebd.). Gleichwohl ist das effektive Ausmaß des Einflusses der Krankenkassen auf das medizinische Angebot bzw. die regionale medizinische Angebotsstruktur nur schwer zu erfassen (vgl. Drösler et al. 2018, S. 234). Unklar ist zudem sowohl, ob der Einfluss der Krankenkassen – etwa durch Änderungen im Bereich der Selektivverträge – im Zeitverlauf zunehmen wird (vgl. ebd.), als auch, ob die Krankenkassen wachsende Einflussmöglichkeiten nur aufgrund (geringfügig) erhöhter Zuweisungen aus der Regionalkomponente überhaupt ausnutzen würden (vgl. Drösler et al. 2018, S. 225). Im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen wurde vor diesem Hintergrund darauf hingewiesen, dass die Entscheidung über einen Einbezug angebotsseitiger Variablen in den RSA letztlich auf Grundlage limitierter Informationen politisch zu treffen ist (ebd.). Mit der Einführung der Regionalkomponente und dem damit verbundenen expliziten Ausschluss der Angebotsvariablen ist diese politische Entscheidung im Rahmen des GKV-FKG getroffen worden.

Zum Zeitpunkt der Einführung der Regionalkomponente in den RSA ab dem Ausgleichsjahr 2021 bestand bei einzelnen Interessenvertretern die Sorge, dass es trotz des Ausschlusses der Angebotsvariablen aus der Regionalkomponente zu einer finanziellen Benachteiligung von Krankenkassen mit vielen Versicherten in Regionen mit besonders effizienten Versorgungsstrukturen kommen könne. Krankenkassen mit vielen Versicherten in Regionen mit ineffizienten Versorgungsstrukturen würden dagegen von der Einführung der Regionalkomponente profitieren. Der Fokus der damaligen Diskussion richtete sich im Wesentlichen auf das regionale Angebot im Bereich der ambulanten palliativmedizinischen Versorgung und der damit vermeintlich einhergehenden Höhe der in der Regionalkomponente berücksichtigten „Sterbekosten“ (vgl. Abschnitt 6.2.1). Die beschriebene Diskussion wurde durch die Erweiterung des Gutachtenauftrags durch das BMG in einem Schreiben vom 05. Mai 2021 aufgegriffen. Darin wurde der Beirat zu einer systematischen Prüfung indirekter Effekte von Angebotsvariablen aufgefordert. Demzufolge ist im vorliegenden Gutachten zu analysieren, ob in der derzeitigen Regionalkomponente indirekte Kosteneffekte von Angebotsvariablen in relevantem Umfang existieren. Falls dies zutrifft, sind Verfahren zur Neutralisierung der indirekten Effekte zu entwickeln und zu prüfen. Die Untersuchung soll auch Daten zur ambulanten Palliativversorgung einbeziehen.

Zur Umsetzung dieses zusätzlichen Untersuchungsauftrags wird zunächst auf empirischer Grundlage der Frage nachgegangen, ob Ausgaben (bzw. nach Durchführung des RSA ohne Regionalkomponente bestehende Deckungsunterschiede), die mit dem regionalen Angebot korrelieren, durch die zusätzliche Berücksichtigung regionaler Ausgleichsmerkmale zu einem relevanten Teil egalisiert werden. Das medizinische Angebot einer Region lässt sich dabei über bestimmte Indikatoren abbilden, die dem BAS für die

Ausgestaltung der Regionalkomponente standardmäßig vorliegen.<sup>18</sup> Entsprechende Auswertungen hierzu werden in Abschnitt 6.2 vorgestellt und einer Bewertung unterzogen. Daran anschließend (Abschnitt 6.3) wird dann die Neutralisierung dieser indirekten Effekte des regionalen Angebots im RSA untersucht und diskutiert.

## 6.2 Wirkungen der Regionalkomponente unter Betrachtung regionaler Angebotsstrukturen

Ausgehend von der im vorangehenden Abschnitt beschriebenen Diskussion ist es die Zielsetzung dieses Abschnittes, die Zusammenhänge zwischen den regionalen Angebotsstrukturen und den nach Durchführung des RSA (ohne Regionalkomponente) resultierenden räumlichen Deckungsunterschieden darzustellen. Darüber hinaus ist zu untersuchen, inwieweit die Einführung der Regionalkomponente – trotz des expliziten Ausschlusses von Angebotsvariablen – dazu führt, dass (bzw. in welchem Ausmaß) diese mit dem Angebot korrelierenden Deckungsunterschiede abgebaut werden.

Wie bereits einführend erwähnt wurde, soll die Analyse solcher indirekten Kosteneffekte der Angebotsvariablen auch Daten zur ambulanten Palliativversorgung miteinbeziehen. Vor der Beschreibung der entsprechenden Untersuchungen (Abschnitt 6.2.2) und der Diskussion der Ergebnisse (Abschnitt 6.2.3) erfolgt daher zunächst in Abschnitt 6.2.1 eine Auseinandersetzung mit den derzeit verfügbaren Daten zur ambulanten palliativmedizinischen Versorgung, die aus Sicht des Wissenschaftlichen Beirats für eine empirische Analyse nicht verwendbar sind.

### 6.2.1 Sonderrolle der Daten zur ambulanten palliativmedizinischen Versorgung

Die Diskussion über einen möglicherweise unerwünschten Ausgleich regionaler Effizienzvorteile durch die Einführung der Regionalkomponente wurde bei deren Einführung stellvertretend anhand des Beispiels der ambulanten Palliativversorgung und der in der Regionalkomponente enthaltenen Variable „Sterbekosten“ geführt. Dabei lautete die Argumentation, dass in Regionen, in denen die ambulante Palliativversorgung besonders gut ausgebaut und somit das Angebot besser als in anderen Regionen sei, ein geringerer Anteil der Versterbenden im Krankenhaus versterbe. Dies führe zu niedrigeren Sterbekosten. Durch die Berücksichtigung der Variable „Sterbekosten“ in der Regionalkomponente hätten diejenigen Krankenkassen, die für eine regional gut ausgebaute ambulante Palliativversorgung gesorgt hätten, finanzielle Nachteile (vgl. Bauernfeind 2021). Es wird somit davon ausgegangen, dass die Regionalkomponente trotz des Ausschlusses von Angebotsvariablen indirekt zu einem zumindest teilweisen Ausgleich der durch die vorliegende Versorgungsstruktur resultierenden regionalen Kostenvorteile führen könnte.

Vor dem Hintergrund dieser Diskussion wird in diesem Abschnitt zunächst erläutert, was unter dem Begriff der „Palliativversorgung“ zu verstehen ist. Anschließend werden die ambulante Palliativversorgung in Deutschland und die hierzu (auf regionaler Ebene) verfügbaren Daten vorgestellt. Zusätzlich wird auf weitere Daten, die ggf. Aufschluss über die regionale Struktur der ambulanten Palliativversorgung geben könnten, eingegangen. Abschließend erfolgt eine Bewertung der verfügbaren Datenlage.

---

<sup>18</sup> Hierbei ist explizit zu betonen, dass dem BAS zur Abbildung des medizinischen Angebots in der Regionalkomponente zurzeit nur die fünf Kenngrößen zur Krankenhausbettendichte, Hausarzt- und Facharzttdichte, Anzahl der Pflegeheimplätze und zur Anzahl der Arztgruppen mit einem Versorgungsgrad von mindestens 140 % zur Verfügung stehen. Damit kann allerdings nur ein Ausschnitt aus dem Gesamtbild des medizinischen Angebots gezeichnet werden.

### 6.2.1.1 Palliativversorgung

Die Weltgesundheitsorganisation (WHO) definiert den Begriff der Palliativmedizin folgendermaßen:

„Palliativversorgung dient dazu, die Lebensqualität der von der Problematik einer lebensbedrohlichen Erkrankung betroffenen Menschen sowie ihrer Angehörigen zu verbessern, indem sie Schmerzen sowie sonstige körperliche, psychosoziale und seelische Probleme frühzeitig erkennt, sorgfältig einschätzt und behandelt und dadurch Leiden verhindert bzw. lindert.“ (So übersetzt in Gesundheitsberichterstattung des Bundes 2015; World Health Organization 2023).

Die Deutsche Gesellschaft für Palliativmedizin (DGP) definiert den Begriff Palliativmedizin ähnlich:

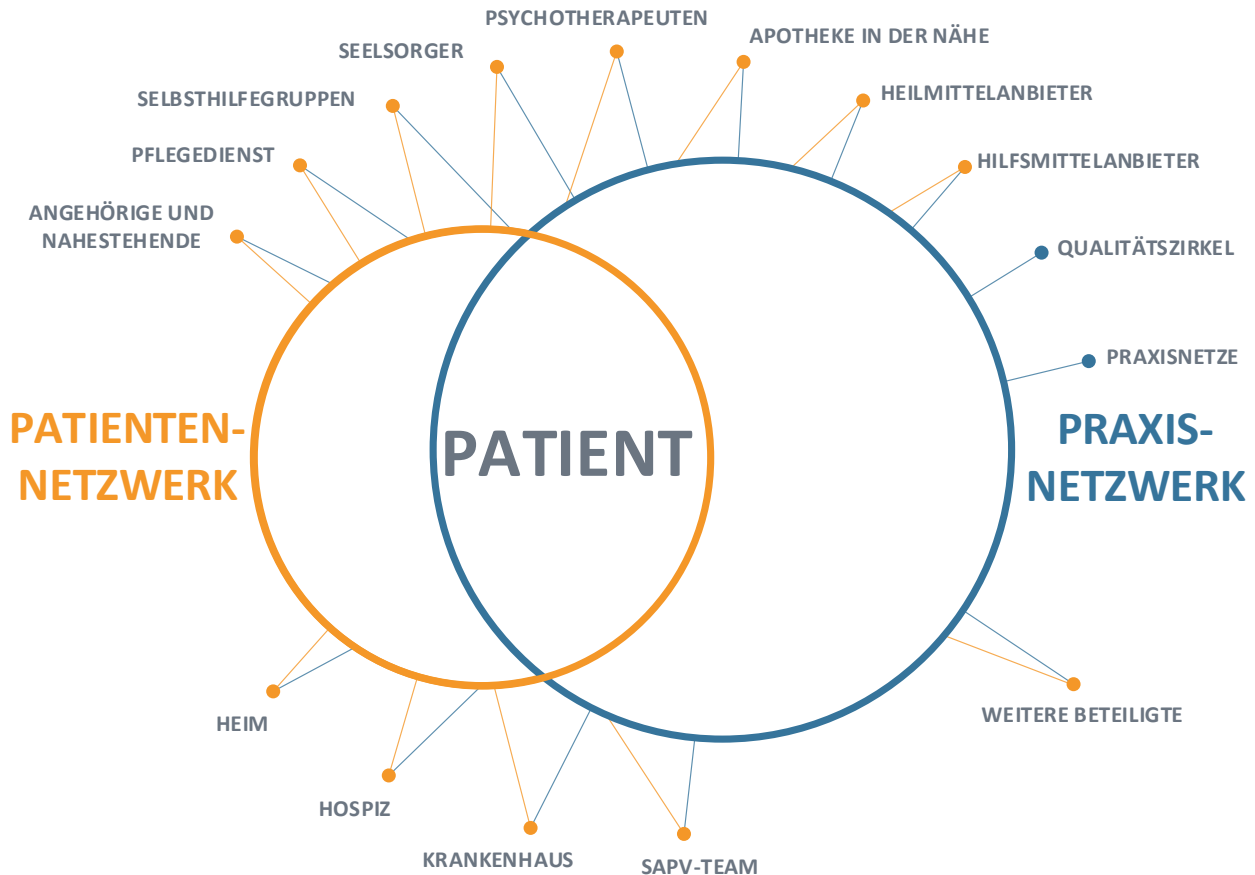
„Palliativmedizin ist die Behandlung von Patienten mit einer nicht heilbaren progredienten und weit fortgeschrittenen Erkrankung mit begrenzter Lebenserwartung, für die das Hauptziel der Begleitung die Lebensqualität ist. Palliativmedizin soll sich dabei nicht auf die letzte Lebensphase beschränken. Viele Grundsätze der Palliativmedizin sind auch in frühen Krankheitsstadien zusammen mit der kausalen Therapie anwendbar. Palliative Zielsetzungen können in verschiedenen organisatorischen Rahmen sowohl im ambulanten wie im stationären Bereich verfolgt werden“ (Radbruch et al. 2005).

Beide Definitionen beinhalten als einen zentralen Aspekt, dass in der palliativmedizinischen Versorgung nicht nur einzelne Symptome oder Krankheiten behandelt werden sollen, sondern dass vielmehr die Lebensqualität des Patienten durch eine ganzheitliche Versorgung gesteigert und dass auch die ihm nahestehenden Personen in den Behandlungsprozess einbezogen werden sollen. Für die umfassende Betreuung der Betroffenen sowie der Angehörigen ist ein multidisziplinäres Team erforderlich. Neben Ärzten und Pflegepersonal sind bspw. auch Sozialarbeiter, Psychologen, Seelsorger und Physiotherapeuten für eine umfassende Behandlung notwendig. In Deutschland gibt es zusätzlich die ehrenamtliche Hospizbewegung, in der sich Laien engagieren, die den Patienten und ihren Angehörigen begleitend und unterstützend zur Seite stehen (vgl. Radbruch et al. 2005).

Der Gesetzgeber hat in der Begründung zum Hospiz- und Palliativgesetz (HPG) eindeutig dargelegt, dass die Palliativversorgung ein umfassendes Netzwerk bilden soll, das auf Dauer angelegte Strukturen aufweist und professionsübergreifend arbeitet (vgl. *BT-Drs. 18/5170*).

Die KBV hat diesen Netzwerkgedanken plastisch dargestellt und betont, dass multidisziplinäre Teams vorhanden sein müssen, die sektorübergreifend und über die verschiedenen Disziplinen hinweg tätig sind, um eine qualitativ hochwertige Palliativversorgung bieten zu können (vgl. Abbildung 35).

Abbildung 35: Vernetzte Versorgung



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an KBV 2020

Soll das tatsächlich in einer Region vorliegende Angebot an ambulanter Palliativversorgung zum Zweck dieser Untersuchung auf Kreisebene abgebildet werden, so wäre es notwendig, das gesamte Netzwerk zu betrachten. Sowohl die einzelnen beteiligten ambulant tätigen Leistungserbringer als auch die Netzwerkstruktur und die Verzahnung mit dem stationären Sektor in den einzelnen Kreisen müssten hierzu untersucht und nachvollziehbar abgebildet werden. Wird hingegen nur ein kleiner Ausschnitt aus diesem Gesamtversorgungsnetzwerk in die Analysen einbezogen, so wird der Grundgedanke der Palliativversorgung, eine ganzheitliche Versorgung für den Patienten zu bieten, missachtet.

Vor dem Hintergrund der Verzahnung des Angebots durch die Zusammenarbeit von Hospizen, Pflegeeinrichtungen, spezialisierten Palliativstationen in Krankenhäusern, ambulanten Palliativpflegediensten, AAPV-Ärzten (allgemeine ambulante Palliativversorgung) und SAPV-Teams (spezialisierte ambulante Palliativversorgung), die auch in die stationäre Hospizarbeit einbezogen sind, etc. ergibt sich dabei das Problem, dass bereits eine Abgrenzung zwischen ambulanter und stationärer Leistungserbringung kaum möglich ist. So können z. B. Hospizdienste von Krankenhäusern mit in die Versorgung der Patienten einbezogen und in das Krankenhaus gerufen werden (§ 39a Absatz 2 Satz 2 SGB V).

Das deutlich größere Problemfeld stellt jedoch die Datenlage hinsichtlich der Versorgungsstrukturen der ambulanten Palliativversorgung dar (vgl. Ditscheid et al. 2020; Ditscheid et al. 2023; Prütz & Saß 2017). Zu vielen Leistungserbringern gibt es keine frei zugänglichen Daten hinsichtlich ihrer regionalen Verfügbarkeit und ihrer spezifischen Angebote. Es konnten keine Datenbanken gefunden werden, die bspw. das Angebot von ehrenamtlichen Hospizdiensten abbilden und die bundesweit einheitliche Daten auf

Kreisebene zur Verfügung stellen. Ebenso wenig lassen sich verwendbare Daten zu den Unterstützungsleistungen von Selbsthilfegruppen oder Seelsorgern finden. Es kann daher im Rahmen dieses Gutachtens kein umfassender Blick auf die Palliativversorgung geleistet werden, der tatsächlich alle Dimensionen dieser Versorgung aufgreifen würde.

Die einzigen derzeit verfügbaren Daten betreffen die ambulante vertragsärztliche Versorgung. Für eine Beurteilung, wie diese im Rahmen des Gutachtens genutzt werden können, wird im Folgenden dargestellt, welche Formen der ambulanten ärztlichen Palliativversorgung es gibt und welche Daten über diese Versorgungsformen auf regionaler Ebene vorliegen.

### 6.2.1.2 Ambulante Palliativversorgung: Formen und Datenlage

In den letzten beiden Jahrzehnten wurde das Angebot an Palliativversorgung stark ausgebaut. Im ambulanten Bereich gibt es neben der AAPV die besonders qualifizierte und koordinierte palliativmedizinische Versorgung (BQKPMV) sowie die SAPV. Zusätzlich wird palliativmedizinische Versorgung im Rahmen der bundesmantelvertraglichen oder regionalen Onkologie-Vereinbarungen (OnkoPMV) geleistet. Im Bereich Westfalen-Lippe gibt es vom Rest des Bundesgebietes abweichend den palliativmedizinischen Konsiliardienst (PKD) (vgl. Ditscheid et al. 2020). Da sich die jeweiligen Versorgungsstrukturen vor Ort über einen längeren Zeitraum entwickelt haben und historisch gewachsen sind, gibt es regional teils große Unterschiede (vgl. bspw. van Baal et al. 2021).

Die **AAPV** wird vor allem von Hausärzten und niedergelassenen Fachärzten, insbesondere Onkologen, getragen. Einige Leistungen der AAPV sind ohne Zusatzqualifikationen durch die Ärzte abrechenbar. Für die Abrechnung anderer Leistungen im Rahmen der AAPV sind verschiedene Voraussetzungen durch die Ärzte zu erfüllen und somit ist zuvor eine Genehmigung über die Kassenärztliche Vereinigung (KV) einzuholen.

Die **BQKPMV** wurde mit der Schließung der „Vereinbarung nach § 87 Absatz 1b SGB V zur besonders qualifizierten und koordinierten palliativmedizinischen Versorgung“ zwischen der KBV und dem GKV-SV zum 01. Januar 2017 eingeführt, um die Versorgungsqualität im Rahmen der Regelversorgung zu stärken und die AAPV zu ergänzen. Sie ist als Versorgungsstufe zwischen der AAPV und der SAPV anzusehen (vgl. van Baal et al. 2022). Haus- und Fachärzte, die bestimmte Anforderungen erfüllen, sollen den Übergang zwischen kurativer und palliativmedizinischer Versorgung gewährleisten (vgl. *BT-Drs. 18/5170*).

Die Datenlage zum Angebot an AAPV ist sehr begrenzt (vgl. Prütz & Saß 2017). Da die meisten AAPV-Leistungen durch alle Ärzte erbracht werden können, ließe sich lediglich über die Gesamtzahl der Ärzte in einem Kreis ein Rückschluss auf das Angebot ziehen. Im „Bericht gemäß § 87 Absatz 1b SGB V über die Entwicklung der vertragsärztlichen palliativmedizinischen Versorgung“, der vom Bewertungsausschuss Ärzte erstellt wird (vgl. Bewertungsausschuss Ärzte 2020), wird – getrennt in hausärztliche und kinderärztliche palliativmedizinische Versorgung – berichtet, wie viele Leistungen abgerechnet wurden bzw. wie viele Leistungserbringer diese Leistungen abgerechnet haben. Diese Daten liegen allerdings nicht auf Kreisebene, sondern lediglich auf Ebene der KVen vor. Sie bilden weiterhin nicht das eigentliche Angebot an AAPV (und damit die Versorgungsstruktur) ab, sondern vielmehr die Inanspruchnahme und somit voraussichtlich auch Bedarfseffekte. Hinzu kommt, dass die genannten Daten nicht öffentlich zugänglich sind und dass insbesondere die Leistungsmengen der AAPV für ältere Patienten unterschätzt werden, da geriatrische und palliativmedizinische Leistungen nicht parallel abgerechnet werden können (vgl. Ditscheid et al. 2023). Ähnlich ist die Datenlage hinsichtlich der AAPV-Leistungen (bzw. für die Leistungen im Rahmen der BQKPMV), für die eine Genehmigung vorliegen muss. Hier liegt den KVen zwar

die Anzahl der Ärzte vor, die eine Genehmigung zur Leistungserbringung erhalten haben, aber auch diese Daten sind nicht auf Kreisebene verfügbar.

Die **SAPV** ist anders als die AAPV nicht kollektivvertraglich geregelt, sondern es werden hierzu Selektivverträge geschlossen, die nicht öffentlich zugänglich sind. Über das eigentliche Angebot an SAPV-Leistungen gibt es daher keine belastbaren Daten auf regionaler Ebene. Der KBV liegen lediglich die Betriebsstättennummern der in den KV-Regionen tätigen SAPV-Teams vor. Es lässt sich also nachvollziehen, in welchen Kreisen ein SAPV-Team seine Betriebsstätte hat (vgl. KBV 2023a). Welche Leistungserbringer aber Teil des SAPV-Teams sind, wie groß dieses ist und welche Kreise durch das Team versorgt werden, ist nicht bekannt. Einheitliche Zulassungskriterien, die die Anforderungen an die Personalstruktur, personelle und sachliche Voraussetzungen, Kriterien für ein Versorgungskonzept und weitere Punkte umfassen, sind erst zum 01. Januar 2023 eingeführt worden. Für die Anpassung an die neuen Rahmenbedingungen besteht ein Übergangszeitraum bis Ende 2027 (vgl. Kruse 2023). Für den im vorliegenden Gutachten betrachteten Zeitraum liegen somit keine bundesweit einheitlichen Bedingungen vor. Gleichzeitig ist bekannt, dass die SAPV-Teams sehr unterschiedlich strukturiert sind, weshalb ein Vergleich des SAPV-Angebots anhand der Betriebsstättennummern nur sehr eingeschränkt möglich ist. Des Weiteren haben die SAPV-Teams häufig sehr große Versorgungsgebiete, die über den Kreis, indem der Betrieb gemeldet ist, weit hinausgehen können (vgl. Meißner et al. 2021).

Als öffentliche Statistik im Bereich der SAPV ist die SAPV-Frequenzstatistik zu nennen. Diese zählt die ausgestellten SAPV-Erst- und Folgeverordnungen und stellt damit eine Statistik über die Inanspruchnahme dar und bildet nicht das Angebot ab (vgl. KBV 2023b). Die SAPV-Verordnungen selbst können außerdem auch ohne Zusatzqualifikation im Bereich der Palliativmedizin ausgestellt werden. Somit ist kein Rückschluss zulässig, dass bspw. bei einer höheren Anzahl an Verschreibungen auch ein größeres SAPV-Angebot vorliegen muss. Aber auch durch die Art der Datenerfassung ergeben sich einige Einschränkungen: Die SAPV-Frequenzstatistik erhebt die Verordnungen personenunabhängig. Das bedeutet, dass nicht erkenntlich ist, für wie viele Personen die Verordnungen ausgestellt wurden, ob z. B. vier Verordnungen für eine Person, oder jeweils eine Verordnung für vier Personen ausgestellt wurden. Des Weiteren werden in dieser Statistik die Verordnungen, die aus dem Krankenhaus heraus für den ambulanten Bereich ausgestellt werden, nicht erfasst. Krankenhausärzte dürfen im Rahmen des Entlassmanagements SAPV-Verordnungen für bis zu sieben Tage ausstellen. Darüber hinaus existieren regionale Unterschiede in der Verordnungspraxis: So dürfen bspw. in Berlin die spezialisierten Palliativärzte SAPV-Folgeverordnungen selbst ausstellen, in anderen Bundesländern ist dies nicht zulässig (vgl. Ditscheid et al. 2020; Prütz & Saß 2017).

Neben der SAPV-Frequenzstatistik gibt es die KG 3-Statistik, die unter anderem die SAPV-Abrechnungsfälle erfasst (vgl. Bundesministerium für Gesundheit o. J.). Auch hier besteht das Problem, dass die veröffentlichten Werte nicht das Angebot, sondern die Inanspruchnahme abbilden. Hinzu kommt, dass die Erfassung quartalsweise erfolgt. Fälle, die über Quartalsgrenzen hinausgehen, werden in beiden Quartalen erfasst, so dass es zu Doppelzählungen kommt. Zusätzlich sind regionale Unterschiede zu beachten: in Berlin bspw. zählen durch historisch gewachsene Regelungen einige Aufgaben zur SAPV und dürfen über diese abgerechnet werden, während diese in anderen Bundesländern der AAPV zugerechnet werden (vgl. Ditscheid et al. 2020; Prütz & Saß 2017).

Auch die Versorgung der OnkoPMV ist selektivvertraglich geregelt. Somit müssen die beteiligten Leistungserbringer die jeweiligen Vertragsbedingungen erfüllen, die wiederum nicht öffentlich zugänglich sind. Klar ist, dass nicht alle beteiligten Ärzte eine Zusatzweiterbildung „Palliativmedizin“ oder

„Schmerztherapie“ haben müssen, um Leistungen gemäß der OnkoPMV abrechnen zu können. Es ist ausreichend, wenn die Qualifikation im Versorgungsnetz vorhanden ist. Die generellen Vorgaben innerhalb der Bundesländer sind nicht einheitlich. Die Bundesländer Sachsen und Thüringen haben bspw. eigene Regelungen getroffen, die von den Regelungen der anderen Bundesländer abweichen (vgl. Bewertungsausschuss Ärzte 2020). Zum Bereich der OnkoPMV konnten keinerlei Daten gefunden werden, die für das vorliegende Gutachten nutzbar wären.

Eine weitere, umfassende regionale Besonderheit betrifft die KV-Region Westfalen-Lippe. Diese weicht insgesamt hinsichtlich der Struktur der ambulanten Palliativversorgung von allen anderen KV-Bezirken ab. In dieser Region haben sich schon sehr früh und regelhaft interdisziplinäre ambulante palliative Behandlungsstrukturen etabliert. Es gibt keine SAPV-Teams. Hausärzte und Internisten wenden sich bei Bedarf an den sog. palliativmedizinischen Konsiliardienst (vgl. Ditscheid et al. 2020; Prütz & Saß 2017). Auch hierfür war es nicht möglich, Daten zu finden, die für das vorliegende Gutachten nutzbar wären.

Auf Kreisebene stehen einzig die Daten zur Anzahl der Ärzte mit der Weiterbildung „Palliativmedizin“ bzw. „spezielle Schmerztherapie“ zur Verfügung. Bei der Betrachtung der Anzahl der Ärzte mit der Weiterbildung „Palliativmedizin“ ist insbesondere zu beachten, dass die Weiterbildungsordnungen im Bundesgebiet nicht einheitlich sind. Die Anforderungen in den einzelnen Bundesländern sind unterschiedlich und könnten laut Ditscheid et al. 2020 erklären, warum die Anzahl der Ärzte mit der Zusatzweiterbildung „Palliativmedizin“ sehr stark über die Bundesländer schwankt. Bayern weist z. B. sehr niedrige Zahlen an Ärzten mit der Zusatzweiterbildung „Palliativmedizin“ auf. Vermutlich liegt dies daran, dass die Weiterbildungsordnung hier besonders hohe Anforderungen stellt. Hinzu kommt, dass die hausarztzentrierte Versorgung in Bayern stark ausgebaut ist und es in ihrem Rahmen eigene Vergütungsziffern gibt, über die AAPV-Leistungen abgerechnet werden können, ohne dass eine Zusatzweiterbildung notwendig ist (vgl. Ditscheid et al. 2020). Über die einfache Messgröße „Anzahl an Ärzten“, die noch dazu im Bundesgebiet nicht auf einheitlichen Voraussetzungen gründet, lässt sich die komplexe, vernetzte ambulante Palliativversorgungsstruktur nicht wiedergeben.

### 6.2.1.3 Weitere Daten

Der Sterbeort wurde in einigen Studien als Indikator genutzt, um Aussagen darüber zu treffen, wie stark die Palliativversorgung ausgebaut ist und wie stark dem überwiegend in der Bevölkerung vorliegenden Wunsch zu Hause zu sterben (vgl. bspw. Gomes et al. 2012) entsprochen werden kann (vgl. Ministerium für Arbeit, Gesundheit und Soziales des Landes Nordrhein-Westfalen 2018). Es wird argumentiert, dass dort, wo die ambulante Palliativversorgung überdurchschnittlich gut ausgebaut ist, unterdurchschnittlich viele Sterbefälle im Krankenhaus auftreten (vgl. Bertelsmann Stiftung 2015). Es könnte sich daher anbieten, Kennzahlen über den Sterbeort in die Untersuchung einzubeziehen, noch dazu, weil die notwendigen Daten verfügbar sind.

Allerdings ist nicht unumstritten, ob das eigene „Zuhause“ auch in jedem Fall ein guter Sterbeort ist. Der Sterbeort kann allenfalls als ein sehr grober Indikator der Versorgungsqualität herangezogen werden (vgl. z. B. Hach et al. 2022; Pollock 2015), denn die Betrachtung allein des Anteils der im Krankenhaus verstorbenen Menschen lässt einige relevante Aspekte außer Acht (vgl. bspw. Zich & Sydow 2015). Den größten Einfluss auf den Sterbeort hat die zugrunde liegende Erkrankung bzw. die eigentliche Todesursache (vgl. Thönnies & Jakoby 2013). Daneben gibt es weitere bedeutende Determinanten des Sterbeortes. Bspw. weicht in denselben Regionen der Anteil im Krankenhaus verstorbener Männer und der Anteil im Krankenhaus verstorbener Frauen häufig deutlich voneinander ab (vgl. Zich & Sydow 2015). Sozioökonomische Merkmale wie die Wohnsituation (alleinlebend versus in häuslicher Gemeinschaft), der



sozioökonomische Status und neben der Grunderkrankung auch das Vorliegen weiterer Erkrankungen (Multimorbidität) und damit die Möglichkeit überhaupt zu Hause versorgt werden zu können, spielen eine große Rolle (vgl. Dasch 2017; Hach et al. 2022).

Ebenso ist neben der ambulanten Versorgungsstruktur auch das stationäre Versorgungsangebot entscheidend für den Sterbeort. In einigen Krankenhäusern gibt es spezielle Palliativstationen, die eine angemessene Versorgung auch im Krankenhaus ermöglichen (vgl. Ministerium für Arbeit, Gesundheit und Soziales des Landes Nordrhein-Westfalen 2018). Die Anzahl der Betten, die auf Palliativstationen vorgehalten werden, variiert regional (vgl. Bertelsmann Stiftung 2015; Prütz & Saß 2017). Dies liegt unter anderem daran, dass die Festlegung der Bettenzahl regional vorgenommen wird (vgl. Ministerium für Arbeit, Gesundheit und Soziales des Landes Nordrhein-Westfalen 2018). Es wäre also ggf. zwischen allgemeinen Stationen und Palliativstationen in Krankenhäusern zu differenzieren.

Grundsätzlich ist auch zu berücksichtigen, dass Menschen, die nicht im Krankenhaus verstorben sind, nicht zwingend zu Hause verstorben sind. Neben dem Sterbeort „Krankenhaus“ haben Alten- und Pflegeheime sowie Hospize eine große Bedeutung als Sterbeort (vgl. Bertelsmann Stiftung 2015; Thönnies & Jakoby 2011). Für Münster und Coesfeld haben Dasch & Zahn (2021) durch Auswertung von Todesbescheinigungen herausgefunden, dass über 20 % der Verstorbenen in Pflegeheimen gestorben sind. Dabei kommen sie bei der Betrachtung des Zeitraums zwischen 2001 und 2017 zu dem Schluss, dass es eine Verschiebung des Sterbeortes weg von der häuslichen Umgebung und dem Krankenhaus, hin zu Palliativstationen, Hospizen und Pflegeheimen gab. Zu einem ähnlichen Ergebnis kamen in der früheren Studie auch Thönnies & Jakoby (2011). Die Anzahl bzw. der Anteil der Menschen, die in Pflege- oder Altenheimen bzw. Hospizen verstirbt, ist jedoch nicht verfügbar, da die Todesbescheinigungen nicht statistisch ausgewertet werden. Es lässt sich somit nicht sagen, ob die nicht im Krankenhaus verstorbenen Menschen zu Hause oder lediglich in anderen Institutionen (Pflege-, Altenheim bzw. Hospiz) gestorben sind.

#### 6.2.1.4 Bewertung der Datenlage für das vorliegende Gutachten

Die Datenlage hinsichtlich der ambulanten Palliativversorgung ist insgesamt als schlecht zu beurteilen. Zwar hat es in den letzten Jahren einige Veröffentlichungen (vgl. Ditscheid et al. 2020; Ditscheid et al. 2023; Krause et al. 2021; Prütz & Saß 2017) und G-BA-Innovationsfondsprojekte (Projekte APVEL, ELSAH, pallcompare und SAVOIR (vgl. Hach et al. 2022; Krumm & Rolke 2020; Meißner et al. 2021)) gegeben, die zu mehr Transparenz führen. Jedoch ist für die hier vorliegende Fragestellung noch keine hinreichende Datenbasis vorhanden. Die wenigen verfügbaren Daten liegen teilweise nur auf Ebene der KV-Bezirke vor und die zitierten Veröffentlichungen legen sehr anschaulich dar, dass die Daten (*SAPV-Verordnungen, Anzahl Palliativ- und Schmerzmediziner*) aus unterschiedlichen Gründen regional nicht vergleichbar sind. Historisch gewachsene Abrechnungsregelungen (wie bspw. in Berlin), bundeslandspezifische Regelungen in den Weiterbildungsordnungen (wie bspw. in Bayern) oder gänzlich abweichende Versorgungsstrukturen (wie in Westfalen-Lippe) lassen eine belastbare Erfassung der Angebotsstrukturen der ambulanten Palliativversorgung nicht zu.

Weder die Anzahl an SAPV-Verordnungen, noch die Anzahl ambulant tätiger Palliativ- bzw. Schmerzmediziner lässt darauf schließen, dass die ambulante Palliativversorgung in einer Region qualitativ besonders gut oder effizient bzw. schlecht oder ineffizient ausgebaut ist. Ebenso wenig lässt sich ohne weitere Daten aus dem Anteil der im Krankenhaus verstorbenen Menschen an allen Verstorbenen schlussfol-

gern, wie die Qualität der ambulanten Palliativversorgung in einem Kreis ist. Angesichts der beschriebenen Datenlage sieht der Beirat von der Einbeziehung der ambulanten Palliativversorgung in die Untersuchung des Umfangs der indirekten Kosteneffekte von Angebotsvariablen ab.

### 6.2.2 Empirie: Ausgleich auf Ebene der versorgungsstrukturellen Kreistypen

Auch wenn eine Untersuchung indirekter Kosteneffekte von Angebotsvariablen anhand von Daten der ambulanten Palliativversorgung nachfolgend nicht möglich ist, lassen sich die grundlegenden Aspekte dieser Fragestellung auch anhand anderer angebotsseitiger Größen beurteilen. So liegen mit der Hausarzt-dichte, der Facharzt-dichte, der Dichte der Krankenhausbetten, der Anzahl der verfügbaren Pflegeheimplätze und der Anzahl der Arztgruppen mit einem Versorgungsgrad von mehr als 140 % standardmäßig fünf Indikatoren vor, auf deren Grundlage sich Rückschlüsse zum Einfluss der medizinischen Angebotsstrukturen ziehen lassen. Auf die regionale Verteilung dieser Merkmale wurde bereits ausführlich in Abschnitt 3.3.4 eingegangen. Für die weiteren Analysen in diesem Abschnitt werden die 400 Kreise zunächst je nach Ausprägung der fünf genannten Indikatoren zu jeweils fünf Gruppen (Quintilen) geclustert. So werden bspw. jeweils die 80 Landkreise und kreisfreien Städte in fünf Klassen mit einer sehr niedrigen, einer niedrigen, einer durchschnittlichen, einer hohen oder einer sehr hohen Hausarzt-dichte zusammengefasst. Eine Clusterung erfolgt analog hierzu auch anhand der vier anderen angebotsbezogenen Indikatoren (vgl. auch Abschnitt 2.1.5). Für die Versicherten, die in den entsprechenden Regionen wohnen, werden anschließend die mittleren Leistungsausgaben sowie für einzelne Modelle die Zuweisungen und Deckungsbeiträge berechnet. Hierdurch lässt sich abschätzen, wie hoch die jeweiligen Über- und Unterdeckungen sind, die mit einem mehr oder weniger stark ausgeprägten Versorgungsangebot einhergehen.

In Tabelle 65 werden die Ergebnisse der beiden Varianten des Jahresausgleichs 2021 ohne bzw. mit Regionalkomponente dargestellt. In beiden Fällen werden die Modelle ohne Bundeslandgruppen, mit Risikopool und mit HMG-Ausschluss berechnet. Vergleichend vorangestellt wird zudem ein Modell ohne Risikostrukturausgleich, in dem sich die Deckungsbeiträge je Kreis als Differenz einer pauschalen Zuweisung in Höhe der Durchschnittsausgaben und den tatsächlichen Ausgaben je (versorgungsbezogenen) Kreistyp ergeben.

In dieser Betrachtung zeigt sich beispielsweise für den Indikator „Krankenhausbettendichte“ ein Unterschied in den durchschnittlichen regionalen Gesamtleistungsausgaben, der von 3.027 € in den 80 Kreisen mit den niedrigsten bis zu 3.268 € in den 80 Kreisen mit den höchsten Krankenhausbettendichten reicht. In einem Modell ohne RSA würden für die Versicherten in den betreffenden Kreisen mittlere Unter- bzw. Überdeckungen der Ausgaben in Höhe von -105 € [sehr hohe Krankenhausbettendichte] und 136 € [sehr niedrige Krankenhausbettendichte] resultieren. Nach Durchführung des RSA ohne Regionalkomponente, d. h. nach Standardisierung der Ausgaben nach Alter, Geschlecht und Morbidität der Versicherten, verbleiben Unterschiede der regionalen Deckungsbeiträge zwischen 42 € je VJ in Kreisen mit sehr niedriger Bettendichte und -39 € je VJ bzw. -34 € je VJ in den Regionen mit hoher bzw. sehr hoher Bettendichte. Der RSA ohne Regionalkomponente sorgt somit – zumindest bei Betrachtung der Krankenhausbettendichte – im Vergleich zum Modell ohne RSA für eine Abnahme regionaler Über- und Unterdeckungen, die mit der Angebotsdichte korrelieren. Durch die Hinzunahme der Regionalkomponente werden diese Über- und Unterdeckungen in erheblichem Umfang weiter reduziert. So sinken die Deckungsbeitragsunterschiede in den nach Krankenhausbettendichte geclusterten Kreisen auf Werte zwischen 6 € je VJ (sehr niedrige Bettendichte) bzw. -6 € je VJ (sehr hohe Bettendichte) ab.

Tabelle 65: Deckungsbeiträge nach regionalem medizinischem Angebot ohne RSA bzw. im Modell 2021 ohne und mit Regionalkomponente

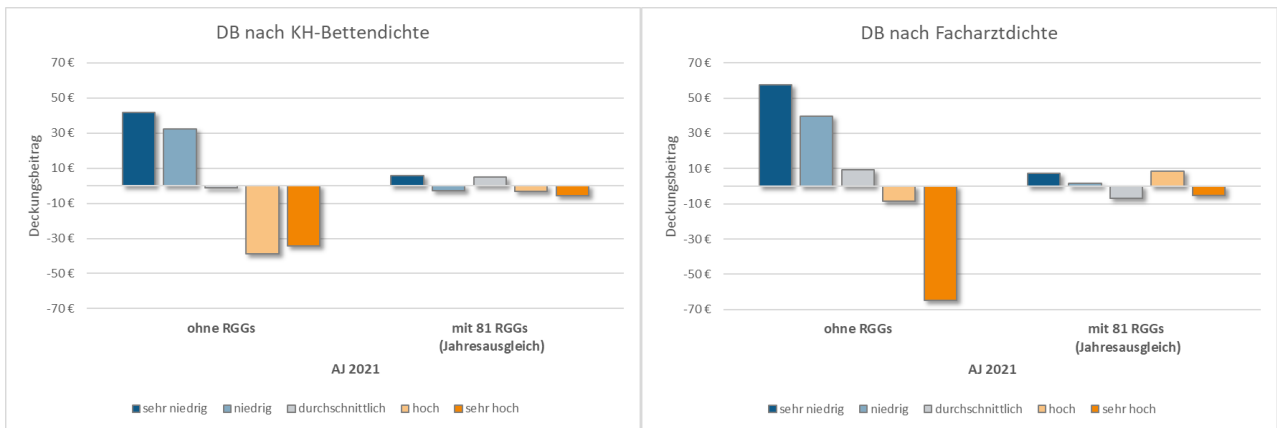
Indikator	Ausprägung	VJ	LA je VJ	Deckungsbeitrag je VJ		
				ohne RSA	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit RGGs
Krankenhausbettendichte (2019)	sehr niedrig	12.359.544	3.027 €	136 €	42 €	6 €
	niedrig	13.302.719	3.126 €	37 €	33 €	-3 €
	durchschnittlich	17.427.941	3.216 €	-53 €	-1 €	5 €
	hoch	20.344.853	3.201 €	-38 €	-39 €	-3 €
	sehr hoch	9.521.988	3.268 €	-105 €	-34 €	-6 €
Facharzttdichte (2021)	sehr niedrig	9.896.626	3.133 €	30 €	58 €	7 €
	niedrig	12.170.428	3.193 €	-30 €	40 €	2 €
	durchschnittlich	16.408.776	3.197 €	-34 €	9 €	-7 €
	hoch	14.879.431	3.236 €	-73 €	-8 €	8 €
	sehr hoch	19.601.782	3.103 €	60 €	-65 €	-5 €
Hausarzttdichte (2021)	sehr niedrig	15.202.159	3.147 €	16 €	23 €	7 €
	niedrig	13.360.645	3.161 €	2 €	23 €	-2 €
	durchschnittlich	13.917.020	3.158 €	5 €	21 €	-5 €
	hoch	14.671.464	3.151 €	12 €	-1 €	7 €
	sehr hoch	15.805.756	3.228 €	-65 €	-71 €	-8 €
Überversorgung (2021)	0	18.737.069	3.110 €	53 €	41 €	8 €
	1	25.936.896	3.154 €	9 €	-5 €	-2 €
	2	10.421.211	3.183 €	-20 €	-15 €	3 €
	3	5.485.201	3.338 €	-175 €	2 €	-4 €
	4 und mehr	12.376.668	3.210 €	-47 €	-56 €	-9 €
Pflegeheimplätze (2019)	sehr wenige	21.016.105	2.985 €	178 €	-17 €	6 €
	wenige	15.756.781	3.121 €	42 €	-29 €	-10 €
	durchschnittlich viele	14.474.490	3.211 €	-48 €	8 €	9 €
	viele	12.142.467	3.284 €	-121 €	26 €	5 €
	sehr viele	9.567.202	3.453 €	-290 €	21 €	-14 €

Quelle: Auswertung BAS

Beim Vergleich der Werte für das Modell ohne RSA mit den Werten für den RSA ohne Regionalkomponente wird deutlich, dass der RSA (auch ohne explizite Regionalisierung) die mit dem medizinischen Angebot korrelierenden Ausgabenunterschiede auch in anderen Angebotsdimensionen (Anzahl der Arztgruppen mit einem Versorgungsgrad > 140 % bzw. Anzahl der Pflegeheimplätze) teilweise ausgleicht. In Bezug auf die Ausprägung der „Facharzt-“ bzw. „Hausarzttdichte“ kann dies allerdings nicht festgestellt werden. Hier stehen Reduktionen der Über- und Unterdeckungen in einigen Regionen (Kreise mit durchschnittlicher oder hoher Facharzttdichte bzw. hoher Hausarzttdichte) Zunahmen in anderen Gebieten (z. B. bei (sehr) niedriger Facharzttdichte oder niedriger Hausarzttdichte) gegenüber. Über alle hier betrachteten versorgungsstrukturellen Kreistypen hinweg aber bewirkt die Standardisierung nach Alter, Geschlecht und Morbidität in der Gesamtschau tendenziell einen Ausgleich der Ausgaben, die auf regionaler Ebene mit dem medizinischen Angebot korrelieren.

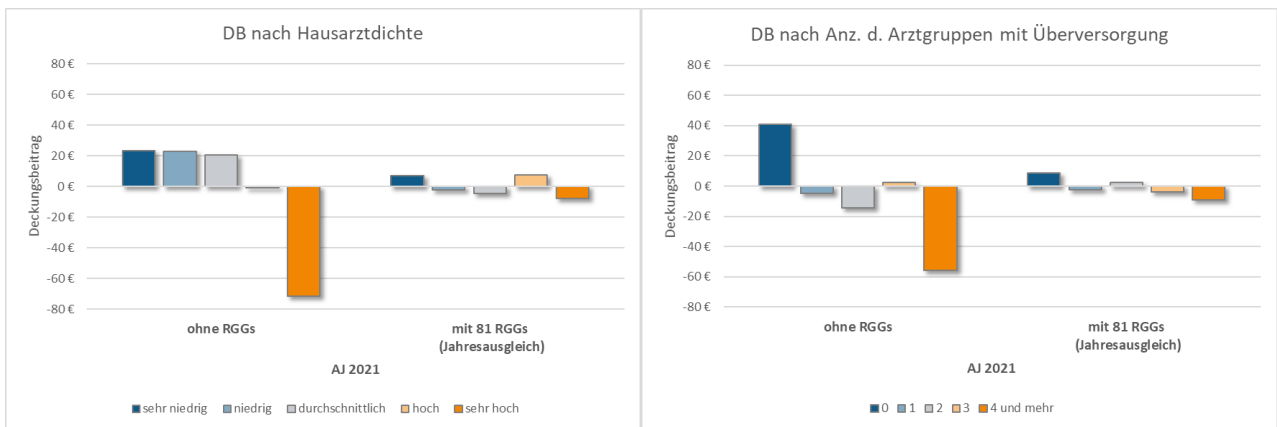
Beim Vergleich der RSA-Modelle ohne bzw. mit Regionalkomponente wiederum zeigt sich die Reduktion der angebotsspezifischen regionalen Deckungsbeiträge nicht nur mit Blick auf die Krankenhausbettendichte, sondern auch bei Betrachtung der übrigen verfügbaren Angebotsvariablen „Facharzttdichte“, „Hausarzttdichte“, „Überversorgung“ und „Pflegeheimplätze“, was in Abbildung 36 bis Abbildung 38 grafisch veranschaulicht wird.

Abbildung 36: Einfluss der Regionalkomponente auf die Deckungsbeiträge nach Krankenhausbetten- und Facharztdichte



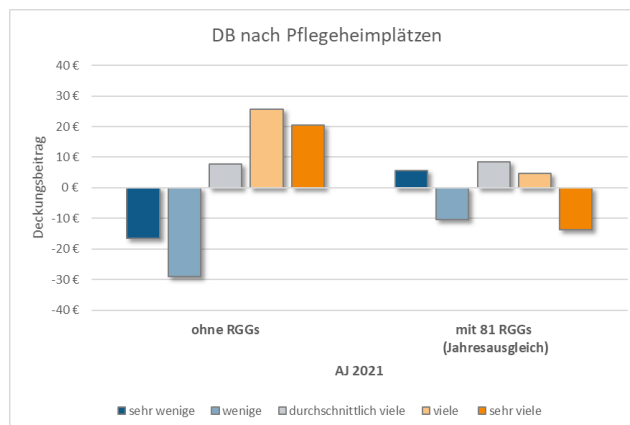
Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 37: Einfluss der Regionalkomponente auf die Deckungsbeiträge nach Hausarztdichte und Arztgruppen mit Versorgungsgrad > 140 %



Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 38: Einfluss der Regionalkomponente auf die Deckungsbeiträge nach verfügbaren Pflegeheimplätzen

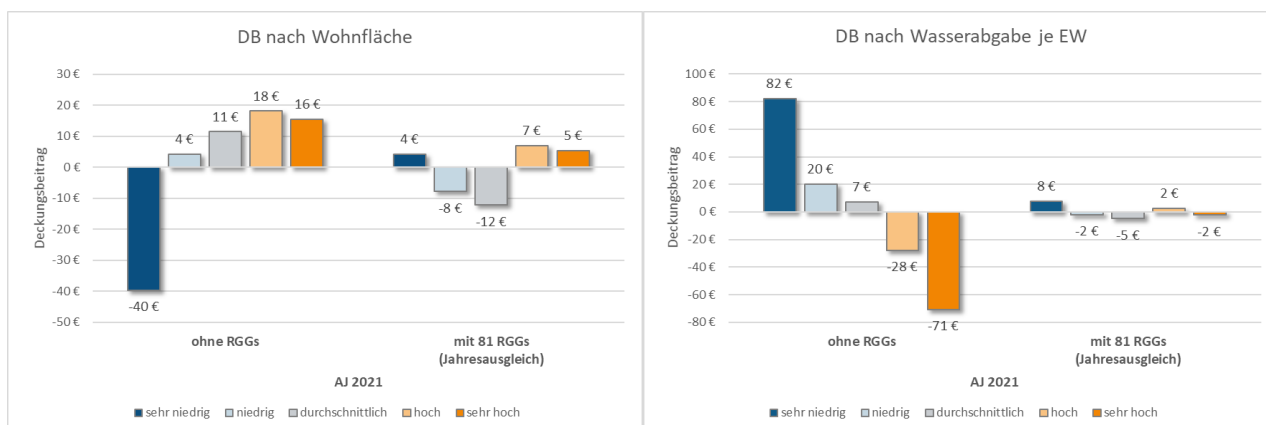


Quelle: Auswertung BAS

Festzuhalten bleibt zunächst, dass die Einführung der Regionalkomponente bei allen hier betrachteten angebotsbezogenen Indikatoren zu einem sehr deutlichen Rückgang der mit ihnen einhergehenden regionalen Über- und Unterdeckungen führt, obwohl keine dieser Angebotsvariablen direkt als Ausgleichsmerkmal in der Regionalkomponente berücksichtigt wird.

Allerdings ist dies nicht nur für Indikatoren des regionalen medizinischen Angebots zu beobachten. Auch wenn andere Variablen, die das BAS zur Ausgestaltung der Regionalkomponente verwendet, für eine Klassifizierung der Regionen herangezogen werden, zeigen sich für diese vor Einführung der Regionalkomponente Über- und Unterdeckungen auf Kreisebene, die durch die Aufnahme der RGGs in das Ausgleichsmodell deutlich vermindert werden (so etwa der Indikator „Wohnfläche“, vgl. Abbildung 39). Selbst bei einer Klassenzusammenfassung der Kreise anhand von Indikatoren, die (mutmaßlich) in keinem kausalen Zusammenhang zur Höhe der regionalen Leistungsausgaben bzw. der Höhe der RSA-Zuweisungen stehen (und die daher auch nicht als ausgleichsrelevante Strukturmerkmale infrage kommen), kann es vorkommen, dass die im Modell ohne RGGs gemessenen regionalen Über- und Unterdeckungen durch die Aufnahme der RGGs nahezu vollständig ausgeglichen werden. Dies zeigt sich beispielhaft an der durchschnittlichen Wasserabgabe je Einwohner und Tag (vgl. Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2023, Statistik 32211-02-02-4). Versicherte, die in Landkreisen oder kreisfreien Städten mit einer sehr geringen Wasserabgabe leben, weisen im RSA ohne Regionalkomponente deutliche Überdeckungen auf, Versicherte aus Kreisen mit sehr hoher Wasserabgabe hingegen starke Unterdeckungen (vgl. ebenfalls Abbildung 39). Durch den Einbezug der Regionalkomponente in den RSA werden auch diese Deckungsbeitragsunterschiede nahezu vollständig beseitigt, obwohl die Höhe der Wasserabgabe selbst keines der regionalstatistischen Merkmale darstellt, die in Form der RGGs berücksichtigt werden.

Abbildung 39: Deckungsbeiträge nach durchschnittlicher Wohnfläche und mittlerer Wasserabgabe je Einwohner



Quelle: Auswertung BAS

Der (indirekte) Ausgleich von regionalen Deckungsbeitragsunterschieden ist somit nicht nur auf solche Unterschiede begrenzt, die mit dem medizinischen Angebot korrelieren. Vielmehr ist davon auszugehen, dass die Regionalkomponente, die Über- und Unterdeckungen im überwiegenden Teil der 400 Kreise (z. T. sehr deutlich) reduziert, bei der Betrachtung zusammengefasster Kreistypen (unabhängig von der Art der Klassifizierung) in den meisten Fällen ebenfalls zu rückläufigen Fehldeckungen führt.

Nimmt man die acht regionalstatistischen Merkmale, die für die Bildung der RGGs im AJ 2021 genutzt werden, in den Fokus, so zeigt sich zunächst, dass diese vor Einführung der Regionalkomponente auf Ebene der Kreise mäßig bis stark mit den regionalen Deckungsbeiträgen (DB ohne RGGs) korreliert sind (vgl. Tabelle 66). Durch Aufnahme der acht Indikatoren in die Regionalkomponente, sinkt die Stärke der Einzelkorrelationen (zu den DB mit RGGs) deutlich ab. Allerdings korrelieren die Deckungsbeiträge ohne RGGs auch mit den fünf hier betrachteten angebotsseitigen Indikatoren. Und auch diese Einzelkorrela-

tionen werden mit Einführung der RGGs in das Modell faktisch beseitigt, d. h. die Ausprägung der einzelnen Angebotsfaktoren in den Regionen steht offenbar in keinem statistischen Zusammenhang mit der Höhe des jeweiligen Deckungsbeitrags mehr.

Ein Grund hierfür liegt darin, dass die für das Regionalmodell ausgewählten Indikatoren z. T. starke Einzelkorrelationen mit den nicht im Modell berücksichtigten Variablen des medizinischen Angebots aufweisen. So ist bspw. die Krankenhausbettendichte in Regionen besonders hoch, in denen auch ein großer Anteil an Beschäftigten in personenbezogenen Dienstleistungsberufen tätig ist ( $r_{\text{KHB,BESCHPDL}} = 0,43$ ), die einen Einpendlerüberschuss aufweisen ( $r_{\text{KHB,PENDLS}} = 0,64$ ) oder bei denen es sich um Regionen handelt, die ein geringer Anteil an kleinen und mittleren Unternehmen (bzw. ein entsprechend höherer Anteil an Großunternehmen,  $r_{\text{KHB,KMU}} = -0,52$ ) kennzeichnet. Mit der Berücksichtigung der drei genannten Variablen als RGGs im Rahmen der Regionalkomponente ergibt sich in der Folge auch ein indirekter Ausgleich von regionalen Über- und Unterdeckungen, die mit der nicht im Modell berücksichtigten Krankenhausbettendichte einhergehen.

Tabelle 66: Einzelkorrelationen der Angebotsvariablen und der Regionalmerkmale der Regionalkomponente auf Kreisebene

r (x,y)		medizinisches Angebot					DB	
		Krankenhaus- betten	Facharzt- dichte	Hausarzt- dichte	Pflegeheim- plätze	Überver- sorgung	ohne RGGs	mit RGGs
(ausgewählte) regional- statistische Merkmale	Sterbekosten	0,04	0,15	0,08	-0,17	0,02	<b>-0,53</b>	<b>-0,20</b>
	Zuweisungen	0,11	-0,19	0,04	<b>0,53</b>	0,02	<b>0,29</b>	<b>0,04</b>
	Ambulante Pflege	0,21	0,11	0,16	0,22	0,03	<b>-0,14</b>	<b>0,00</b>
	Gesamtwanderungssaldo	-0,08	-0,23	0,08	0,22	-0,09	<b>0,03</b>	<b>-0,03</b>
	Besch. in personenbezogenen Dienstleistungsberufen	0,43	0,32	0,37	0,31	0,02	<b>-0,22</b>	<b>0,00</b>
	Stationäre Pflege	0,26	0,21	0,28	<b>0,51</b>	0,06	<b>-0,14</b>	<b>-0,01</b>
	Pendlersaldo	<b>0,64</b>	<b>0,72</b>	0,26	0,11	0,05	<b>-0,13</b>	<b>-0,01</b>
	Kleine und mittlere Unternehmen	-0,52	-0,59	-0,12	-0,05	-0,06	<b>0,02</b>	<b>0,00</b>
DB	ohne RGGs	<b>-0,14</b>	<b>-0,24</b>	<b>-0,23</b>	<b>0,09</b>	<b>-0,03</b>	<b>1,00</b>	<b>0,62</b>
	mit RGGs	<b>0,01</b>	<b>0,03</b>	<b>-0,01</b>	<b>-0,02</b>	<b>0,05</b>	<b>0,62</b>	<b>1,00</b>

Quelle: Auswertung BAS; Korrelationskoeffizienten der regionalstatistischen Indikatoren ermittelt anhand des jeweils aktuellsten Datenstandes.

### 6.2.3 Beurteilung der indirekten Ausgleichswirkungen im JA 2021

Im Hinblick auf den Untersuchungsauftrag des BMG lässt sich auf Grundlage der obigen Untersuchungen schlussfolgern, dass im derzeitigen Verfahren indirekte Kosteneffekte von Angebotsvariablen vorliegen. Das bedeutet, dass die nach Durchführung des Risikostrukturausgleichs verbleibenden Über- und Unterdeckungen auf regionaler Ebene mit dem medizinischen Angebot in den Regionen korrelieren und dass diese durch die Einführung der Regionalkomponente deutlich reduziert werden, obwohl die Angebotsvariablen explizit im Ausgleichsverfahren ausgeschlossen sind.

Mit Blick auf die Effektstärke, die die Regionalkomponente in dieser Hinsicht entwickelt, ist es aus Sicht des Beirats angebracht, von Ausgleichswirkungen in „relevantem Umfang“ zu sprechen. Denn die (mit ausgewählten) Variablen des medizinischen Angebots korrelierenden Über- bzw. Unterdeckungen werden durch die Regionalkomponente auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte zwar nicht vollständig, aber doch zum größten Teil egalisiert.

Bei genauerer Betrachtung ist dies wenig überraschend. Das BAS wählt jährlich aus einem vorab definierten Datenpool bis zu zehn regionalstatistische Merkmale aus, die einen besonders hohen statistischen Zusammenhang mit den regionalen Deckungsbeiträgen aufweisen. Während im Rahmen dieser Variablenelektion noch für die Effekte der Angebotsvariablen kontrolliert wird (indem sie im hierfür angewendeten Regressionsverfahren zur Erklärung der Deckungsbeiträge mitberücksichtigt werden), sind sie bei der Umsetzung der Regionalkomponente, d. h. bei der Berechnung der Gewichtungsfaktoren sowie der Zu- und Abschläge für die RGGs explizit auszuschließen (vgl. § 8 Absatz 4 Satz 5 RSAV). Sofern die Ausprägungen der für die Regionalkomponente gebildeten RGGs aber mit dem Ausmaß des medizinischen Angebots korreliert sind, führt diese „Auslassung“ der Angebotsvariablen zu einem „omitted variable bias“: Für die ausgewählten nicht-angebotsseitigen Faktoren ergeben sich dann verzerrte Schätzer, die einen Teil der ausgeschlossenen Angebotseffekte miterklären (vgl. Drösler et al. 2018, S. 203).

Darüber hinaus lässt sich der Ausgleich der Angebotseffekte über den generell starken Ausgleichseffekt der Regionalkomponente erklären. Denn der RSA des JA 2021 mit RGGs erklärt rund 76 % der regionalen Ausgabenunterschiede (vgl. Tabelle 40 in Abschnitt 4.3.3.5). Je höher dieser Anteil im Allgemeinen ausfällt, desto höher wird auch der Ausgleich der Ausgabenunterschiede ausfallen, die auf das medizinische Angebot zurückzuführen sind. In einem vollständigen regionalen Ausgleich würden per se auch sämtliche angebotsbezogenen Ausgabenunterschiede ausgeglichen werden. Dieser Effekt ist nicht nur auf den Ausgleich der Ausgaben begrenzt, die mit dem medizinischen Angebot korrelieren. Selbst Über- und Unterdeckungen, die mit der Ausprägung von Variablen mit einem nur indirekten bzw. keinem erkennbaren Bezug zu den GKV-Ausgaben (mittlere Wohnraumfläche, mittlere Wasserabgabe) korrelieren, werden durch die Einführung der Regionalkomponente nahezu vollständig beseitigt.

Im Rahmen der Bearbeitung dieses Gutachtens ist es nicht möglich festzustellen, ob unterschiedliche Angebotsdichten der medizinischen Versorgungsstrukturen mit einer faktischen Über- oder Unterversorgung einhergehen bzw. inwiefern bestimmte regionale Versorgungsangebote als „effizient“ oder „ineffizient“ zu bewerten sind. Es konnte daher auch nicht untersucht werden, ob der starke Ausgleichseffekt der Regionalkomponente tatsächlich die in Abschnitt 6.1 beschriebenen unerwünschten Wirkungen – wie bspw. die Zementierung von Über- oder Unterversorgung oder der Abfluss von Kostenvorteilen aus Gebieten mit besonders effizienten Versorgungsstrukturen – nach sich zieht. Festzustellen ist lediglich, dass bei der derzeitigen Ausgestaltung der Regionalkomponente ein indirekter Ausgleich von angebotsbezogenen Ausgaben- bzw. Deckungsunterschieden unvermeidlich ist.

Auch wenn die Angebotseffekte nur einen von mehreren Bestimmungsfaktoren der regionalen Ausgabenunterschiede darzustellen scheinen, ist gleichwohl festzuhalten, dass deren Erklärungsanteil an der Gesamtausgabenvariation durch die Einführung der Regionalkomponente trotz Ausschlusses der Angebotsvariablen in einem größeren Ausmaß ausgeglichen wird. Hieraus ergibt sich direkt ein weiterer Untersuchungsauftrag für dieses Gutachten: Da das BMG den Beirat im Falle der Feststellung „indirekte(r) Kosteneffekte von Angebotsvariablen (...) in relevantem Umfang“ damit beauftragt hat, „Verfahren zur Neutralisierung der indirekten Effekte zu entwickeln und zu prüfen“, schließen sich diesem Abschnitt weitere Modellrechnungen mit einem entsprechenden Neutralisierungsansatz an.

## 6.3 Neutralisierung der Angebotsvariablen in der Regionalkomponente

### 6.3.1 Darstellung des Neutralisierungsansatzes

In der folgenden Untersuchung wird auf den im früheren belgischen RSA praktizierten Ansatz zur Neutralisierung (u. a.) des medizinischen Angebots zurückgegriffen, der auf die konzeptionellen Vorarbeiten

von Schokkaert et al. (2004, 2006, 2009) zurückgeht. Der Ansatz wurde bereits im Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des RSA kurz beschrieben (vgl. Drösler et al. 2018, S. 203) und dort anhand eines Modells, bei dem die Variablen „Hausarztichte“ und „Facharztichte“ neutralisiert wurden, simuliert (vgl. ebd., S. 223ff.).

Das Neutralisierungskonzept sieht vor, angebotsbezogene Merkmale auf der Regionalebene zwar in die Regressionsgleichung mit aufzunehmen, diese allerdings anschließend auf der Zuweisungsseite nicht auszugleichen. Hierzu wird bei der Berechnung der Zuweisungen nicht der in der Regression ermittelte Regressionskoeffizient als Zu- bzw. Abschlag angesetzt. Stattdessen wird dieser – unabhängig von der Ausprägung des Merkmals – durch den für alle Versicherten gleichermaßen geltenden Mittelwert ersetzt (vgl. hierzu auch Buchner 2018, S. 28 f.). Auf diese Weise wird einerseits sichergestellt, dass die Auslassung von Merkmalen zum medizinischen Angebot, das – wie sich gezeigt hat – z. T. stark mit den übrigen regionalen Risikomerkmale korreliert ist, nicht zu Verzerrungen der Kostenschätzer für die nicht-angebotsbezogenen RGGs führt. Andererseits bleibt der Effekt der Angebotsfaktoren auf der Zuweisungsseite durch die Ansetzung eines Pauschalwertes für alle Versicherten ohne jegliche Verteilungsrelevanz. Zur besseren Nachvollziehbarkeit wird der Ansatz nachfolgend anhand eines Beispiels erläutert.

Werden die fünf Angebotsvariablen „Krankenhausbetten“, „Facharztichte“, „Hausarztichte“, „Übersorgung“ und „Pflegeheimplätze“ in Form von 50 zusätzlichen RGGs (mit jeweils zehn Merkmalsausprägungen je Variable) in die Regressionsgleichung für das Modell des AJ 2021 (inklusive Regionalkomponente) aufgenommen, ergeben sich für diese – wie auch für alle anderen Variablen der Regression – spezifische Regressionskoeffizienten.<sup>19</sup> Tabelle 67 stellt diese Regressionskoeffizienten beispielhaft für die unterschiedlichen Ausprägungen der Variable „Krankenhausbetten“ dar.

Tabelle 67: Aufnahme der Angebotsvariablen in das Modell des JA 2021 – Regressionskoeffizienten für die RGGs zur Abbildung der Krankenhausbettendichte

Risikofaktor	Name	Versichertentage	Regressionskoeffizient (Pro-Tag-Wert)
RGG0901	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 1	2.003.639.841	-0,0807 €
RGG0902	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 2	2.551.415.137	-0,0329 €
RGG0903	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 3	2.515.926.480	-0,0373 €
RGG0904	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 4	2.275.576.838	-0,0425 €
RGG0905	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 5	2.610.597.340	-0,0319 €
RGG0906	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 6	4.007.700.245	-0,0155 €
RGG0907	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 7	3.899.585.952	-0,0167 €
RGG0908	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 8	3.097.706.113	-0,0014 €
RGG0909	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 9	2.316.361.323	0,0205 €
RGG0910	Krankenhausbetten je 1.000 Einwohner, Dezil 10	1.350.811.976	0,0000 €

Quelle: Auswertung BAS; Regressionskoeffizienten gerundet auf vier Dezimalstellen. Die Mittelwertberechnung erfolgte hingegen auf Grundlage von Werten mit zwölf Dezimalstellen.

Die Regressionskoeffizienten für Regionen mit einer niedrigen Krankenhausbettendichte nehmen niedrige Werte an, die mit zunehmender Krankenhausbettendichte anwachsen. Würde die Variable Krankenhausbettendichte im Modell ausgeglichen werden, so ergäben sich hieraus – je nach Wohnort der Versicherten – individuelle Zuweisungsdifferenzen zwischen -0,0807 € je Versichertentag (-29,47 € je VJ)

<sup>19</sup> Die vorangehend dargestellten Auswertungen zeigen, dass grds. alle (verfügbaren) Angebotsvariablen neutralisiert werden müssen, um den „omitted variable bias“ zu verhindern.



und 0,0205 € je Versichertentag (7,47 € je VJ). Anstatt aber nun im Zuweisungsverfahren diese unterschiedlichen wohnortbezogenen Zu- und Abschläge anzusetzen, wird aus den Werten unter Nutzung der jeweiligen Versichertenzeiten je RGG ein gemeinsamer Mittelwert errechnet und dieser – wohnortunabhängig – für alle Versicherten gleichermaßen zugewiesen. Im vorliegenden Beispiel ergibt sich so ein Wert von rund -0,023 € je Versichertentag (-8,27 € je VJ). Die Mittelwertberechnung wird für alle zu neutralisierenden Variablen durchgeführt. Die Zu- und Abschlagswerte der restlichen Variablen bleiben dabei unverändert. Hier werden also die Zu- und Abschläge verwendet, die sich als (nun unverzerrte) Koeffizienten aus der Regressionsrechnung mit Kontrolle für die Angebots-RGGs ergeben haben.

### 6.3.2 Wirkung des Neutralisierungsansatzes

In diesem Abschnitt wird eine Modellvariante, die eine Neutralisierung der angebotsseitigen Variablen beinhaltet, gerechnet und dem JA 2021 (sowohl mit als auch ohne Regionalkomponente) gegenübergestellt. In diesem Modell werden zum Modell des Jahresausgleichs mit Regionalkomponente die fünf im Rahmen der Regionalkomponente als angebotsseitig definierten regionalstatistischen Merkmale „Krankenhausbettendichte“, „Facharzttdichte“, „Hausarzttdichte“, „Pflegeheimplätze“ und „Übersversorgung“ in Form von insgesamt 50 zusätzlichen RGGs in das Regressionsmodell aufgenommen. Vor der Ermittlung der Zuweisungen werden alle Regressionskoeffizienten dieser Angebotsvariablen in der oben dargestellten Weise „neutralisiert“, d. h. auf den Mittelwert über alle Ausprägungen der Variable gesetzt (vgl. Tabelle 68).

Tabelle 68: Verwendete Regionalvariablen in den Modellen

Modell	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit Neutralisierung der Angebotsvariablen	JA 2021 mit RGGs
Variablen der Regionalkomponente		Sterbekosten	
		Zuweisungen	
		Ambulante Pflege	
		Gesamtwanderungssaldo	
		Beschäftigte in personenbezogenen Dienstleistungsberufen	
		Stationäre Pflege	
		Pendlersaldo	
		Kleine und mittlere Unternehmen	
		<b>Krankenhausbetten</b>	
		<b>Facharzttdichte</b>	
		<b>Hausarzttdichte</b>	
	<b>Übersversorgung</b>		
	<b>Pflegeheimplätze</b>		

Quelle: Auswertung BAS

In Tabelle 69 erfolgt die Gegenüberstellung der Gütemaße des Neutralisierungsmodells mit dem Modell ohne RGGs bzw. mit dem Modell des Jahresausgleichs 2021 mit RGGs.

Tabelle 69: Gütemaße der Modelle

Modell	JA 2021 ohne RGGs	JA 2021 mit Neutralisierung der Angebotsvariablen	JA 2021 mit RGGs
R <sup>2</sup>	58,0948%	58,1029%	58,1033%
CPM	27,9544%	27,9723%	27,9715%
MAPE	2.636,88 €	2.636,23 €	2.636,26 €
MAPE <sub>KK_abs</sub>	48,89 €	40,08 €	39,72 €
gew. MAPE <sub>KK_abs</sub>	36,64 €	27,36 €	26,80 €
MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	96,45 €	67,20 €	65,51 €
gew. MAPE <sub>Kreis_abs</sub>	94,03 €	55,09 €	51,35 €

Quelle: Auswertung BAS

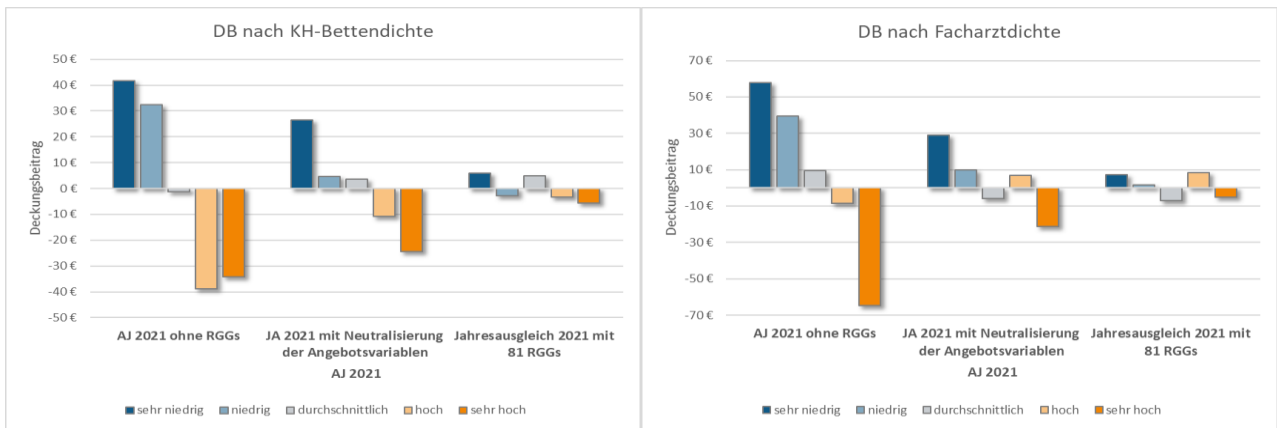
Wie bei generell allen in diesem Gutachten untersuchten RSA-Modellen mit Regionalkomponente zeigt sich, dass die Regionalkomponente für die Vorhersagegüte der versichertenindividuellen Leistungsausgaben von eher nachgeordneter Bedeutung ist. Zwischen den drei betrachteten Modellen ergeben sich – gemessen an der Anzahl der in das Modell aufgenommenen RGGs – insgesamt nur geringe Veränderungen der Individualmaße R<sup>2</sup>, CPM und MAPE. Die Neutralisierungsvariante erreicht dabei eine vergleichbare Vorhersagegüte auf Versichertenebene wie das Modell des Jahresausgleichs 2021 mit RGGs. Ebenso ergeben sich für die Ergebnisse der Gütemaße auf Ebene der Krankenkassen (MAPE<sub>KK\_abs</sub>) kaum Veränderungen. Die Neutralisierungsvariante zeigt sowohl in der Betrachtung des gewichteten als auch des ungewichteten Maßes eine nur geringfügig niedrigere Vorhersagegüte als der JA 2021 ohne Neutralisierung. Auch in regionaler Hinsicht, bei Betrachtung des MAPE<sub>Kreis\_abs</sub> wiederholt sich dieses Bild, wobei die Verschlechterung der Kennzahlen des Neutralisierungsmodells etwas stärker ausfällt als bei den Kennzahlen auf Individual- und Kassenebene. Dies ist aber erwartbar, weil ein Teil der regionalen Ausgabenunterschiede – nämlich derjenige, der durch das medizinische Angebot determiniert wird – durch die Neutralisierung ganz explizit vom Ausgleich ausgenommen wird.

Trotzdem erreicht der Neutralisierungsansatz – gemessen an der Reduktion des gewichteten MAPEs auf Kreisebene – noch immer eine Erklärung der regionalen Ausgabenunterschiede in Höhe von rund 70 % und liegt damit nah an der Erklärungskraft des Jahresausgleichs (76 %) und deutlich oberhalb des Modells ohne RGGs (55 %).<sup>20</sup>

In Abbildung 40 bis Abbildung 42 werden die Auswirkungen des Neutralisierungsansatzes auf die Deckungsbeiträge der Versicherten in den unterschiedlichen, für diese Untersuchung gebildeten versorgungsstrukturellen Kreistypen aufgezeigt.

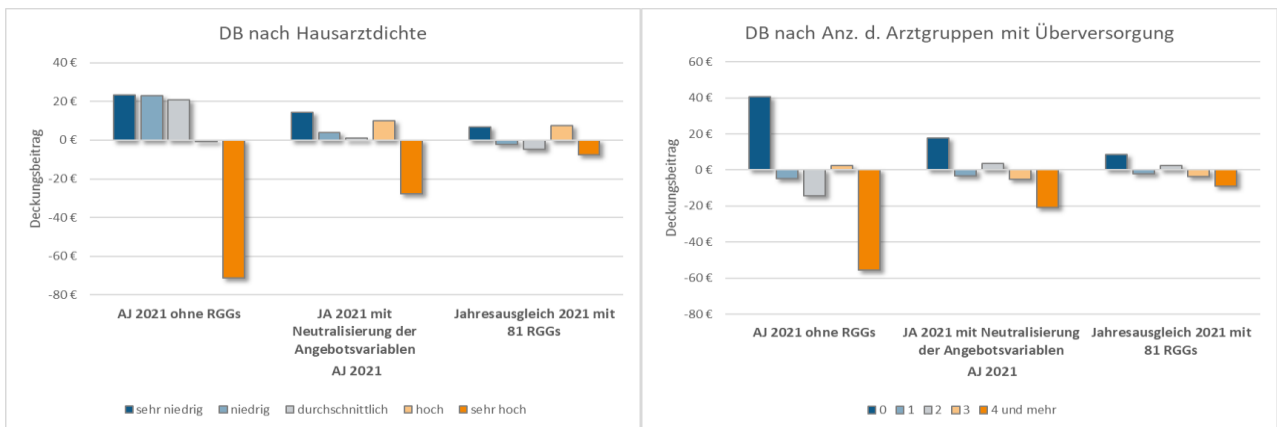
<sup>20</sup> Gemessen an der Reduktion des in der Tabelle nicht dargestellten Variationskoeffizienten der Deckungsquoten liegen die entsprechenden Werte bei rund 60 % für das Modell ohne RGGs, bei 70 % in der Neutralisierungsvariante sowie bei 71 % im Jahresausgleich 2021.

Abbildung 40: Wirkung des Neutralisierungsansatzes auf die Deckungsbeiträge nach Krankenhausbetten- und Facharztdichte



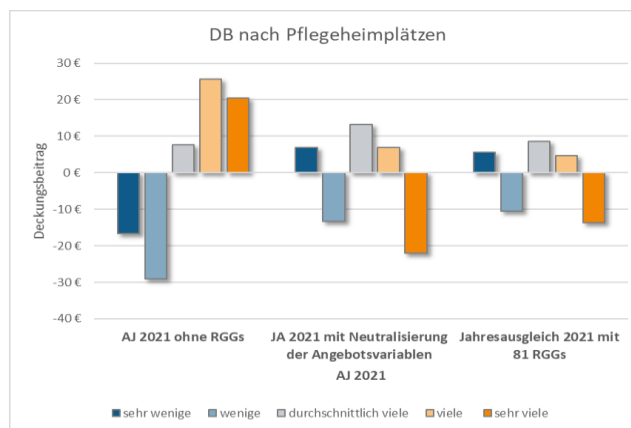
Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 41: Wirkung des Neutralisierungsansatzes auf die Deckungsbeiträge nach Hausarztdichte und Arztgruppen mit Versorgungsgrad > 140 %



Quelle: Auswertung BAS

Abbildung 42: Wirkung des Neutralisierungsansatzes auf die Deckungsbeiträge nach verfügbaren Pflegeheimplätzen



Quelle: Auswertung BAS

Generell nehmen durch die Neutralisierung die angebotsbezogenen Über- und Unterdeckungen gegenüber dem Jahresausgleich mit RGGs (aber ohne Neutralisierung) wieder deutlich zu. Das bedeutet, dass

die unter 6.2.2 beschriebenen indirekten Effekte der Regionalkomponente auf den Ausgleich angebotsbezogener Deckungsbeiträge teilweise wieder zurückgenommen werden.

## 6.4 Bewertung

Wie bereits im einführenden Abschnitt 6.1 dieses Kapitels ausgeführt wurde, ist die Frage, ob bzw. in welchem Ausmaß Angebotseffekte im RSA ausgeglichen werden sollten, normativ-konzeptionell zu beantworten. Die Antwort hängt dabei von den Zielen des Risikostrukturausgleichs ab. Eine Berücksichtigung von Angebotsvariablen in der Regionalkomponente führt in der Tendenz dazu, dass im Vergleich zum Status quo (noch) mehr Zuweisungen in die besser ausgestatteten und entsprechend weniger Zuweisungen in die weniger ausgestatteten Regionen fließen. Falls die Kassen keinerlei Einfluss auf die Gestaltung der Versorgungsdichte hätten, so könnte man die Auffassung vertreten, dass die Variablen exogen vorgegeben sind. 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 wahrnehmen. Andererseits wird argumentiert, dass die Berücksichtigung tendenziell die ungleichen Versorgungsdichten zementieren würde, wenn im Vergleich zum Status quo höhere Zuweisungen im RSA an Krankenkassen fließen würden, die einen Schwerpunkt ihrer Mitgliedschaft in besser versorgten Regionen haben (vgl. hierzu Drösler et al. 2018, S. 164).

Es steht zwar fest, dass zumindest ein Teil der regionalen Ausgabenunterschiede mit der Dichte des medizinischen Angebots in den jeweiligen Regionen korreliert (und voraussichtlich auch mit dem Versorgungsangebot in einem kausalen Zusammenhang steht). Es ist aber offen – und war auch im Rahmen dieses Gutachtens nicht zu untersuchen –, ob diese Ausgabenunterschiede auf regionale (In-)Effizienzen in der Versorgung zurückgehen. Auch ist nicht klar, inwieweit die Krankenkassen im Rahmen ihrer Gestaltungsspielräume auf den Aufbau effizienter Angebotsstrukturen Einfluss nehmen bzw. überhaupt nehmen können. Wie bereits an anderer Stelle ausgeführt, wären hieraus folgende Wirtschaftlichkeits- und Effizienzunterschiede sowohl aus anreiztheoretischer Sicht als auch unter Beachtung der geltenden Rechtsprechung (vgl. Bundesverfassungsgericht 2005, Rn. 207) nicht notwendigerweise gleichsrelevant. Außerdem ist zu betonen, dass bestimmte Gebiete – etwa Ballungsräume und Großstädte – die medizinische Versorgung des Umlandes mitzutragen haben und sich auch in der aktuellen versorgungspolitischen Diskussion zunehmende Zentralisierungstendenzen auf der Angebotsseite abzeichnen. Hieraus ergeben sich konsequenterweise (auch erwünschte) Unterschiede in der regionalen Versorgung, die bei Versicherten mit einer besonderen räumlichen Nähe zu diesen Gebieten indirekt zu einer angebotsinduzierten Nachfrage mit daraus folgenden höheren Leistungsausgaben führen können.

Für die empirischen Analysen dieses Kapitels wurden die 400 Kreise in Abhängigkeit bestimmter Versorgungsindikatoren (etwa der jeweiligen Krankenhausbettendichte oder der Facharztdichte) zu „versorgungsstrukturellen Kreistypen“ zusammengefasst. Hierbei zeigt sich zunächst, dass die Höhe der Leistungsausgaben der Versicherten bei einem Teil der betrachteten Versorgungstypen einen Zusammenhang mit dem medizinischen Angebot aufweist. Bereits der RSA ohne Regionalkomponente gleicht zumindest einen Teil dieser regionalen Ausgabenunterschiede, die mit dem medizinischen Angebot korrelieren, aus (vgl. Abschnitt 6.2.2). Die im Ausgleichsjahr 2021 vorgenommene Einführung der Regionalkomponente führt darüber hinaus zwar nicht zu einem vollständigen Ausgleich der Über- und Unterde-

ckungen, die mit dem regionalen Angebot einhergehen, allerdings ist festzustellen, dass diese angebotsbezogenen Deckungsunterschiede – trotz des Ausschlusses der Angebotsvariablen aus der Regionalkomponente – zu einem sehr großen Teil indirekt egalisiert werden.

Der Vergleich des RSA ohne und mit Regionalkomponente zeigt ein Absinken des gewichteten MAPEs auf Kreisebene von 94,03 € auf 51,35 € und damit einen merklichen Anstieg des durch das Modell erklärten Anteils der regionalen Unterschiede von 55 % auf 76 %. Im Mittel nehmen die absoluten Fehldeckungen im Modell also deutlich ab. Betrachtet man die Über- und Unterdeckungen nach den Ausprägungen der Angebotsvariablen, so ist dieser Effekt je nach Variable unterschiedlich stark ausgeprägt. Beispielsweise sinken die Deckungsbeiträge in Bezug auf die Angebotsvariable „Krankenhausbettendichte“ sehr stark (bspw. für Kreise mit sehr niedriger Krankenhausbettendichte von 136 € auf 6 €), während die Veränderung in Bezug auf die Ausprägungen der Angebotsvariable „Pflegeheimplätze“ etwas geringer ausfällt. Aus Sicht des Wissenschaftlichen Beirats kann mit Blick auf die Höhe dieser Verteilungswirkungen insgesamt durchaus von einem „relevanten Umfang“ der indirekten Ausgleichseffekte gesprochen werden.

Diese indirekten Effekte der im Regionalmodell berücksichtigten (nicht-angebotsbezogenen) Merkmale auf die mit den ausgeschlossenen Angebotsvariablen einhergehenden Ausgaben- bzw. Deckungsbeitragsunterschiede sind nach Ansicht des Beirats aufgrund der hohen Korrelation zwischen den angebotsseitigen und nicht-angebotsseitigen Regionalmerkmalen im derzeitigen Modell unvermeidbar. Selbst wenn alle in der Regionalkomponente berücksichtigten nicht-angebotsseitigen Merkmale für sich genommen ein sehr hohes Maß an inhaltlich evidenter Erklärungskraft für die regionalen Deckungsbeitragsunterschiede aufwiesen, würde es aufgrund ihres statistischen Zusammenhangs mit den Versorgungsstrukturen bei gegebener Modellausgestaltung immer auch zu einem (zumindest partiellen) Ausgleich von angebotsbedingten Ausgaben- bzw. Deckungsunterschieden kommen. Allerdings gleicht nicht nur die Regionalkomponente indirekt Angebotsunterschiede aus, sondern auch der RSA ohne Regionalkomponente. Das liegt daran, dass unvermeidbare Korrelationen in den Datensätzen zwischen Angebot, Alter, Geschlecht und Morbidität vorliegen, die sowohl den RSA als auch die Regionalkomponente betreffen.

Sollen die in diesem Gutachten beschriebenen indirekten Effekte des Regionalausgleichs beschränkt werden – was letztendlich politisch zu entscheiden ist – ist die derzeitige gesetzliche Regelung zum Ausschluss angebotsbezogener Variablen aus der Regionalkomponente nicht ausreichend.

Ein prüfenswerter Ansatz, über den sich ggf. regionale Deckungsunterschiede außerhalb der Regionalkomponente zumindest etwas reduzieren lassen und bei dem angebotsbedingte Ausgabenunterschiede voraussichtlich weniger stark ausgeglichen werden als im gegenwärtig verwendeten RGG-Modell, stellt der in Kapitel 5 diskutierte Ansatz des Einbezugs weiterer (regional variierender und angebotsunabhängiger) Ausgleichsmerkmale auf der Individualebene dar. Allerdings stehen dem Beirat hierzu derzeit keine Daten für weitergehende Untersuchungen zur Verfügung. Vor einer grundsätzlich denkbaren Erweiterung des RSA um die in Forschungsfrage 2 vorgeschlagenen möglichen Individualvariablen, müssten diese zunächst erhoben und geprüft werden. Dies ist nur mittel- bis langfristig realisierbar. Ohnehin sollte eine mögliche Reduktion regionaler Ungleichheiten durch den Einbezug zusätzlicher Risikomerkmale auf der Versichertenebene nur als Nebeneffekt eines verbesserten Individualausgleichs verstanden werden.

Soll der Ausgleich der mit dem regionalen Angebot korrelierenden Ausgaben innerhalb der Regionalkomponente selbst reduziert werden, kommt grundsätzlich eine Neutralisierung der Angebotsvariablen

in Betracht. Für das vorliegende Gutachten wurde daher – dem Auftrag des BMG entsprechend – ein Verfahren zur Neutralisierung der Effekte des medizinischen Angebots im Rahmen der bestehenden Regionalkomponente geprüft. In diesem Zusammenhang wurde eine denkbare Variante des Neutralisierungsansatzes modelliert (vgl. Abschnitt 6.3.2). Bei einer zusätzlichen Aufnahme und Neutralisierung der fünf vorliegenden Angebotsvariablen in das Modell des AJ 2021 (81 RGGs des AJ 2021 plus 50 neutralisierte Angebots-RGGs) wird weiterhin ein sehr großer Anteil der regionalen Ausgabenunterschiede (ca. 70 % bis 74 %) ausgeglichen, womit die Reduktion der regionalen Unterschiede ähnlich hoch ausfällt wie im JA 2021 ohne Neutralisierung. Die Deckungsbeitragsunterschiede, die mit dem regionalen Angebot korrelieren, werden bei Neutralisierung der Angebotsvariablen im Vergleich zum Modell des Jahresausgleichs 2021 hingegen wieder deutlich erhöht, d. h. die mit dem medizinischen Angebot einhergehenden Unterschiede werden weniger stark ausgeglichen. Auf Grundlage dieser Untersuchung lässt sich festhalten, dass der geprüfte Neutralisierungsansatz in der erwarteten Weise wirkt und dazu geeignet ist, den indirekten Ausgleich der mit dem regionalen medizinischen Angebot korrelierenden Ausgabenunterschiede zu begrenzen.

## Literaturverzeichnis

- Albrecht, M., Höer, A., Gerbsch, N. & Maag, L. (2022) „Arzneimittelausgaben im gesamtwirtschaftlichen Kontext – Ökonomische Effekte innovativer Arzneimittel“, [https://www.iges.com/sites/igesgroup/iges.de/myzms/content/e6/e1621/e10211/e27603/e29067/e29068/e29070/attr\\_objs29072/IGES\\_ArzneimittelausgabenimgesamtwirtschaftlichenKontext\\_092022\\_ger.pdf?preview=preview](https://www.iges.com/sites/igesgroup/iges.de/myzms/content/e6/e1621/e10211/e27603/e29067/e29068/e29070/attr_objs29072/IGES_ArzneimittelausgabenimgesamtwirtschaftlichenKontext_092022_ger.pdf?preview=preview) [12.09.2023].
- Amt für Stadtentwicklung und Statistik der Stadt Köln (Hg.) (2021) „Zuzüge, Fortzüge und Umzüge in Köln 2020 – Über Muster beim Wanderungsverhalten“, *Kölner Statistische Nachrichten* - 20/2021, [https://www.stadt-koeln.de/mediaasset/content/pdf15/statistik-einwohner-und-haushalte/ksn\\_20\\_2021\\_zuzuege\\_fortzuege\\_und\\_umzuege\\_in\\_koeln\\_2020.pdf](https://www.stadt-koeln.de/mediaasset/content/pdf15/statistik-einwohner-und-haushalte/ksn_20_2021_zuzuege_fortzuege_und_umzuege_in_koeln_2020.pdf) [03.08.2023].
- Andersen, R. M. (1968) „Families' use of health Services: A behavioral model of predisposing, enabling, and need components“, *Dissertation*, Purdue University.
- Andersen, R. M. (1995) „Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter?“, *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 36 (1), S. 1–10. DOI: 10.2307/2137284.
- Andersen, R. & Newman, J. F. (1973) „Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States“, *The Milbank Memorial Fund quarterly. Health and society*, Vol. 51 (1), S. 95–124.
- AOK-Bundesverband (2023) „Stellungnahme des AOK-Bundesverbandes vom 04.08.2023 zum Festlegungsentwurf für das Morbi-RSA-Klassifikationsmodell gem. § 8 Abs. 4 RSAV für das Ausgleichsjahr 2024“, [https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Festlegungen/2023/02\\_Klassifikation\\_AJ2024\\_Stellungnahmen.zip](https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Festlegungen/2023/02_Klassifikation_AJ2024_Stellungnahmen.zip) [29.01.2024].
- Barnett, R. & Malcolm, L. (2010) „Practice and ethnic variations in avoidable hospital admission rates in Christchurch, New Zealand“, *Health & place*, Vol. 16 (2), S. 199–208. DOI: 10.1016/j.healthplace.2009.09.010.
- Bauernfeind, J. (2021) „Schriftliche Stellungnahme zum Entwurf eines Gesetzes zur Weiterentwicklung der Gesundheitsversorgung (GVWG) – Ausschussdrucksache 19(14)311(25) gel ESV zur öffentl. Anh. am 12.04.2021 - GVWG“, [https://www.bundestag.de/resource/blob/833168/1bc8d1fef98c5177a5ac667ff27c5550/19\\_14\\_0311-25-\\_ESV-Bauernfeind\\_GVWG-data.pdf](https://www.bundestag.de/resource/blob/833168/1bc8d1fef98c5177a5ac667ff27c5550/19_14_0311-25-_ESV-Bauernfeind_GVWG-data.pdf) [29.01.2024].
- Bertelsmann Stiftung (Hg.) (2015) „Palliativversorgung – Leistungsangebot entspricht (noch) nicht dem Bedarf - Ausbau erfordert klare ordnungspolitische Strategie“ (Spotlight Gesundheit 10), [https://faktencheck-gesundheit.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/SPOTGes\\_VV\\_Palliativversorgung\\_2015.pdf](https://faktencheck-gesundheit.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/SPOTGes_VV_Palliativversorgung_2015.pdf) [28.07.2023].
- Bewertungsausschuss Ärzte (2020) „Bericht gemäß § 87 Absatz 1b SGB V über die Entwicklung der vertragsärztlichen palliativmedizinischen Versorgung – Berichtsjahr 2020“,
- BKK Dachverband e. V. (2023) „Stellungnahme des BKK Dachverband e. V. Anhörung des Bundesamtes für Soziale Sicherung zum Entwurf der Festlegungen nach § 8 Absatz 4 RSAV für das Ausgleichsjahr 2024“, [https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Festlegungen/2023/02\\_Klassifikation\\_AJ2024\\_Stellungnahmen.zip](https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Festlegungen/2023/02_Klassifikation_AJ2024_Stellungnahmen.zip) [29.01.2024].
- Buchner, F. (2018) „Die Regionalisierungsdebatte - ein Blick über die Grenzen“, *G+G Wissenschaft*, Vol. 18 (1), S. 26–34.

- Bundesagentur für Arbeit (Hg.) (2023a) „Datenbank Beschäftigungsstatistik – Beschäftigte nach Berufen am Arbeitsort“, <https://statistik.arbeitsagentur.de/DE/Navigation/Statistiken/Interaktive-Statistiken/Datenbanken/Datenbanken-BST-Nav.html> [28.02.2023].
- Bundesagentur für Arbeit (Hg.) (2023b) „Eckwerte Arbeitsmarkt“, <https://statistik.arbeitsagentur.de/DE/Navigation/Statistiken/Interaktive-Statistiken/Eckwerte-Arbeitsmarkt/Dashboard-Eckwerte-Arbeitsmarkt-Nav.html> [18.12.2023].
- Bundesamt für Soziale Sicherung (Hg.) (2020a) „Festlegungen nach § 8 Absatz 4 RSAV für das Ausgleichsjahr 2021“, Bonn, <https://www.bundesamtsozialesicherung.de/de/themen/risikostrukturausgleich/festlegungen/> [03.03.2022].
- Bundesamt für Soziale Sicherung (Hg.) (2020b) „Festlegungsentwurf nach § 8 Absatz 4 RSAV für das Ausgleichsjahr 2021“, Bonn, <https://www.bundesamtsozialesicherung.de/de/themen/risikostrukturausgleich/festlegungen/> [29.04.2022].
- Bundesamt für Soziale Sicherung (Hg.) (2023) „Festlegungen nach § 8 Absatz 4 RSAV für das Ausgleichsjahr 2024“, Bonn, <https://www.bundesamtsozialesicherung.de/de/themen/risikostrukturausgleich/festlegungen/> [06.11.2023].
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) (Hg.) (2022a) „Laufende Raubeobachtung - Raumabgrenzungen – Raumtypen 2010“, [https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raubeobachtung/Raumabgrenzungen/deutschland/gemeinden/Raumtypen2010\\_vbg/Raumtypen2010\\_LageSied.html](https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raubeobachtung/Raumabgrenzungen/deutschland/gemeinden/Raumtypen2010_vbg/Raumtypen2010_LageSied.html) [21.12.2022].
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) (Hg.) (2022b) „Laufende Raubeobachtung - Raumabgrenzungen – Siedlungsstrukturelle Kreistypen“, <https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raubeobachtung/Raumabgrenzungen/deutschland/kreise/siedlungsstrukturelle-kreistypen/kreistypen.html> [21.12.2022].
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) (Hg.) (2023) „INKAR - Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung“, <https://www.inkar.de/> [08.08.2023].
- Bundesministerium für Gesundheit (Hg.) (o. J.) „Ergebnisse der GKV-Fallstatistiken – KG 3-Statistik“, <https://www.bundesgesundheitsministerium.de/themen/krankenversicherung/zahlen-und-fakten-zur-krankenversicherung/geschaeftergebnisse.html#c10339> [04.08.2023].
- Bundesverfassungsgericht (2005) „Leitsätze zum Beschluss des Zweiten Senats vom 18.07.2005“, BVerfGE 113, 167 - 273, [http://www.bverfg.de/e/fs20050718\\_2bvf000201.html](http://www.bverfg.de/e/fs20050718_2bvf000201.html) [10.06.2022].
- Das, S. K. (2003) „Harmful health effects of cigarette smoking“, *Molecular and cellular biochemistry*, Vol. 253 (1-2), S. 159–165. DOI: 10.1023/a:1026024829294.
- Dasch, B. (2017) „Deskription und Analyse des Sterbeortes in ausgewählten Regionen Deutschlands auf Grundlage epidemiologischer Querschnitterhebungen im ambulanten und stationären Setting“, *Habilitationsschrift*, München, LMU München, [https://edoc.ub.uni-muenchen.de/22393/7/Dasch\\_Burkhard.pdf](https://edoc.ub.uni-muenchen.de/22393/7/Dasch_Burkhard.pdf) [27.07.2023].
- Dasch, B. & Zahn, P. K. (2021) „Sterbeorttrend und Häufigkeit einer ambulanten Palliativversorgung am Lebensende – Analyse von Todesbescheinigungen (2001, 2011, 2017) sowie pseudonymisierten Daten ausgewählter PKDs in Westfalen (2017)“, *Deutsches Ärzteblatt International*, Vol. 118 (19), S. 331–338. DOI: 10.3238/arztebl.m2021.0124.



- Deutscher Bundestag (2019) „Entwurf eines Gesetzes für einen fairen Kassenwettbewerb in der gesetzlichen Krankenversicherung - Fairer-Kassenwettbewerb-Gesetz – Entwurf GKV-FKG“, BT-Drs. 19/15662, <https://dserver.bundestag.de/btd/19/156/1915662.pdf> [29.01.2024].
- Deutscher Bundestag (2020) „Beschlussempfehlung und Bericht des Ausschusses für Gesundheit (14. Ausschuss)“, BT-Drs. 19/17155, <https://dserver.bundestag.de/btd/19/171/1917155.pdf> [26.04.2022].
- Ditscheid, B., Krause, M., Lehmann, T., Stichling, K., Jansky, M., Nauck, F., Wedding, U., Schneider, W., Marschall, U., Meißner, W. & Freytag, A. (2020) „Palliative care at the end of life in Germany: Utilization and regional distribution“, *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz*, Vol. 63 (12), S. 1502–1510. DOI: 10.1007/s00103-020-03240-6.
- Ditscheid, B., Meissner, F., Gebel, C., Hennig, B., Marschall, U., Meißner, W., Wedding, U. & Freytag, A. (2023) „Inanspruchnahme von Palliativversorgung am Lebensende in Deutschland: zeitlicher Verlauf (2016–2019) und regionale Variabilität“, *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*. DOI: 10.1007/s00103-023-03683-7.
- Drösler, S. E., Garbe, E., Hasford, J., Schubert, I., Ulrich, V., van de Ven, W. P. M. M., Wambach, A., Wasem, J. & Wille, E. (2017) „Sondergutachten zu den Wirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs“, [https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/5\\_Publikationen/Gesundheit/Berichte/Sondergutachten\\_Wirkung\\_RSA\\_2017.pdf](https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/5_Publikationen/Gesundheit/Berichte/Sondergutachten_Wirkung_RSA_2017.pdf) [28.09.2021].
- Drösler, S. E., Garbe, E., Hasford, J., Schubert, I., Ulrich, V., van de Ven, W. P. M. M., Wambach, A., Wasem, J. & Wille, E. (2018) „Gutachten zu den regionalen Verteilungswirkungen des morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleichs“, [https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Wissenschaftlicher\\_Beirat/20180710webGutachten\\_zu\\_den\\_regionalen\\_Verteilungswirkungen\\_2018.pdf](https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Wissenschaftlicher_Beirat/20180710webGutachten_zu_den_regionalen_Verteilungswirkungen_2018.pdf) [08.04.2022].
- Drösler, S. E., Hasford, J., Kurth, B.-M., Schaefer, M., Wasem, J. & Wille, E. (2011) „Evaluationsbericht zum Jahresausgleich 2009 im Risikostrukturausgleich – Endfassung“, [https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Wissenschaftlicher\\_Beirat/Evaluationsbericht\\_zum\\_Jahresausgleich.pdf](https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Wissenschaftlicher_Beirat/Evaluationsbericht_zum_Jahresausgleich.pdf) [28.09.2021].
- Entwurf eines Gesetzes zur Verbesserung der Palliativversorgung in Deutschland (2015) „Hospiz- und Palliativgesetz – HPG“, BT-Drs. 18/5170, <https://dserver.bundestag.de/btd/18/051/1805170.pdf> [02.08.2023].
- Gaber, E. (2011) „Sterblichkeit, Todesursachen und regionale Unterschiede“, [https://www.rki.de/DE/Content/Gesundheitsmonitoring/Gesundheitsberichterstattung/GBEDownloadsT/sterblichkeit.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.rki.de/DE/Content/Gesundheitsmonitoring/Gesundheitsberichterstattung/GBEDownloadsT/sterblichkeit.pdf?__blob=publicationFile) [27.07.2023].
- Geruso, M. & McGuire, T. G. (2016) „Tradeoffs in the design of health plan payment systems: Fit, power and balance“, *Journal of health economics*, Vol. 47, S. 1–19. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2016.01.007.
- Gesundheitsberichterstattung des Bundes (GBE) (Hg.) (2015) „Kapitel 5.5 Palliativversorgung“, [https://www.gbe-bund.de/gbe/abrechnung.prc\\_abr\\_test\\_logon?p\\_uid=gast&p\\_aid=0&p\\_knoten=FID&p\\_sprache=D&p\\_suchstring=25783](https://www.gbe-bund.de/gbe/abrechnung.prc_abr_test_logon?p_uid=gast&p_aid=0&p_knoten=FID&p_sprache=D&p_suchstring=25783) [22.12.2022].
- Goddard, M. & Smith, P. (2001) „Equity of access to health care services: theory and evidence from the UK“, *Social Science & Medicine*, Vol. 53 (9), S. 1149–1162. DOI: 10.1016/S0277-9536(00)00415-9.
- Gomes, B., Higginson, I. J., Calanzani, N., Cohen, J., Deliens, L., Daveson, B. A., Bechinger-English, D., Bausewein, C., Ferreira, P. L., Toscani, F., Meñaca, A., Gysels, M., Ceulemans, L., Simon, S. T., Pasman, H.

- R. W., Albers, G., Hall, S., Murtagh, F. E. M., Haugen, D. F., Downing, J., Koffman, J., Pettenati, F., Finetti, S., Antunes, B. & Harding, R. (2012) „*Preferences for place of death if faced with advanced cancer: a population survey in England, Flanders, Germany, Italy, the Netherlands, Portugal and Spain*“, *Annals of oncology: official journal of the European Society for Medical Oncology*, Vol. 23 (8), S. 2006–2015. DOI: 10.1093/annonc/mdr602.
- Göpffarth, D. (2013) „*Was wissen wir über die regionale Variation der Gesundheitsausgaben? – Und was bedeutet das für den Risikostrukturausgleich?*“, *Gesundheits- und Sozialpolitik (G&S)*, Vol. 67 (6), S. 29–35, <https://www.nomos-elibrary.de/10.5771/1611-5821-2013-6-29/was-wissen-wir-ueber-die-regionale-variation-der-gesundheitsausgaben-jahrgang-67-2013-heft-6> [27.09.2021].
- Hach, M., Seipp, H., Haasenritter, J., Kuss, K., Engler, J., Schütze, D. & Becker, D. (2022) „*Evaluation der Spezialisierten Ambulanten Palliativversorgung (SAPV) am Beispiel von Hessen – InnoFonds-Projekt ELSAH - 01VSF16006*“, <https://innovationsfonds.g-ba.de/beschluesse/elsah-evaluation-der-spezialisierten-ambulanten-palliativversorgung-sapv-am-beispiel-von-hessen.40> [29.03.2023].
- Hartung, J. (2012) „*Statistik – Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik*“, München, Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- Herbig, B., Dragano, N. & Angerer, P. (2013) „*Health in the long-term unemployed*“, *Deutsches Arzteblatt international*, Vol. 110 (23-24), S. 413–419. DOI: 10.3238/arztebl.2013.0413.
- IKK e. V. (2023) „*Stellungnahme zum Entwurf der Festlegung von Morbiditätsgruppen, Zuordnungsalgorithmus, Regressionsverfahren und Berechnungsverfahren für das Ausgleichsjahr 2024*“ [09.10.2023].
- Jacobs, K. (2010) „*Solidarität geht über Ländergrenzen*“, *Gesundheit und Gesellschaft*, Vol. 13 (11), S. 14–15.
- Karmann, A., Weinhold, I. & Wende, D. (2019) „*Area Deprivation and its Impact on Population Health: Conceptual Aspects, Measurement and Evidence from Germany*“, *Review of Economics*, Vol. 70 (1), S. 69–98. DOI: 10.1515/roe-2019-0001.
- KBV (Hg.) (2020) „*Palliativversorgung – Praxiswissen - Möglichkeiten der ambulanten Versorgung, Praxisbeispiele und rechtliche Hinweise*“, [https://www.kbv.de/media/sp/PraxisWissen\\_Palliativversorgung.pdf](https://www.kbv.de/media/sp/PraxisWissen_Palliativversorgung.pdf) [18.07.2023].
- KBV (Hg.) (2022a) „*Gesundheitsdaten – Regionale Verteilung der Ärztinnen und Ärzte in der vertragsärztlichen Versorgung*“, <https://gesundheitsdaten.kbv.de/cms/html/16402.php> [14.02.2023].
- KBV (Hg.) (2022b) „*Gesundheitsdaten – Versorgungsgrade in den Planungsbereichen*“, <https://gesundheitsdaten.kbv.de/cms/html/17016.php> [14.02.2023].
- KBV (Hg.) (2023a) „*Eigene Betriebsstättennummer für SAPV-Teams*“, <https://gesundheitsdaten.kbv.de/cms/html/17067.php> [04.08.2023].
- KBV (Hg.) (2023b) „*SAPV-Verordnungen*“, <https://gesundheitsdaten.kbv.de/cms/html/17063.php> [04.08.2023].
- Kim, H., Helmer, D. A., Zhao, Z. & Boockvar, K. (2011) „*Potentially preventable hospitalizations among older adults with diabetes*“, *The American journal of managed care*, Vol. 17 (11), e419-26.
- Krause, M., Ditscheid, B., Lehmann, T., Jansky, M., Marschall, U., Meißner, W., Nauck, F., Wedding, U. & Freytag, A. (2021) „*Effectiveness of two types of palliative home care in cancer and non-cancer patients: A retrospective population-based study using claims data*“, *Palliative medicine*, Vol. 35 (6), S. 1158–1169. DOI: 10.1177/02692163211013666.

- Kroll, L. E., Schumann, M., Hoebel, J. & Lampert, T. (2017) „Regionale Unterschiede in der Gesundheit – Entwicklung eines sozioökonomischen Deprivationsindex für Deutschland“, *Journal of Health Monitoring*, Vol. 2 (2), S. 103–120. DOI: 10.17886/RKI-GBE-2017-035.2.
- Krumm, N. & Rolke, R. (2020) „Evaluation der Wirksamkeit von SAPV in Nordrhein – Innofonds-Projekt APVEL - 01VSF16007“, <https://innovationsfonds.g-ba.de/beschluesse/apvel-evaluation-der-wirksamkeit-von-sapv-in-nordrhein.1> [29.03.2023].
- Kruse, I. (2023) „Bessere Versorgung für Sterbende“, *ersatzkasse magazin*. (1), S. 16–17, <https://www.vdek.com/magazin/ausgaben/2023-01/spezialisierte-ambulante-palliativversorgung-sapv.html> [27.03.2023].
- Lampert, T., Michalski, N., Müters, S., Wachtler, B. & Hoebel, J. (2021) „Gesundheitliche Ungleichheit“, in: Bundeszentrale für Politische Bildung, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung & Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Hg.) *Datenreport 2021: Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland*, Bundeszentrale für politische Bildung, S. 334–345. <http://www.gbv.de/dms/maecenata/1750939096.pdf> [18. Dezember 2023].
- Lux, G., Wasem, J., Buchner, F. & Hüer, T. (2022) „Weiterentwicklung des RSA – Berücksichtigung sozioökonomischer Versichertenmerkmale – Gutachten im Auftrag des AOK-Bundesverbandes“, *Diskussionsbeitrag*, Universität Duisburg-Essen, [https://www.wiwi.uni-due.de/fileadmin/fileupload/CONPRACT/Dokumente/IBES\\_Nr.\\_235\\_final.pdf](https://www.wiwi.uni-due.de/fileadmin/fileupload/CONPRACT/Dokumente/IBES_Nr._235_final.pdf) [26.10.2022].
- Macintyre, S., Ellaway, A. & Cummins, S. (2002) „Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them?“, *Social Science & Medicine*, Vol. 55 (1), S. 125–139. DOI: 10.1016/s0277-9536(01)00214-3.
- Meißner, W., Nauck, F., Wedding, U., Schneider, W., Freytag, A. & Gebel, C. (2021) „Evaluierung der SAPV-Richtlinie: Outcomes, Interaktion, Regionale Unterschiede – Innofonds-Projekt SAVOIR - 01VSF16005“, <https://innovationsfonds.g-ba.de/beschluesse/savoir-evaluierung-der-sapv-richtlinie-outcomes-interaktionen-regionale-unterschiede.19> [29.03.2023].
- Michalski, N., Reis, M., Tetzlaff, F., Herber, M., Kroll, L. E., Hövener, C., Nowossadeck, E. & Hoebel, J. (2022) „D-German Index of Socioeconomic Deprivation (GISD): Revision, Aktualisierung und Anwendungsbeispiele“, *Journal of Health Monitoring*, Vol. 7 (Suppl 5), S. 2–23. DOI: 10.25646/10640.
- Ministerium für Arbeit, Gesundheit und Soziales des Landes Nordrhein-Westfalen (Hg.) (2018) „Hospizarbeit und Palliativversorgung in Nordrhein-Westfalen – Spezialbericht“, [https://www.lzg.nrw.de/\\_php/login/dl.php?u=/\\_media/pdf/ges\\_bericht/gesundheitsberichte-nrw-spezial/mags\\_hospizarbeit\\_nrw\\_2018.pdf](https://www.lzg.nrw.de/_php/login/dl.php?u=/_media/pdf/ges_bericht/gesundheitsberichte-nrw-spezial/mags_hospizarbeit_nrw_2018.pdf) [28.07.2023].
- Mohnen, S. M., Schneider, S. & Droomers, M. (2019) „Neighborhood characteristics as determinants of healthcare utilization – a theoretical model“, *Health Economics Review*, Vol. 9 (1), S. 7. DOI: 10.1186/s13561-019-0226-x.
- Nelder, J. A. (1976) „Algorithm AS 96: A Simple Algorithm for Scaling Graphs“, *Applied Statistics*, Vol. 25 (1), S. 94–96. DOI: 10.2307/2346537.
- Ozegowski, S. & Sundmacher, L. (2012) „Wie „bedarfsgerecht“ ist die Bedarfsplanung? Eine Analyse der regionalen Verteilung der vertragsärztlichen Versorgung“, *Gesundheitswesen*, Vol. 74 (10), S. 618–626.
- Pollock, K. (2015) „Is home always the best and preferred place of death?“, *BMJ*, Vol. 351, h4855. DOI: 10.1136/bmj.h4855.

- Prütz, F. & Saß, A.-C. (2017) „Daten zur Palliativversorgung in Deutschland: Welche Datenquellen gibt es, und was sagen sie aus?“, *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz*, Vol. 60 (1), S. 26–36. DOI: 10.1007/s00103-016-2483-8.
- Radbruch, L., Nauck, F. & Sabatowski, R. (2005) „Was ist Palliativmedizin?“, [http://www.dgpalliativmedizin.de/images/stories/Was\\_ist\\_Palliativmedizin\\_Definitionen\\_Radbruch\\_Nauck\\_Sabatowski.pdf](http://www.dgpalliativmedizin.de/images/stories/Was_ist_Palliativmedizin_Definitionen_Radbruch_Nauck_Sabatowski.pdf) [22.12.2022].
- Reschke, P., Sehlen, S., Schiffhorst, G., Schröder, W. F., Lauterbach, K. W. & Wasem, J. (2004) „Klassifikationsmodelle für Versicherte im Risikostrukturausgleich – Untersuchung zur Auswahl geeigneter Gruppenbildungen, Gewichtungsfaktoren und Klassifikationsmerkmale für einen direkt morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich in der gesetzlichen Krankenversicherung“, [https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/5\\_Publikationen/Ministerium/Klassifikationsmodelle\\_RSA.pdf](https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/5_Publikationen/Ministerium/Klassifikationsmodelle_RSA.pdf) [28.09.2021].
- Schäfer, T. (2011) „Statistische Bewertung unterschiedlicher Hierarchievarianten im Klassifikationssystem für den Risikostrukturausgleich – Gutachten im Auftrag des Bundesversicherungsamtes“, [https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/Gutachten\\_Schaefer.pdf](https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/Gutachten_Schaefer.pdf) [06.10.2021].
- Schäffer, T. (2019) „Ursachen regionaler Unterschiede in der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen in Deutschland: Eine empirische Analyse mit Abrechnungsdaten“, Masterarbeit, Halle-Wittenberg, Martin-Luther-Universität, [https://www.wig2.de/fileadmin/content\\_uploads/PDF\\_Dateien/12020\\_\\_Heft\\_4B\\_ONLINE\\_2.pdf](https://www.wig2.de/fileadmin/content_uploads/PDF_Dateien/12020__Heft_4B_ONLINE_2.pdf) [29.09.2023].
- Schokkaert, E. & van de Voorde, C. (2004) „Risk selection and the specification of the conventional risk adjustment formula“, *Journal of health economics*, Vol. 23 (6), S. 1237–1259. DOI: 10.1016/S0167-6296(03)00040-7.
- Schokkaert, E. & van de Voorde, C. (2006) „Incentives for risk selection and omitted variables in the risk adjustment formula“, *Annals of Economics and Statistics* (83/84), S. 327–351.
- Schokkaert, E. & van de Voorde, C. (2009) „Direct versus indirect standardization in risk adjustment“, *Journal of health economics*, Vol. 28 (2), S. 361–374. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2008.10.012.
- Shohaimi, S., Luben, R., Wareham, N., Day, N., Bingham, S., Welch, A., Oakes, S. & Khaw, K.-T. (2003) „Residential area deprivation predicts smoking habit independently of individual educational level and occupational social class. A cross sectional study in the Norfolk cohort of the European Investigation into Cancer (EPIC-Norfolk)“, *Journal of epidemiology and community health*, Vol. 57 (4), S. 270–276. DOI: 10.1136/jech.57.4.270.
- Shohaimi, S., Welch, A., Bingham, S., Luben, R., Day, N., Wareham, N. & Khaw, K.-T. (2004) „Residential area deprivation predicts fruit and vegetable consumption independently of individual educational level and occupational social class: a cross sectional population study in the Norfolk cohort of the European Prospective Investigation into Cancer (EPIC-Norfolk)“, *Journal of epidemiology and community health*, Vol. 58 (8), S. 686–691. DOI: 10.1136/jech.2003.008490.
- Stamatakis, E., Hillsdon, M., Mishra, G., Hamer, M. & Marmot, M. (2009) „Television viewing and other screen-based entertainment in relation to multiple socioeconomic status indicators and area deprivation: the Scottish Health Survey 2003“, *Journal of epidemiology and community health*, Vol. 63 (9), S. 734–740. DOI: 10.1136/jech.2008.085902.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (Hg.) (2023) „Regionaldatenbank Deutschland“, <https://www.regionalstatistik.de/genesis/online> [15.02.2023].

- Statistisches Bundesamt (2022a) „Geändertes Wanderungsverhalten im Corona-Pandemiejahr 2020“, <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Wanderungen/wanderungsverhalten-corona.html> [03.08.2023].
- Statistisches Bundesamt (Destatis) (2022b) „Pressemitteilung Nr. 268 vom 28. Juni 2022 – Migration 2021: 329 000 Personen mehr zu- als abgewandert“, [https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2022/06/PD22\\_268\\_12411.html](https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2022/06/PD22_268_12411.html) [03.08.2023].
- Sundmacher, L., Schang, L., Schüttig, W., Flemming, R., Frank-Tewaage, J., Geiger, I., Franke, S., Wende, D., Weinhold, I., Höser, C., Kistemann, T., Kemen, J., van den Berg, N., Hoffmann, W., Kleinke, F., Becker, U. & Brechtel, T. (2018) „Gutachten zur Weiterentwicklung der Bedarfsplanung i. S. de. §§ 99 ff. SGB V zur Sicherung der vertragsärztlichen Versorgung“, [https://www.g-ba.de/downloads/39-261-3493/2018-09-20\\_Endbericht-Gutachten-Weiterentwickllung-Bedarfsplanung.pdf](https://www.g-ba.de/downloads/39-261-3493/2018-09-20_Endbericht-Gutachten-Weiterentwickllung-Bedarfsplanung.pdf) [07.08.2023].
- Thönnies, M. & Jakoby, N. R. (2011) „Wo sterben Menschen? Zur Frage des Sterbens in Institutionen“, *Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie*, Vol. 44 (5), S. 336–339. DOI: 10.1007/s00391-011-0181-6.
- Thönnies, M. & Jakoby, N. R. (2013) „Where People Die. A Critical Review“, *Medical Sociology Online*, Vol. 7 (1), S. 8–19. DOI: 10.5167/uzh-85964 [03.08.2023].
- Townsend, P. (1987) „Deprivation“, *Journal of Social Policy*, Vol. 16 (2), S. 125–146. DOI: 10.1017/S0047279400020341.
- Travers, J. L., Hirschman, K. B. & Naylor, M. D. (2020) „Adapting Andersen's expanded behavioral model of health services use to include older adults receiving long-term services and supports“, *BMC geriatrics*, Vol. 20 (1), S. 58. DOI: 10.1186/s12877-019-1405-7.
- Ulrich, V., Wille, E. & Thüsing, G. (2016) „Die Notwendigkeit einer regionalen Komponente im morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich unter wettbewerbsspolitischen und regionalen Aspekten“, <https://digital.zlb.de/viewer/resolver?urn=urn:nbn:de:kobv:109-1-9385447> [24.09.2021].
- Van Baal, K., Stiel, S., Hemmerling, M., Stahmeyer, J. T., Wiese, B., Schneider, N. & Afshar, K. (2021) „Ambulante Palliativversorgung in Niedersachsen – regionale Unterschiede in der Versorgung von Menschen am Lebensende anhand von Qualitätsindikatoren“, [https://www.versorgungsatlas.de/fileadmin/ziva\\_docs/119/VA\\_21-04\\_Bericht-PalliativversorgungNieders-2021-04-22.pdf](https://www.versorgungsatlas.de/fileadmin/ziva_docs/119/VA_21-04_Bericht-PalliativversorgungNieders-2021-04-22.pdf) [25.01.2023].
- Van Baal, K., Ülgüt, R., Schulze, C., Schneider, N. & Stiel, S. (2022) „Implementierung der „Besonders qualifizierten und koordinierten palliativmedizinischen Versorgung“ (BQKPMV) – Erfahrungen und Sichtweisen von SAPV-Teams“, *Zeitschrift für Evidenz, Fortbildung und Qualität im Gesundheitswesen*, Vol. 173, S. 64–74. DOI: 10.1016/j.zefq.2022.03.005.
- Van Kleef, R. C., McGuire, T. G., van Vliet, R. C. J. A. & van de Ven, W. P. M. M. (2017) „Improving risk equalization with constrained regression“, *The European Journal of Health Economics*, Vol. 18 (9), S. 1137–1156. DOI: 10.1007/s10198-016-0859-1.
- Van Veen, S. H., van Kleef, R. C., van de Ven, W. P. M. M. & 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*, Vol. 72 (2), S. 220–243. DOI: 10.1177/1077558715572900.
- Wasem, J., Schillo, S., Lux, G. & Neusser, S. (2016) „Gutachten zu Zuweisungen für Krankengeld nach § 269 Abs. 3 SGB V i. V. m. § 33 Abs. 3 RSAV – Endbericht“, Universität Duisburg-Essen, [https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/Gutachten\\_Krankengeld.pdf](https://www.bundesamtsozialesicherung.de/fileadmin/redaktion/Risikostrukturausgleich/Weiterentwicklung/Gutachten_Krankengeld.pdf) [30.09.2021].

- Weinhold, I. & Gurtner, S. (2014) „*Understanding shortages of sufficient health care in rural areas*“, *Health Policy*, Vol. 118 (2), S. 201–214. DOI: 10.1016/j.healthpol.2014.07.018.
- Wende, D. (2022) „*Regionale Versicherungsrisiken unter dem morbiditätsorientierten Risikostrukturausgleich – Detektion, Ursachen und Reformbedarf der Wettbewerbsbedingungen in der GKV*“, *Dissertation*, Dresden, Technische Universität, [https://tud.qucosa.de/landing-page/?tx\\_dlf\[id\]=https%3A%2F%2Ftud.qucosa.de%2Fapi%2Fqucosa%253A82938%2Fmets](https://tud.qucosa.de/landing-page/?tx_dlf[id]=https%3A%2F%2Ftud.qucosa.de%2Fapi%2Fqucosa%253A82938%2Fmets) [27.09.2023].
- World Health Organization (Hg.) (2023) „*Palliative care*“, <https://www.who.int/health-topics/palliative-care> [18.07.2023].
- Zich, K. & Sydow, H. (2015) „*Faktencheck Palliativversorgung – Sterbeort Krankenhaus*“, <https://www.bertelsmann-stiftung.de/de/publikationen/publikation/did/faktencheck-palliativversorgung-modul-1> [22.11.2022].

# Anhang

## A.1 Zuweisungsvolumina der AGGs und RGGs

Werden die RGGs in das Regressionsmodell aufgenommen, so muss immer ein Dezil je RGG-Block auf Null restringiert werden, da anderenfalls perfekte Multikollinearität vorliegen würde und eine Schätzung dann nicht mehr möglich wäre. Im RSA-Verfahren wird durch die verwendete Statistiksoftware standardmäßig immer das letzte Dezil auf Null restringiert, weil sich das letzte Dezil als Linearkombination aus den AGGs und vorherigen RGGs ergibt. Bei diesem Vorgehen ergeben sich die in Abschnitt 4.3.3.1 (Tabelle 33) dargestellten Zuweisungsvolumina für die einzelnen Gruppen der Risikofaktoren.

Bei dieser Wahl des auf Null restringierten Dezils ergibt sich eine negative Zuweisungssumme über alle RGGs. Allerdings erhöht sich gleichzeitig die Zuweisungssumme für die AGGs. Über AGGs und RGGs gemeinsam verändert sich die Zuweisungssumme durch die Einführung der Regionalkomponente fast nicht.

Bei Hinzunahme der RGGs in das Verfahren dürfen die Zu- und Abschläge für die AGGs und die RGGs nicht isoliert betrachtet werden. Sie sind immer nur gemeinsam sinnvoll zu interpretieren. So ist etwa die Schlussfolgerung nicht zulässig, dass die (im Regelverfahren meistens negativen) RGG-Zuweisungen für die Versicherten in einem Landkreis (oder auch einem Bundesland) zu einem Zuweisungsabfluss führt, sofern nicht auch das (erhöhte) AGG-Zuweisungsvolumen in die Betrachtung mit einbezogen wird.

Dies lässt sich anhand einer geringfügigen Modifikation des Regressionsansatzes verdeutlichen. Hierbei wird nicht der Schätzer für das letzte Dezil je Regionalvariable auf den Wert Null gesetzt, sondern immer der Schätzer des Dezils mit den (zuvor bereits einmal ermittelten) niedrigsten Regressionskoeffizienten. Im Jahresausgleich des Jahres 2021 wären dies die RGGs 0101, 0210, 0303, 0410, 0501, 0601, 0701 und 0801 gewesen.

Die auf den Wert Null restringierten Gruppen dienen als sog. Referenzkategorien. Im vorliegenden Beispiel wurde somit für die erste Variablengruppe anstelle der RGG0110 die RGG0101 als Referenzgruppe gewählt. Durch diesen Wechsel der Referenzkategorie werden die Schätzer für die übrigen RGGs (0102 bis 0110) nun positiv. Durch die konsequente Wahl der jeweils „günstigsten“ RGG je Variablengruppe als Referenzkategorie ergeben sich daher nun für alle RGGs nicht-negative Schätzer und ein in Summe deutlich positives Zuweisungsvolumen der RGGs. Im Gegenzug sinken die Kostenschätzer für die AGGs und somit auch das AGG-Zuweisungsvolumen in identischer Höhe ab (vgl. Tabelle 33 und Tabelle 70).

Tabelle 70: Risikogruppenbezogene Zuweisungsanteile im JA 2021 ohne und mit Regionalkomponente, niedrigstes Dezil restringiert

Zuweisungsart	JA 2021 ohne RGGs		JA 2021 mit RGGs (ohne BLGs)		Differenz	
	Zuweisungssumme	Anteil	Zuweisungssumme	Anteil	Δ Zuweisungssumme	Δ Anteil
AGGs	98.177.645.019 €	43,71 %	53.310.009.938 €	23,73 %	-44.867.635.081 €	-19,98 PP
RGGs	0 €	0,00 %	44.783.631.606 €	19,94 %	44.783.631.606 €	19,94 PP
AGGs + RGGs	98.177.645.019 €	43,71 %	98.093.641.545 €	43,67 %	-84.003.474 €	-0,04 PP
HMGs	126.317.618.814 €	56,23 %	126.403.925.572 €	56,27 %	86.306.758 €	0,04 PP
KEGs	135.943.101 €	0,06 %	133.639.818 €	0,06 %	-2.303.283 €	0,00 PP
<b>Gesamt</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>	<b>224.631.206.934 €</b>	<b>100,00 %</b>	<b>0 €</b>	<b>0,00 PP</b>

Quelle: Auswertung BAS

Betrachtet man die Ergebnisse, also die Zuweisungen je Versicherten, je Region, je Krankenkasse, die Kennzahlen und alle Verteilungswirkungen, so wird deutlich, dass es sich bei dieser Variation des Regressionsansatzes hinsichtlich aller Verteilungseffekte exakt um das Modell des Jahresausgleichs handelt. Dennoch zeigt sich bei isolierter Betrachtung der Zuweisungssumme über die RGGs nun aber mit knapp 45 Mrd. € ein deutlich positiver Betrag (der im Modell des Jahresausgleichs noch bei -14 Mrd. € lag). Die Zuweisungssumme für die AGGs fällt mit 98 Mrd. € hingegen wesentlich niedriger aus als bei der im JA 2021 praktizierten Wahl der Referenzkategorien (112 Mrd. €). Bei der gemeinsamen Betrachtung der AGGs und RGGs aber ermittelt sich ein zusammengenommenes Zuweisungsvolumen in Höhe von 98,094 Mrd. €, das (centgenau) dem Ergebnis des für den Jahresausgleich gewählten Regressionsansatzes entspricht.

Da sich die Summe der AGG- bzw. der RGG-Zuweisungen bzw. deren isolierte Zuweisungsanteile in zwei (hinsichtlich der Verteilungswirkung) absolut identischen Modellen in Abhängigkeit von der Wahl der Referenzkategorien im Regressionsansatz ergeben, führt eine Einzelbetrachtung dieser Zuweisungskategorien in die Irre. Stattdessen kann eine sinnvolle Betrachtung des Zuweisungsvolumens nur auf einer gemeinsamen Betrachtung der Zuweisungssummen für AGGs und RGGs erfolgen, die – wie oben gezeigt – unabhängig von der Wahl der Referenzkategorien auch ein identisches Ergebnis aufweisen.