# Studierende und die deutsche Pflegeversicherung – Präferenzen unter besonderer Berücksichtigung des Sockel-Spitze-Tauschs

# Dissertation zur Erlangung des Grades eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft der Rechts- und Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Bayreuth

vorgelegt von

Julia Kißenbeck

aus

Gütersloh

Dekan: Prof. Dr. André Meyer

Erstberichterstatter: Prof. Dr. Volker Ulrich

Zweitberichterstatter: Prof. Dr. Martin Leschke

Tag der mündlichen Prüfung: 23. Juli 2024

## Danksagung

Das Thema der sozialen Sicherung hat mich bereits mein gesamtes Masterstudium in Vorlesungen und Seminaren begleitet. Auch in meiner Masterthesis durfte ich mich bereits mit Reformen der sozialen Sicherungssysteme beschäftigen. Die damalige Analyse der Reformgeschichte der sozialen Sicherung in Chile hat mein Interesse für die Umsetzung von Reformmaßnahmen geweckt. Gleichzeitig wurden 2019 durch stetig steigende Eigenanteile in der sozialen Pflegeversicherung die Diskussionen um Finanzreformen der Pflegeversicherung in Deutschland lauter. Die Betrachtung der Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs in der deutschen Pflegeversicherung vereint daher mein Interesse für die Analysen von Reformvorhaben mit dem in den Medien sowie im eigenen Leben sehr präsenten Thema der Pflegeabsicherung.

Die Erstellung dieser Arbeit hat mich neben meinem eigentlichen Beruf über die letzten Jahre gleichermaßen gefordert wie auch bereichert. Zahlreiche Menschen in meinem Umfeld haben mich während der gesamten Zeit der Promotion unterstützt.

Ein besonderer Dank gilt meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Volker Ulrich, der mir trotz der räumlichen Entfernung zwischen Hamburg und Bayreuth in zahlreichen Telefonterminen immer wieder mit fachlichem Wissen, konstruktiven Hinweisen sowie bestärkenden Worten zur Seite stand. Auch bei Herrn Prof. Dr. Martin Leschke möchte ich mich für den hilfreichen Austausch zur Eingrenzung der Forschungsfragen in einer frühen Phase meiner Promotion sowie die Übernahme des Zweitgutachtens bedanken. Herrn Prof. Dr. Martin Emmert danke ich herzlich für die Übernahme des Vorsitzes der Prüfungskommission.

Auch meinen Eltern und Großeltern möchte ich herzlich danken. Sie haben mich auf meinem gesamten Ausbildungsweg bedingungslos unterstützt und mir den Rückhalt und Zuspruch gegeben, den es zur Erstellung dieser Arbeit immer wieder gebraucht hat.

Mein größter Dank gilt meinem Ehemann Patrick. Ohne sein Verständnis, seinen unerschütterlichen Optimismus sowie seine Geduld und sein offenes Ohr für meine Gedanken und Zweifel wäre die Anfertigung dieser Arbeit nicht möglich gewesen.

## Zusammenfassung

Die soziale Pflegeversicherung in Deutschland ist als Teilkostenversicherung konzipiert. Verschiedene Einflussfaktoren auf der Einnahmen- und Ausgabenseite führen dazu, dass die Eigenanteile für die Versicherten seit Jahren stark steigen. Da sie in ihrer Höhe sowie im Zahlungszeitraum unbeschränkt sind, stellen sie ein finanziell unkalkulierbares Risiko dar. Die Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs sieht daher vor, die Eigenanteile in ihrer Höhe und im Zahlungszeitraum zu begrenzen. Mithilfe eines Discrete-Choice-Experiments erhebt diese Studie die Präferenzen von Studierenden in Bezug auf die Begrenzungshöhen und -zeiträume im Rahmen eines Sockel-Spitze-Tauschs. 326 Studierende wurden mithilfe eines Online-Fragebogens zu ihren Präferenzen befragt. Der Fragenbogen beinhaltete neben dem Discrete-Choice-Experiment auch Fragen zu soziodemografischen Charakteristika sowie Einstellungen zu und Erfahrungen mit der Absicherung im Pflegefall. Verschiedene Choice-Modelle (Multinomiales Logit, Mixed Logit, Latent Class) dienten zur ökonometrischen Analyse der Daten. Die Ergebnisse zeigen eine grundsätzliche Präferenz für einen Sockel-Spitze-Tausch. Die durchschnittliche Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der monatlichen Eigenanteilshöhe um zusätzliche 100 € beträgt 1,02 Prozentpunkte des Beitragssatzes und 0,32 Prozentpunkte für eine Begrenzung des Zahlungszeitraums um zusätzliche 10 Monate. Ein erwartetes Erbe, die vorangegangene Beschäftigung mit der eigenen Absicherung im Pflegefall und die Zustimmung zum Einbezug weiterer Personengruppen in die Finanzierung der sozialen Pflegeversicherung sowie weitere Faktoren beeinflussen die Präferenzen und Zahlungsbereitschaft. Das Latent-Class-Modell zeigt darüber hinaus, dass sich die Präferenzen der Befragten in zwei Segmente einteilen lassen: in diejenigen, die eine größere Zahlungsbereitschaft für zusätzliche Begrenzungen der Eigenanteile aufweisen, und diejenigen, die eine geringere Zahlungsbereitschaft zeigen. Die Ergebnisse müssen auf Basis bevölkerungsrepräsentativer Studien überprüft und die Heterogenität in den Präferenzen weiter aufgeklärt werden.

#### Abstract

The Statutory Long-term Care Insurance in Germany is designed as partial cost insurance. Different influencing factors on revenue- and spending side result in constantly increasing co-payments for the insured persons. Since co-payments are unlimited in their amount and payment period, they cause an unpredictable financial risk. The reform option of Sockel-Spitze-Tausch is therefore proposing to limit the co-payments in their amount and payment period. With the help of a Discrete-Choice-Experiment this study measures the preferences of students with regards to different configurations of the Sockel-Spitze-Tausch. 326 students were polled via an online-survey. In addition to the Discrete-Choice-Experiment the survey included questions on socio-economic data as well as attitudes on and experiences with the insurance of nursing cases. Different choice models (multinomial logit, mixed logit, latent class) were used for econometric analysis of the data. The results show a general preference for a Sockel-Spitze-Tausch. The average willingness to pay for an additional limitation of 100 € for monthly copayments is 1,02 percentage points and 0,32 percentage points for a limitation of ten further months. Expecting a large bequest, having already dealt with the own insurance of nursing cases and agreeing with the inclusion of additional group of persons are some of the factors that influence the preferences and willingness to pay. Beyond that the latent class model shows that preferences can be separated into two main segments. People who show a strong willingness to pay for additional limitation of co-payments and others that don't. Results should be revised with the help of population-representative studies and heterogeneity should be investigated further.

# Inhaltsverzeichnis

Danksagung	]
Zusammenfassung	11
Abstract	III
Abbildungsverzeichnis	VII
Tabellenverzeichnis	VIII
Abkürzungsverzeichnis	IX
1 Einleitung	1
1.1 Ausgangssituation	1
1.2 Themenstellung und Forschungsbeitrag	3
1.3 Aufbau dieser Arbeit	5
2 Die soziale Pflegeversicherung und ihre Entwicklung	6
2.1 Theoretische Grundlagen	6
2.1.1 Prinzipien und Organisation der SPV	6
2.1.2 Pflegebedürftigkeit und Leistungen in der SPV	9
2.2 Finanzseitige Betrachtung	13
2.2.1 Finanzierungsstruktur	13
2.2.2 Die Einnahmenseite der SPV	15
2.2.3 Die Ausgabenseite der SPV	21
2.2.4 Hilfe zur Pflege	28
2.2.5 Private Zusatzabsicherung des Pflegerisikos	31
2.2.6 Generationengerechtigkeit und finanzielle Nachhaltigkeit	32
3 Der Reformvorschlag der Initiative Pro Pflegereform	36
3.1 Reformszenarien	36
3.2 Finanzielle Wirkungen des Reformvorschlags	44
3.3 Maßnahmen zur Begrenzung des Beitragssatzanstiegs	46
3.4 Abgrenzung: Pflegereform 2021	49
4 Aktueller Forschungsstand	53

4.2 Forschungslücke und Forschungsfragen	
5 Methodische Grundlagen zu Discrete-Choice-Experimenten	
5.1 Präferenzkonzepte und ihre Messung	
5.2 Methoden des Stated-Preferences-Ansatzes	
5.3 Discrete-Choice-Experimente	
5.3.1 Mikroökonomische Fundierung	
5.3.2 Das multinomiale Logit-Modell	
5.3.3 Das Mixed-Logit-Modell	
5.3.4 Das Latent-Class-Modell	
5.4 Gütekriterien der Präferenzmessung mit DCE	
5.4.1 Reliabilität77	
5.4.2 Validität	
5.5 Anforderungen an die Attribute und ihre Ausprägungen	
6 Umsetzung im Kontext der sozialen Pflegeversicherung	
6.1 Aufbau der Befragung86	
6.2 Attribute und ihre Ausprägungen im Kontext der Pflegeversicherung89	
6.2 Attribute und ihre Ausprägungen im Kontext der Pflegeversicherung	
6.3 Experimentelles Design	
6.3 Experimentelles Design	
6.3 Experimentelles Design	
6.3 Experimentelles Design956.4 Datenerhebung1046.4.1 Rekrutierung der Stichprobe1046.4.2 Erhebungsmethodik und Pretests106	
6.3 Experimentelles Design.956.4 Datenerhebung.1046.4.1 Rekrutierung der Stichprobe.1046.4.2 Erhebungsmethodik und Pretests.1066.4.3 Hauptbefragung.108	
6.3 Experimentelles Design956.4 Datenerhebung1046.4.1 Rekrutierung der Stichprobe1046.4.2 Erhebungsmethodik und Pretests1066.4.3 Hauptbefragung1087 Modellspezifikationen und Ergebnisse110	
6.3 Experimentelles Design956.4 Datenerhebung1046.4.1 Rekrutierung der Stichprobe1046.4.2 Erhebungsmethodik und Pretests1066.4.3 Hauptbefragung1087 Modellspezifikationen und Ergebnisse1107.1 Deskriptive Analysen110	
6.3 Experimentelles Design956.4 Datenerhebung1046.4.1 Rekrutierung der Stichprobe1046.4.2 Erhebungsmethodik und Pretests1066.4.3 Hauptbefragung1087 Modellspezifikationen und Ergebnisse1107.1 Deskriptive Analysen1107.1.1 Datenqualität und Entscheidungsverhalten110	

7.3 Ökonometrische Analysen ohne Referenz Status quo	127
7.3.1 Das Mixed-Logit-Modell – Basismodell	127
7.3.2 Das Mixed-Logit-Modell – erweitertes Modell mit Kovariaten	131
7.3.3 Das Latent-Class-Modell mit Kovariaten	134
7.4 Übersicht der wesentlichen Modell-Ergebnisse	137
8 Diskussion	139
8.1 Ergebnisdiskussion	139
8.2 Zusammenfassung wesentlicher Implikationen	154
8.3 Limitationen und Forschungsbedarf	158
9 Fazit und Ausblick	160
Literaturverzeichnis	164
Anhang A – Darstellung des Fragebogens in Lighthouse Studio	191
Anhang B – Experimentelles Design	202

# Abbildungsverzeichnis

Abb. 1 Entwicklung Beitragssätze SPV	16
Abb. 2 Eigen- und Kassenanteil SPV	18
Abb. 3 Entwicklung Leistungsausgaben SPV	22
Abb. 4 Entwicklung Empfänger Hilfe zur Pflege	30
Abb. 5 Schematische Darstellung Sockel-Spitze-Tausch	38
Abb. 6 Berechnungslogik Sockelbetrag	39
Abb. 7 Finanzwirkungen § 43c SGB XI	51
Abb. 8 Aufbau Befragung	87
Abb. 9 Einbindung experimentelles Design	96
Abb. 10 Beispiel Entscheidungssituation	104

# Tabellenverzeichnis

Tab. 1 Entwicklung Leistungsbezieher SPV	11
Tab. 2 Anzahl älterer Personen an der Gesamtbevölkerung	12
Tab. 3 Entwicklung Eigenanteile in stationärer Pflege	19
Tab. 4 Reformszenarien Initiative Pro Pflegereform	37
Tab. 5 Finanzwirkungen des Reformvorschlags	46
Tab. 6 Reformbestandteile § 43c SGB XI	49
Tab. 7 Arten von Validität	79
Tab. 8 Attribute und Levels	94
Tab. 9 Zusammenhangsmaße inkonsistentes Verhalten	113
Tab. 10 Entscheidungsverhalten	115
Tab. 11 Deskriptive Statistik soziodemografische Daten	118
Tab. 12 Deskriptive Statistik Erfahrungen mit Pflegeabsicherung	120
Tab. 13 Deskriptive Statistik Einstellungen zur Finanzierung	121
Tab. 14 Modellvergleich MNL und ML mit Error Komponente	124
Tab. 15 Modellvergleich MNL, ML mit RP und ML mit RP und Error-Kompe	onente 131
Tab. 16 Mixed-Logit-Modell mit Kovariaten	133
Tab 17 Latent-Class-Modell mit Kovariaten	136

# Abkürzungsverzeichnis

**Abb.** Abbildung

AEntlG Angehörigen-Entlastungsgesetz
AIC Akaikes Informationskriterium

BIP Bruttoinlandsprodukt
CA Conjoint-Analyse

CA Conjoint-AnalyseCV Contingent-Valuation

**DCE** Discrete-Choice-Experiment

**eeE** Einrichtungseinheitliche Eigenanteile

**GKV** Gesetzliche Krankenversicherung

**GVWG** Gesundheitsversorgungsweiterentwicklungsgesetz

**IID** Independently and Identically Distributed

LTCI Long-Term Care Insurance

MAV Multi-Attribute-Valuation

MBP Medizinische Behandlungspflege

ML Mixed Logit

MNL Multinomiales Logit

N Gesamtanzahln TeilmengePG Pflegegrad(e)

**PKV** Private Krankenversicherung

**PPV** Private Pflege-Pflichtversicherung

**PSG** Pflegestärkungsgesetz

**PUEG** Pflegeunterstützungs- und -entlastungsgesetz

**PwC** PricewaterhouseCoopers

**RevP** Revealed Preferences

**RP** Randomisierter Parameter

**RS** Reformszenario

RUT Random Utility Theory
SD Standardabweichung

SGB Sozialgesetzbuch

**SPV** Soziale Pflegeversicherung

**SST** Sockel-Spitze-Tausch

**StaP** Stated Preferences

**Tab.** Tabelle



## 1 Einleitung

#### 1.1 Ausgangssituation

Die soziale Pflegeversicherung (SPV) in Deutschland wurde eingeführt, damit die Versicherungsleistungen im Durchschnitt ausreichen, um die pflegebedingten Kosten zu tragen. Bis zum Jahr 1998 hat die SPV dies noch weitestgehend leisten können. Seitdem haben sich die Eigenanteile für Pflegevergütung sowie Unterkunft, Verpflegung und Investitionskosten jedoch stark erhöht (vgl. Rothgang, 2018a, S. 11–13). In der deutschen Pflegeversicherung kommen seit einiger Zeit verschiedene Entwicklungen zusammen. Seit vielen Jahren beschreibt der Begriff des Pflegenotstands die Lage in der deutschen Pflegeversicherung. Die Pflegebranche ist gekennzeichnet durch fehlendes Personal und niedrige Löhne. Die in der Regel teuren Maßnahmen zur Behebung dieser Umstände müssen insbesondere über Eigenanteile und damit größtenteils von den Pflegebedürftigen selbst finanziert werden.

Die Zahl der Leistungsempfänger ist seit Gründung der SPV im Jahr 1995 stetig gestiegen, von 1,1 Mio. Leistungsbeziehern im Gründungsjahr auf 4,6 Mio. im Jahr 2021 (vgl. BMG, 2023c, S. 4). Werden zunehmende Pflegequoten aufgrund des seit 2017 weiter gefassten Pflegebedürftigkeitsbegriffs und des damit einhergehenden Anstiegs der Pflegebedürftigenzahlen und Pflegequoten unterstellt, ergeben sich bis 2070 7,7 Mio. Pflegebedürftige (vgl. Destatis, 2023b). Seit 2012 hat sich auch der Anteil der im Rahmen der SPV versicherten pflegebedürftigen Personen im Sinne des Sozialgesetzbuchs (SGB) XI von 3,5 % auf 6,3 % im Jahr 2021 erhöht (vgl. Schwinger et al., 2023, S. 480–481). Neben der demografischen Entwicklung sorgen auch Änderungen in Haushaltsstrukturen für eine geminderte Versorgung durch Familienangehörige und damit einen erhöhten Bedarf an formeller, häufig teurerer Versorgung (vgl. Schmähl, 2009, S. 218–220). Prognosen zufolge werden im Jahr 2060 bereits 60 % der Pflegebedürftigen stationäre Pflege in Anspruch nehmen (vgl. Häcker, 2018, S. 89–93). Es zeigt sich, dass immer mehr Personen von Pflegebedürftigkeit und damit auch von steigenden Eigenanteilen betroffen sein werden.

Auf Grundlage ihrer bisherigen Entwicklung und der implementierten Reformen in der SPV seit ihrer Einführung ist nicht davon auszugehen, dass die erläuterten Kostentreiber vollständig durch bisherige Beitragssatzerhöhungen aufgefangen werden, sondern sich in einer weiteren, stetigen Erhöhung der Eigenanteile bemerkbar machen werden.

Kostensteigerungen werden damit auch zukünftig hauptsächlich durch die Versicherten selbst finanziert.

Die durchschnittlichen pflegebedingten Eigenanteile für stationäre Versorgung über alle Pflegestufen hinweg sind von 277 € im Jahr 1999 auf 904 € im Jahr 2021 gestiegen (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 5; vgl. Meißner, 2022). Die privat zu tragenden Pflegekosten in der ambulanten Versorgung liegen im Durchschnitt bei bis zu 308 € (vgl. TNS Infratest Sozialforschung, 2017, S. 158–160; vgl. Hielscher et al., 2017, S. 62).

Ein wesentlicher Grund für die Notwendigkeit einer Reform liegt auch in der fehlenden Lebensstandardsicherung. Dementsprechend sollte gewährleistet werden, dass ein einmal erreichter sozialer Status gegen soziale Risiken abgesichert ist. Dies ist dem Grunde nach bei Krankheit der Fall, bei Pflege jedoch nicht (vgl. Rothgang, 2018a, S. 18). Im aktuellen System ist eine Lebensstandardsicherung nur möglich, wenn die Lücken durch Sparen oder Versicherungen geschlossen werden können. Private Absicherungen sind jedoch problematisch, da die abzusichernde Höhe des finanziellen Risikos bei Vertragsabschluss nicht bekannt ist (ebd., S. 19). In der SPV liegt daher ein finanzielles Risiko in potenziell unbegrenzter Höhe vor, das vom Pflegebedarf abhängt (ebd., S. 25).

Auch die Einführung von prozentual und nach Verweildauer in der Pflege gestaffelten Zuschüssen zu den Eigenanteilen für stationäre Pflege nach § 43c SGB XI bringt keine nachhaltige Erleichterung bei der Belastung durch Eigenanteile. Lediglich Heimbewohner mit einer Pflegedauer von über drei Jahren profitieren auch 2026 noch von einer Reduzierung der Eigenanteile (vgl. Rothgang et al., 2023, S. 27). Nach einem Rückgang der Quote der Empfänger von Hilfe zur Pflege im Jahr 2022 wird die Sozialhilfequote bis 2026 wieder auf 36 % steigen und damit fast das Niveau von vor der Reform erreichen. Auch hier zeigt sich weiterhin Reformbedarf (ebd., S. 28). Die Wirkung der durch das Pflegeunterstützungs- und Entlastungsgesetz (PUEG) zum 1. Januar 2024 angehobenen Pflegeleistungen sowie der erhöhten Zuschüsse zu den pflegebedingten Eigenanteilen in stationärer Versorgung bleibt abzuwarten (vgl. PUEG, 2023).

Ein erstmals 2017 veröffentlichter Reformvorschlag der Initiative Pro Pflegereform beinhaltet daher u. a. den sogenannten Sockel-Spitze-Tausch (SST). Dieser sieht vor, die in ihrer Höhe und im Zahlungszeitraum unbegrenzten Eigenanteile zu deckeln, um das bisher unkalkulierbare finanzielle Risiko für die Versicherten zu verringern und absicherbar zu machen (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b).

#### 1.2 Themenstellung und Forschungsbeitrag

"Gesellschaftlicher Wandel und Pflegeversicherung stehen in unmittelbarem Zusammenhang. Ein Versicherungssystem, das den Wandel von Einstellungen und Verhaltensweisen nicht aufnimmt und sich quasi permanent selbst reformiert, verliert seine Leistungsfähigkeit und wird darüber hinaus ineffizient." (Runde, 2003, S. 6).

Während in der Politik stets betont wird, dass die Finanzierung der Mehrausgaben in der Pflege – beispielsweise durch Beitragssatzerhöhungen oder steigende Eigenanteile – generationenübergreifend auf Zustimmung stößt, gibt es hierfür aus wissenschaftlicher Perspektive bisher keine empirische Evidenz. Bisher werden die Präferenzen der Bevölkerung kaum in die Ausgestaltung der SPV einbezogen, dabei wird kaum ein anderer Bestandteil der öffentlichen Ausgaben so stark als Argument im Wahlkampf genutzt wie die Sozialversicherungsausgaben (vgl. van Dalen und Swank, 1996). Seit der Problemformulierungsphase im Rahmen der Entstehung der SPV wurden Pflegebedürftige und ihre Angehörigen nahezu gänzlich von einer Mitgestaltung der SPV entsprechend ihrer Präferenzen ausgeschlossen (vgl. Naegele, 2014, S. 9). Das Risiko, dass die Politik in einer alternden Gesellschaft wie der deutschen unter Umverteilungsdruck zu Gunsten der älteren Wählerschaft gerät, muss in diesem Kontext genauso Beachtung finden wie die Tatsache, dass eine Erhöhung von umlagefinanzierten Leistungen wie der SPV immer auch mit einer Quersubvention der jüngeren Kohorten einhergeht (vgl. Genett, 2019). Um diesem Risiko entgegenzuwirken, ist es notwendig, insbesondere die Präferenzen der jüngeren Generationen zum Thema Pflegeversicherung zu kennen und im Rahmen von Reformen und Entwicklungsprozessen zu berücksichtigen. Die jüngere Generation spielt sowohl als heutige Finanzierungsgruppe als auch als zukünftige Leistungsempfänger der Pflegeversicherung eine wichtige Rolle. Eine sozialverträgliche Finanzierung ist eines der Ziele der SPV (vgl. Rothgang, 2009, S. 99). Um dies zu gewährleisten, sollten die Präferenzen der Bürger möglichst frühzeitig in Überlegungen zu Finanzierungsreformen einbezogen werden. Diese Arbeit soll daher einen ersten Beitrag zur Diskussion um die Präferenzen bezüglich der konkreten Ausgestaltung eines SST leisten. Da es im Rahmen dieser Arbeit nicht möglich ist, die Grundgesamtheit der jungen Generation bzw. der deutschen Wohnbevölkerung repräsentativ abzubilden, werden als Stichprobe Studierende herangezogen.

Bisherige Studien fokussieren sich im Rahmen deskriptiver Auswertungen von Fragebögen vor allem auf Einstellungen zum Umfang des Versicherungsschutzes und auf den

Wissensstand zur Pflegeversicherung. Auch werden allgemeine Einstellungen zur aktuellen Finanzierung der SPV sowie zu möglichen Reformoptionen thematisiert. Eine Betrachtung der Einstellungen unter Berücksichtigung von entstehenden Kosten, bei denen Trade-offs überwunden und diskrete Entscheidungen getroffen werden müssen, fehlt bisher laut aktuellem Kenntnisstand. Die Option eines SST in der SPV wurde bisher nur im Rahmen der zugrundeliegenden Gutachten von Rothgang und Kalwitzki beschrieben sowie auf Basis von Modellrechnungen näher ausgeführt (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b; vgl. Rothgang et al., 2019). Empirische Auswertungen oder Präferenzanalysen zu dieser Reformoption liegen nicht vor.

Um die Präferenzen zur Reformoption des SST empirisch zu erheben, wird in dieser Arbeit die Methodik der Discrete-Choice-Experimente (DCE) verwendet. Mithilfe verschiedener Choice-Modelle sollen die Bestandteile der Reformoption untersucht und deren Zusammenwirken aufgezeigt werden. Insbesondere wird untersucht, inwiefern die Reformoption eines SST der aktuellen Ausgestaltung der SPV vorgezogen wird, welchen Einfluss auf den Nutzen der Reformoptionen im Rahmen eines SST die Höhe der monatlichen Eigenanteile und der Zeitraum der Eigenanteilszahlungen haben und welche Zahlungsbereitschaft für verschiedene Ausprägungen eines SST besteht. Auch Einflussfaktoren auf die Präferenzen, um Präferenzstrukturen besser zu verstehen, werden analysiert.

Neben der Reformoption des SST existieren weitere Reformvorschläge, die zur Bewältigung der aktuellen Herausforderungen in der SPV herangezogen werden können. Der Vorschlag *Neuer Generationenvertrag* des Verbands der Privaten Krankenversicherung (PKV) sieht dafür regelmäßig dynamisierte Leistungen für die ältere Bevölkerung und eine Förderung der privaten Vorsorge für die jüngeren Generationen vor (vgl. PKV, 2022). Weiterhin spricht sich der Experten-Rat Pflegefinanzen, ein von der PKV beauftragtes interdisziplinäres unabhängiges Gremium, für eine verpflichtende kapitalgedeckte Zusatzversicherung zur Absicherung der pflegebedingten Eigenanteile in stationärer Versorgung abzüglich eines Selbstbehalts von 10 % aus. Finanziert werden soll diese Zusatzversicherung paritätisch zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber (vgl. Experten-Rat Pflegefinanzen, 2022). Diese Vorschläge werden in der Diskussion (vgl. Kapitel 8.1) erneut aufgegriffen, finden jedoch keine gesonderte Berücksichtigung in der vorliegenden Erhebung, deren Fokus auf dem SST liegt.

\_

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Details zur Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs finden sich in Kapitel 3.

#### 1.3 Aufbau dieser Arbeit

Anschließend an dieses Kapitel zur Einführung in die Ausgangssituation sowie die Themenstellung und den Forschungsbeitrag dieser Arbeit werden in Kapitel 2 die theoretischen Grundlagen der SPV sowie ihre finanzseitige Ausgestaltung und Entwicklung beschrieben. Dafür werden zur theoretischen Einordnung der SPV in Kapitel 2.1 ihre organisatorischen Grundlagen und die wesentlichen Regelungen zum Leistungsrecht beschrieben. In Kapitel 2.2 werden die grundlegende Finanzierungsstruktur sowie Trends und Treiber auf der Ausgaben- und Einnahmenseite erläutert. Die Einordnung der Entwicklung der Hilfe zur Pflege, die aktuelle Verbreitung der privaten Zusatzabsicherungen sowie eine Einordnung der SPV in Bezug auf ihre Generationengerechtigkeit runden die theoretische Einführung in die SPV ab. Das Kapitel 2 dient als Grundlage, um den Reformbedarf der SPV herzuleiten.

In Kapitel 3 wird der im Fokus dieser Arbeit stehende Reformvorschlag der Initiative Pro Pflegereform beschrieben. Es werden verschiedene Reformszenarien gezeigt und die finanziellen Wirkungen des SST sowie mögliche flankierende Maßnahmen erläutert und um die Darstellung verschiedener Szenarien ergänzt. Abgerundet wird das Kapitel mit einer Abgrenzung der Reformoption des SST zu den bereits im Jahr 2021 eingeführten Zuschlägen nach § 43c SGB XI sowie einer Erläuterung der bisherigen Wirkung dieser Reform zur Begründung eines weiterhin bestehenden Reformbedarfs.

Nach der Herleitung des Reformbedarfs sowie der Vorstellung der konkreten Reformoption des SST gibt Kapitel 4 einen Überblick über die bisherigen Studien im Zusammenhang mit der Ausgestaltung der SPV. Auf der Basis werden die Forschungslücke sowie die Forschungsfragen abgeleitet.

In Kapitel 5 wird die Methodik der DCE eingeführt. Nach einem Überblick über Präferenzkonzepte und ihre Messung werden DCE als Methodik des Stated-Preference-Ansatzes erläutert. Hierzu wird die mikroökonomische Fundierung dargestellt und die in dieser Arbeit verwendeten Modelltypen (Multinomiales Logit, Mixed Logit und Latent Class) erläutert. Erläuterungen zur Messung von Validität und Reliabilität sowie eine Erklärung zu den konkreten Anforderungen an die Attribute eines DCE schließen dieses Kapitel zu den methodischen Grundlagen ab.

In Kapitel 6 finden sich Erläuterungen zur Umsetzung der beschriebenen Methodik in dieser Arbeit sowie Details zum Aufbau und zur Gestaltung der Befragung. Die

Definition der Attribute und ihrer Ausprägungen sowie die Erstellung des experimentellen Designs spielen hier genauso eine Rolle wie die Umsetzung der Pretests und die Beschreibung der Datenerhebung.

In Kapitel 7 werden die Ergebnisse der Befragung beschrieben und das DCE mithilfe der in Kapitel 5 eingeführten Modelle analysiert. Beginnend mit einer Analyse der Datenqualität und des Entscheidungsverhaltens als Basis für eine Bereinigung der Daten, werden im Anschluss die Stichprobe beschrieben sowie die gemessenen Einstellungen des komplementären Fragebogens deskriptiv ausgewertet. Anschließend folgen die ökonometrischen Analysen des DCE mithilfe verschiedener Choice-Modelle. Die Modellspezifikationen der genutzten Modelle werden ebenfalls erläutert. Es werden Modelle mit und ohne Referenz zum Status quo sowie mit und ohne den Einbezug von Kovariaten geschätzt. Abschließend werden die wesentlichen Ergebnisse der verschiedenen Modelle nochmals zusammengefasst.

Kapitel 8 diskutiert die Ergebnisse des DCE sowie der deskriptiven Analysen zunächst inhaltlich, ordnet sie in die bestehende Literatur ein und liefert mögliche Erklärungsansätze für die gefundenen Einflussfaktoren anhand der in Kapitel 4 definierten Forschungsfragen. Anschließend werden die wesentlichen Implikationen auf Basis der diskutierten Ergebnisse dargestellt und allgemeine Limitationen der Arbeit sowie der weitere Forschungsbedarf erläutert.

Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung sowie einem Ausblick zur in der Einleitung dargestellten Themenstellung.

# 2 Die soziale Pflegeversicherung und ihre Entwicklung

## 2.1 Theoretische Grundlagen

## 2.1.1 Prinzipien und Organisation der SPV

"Ein menschenwürdiges Dasein für alle Bürgerinnen und Bürger zu sichern, ist Ziel der Sozialgesetzgebung in Deutschland" (Destatis, 2018, S. 314). Einen wesentlichen Bestandteil der sozialen Sicherung bilden die Sozialversicherungssysteme. Als Ergänzung zu den Sozialversicherungszweigen dienen die Mindestsicherungssysteme, die Transferleistungen in Form von finanziellen Mitteln des Staates darstellen und der Sicherung des Lebensunterhalts dienen (ebd.). Ein wesentlicher Unterschied zwischen ihnen besteht

darin, dass im Rahmen der Versicherungssysteme eine Kopplung zwischen geleisteten Beiträgen und Leistungen besteht. Dieser Zusammenhang wird auch als Versicherungsprinzip bezeichnet (ebd., S. 328). Weiterhin typisch für die Sozialversicherung sind die Charakteristika der Versicherungspflicht, das Umlagesystem sowie eine paritätische Beitragsfinanzierung durch Versicherte und Arbeitgeber und der Einbezug mitversicherter Familienangehöriger (vgl. Paquet und Jacobs, 2015, S. 2). Mit 62,2 % vom Sozialbudget des Staates im Jahr 2021 haben die Sozialversicherungssysteme den größten Anteil. Innerhalb der Sozialversicherungssysteme bildet die Rentenversicherung mit 29,3 % den größten Anteil; den kleinsten Anteil macht die Unfallversicherung mit 1,2 % aus. Die Pflegeversicherung verzeichnet seit ihrer Einführung einen stetigen Anstieg ihres Anteils von 2,6 % im Jahr 2000 auf 4,4 % für das Jahr 2021 (vgl. BMAS, 2023, S. 13).

Die SPV ist als umlagefinanziertes System angelegt. Umlagefinanzierte Systeme zeichnen sich dadurch aus, dass die laufenden Ausgaben einer Periode aus den Einnahmen der jeweils gleichen Periode (meist ein Jahr) finanziert werden. Vermögensreserven kann es in begrenztem Maße geben; sie dienen als Puffer für insbesondere konjunkturelle Schwankungen (vgl. Schmähl, 2009, S. 215). Deutschland besitzt als einziges europäisches Land ein dualistisches System aus gesetzlichen und privaten Kassen (vgl. Graf et al., 2019, S. 4). Die wesentlichen Ziele des Pflegeversicherungsgesetzes lassen sich aus der Problemanalyse ableiten und sind in drei – nicht immer widerspruchsfreie – Kategorien zu unterteilen. (1) Bezogen auf die Allokation, also wofür Mittel eingesetzt werden sollen, geht es um die pflegerische Infrastruktur und deren Ausbau sowie die Steigerung von Qualität und Effizienz und die Einhaltung des Vorrangs ambulanter Pflege. (2) In distributiver Hinsicht beziehen sich die Ziele hauptsächlich auf die Entlastung der Sozialhilfeträger und die Reduktion der sozialhilfeabhängigen Pflegebedürftigen. Weiterhin steht eine sozialverträgliche Finanzierung im Fokus. (3) Abschließend wird noch eine Stabilisierungsdimension bedient, indem die Verhinderung einer extremen Ausgabenund Beitragssatzsteigerung als zentrales Ziel deklariert wurde (vgl. Rothgang, 2009, S. 99). Der obligatorische Charakter der SPV lässt sich insbesondere allokativ begründen, weil die Existenz einer Mindestsicherung zumindest einen Teil der Bürger dazu veranlassen würde, auf eine Pflegeversicherung zu verzichten und im Falle einer Pflegebedürftigkeit auf die steuerfinanzierte Mindestversorgung zurückzugreifen (ebd., S. 64). Es gilt der Grundsatz, dass alle, die in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) versichert sind, auch in der SPV berücksichtigt werden (Häcker et al., 2011, S. 18).

In Bezug auf ihre Finanzierung weist die SPV jedoch Besonderheiten im Vergleich mit anderen Sozialversicherungszweigen auf. Finanziert wird die soziale Pflegeversicherung durch Beiträge, die "gemäß dem Leistungsfähigkeitsprinzip nach der Höhe des Einkommens aus abhängiger Beschäftigung bemessen" sind (Holzkämper, 2014, S. 3). Der Beitrag wird hälftig von Arbeitgeber und Arbeitnehmer gezahlt. Kinderlose zahlen zusätzlich seit 1. Juli 2023 ab dem vollendeten 23. Lebensjahr einen Beitragssatzzuschlag von 0,6 Prozentpunkten. Vorher betrug dieser Zuschlag 0,25 Prozentpunkte von 2005 bis 2021 und 0,35 Prozentpunkte von 2022 bis Juni 2023 (vgl. BMG, 2023a). Anders als die GKV ist die SPV jedoch nicht als Vollversicherung ausgestaltet, sondern lediglich als Teilkostenversicherung angelegt.<sup>2</sup>

Versicherungspflichtig sind in der SPV zunächst alle GKV-Versicherten, das heißt alle Arbeitnehmer mit einem sozialversicherungspflichtigen Entgelt unterhalb der Versicherungspflichtgrenze sowie Arbeitslose, die Leistungen nach dem SGB III beziehen, Rentner, Studenten, Rehabilitanden und Behinderte (§ 20 f. SGB XI). Personen mit einer privaten Krankenversicherung sind verpflichtet, eine in Umfang und Art gleichwertige Pflegeversicherung nachzuweisen (§ 23 SGB XI).

Solidarität und Eigenverantwortung stehen in der SPV in einem stetigen Spannungsverhältnis. Im Rahmen der sozialen Sicherung meint Solidarität immer auch eine institutionelle Solidarität, die innerhalb einer Gesellschaft durch Gesetze und andere verbindliche Systeme gesichert wird. Diese institutionell gesicherte Solidarität ist notwendig, da bei einer freiwilligen Solidarität im Sinne eines bürgerschaftlichen Engagements die Kollektivgutproblematik sehr stark ausgeprägt ist und Freifahrerverhalten die freiwillige Solidarität stark mindern kann (vgl. Wasem, 2011, S. 71). Solidarität und Eigenverantwortung müssen sich dabei nicht ausschließen, sondern können sich ergänzen (vgl. Rothgang, 2006, S. 212). Die Frage im Zusammenhang mit der Ausgestaltung ist daher immer die nach mehr oder weniger Solidarität bzw. Eigenverantwortung. Kern von Solidarität ist, "dass sich ein Kollektiv verpflichtet (fühlt), in Not geratenen Mitgliedern des Kollektivs (seien es Staaten, Versicherungsgemeinschaften, Familien oder andere gesellschaftliche Zusammenschlüsse) zu helfen" (Rothgang, 2006, S. 212). Je größer die Solidarität, desto kleiner die finanzielle Eigenverantwortung und vice versa (ebd.). "Die pflegerische Versorgung der Bevölkerung ist eine gesamtgesellschaftliche Aufgabe" (§ 8 SGB XI) und beruht zu diesem Zweck auf ausgeprägten solidarischen Prinzipien.

-

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Details zur Finanzierung der SPV finden sich in Kapitel 2.2.

Solidarität wird in der SPV durch das Poolen von Risiken erreicht. Beiträge zwischen denjenigen, die nicht pflegebedürftig sind, und denjenigen, die auf Pflegeleistungen angewiesen sind, werden gepoolt und die notwendigen Leistungen aus diesem Pool finanziert. Ex post ergibt sich so eine solidarische Umverteilung der Nicht-Pflegebedürftigen zu den Pflegebedürftigen. Weiterhin wird eine Ex-ante-Solidarität realisiert, indem Beiträge nicht nach einem individuell eingebrachten Risiko differenziert werden. Ergänzend findet sich eine Einkommenssolidarität zwischen Besserverdienenden und Personen mit geringerem Einkommen (vgl. Wasem, 2011, S. 71).

Noch stärker als in der GKV wird in der SPV seit ihrer Einführung die Gesamtheit der Pflegeversicherten als einheitliche Solidargemeinschaft verstanden. Dies hat zur Folge, dass alle Ausgaben über einen Finanzausgleich und einen Ausgleichsfonds zwischen den Pflegekassen finanziert werden (ebd., S. 72). Die umfassende Versicherungspflicht in SPV und privater Pflege-Pflichtversicherung (PPV) stärkt die Versicherungssolidarität. Bezüglich der Umverteilungssolidarität folgt die SPV dem Leistungsfähigkeitsprinzip, das aufgrund von einkommensabhängigen Beitragszahlungen eine Umverteilung nach dem Einkommen ermöglicht. Dieses Prinzip wird jedoch unterbrochen von der Beitragsbemessungsgrenze, der Begrenzung der Beitragspflicht auf Arbeitseinkommen sowie der Versicherungspflichtgrenze (vgl. Rothgang, 2006, S. 213). Die Eigenverantwortung zeigt sich in der SPV dadurch, dass nicht alle Leistungen versichert sind, sondern Eigenanteile fällig werden. Weiterhin gibt es Eigenverantwortung durch die Wahlfreiheit zwischen ambulanter und stationärer Pflege sowie Geld- oder Sachleistungen in der ambulanten Pflege (ebd.). Wie die Leistungen der SPV ausgestaltet sind, wird im folgenden Kapitel erläutert.

#### 2.1.2 Pflegebedürftigkeit und Leistungen in der SPV

Das Leistungsrecht der Pflegeversicherung hat sich in den Jahren seit ihrer Gründung stetig weiterentwickelt. Anspruch auf Leistung hat grundsätzlich jeder Versicherte, der in den letzten zehn Jahren mindestens zwei Jahre versichert oder über die Familie mitversichert war (§ 33, Abs. 2 SGB XI). Die SPV ist im Teilleistungsprinzip organisiert, das heißt, es werden lediglich Teile der in Anspruch genommenen Leistungen von der SPV finanziert. Die Höhe der Leistungen richtet sich nach § 43 SGB XI. Der restliche Teil der Leistungen muss in Eigenleistung von der versicherten Person finanziert werden und variiert je nach Leistungsart.

Art und Umfang der Leistungen der Pflegeversicherung sind in § 4 SGB XI genau definiert. Es wird unterschieden zwischen Dienst-, Sach- und Geldleistungen, die sich jeweils nach der Schwere der Pflegebedürftigkeit richten. Die Pflegesachleistung (§ 36 SGB XI) für die Pflegegrade (PG) 2-5 umfasst die pflegefachliche Anleitung von Pflegebedürftigen und Pflegepersonen, körperbezogene Pflegemaßnahmen und pflegerische Betreuungsmaßnahmen z. B. durch einen Pflegedienst sowie Hilfen bei der Haushaltsführung als Sachleistung. Folgende Leistungshöhen werden gewährt: PG 2 bis 689 €, PG 3 bis 1298 €, PG 4 bis 1612 €, PG 5 bis 1995 €. Das Pflegegeld für selbst beschaffte Pflegehilfen (§ 37 SGB XI) kann anstelle der häuslichen Pflegehilfe treten und umfasst Leistungshöhen von 316 € bei PG 2, 545 € bei PG 3, 728 € bei PG 4 und 901 € bei PG 5, wenn die Pflege selbst geleistet wird. Die Kombination von Geldleistung und Sachleistung (§ 38 SGB XI) liegt vor, wenn eine Sachleistung nur teilweise in Anspruch genommen wird und sich daher anteilig noch ein Pflegegeldanspruch ergibt. Die vollstationäre Pflege (§ 43 SGB XI) umfasst pflegebedingte Aufwendungen einschließlich der Aufwendungen für Betreuung und die Aufwendungen für Leistungen der medizinischen Behandlungspflege in Höhe von 770 € bei PG 2, 1262 € bei PG 3, 1775 € bei PG 4 und 2005 € bei PG 5. Kosten für Unterkunft und Verpflegung werden nur übernommen, wenn der Leistungssatz die Aufwendungen übersteigt. Bei PG 1 wird ein Zuschuss von 125 € monatlich gezahlt, wenn vollstationäre Pflege gewählt wird (§ 28 a SGB XI). Nicht weiter eingegangen wird an dieser Stelle auf weitere Leistungen wie häusliche Pflege bei Verhinderung der Pflegeperson (§ 39 SGB XI), Tagespflege und Nachtpflege (§ 41 SGB XI), Kurzzeitpflege (§ 42 SGB XI), Leistungen zur sozialen Sicherung der Pflegepersonen (§ 44 SGB XI), zusätzliche Leistungen bei Pflegezeit und kurzzeitiger Arbeitsverhinderung (§ 44a SB XI) und Pflegekurse für Angehörige und ehrenamtliche Pflegepersonen (§ 45 SGB XI).

Voraussetzung für den Erhalt von Pflegeleistungen ist das Eintreten von Pflegebedürftigkeit. Mit dem Pflegestärkungsgesetz II (PSG II) wurde zum 01.01.2017 in Deutschland in den §§ 14, 15 SGB XI ein neuer Pflegebedürftigkeitsbegriff sowie ein standardisiertes Begutachtungsinstrument zur Feststellung der Schwere einer Pflegebedürftigkeit eingeführt. Seitdem ist es möglich, Leistungen der Pflegeversicherung in Art und Umfang unabhängig von körperlichen, geistigen oder psychischen Beeinträchtigungen auf die individuellen Fähigkeiten und Bedürfnisse einer Person abzustimmen (vgl. BMG, 2017a). Als pflegebedürftig gelten

"Personen, die gesundheitlich bedingte Beeinträchtigungen der Selbständigkeit oder der Fähigkeiten aufweisen und deshalb der Hilfe durch andere bedürfen. Es muss sich um Personen handeln, die körperliche, kognitive oder psychische Beeinträchtigungen oder gesundheitlich bedingte Belastungen oder Anforderungen nicht selbständig kompensieren oder bewältigen können. Die Pflegebedürftigkeit muss auf Dauer, voraussichtlich für mindestens sechs Monate, und mit mindestens der in § 15 festgelegten Schwere bestehen" (§ 14 Abs. 1 SGB XI).

Im Jahr 2021 waren 73,5 Mio. Menschen in der SPV versichert. Privat pflegeversichert waren 9,2 Mio. Personen (vgl. BMG, 2023c, S. 1). Von den Versicherten der SPV waren 57,2 Mio. beitragszahlende Mitglieder und 16,1 Mio. beitragsfrei Versicherte wie z. B. Familienangehörige (vgl. BMG, 2023b, S. 2). Im Rahmen der SPV haben im Jahr 2021 4,6 Mio. Menschen Leistungen bezogen, davon 3,8 Mio. in einem ambulanten, 702.059 Menschen in einem stationären Pflegesetting sowie 141.126 in Einrichtungen der Eingliederungshilfe. Die Zahl der Leistungsempfänger ist seit Gründung der SPV im Jahr 1995 stetig gestiegen, von 1,1 Mio. Leistungsbeziehern im Gründungsjahr auf 4,6 Mio. im Jahr 2021 (vgl. BMG, 2023c, S. 4). Die folgende Tabelle zeigt die Entwicklung der Leistungsempfängerzahlen seit 1995 nochmals im Detail auf.

Tab. 1 Entwicklung Leistungsbezieher SPV

Jahr	Ambulant	Stationär	Insgesamt
1995	1.061.418	-	1.061.414
2000	1.260.825	561.344	1.822.169
2005	1.309.506	642.447	1.951.953
2010	1.577.844	709.955	2.287.799
2015	1.907.095	758.014	2.665.109
2020	3.478.535	703.334	4.322.772
2021	3.763.305	702.059	4.606.490

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an BMG, 2023c, S. 4

52,1 % der Leistungsbezieher sind 80 Jahre oder älter. Kinder und Jugendliche unter 20 Jahren machen 5,9 % aus und 13,2 % sind Menschen im erwerbsfähigen Alter zwischen 20 und 59 Jahren (vgl. Schwinger et al., 2023, S. 480).

Das Risiko, pflegebedürftig zu werden, liegt unter einem Alter von 60 Jahren bei 1,7 %, zwischen 60 und 80 Jahren bei 8,4 % und ab 80 Jahren bei 41,7 % (vgl. BMG, 2023c, S. 19). Die jährliche Veränderungsrate der Prävalenz von Pflegebedürftigkeit wird sich voraussichtlich zwischen 2020 und 2050 zwischen +1,3 % und +1,7 % bewegen (vgl. statista, 2019). In den unteren Altersklassen ist die Pflegewahrscheinlichkeit für Frauen

und Männer in etwa gleich hoch, in den höheren Altersklassen ab 80 Jahren gibt es jedoch Unterschiede: Während 60 % der über 90-jährigen Männer pflegebedürftig sind, sind es bei den Frauen 73 % (vgl. Schwinger et al., 2023, S. 480).

Frauen verursachen in diesem Zusammenhang auch höhere Kosten, da sie eine höhere Lebenserwartung haben (vgl. Arentz, 2019, S. 8). Betrachtet man die Bevölkerungsvorausschätzung (mittlere Variante G2-L2-W2), wird deutlich, dass die Anzahl der Personen über 80 Jahren bis 2050 von 6,1 Mio. (7,2 % der Gesamtbevölkerung) auf 9,1 Mio. (10,8 % der Gesamtbevölkerung) steigen wird (vgl. Destatis, 2022a). Dies zeigt auch Tabelle 2.

Tab. 2 Anzahl älterer Personen an der Gesamtbevölkerung

	Gesamtbevölkerung in Mio.	Personen über 80 in Mio.	Anteil an der Gesamtbevölkerung in %
2022	84,2	6,1	7,2
2030	85,2	6,0	7,0
2040	84,9	7,3	8,6
2050	84,0	9,1	10,8
2060	82,9	8,2	9,9

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Destatis, 2022a

Im ambulanten Setting entfallen 61,6 % der Leistungsbezieher auf die Pflegegrade 1 und 2, während es im stationären Setting nur 18,1 % sind; hier entfällt die Mehrheit (45,8 %) der Pflegebedürftigen auf die Pflegegrade 4 und 5 (vgl. BMG, 2023c, S. 1–2). Der Pflegegrad 1 wurde 2017 mit dem Ziel eines verbesserten Zugangs zur Pflege geschaffen. Der Anteil der Pflegebedürftigen in dieser Einstufung hat sich von 5,8 % im Jahr 2017 auf 13,8 % im Jahr 2021 mehr als verdoppelt. Dies kann insbesondere als Einführungseffekt dieser neuen Eintrittsart in die Pflegebedürftigkeit gesehen werden (vgl. Schwinger et al., 2023, S. 480).

Seit 2012 hat sich der Anteil der im Rahmen der SPV versicherten pflegebedürftigen Personen im Sinne des SGB XI von 3,5 % auf 6,3 % im Jahr 2021 erhöht; dies entspricht einem Anstieg von 80 % (ebd., S. 480–481). Legt man für 2012 die gleiche Geschlechtsund Altersstruktur wie 2021 zugrunde und bereinigt die Pflegeprävalenz um den Alterungseffekt der Gesellschaft, errechnet sich eine Prävalenz von 3,9 % für 2012, was noch einem Anstieg um 60 % bis 2021 entspricht. Weiterhin spielt auch hier die Einführung des Pflegegrades 1 – zu dem es vor 2017 kein Äquivalent gab – eine wichtige Rolle. Lässt man den neu geschaffenen Pflegegrad 1 aus den Berechnungen heraus, ergibt sich noch ein Anstieg der Pflegeprävalenz um 40 %. Dieser Anstieg geht deutlich über das Niveau

hinaus, das sich durch rein demografische Entwicklungen begründen lässt (ebd., S. 481). Die Beanspruchung von Leistungen bleibt über den Zeitverlauf relativ konstant, wobei der Anteil der im stationären Setting versorgten Personen von 26 % im Jahr 2015 auf 21 % im Jahr 2021 gesunken ist. Diese prozentuale Abnahme lässt sich jedoch fast ausschließlich durch die überproportional gestiegene Inanspruchnahme von ambulanter Versorgung begründen (ebd., S. 482–483).

Auf Basis der Pflegeeintritte lassen sich durchschnittliche Verweildauern in Pflege ermitteln. Für die Eintrittskohorte 2019 liegt diese bei 6,1 Jahren. Für Männer liegt sie im Durchschnitt bei 5,6 Jahren und für Frauen bei 6,4 Jahren. Betrachtet man nur Pflegebedürftige ab einem Eintrittsalter von 60 Jahren, liegt die durchschnittliche Verweildauer noch bei 4,3 Jahren bzw. 3,6 Jahren für Männer und 4,9 Jahren für Frauen (vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 95–96).<sup>3</sup>

#### 2.2 Finanzseitige Betrachtung

#### 2.2.1 Finanzierungsstruktur

Grundsätzlich sind in einer Sozialversicherung zwei Finanzierungsarten von Bedeutung: lohnbezogene Sozialversicherungsbeiträge und Zahlungen aus anderen öffentlichen Haushalten wie insbesondere Gebietskörperschaften wie dem Bundeshaushalt (vgl. Schmähl, 2009, S. 312). Dem Grundsatz nach sind lohnbezogene Beiträge zur Finanzierung von Ausgaben geeignet, bei denen ein Äquivalenzverhältnis zwischen geleisteten Beiträgen und Anspruch besteht. Aufgaben der interpersonellen Umverteilung sollten durch steuerliche oder verteilungspolitische Instrumente finanziert werden. Bei der Operationalisierung dieser Maßgabe muss u. a. überlegt werden, welcher Maßstab für Äquivalenz angelegt wird (ebd., S. 327). Argumente für diese Grundsätze mit Relevanz für die SPV sind insbesondere die folgenden: Widerstände gegen Beiträge, die wie ein Preis zu sehen sind, weil ihnen eine Leistung klar gegenübersteht, werden geringer sein als Widerstände gegen allgemeine Abgaben ohne Anspruch auf eine konkrete Gegenleistung. Weiterhin werden Umverteilungsvorgänge mit einer klaren Trennung der beiden Finanzierungsarten nachvollziehbarer und das Sicherheitsgefühl und Vertrauen in das System steigt. Dies kann wiederum einen Einfluss auf die Abgabenbereitschaft der Bevölkerung und dessen langfristige Unterstützung des Systems haben (ebd., S. 328). Häufig steht bei

\_

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Annahmen und weitere Details zur Berechnung der zu erwartenden Dauer der Pflegebedürftigkeit finden sich bei Rothgang und Müller, 2021, S. 88–97.

Steuern der Zwangsgedanke im Vordergrund, sodass von Steuerzahlern versucht wird, die steuerliche Belastung zu mindern. Bei der Erhöhung von Steuern ist daher mit Abgabewiderständen zu rechnen (vgl. Rothgang, 2009, S. 61). Bei Beitragszahlungen haben Bürger in der Regel einen Anspruch auf äquivalente Gegenleistungen, was häufig einen "eigentumsähnlichen Charakter" (Rothgang, 2009, S. 62) der Ansprüche zur Folge hat. Im Allgemeinen wird daher gefolgert, dass die Bereitschaft zur Steuerzahlung niedriger ist als die zur Beitragszahlung (ebd.).

Die Finanzierung der SPV erfolgt über das Umlageverfahren, in dem die Ausgaben einer Periode aus den Beiträgen derselben Periode gedeckt werden. Im Umlageverfahren werden Einnahmen unmittelbar – mindestens aber innerhalb einer Periode – zur Finanzierung laufender Ausgaben wiederverwendet. Es werden im Gegensatz zum Kapitaldeckungsverfahren keine Summen über längere Zeiträume gespart. Rücklagen sind damit im Kapitaldeckungsverfahren systemimmanent und im Umlageverfahren zumindest auf theoretischer Basis betrachtet per Definition ausgeschlossen. In der Realität existieren jedoch Rücklagen auch im Umlageverfahren, da Einnahmen saisonbedingt schwanken können. Auch konjunkturbedingte überjährige Schwankungen können auftreten. Daher müssen Rücklagen gebildet werden, um im gesamten Jahresverlauf sicherzustellen, dass die SPV ihren Zahlungsverpflichtungen nachkommen kann. Rücklagen gleichen damit unterjährige Defizite aus. Die Pflegekassen sind daher zur Bildung von Rücklagen nach Maßgabe des § 64 SGB XI verpflichtet (vgl. Fichte, 2014, S. 44–45).

Der Beitragssatz zur SPV wird paritätisch, also jeweils zur Hälfte von Arbeitgeber und Arbeitnehmer gezahlt. Für Kinderlose nach Vollendung des 23. Lebensjahres wird ein Beitragsaufschlag erhoben, der gänzlich vom Arbeitnehmer selbst zu tragen ist (§ 55 Abs. 3 SGB XI). Zur Sicherstellung eines Finanzausgleichs nach § 66 SGB XI wurde ein Ausgleichsfonds eingerichtet. Dieser hat den Charakter einer "kassenübergreifenden Schwankungsreserve der sozialen Pflegeversicherung" (§ 4 Abs. 1 Satz 1 der Vereinbarung nach § 66 Abs. 1 Satz 4 und 5 SGB XI). Der Ausgleichfonds wird vom Bundesamt für Soziale Sicherung als Sondervermögen verwaltet und setzt sich zusammen aus Beiträgen aus Rentenzahlungen, vom Gesundheitsfonds überwiesenen Beiträgen sowie den Überschüssen aus Betriebsmitteln und Rücklagen der Pflegekassen (§ 65 Abs. 1 SGB XI).

Seit Januar 2015 werden ergänzend zur Beitragsfinanzierung 0,1 Prozentpunkte der Beitragseinnahmen dem Pflegevorsorgefonds zugeführt und dort als kapitalgedecktes Sondervermögen angelegt, das vom übrigen Vermögen der SPV getrennt gehalten wird (vgl.

Arentz et al., 2019, S. 5). Der Pflegevorsorgefonds wurde als Sondervermögen unter dem Namen "Vorsorgefonds der sozialen Pflegeversicherung" errichtet (§ 131 SGB XI), dient der Stabilisierung der Beitragssatzentwicklung und darf ausschließlich zur Finanzierung von Leistungsaufwendungen verwendet werden (§ 132 SGB XI). Der in Aktien oder Aktienfonds angelegte Teil des Fonds ist ab 2035 bis spätestens zum Jahr 2045 abzubauen (§ 134 SGB XI). Pro Jahr sind dies etwa 1,2 Mrd. €. Ab dem Jahr 2035 kann das Vermögen zur Beitragsstabilitätssicherung verwendet werden, "wenn ohne eine Zuführung von Mitteln an den Ausgleichsfonds eine Beitragssatzanhebung erforderlich würde, die nicht auf über eine allgemeine Dynamisierung der Leistungen hinausgehenden Leistungsverbesserungen beruht" (BMG, 2017b). Die Geburtsjahrgänge 1959 bis 1967 sind mit 1,2 bis 1,4 Mio. Menschen deutlich größer als andere Jahrgänge. Daraus ergibt sich ein Ansparzeitraum von 20 Jahren, da im Jahr 2034 der erste Jahrgang das 75. Lebensjahr erreicht und mit diesem die Pflegewahrscheinlichkeit ansteigt. Erst nach voraussichtlich 20 weiteren Jahren erlangen die schwächer besetzten Jahrgänge nach 1967 das Pflegealter. Der Pflegevorsorgefonds soll Beitragssteigerungen in dieser Zeit, in der mit einer großen Anzahl an Pflegebedürftigen zu rechnen ist, eindämmen (ebd.). Die Pflegeversicherung weist darüber hinaus Verflechtungen mit der GKV sowie der gesetzlichen Rentenversicherung auf, die im Rahmen dieser Arbeit jedoch nicht näher beschrieben werden.<sup>4</sup>

#### 2.2.2 Die Einnahmenseite der SPV

Die Einnahmen der SPV haben sich von 16,9 Mrd. € im Jahr 2003 auf 52,5 Mrd. € im Jahr 2021 mehr als verdreifacht (vgl. statista, 2023a). Neben Beitragssatzerhöhungen trugen eine gute Beschäftigungsentwicklung und eine verbesserte Lohnentwicklung zu Einnahmesteigerungen bei (vgl. Bundesregierung, 2016, S. 131).

Die Finanzierung der SPV erfolgt durch einen gesetzlich festgelegten Beitragssatz von den beitragspflichtigen Einnahmen (§ 55 Abs. 1 SGB XI). Nach Vollendung des 23. Lebensjahres und bei Kinderlosigkeit erhöht sich der Beitrag um einen Beitragszuschlag in Höhe von 0,6 Beitragssatzpunkten (§ 55 Abs. 3 SGB XI). Ausnahmen in der Gesetzgebung werden im Folgenden nicht beleuchtet. Die Beiträge werden jeweils zur Hälfte von den in der gesetzlichen Krankenkasse Pflichtversicherten und ihren Arbeitgebern getragen. Der Beitragszuschlag für Kinderlose wird vollständig von den Versicherten gezahlt (§ 58 Abs. 1 SGB XI). Die Beitragsbemessungsgrenze in der Kranken- und

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Informationen zu Verflechtungen der SPV mit der GKV und der Rentenversicherung finden sich bei Schmähl, 2009, S. 475–478.

Pflegeversicherung liegt bei 4.987,50 € monatlich bzw. 59.850 € jährlich. Seit 1. Juli 2023 liegt der Beitragssatz bei 3,4 %. Für Kinderlose ergibt sich ein Beitragssatz von 4,0 % (vgl. BMG, 2023a).

Die Beitragssatzerhöhungen zum 1. Januar 2013 um 0,1 Prozentpunkte und zum 1. Januar 2015 um 0,3 Prozentpunkte haben zu jährlichen Mehreinnahmen von 4,8 Mrd. € geführt, die für die Finanzierung von Leistungsausweitungen sowie zur Zuführung in den Pflegevorsorgefonds verwendet wurden (vgl. Bundesregierung, 2016, S. 102). Weitere Erhöhungen fanden im Jahr 2017 um 0,2 Prozentpunkte sowie 2019 um 0,5 Prozentpunkte und 2023 um 0,35 Prozentpunkte statt. Seit ihrer Einführung sind die Beitragssätze der SPV damit kontinuierlich gestiegen. Auch der Kinderlosenzuschlag ist seit seiner Einführung 2005 von 0,25 Prozentpunkten auf 0,35 Prozentpunkte im Jahr 2022 und 0,6 Prozentpunkte zum 1. Juli 2023 angestiegen. Die beschriebene Entwicklung ist untenstehender Grafik nochmals zu entnehmen (vgl. statista, 2023b).

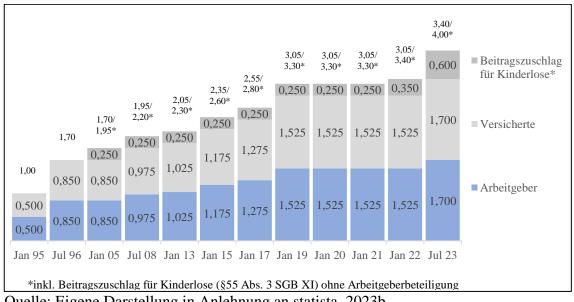


Abb. 1 Entwicklung Beitragssätze SPV

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an statista, 2023b

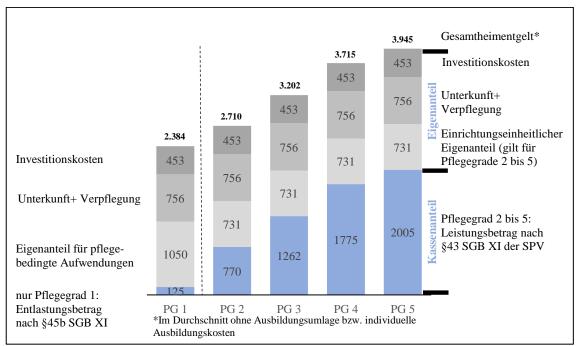
Inklusive der Anpassung in 2019 ist der Beitragssatz innerhalb der Jahre 2014 bis 2019 um fast 50 % gestiegen. Auch in Zukunft werden Beitragssatzerhöhungen ein wahrscheinliches Mittel zur Finanzierung der SPV sein. Für eine adäquate Projektion der zukünftigen Beitragssatzentwicklung wird im Folgenden angenommen, dass Defizite erst durch den vorhandenen Mittelbestand der SPV und erst im Anschluss daran durch laufende Anpassungen des Beitragssatzes finanziert werden (vgl. Bahnsen und Raffelhüschen, 2019, S. 33).

Ohne die Reform durch das PSG II hätte der vorhandene Mittelbestand ausgereicht, um den Beitragssatz bis 2023 stabil bei 2,35 % zu halten. Bis 2035, dem Jahr, in dem der Pflegevorsorgefonds einsetzt, wäre er auf 3,05 % gestiegen und hätte bis 2037 stabile Beiträge garantiert. Im Nachgang wäre der Beitragssatz bis 2060 auf 4,52 % gestiegen. Es wird deutlich, dass auch ohne Reform erhebliche Beitragssatzsteigerungen nötig gewesen wären, um die SPV finanziell ausgeglichen auszugestalten. Betrachtet man die Situation unter Berücksichtigung der Reform des PSG II, wird sichtbar, dass nach den Anpassungen 2017 und 2019 das Niveau von 3,05 % bis 2022 konstant gehalten werden kann. Dies hat sich auch in der Realität bestätigt. Bis 2035 und dem Einsetzen des Pflegevorsorgefonds steigt der Beitragssatz laut Projektion auf 3,98 % und bleibt bis 2036 stabil. Danach steigt er bis 2060 auf 5,87 % an. Es handelt sich hierbei um ein Szenario auf Basis rein demografischer Entwicklungen, das daher eher die optimistische Untergrenze des Beitragssatzszenarios darstellt (ebd.).

Das Pflegeunterstützungs- und -entlastungsgesetz, das zum 1. Juli 2023 in Kraft trat, beinhaltet neben den oben genannten Beitragssatz- und Kinderlosenzuschlagserhöhungen auch Entlastungen für Eltern mit mehr als einem Kind in Höhe von 0,25 Prozentpunkten pro Kind bis zu einer Gesamtentlastung von 1,0 Prozentpunkten (vgl. PUEG, 2023).

Durch die Ausgestaltung der SPV als Teilkostenversicherung sind Pflegebedürftige neben den Pflegeversicherungsbeiträgen auch verpflichtet, einen Eigenanteil im Pflegefall zu zahlen. Im Rahmen von stationärer Pflege setzt sich der Gesamt-Eigenanteil aus dem einrichtungseinheitlichen Eigenanteil (eeE) an den Pflegekosten sowie den Kosten für Verpflegung und Unterkunft zusammen. Weiterhin werden Investitionskosten fällig. Der pflegebedingte Eigenanteil ist innerhalb einer Einrichtung seit 2017 jeweils für die Pflegegrade 2 bis 5 einheitlich. Zwischen einzelnen Pflegeeinrichtungen kann es jedoch Unterschiede geben (vgl. Arentz, 2019, S. 4). Die Zusammensetzung Gesamtheimentgelte aus Eigen- und Kassenanteil findet sich in untenstehender Grafik nach Pflegegraden dargestellt.

Abb. 2 Eigen- und Kassenanteil SPV



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an vdek, 2020

Im Zeitverlauf ist die Selbstbeteiligung der Pflegebedürftigen an den Pflegekosten im stationären Pflegesetting deutlich gestiegen. Während im Jahr 2001 im Bundesdurchschnitt nur 164 € als Eigenanteil in Pflegestufe I getragen werden mussten, waren es im Jahr 2015 bereits 428 €. Dies entspricht einem Anstieg um mehr als das Zweieinhalbfache. Auch in den Pflegestufen II und III hat es erhebliche Steigerungen gegeben (vgl. Kochskämper, 2019, S. 18).

Insbesondere die unzureichende Dynamisierung der Leistungen hat die Eigenanteile seitdem weiter ansteigen lassen. In der Pflegestufe III wurden die Leistungen 2008, 2010 und 2012 dynamisiert. Daher sind die durchschnittlichen Eigenanteile von 2009 bis 2011 gesunken, weshalb die Wachstumsrate der Steigerung in Pflegestufe III geringer ist. Die durchschnittlichen pflegebedingten Eigenanteile in stationärer Pflege über alle Pflegestufen hinweg sind von 277 € im Jahr 1999 auf 602 € im Jahr 2015 angestiegen (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 5). 2017 ist dieser Wert aufgrund der Pflegereform zwar kurzfristig auf 587 € zurückgegangen (vgl. Kochskämper, 2019, S. 20), jedoch seitdem wieder kontinuierlich auf 702 € im Jahr 2019 und 904 € im Jahr 2021 gestiegen (vgl. Meißner, 2022). Diese Entwicklung zeigt auch folgende Tabelle. Es sei an dieser Stelle erneut darauf hingewiesen, dass bei dem Vergleich der Eigenanteile im Zeitverlauf beachtet werden muss, dass die Eigenanteile seit 2017 einrichtungseinheitlich sind und nicht mehr nach Pflegegrad variieren.

Tab. 3 Entwicklung Eigenanteile in stationärer Pflege

Jahr	Durchschnittlicher Eigenanteil / eeE
1999	277
2001	316
2003	394
2005	422
2007	449
2009	502
2011	507
2013	560
2015	602
2017	587
2019	702
2021	904

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Rothgang et al., 2019, S. 5; Kochskämper, 2019; Meißner, 2022

Sowohl zwischen den Bundesländern als auch auf Einrichtungsebene gibt es starke Unterschiede in der Höhe der Eigenanteile. Ausgehend von den Unterschieden in den Pflegesätzen zwischen den Bundesländern, ist auch die Höhe und Entwicklung der Eigenanteile sehr unterschiedlich. Die Höhe der Eigenanteile wird zwischen den Pflegekassen und den Pflegeheimen in jedem Bundesland separat verhandelt. Die einrichtungseinheitlichen Eigenanteile für die Pflegekosten reichen im Jahr 2021 von 752€ in Sachsen-Anhalt bis 1318 € in Baden-Württemberg (vgl. Meißner, 2022). Die sehr unterschiedliche Entwicklung in den Bundesländern kann eine Folge des PSG III sein, durch das Löhne für in Pflegeheimen Beschäftigte bis auf Tarifniveau angehoben werden können. Dies ist möglicherweise in Nord- und Ostdeutschland stärker erfolgt. Auch die Zusammensetzung der Heimbewohner kann einen Einfluss haben. Werden mittel- bis langfristig eher hohe Pflegegrade in den Heimen versorgt, erhöhen sich auch die eeE. Betrachtet man die vertretenen Pflegegrade in der vollstationären Pflege, zeigt sich hier jedoch kein einheitliches Bild, das diese These klar belegen kann (vgl. Kochskämper, 2019, S. 23). Auch zeigt sich ein starker Unterschied zwischen den Trägerarten der Pflegeeinrichtungen. Während kommunale Betreiber mit durchschnittlichen eeE in Höhe von 1266 € sowie gemeinnützige Betreiber mit eeE in Höhe von 1150 € deutlich über dem Bundesdurchschnitt liegen, liegen private Anbieter mit 799 € deutlich darunter (vgl. Meißner, 2022). Im Gegensatz zum stationären Bereich existieren im ambulanten Bereich keine umfassenden empirischen Studien, die zeigen, in welcher Höhe Pflegekosten zusätzlich privat getragen werden. In einer TNS-Infratest-Umfrage aus dem Jahr 2017 gaben Befragte einen durchschnittlichen Betrag von 269 € an (vgl. TNS Infratest Sozialforschung, 2017, S. 158–160). Hielscher et al. zeigen, dass bei der Pflege durch einen Pflegedienstleister ein durchschnittlicher Eigenanteil von 208 € für einen Pflegedienst und 308 € für ambulante Tagespflege anfällt (vgl. Hielscher et al., 2017, S. 62).

Die Finanzierungslogik der SPV macht sie anfällig für Veränderungen in der Versichertenstruktur. Der demografische Wandel wird in diesem Zusammenhang zu einer steigenden Zahl von Rentenbeziehern und einer sinkenden Zahl von Beitragszahlern führen, die auch durch Zuwanderung nicht zu stoppen, sondern allenfalls abzumildern ist, immer abhängig davon, wie viele der Migranten einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgehen (vgl. Arentz, 2019, S. 15). Betrachtet man beispielsweise die Projektion des Altenquotienten – also die Anzahl von Personen im Rentenalter im Verhältnis zu 100 Personen im erwerbsfähigen Alter – unter der Annahme einer moderaten Entwicklung bei niedrigem Wanderungssaldo, zeigt sich, dass dieser im Jahr 2019 bei 31 liegt, 2030 schon bei 39, 2040 bei 48, 2050 bei 49 und 2060 bei 53 liegen wird (vgl. Destatis, 2019a). Da die Pflegeprävalenz mit dem Alter korreliert, ist zu erwarten, dass mehr Alte auch mehr Pflegebedürftige und gleichzeitig weniger Beitragszahler bedeuten werden.

Einen positiven Effekt auf die Zahl der Beitragszahler könnte der Anstieg der Erwerbstätigenquote haben. Sie hat sich von 2001 bis 2021 – vor allem beeinflusst von einer höheren Erwerbsquote von Frauen – von 65,8 % auf 75,6 % erhöht und gehört damit bereits heute zu den höchsten Europas (vgl. Destatis, 2022b). Dies macht allerdings auch deutlich, dass von diesem Faktor in Zukunft kein allzu großer Effekt mehr ausgehen kann, der zur Stabilisierung der Einnahmenseite beitragen kann. Die Arbeitszeit von Frauen zeigt hier noch am ehesten Raum für Stabilisierung. Doch in diesem Potenzial stecken auch mögliche negative Effekte, da eine höhere Erwerbsbeteiligung von Frauen zwar zu einem positiven Beitrag auf der Einnahmenseite führen kann, jedoch auch das Potenzial für familiäre Pflege eindämmen kann, da aktuell vor allem Frauen für die häusliche Pflege von Familienangehörigen verantwortlich sind. Wenn diese mehr arbeiten, werden Pflegebedürftige auf deutlich kostenintensivere professionelle Pflegestrukturen angewiesen sein. Weiterhin könnten Maßnahmen wie eine Verlängerung der Lebensarbeitszeit und ein späterer Eintritt in das Rentenalter die Einnahmen der SPV stabilisieren, wenn diese auch sozial und politisch umstritten sind. Die genannten möglicherweise stabilisierenden Faktoren können die demografischen Verschiebungen allerdings nicht aufhalten, sondern allenfalls etwas abmildern, sodass die Ausgangsproblematik prinzipiell bestehen bleibt (vgl. Arentz, 2019, S. 15). Genaue Projektionen oder Berechnungen auf Basis empirischer Daten zu den Auswirkungen der demografischen Veränderungen auf die Einnahmen der Pflegeversicherung liegen zum Zeitpunkt des Verfassens dieser Arbeit nicht vor.

Betrachtet man darüber hinaus den Pflegevorsorgefonds als weiteres Element der Finanzmittel in der SPV, zeigt sich, dass dieser von einem Mittelbestand von 1,1 Mrd. € im Jahr seiner Auflage 2015 auf 10,7 Mrd. € im Jahr 2021 gestiegen ist (vgl. vdek, 2023b). Die Renditen schwankten im Betrachtungszeitraum von 2015 bis 2021 zwischen -2,1 % im Jahr 2015 und 9,9 % im Jahr 2019 (vgl. Bundesregierung, 2021, S. 3). Im Wesentlichen sind die hohen Renditen in 2019 durch Aktiengewinne begründet, in die der Fonds zu 20 % investieren darf (vgl. wallstreet:online, 2019). Die annualisierte Gesamtrendite lag im Jahr 2021 bei 2,6 % (vgl. Thelen, 2023). Unterstellt man einen realen Zinssatz von null, zeigt sich, dass der Pflegevorsorgefonds ab 2035 ca. 1,2 Mrd. € jährlich zur Finanzierung der SPV beitragen wird. Dies ist bereits gemessen an den heutigen Ausgaben für die SPV ein sehr geringer Anteil. Der prognostizierte Beitragssatzeffekt wird bei 0,1 Prozentpunkten liegen (vgl. Breyer, 2016, S. 454). Insbesondere aufgrund der Zinswende haben sich in jüngster Zeit niedrig verzinste Anlagen, die Hauptbestandteil des Vorsorgefonds sind, im Buchwert deutlich verschlechtert, sodass insgesamt Bewertungsverluste in Höhe von 2,1 Mrd. € im Jahr 2022 zu verbuchen sind. Dies führt zu einer Gesamtrendite von -17 % für das Jahr 2022. Seit Auflage des Fonds bis 2022 ergibt sich damit eine durchschnittliche jährliche Rendite von -0,2 %. Aufgrund der sich stetig verändernden Situation an den Finanzmärkten sind diese Zahlen jedoch nur Momentaufnahmen. Nach dem ersten Quartal 2023 ist die annualisierte Rendite bereits wieder auf 0,5 % angestiegen (vgl. Thelen, 2023).

Eine deutlich größere Bedeutung als die Trends auf der Einnahmenseite haben die Rahmenbedingungen und möglichen Entwicklungen auf der Ausgabenseite, die im Folgenden betrachtet werden.

#### 2.2.3 Die Ausgabenseite der SPV

Die Pflegekassen müssen in den Verträgen mit Leistungserbringern sicherstellen, dass die Ausgaben für Pflegeleistungen die Beitragseinnahmen nicht übersteigen. Diese Maßgabe wird auch als Grundsatz der Beitragssatzstabilität bezeichnet (§ 70 SGB XI). Die Leistungsausgaben der SPV beliefen sich im Jahr 2021 auf 50,2 Mrd. €, wovon 35,5 Mrd. € für ambulante Pflege und 14,7 Mrd. € für stationäre Pflege aufgewendet wurden (vgl. BMG, 2023c, S. 6). Im Zeitverlauf wird deutlich, dass die Leistungsausgaben der

SPV im ambulanten wie auch stationären Bereich sehr stark gestiegen sind, wie die folgende Grafik verdeutlicht.

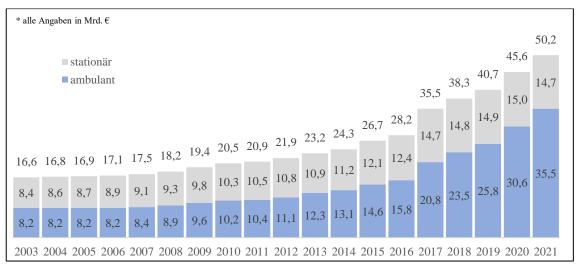


Abb. 3 Entwicklung Leistungsausgaben SPV

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an BMG, 2023c, S. 6

Nominal betrachtet sind zwischen 1995 und 2008 die Leistungen der SPV jedoch konstant geblieben, was zu einem Kaufkraftverlust geführt hat. Die Heimentgelte sind in diesem Zeitraum um durchschnittlich 1,3 % jährlich gestiegen. Im Pflege-Weiterentwicklungsgesetz wurde erstmals eine Leistungsanpassung festgelegt. Diese ist in den Jahren 2008, 2010 und 2012 in drei Stufen erfolgt und beläuft sich in Summe auf rund 1,3 %. Eine tatsächliche, nachholende Anpassung an reale Inflation ist damit allerdings nicht passiert (vgl. Wirtschaftsdienst, 2011, S. 660). Auf Grundlage von § 30 SGB XI prüft die Bundesregierung alle drei Jahre das Erfordernis und die Höhe einer Anpassung der Leistungssätze. Als Richtwert dient die kumulierte Preisentwicklung der letzten drei Jahre.

Mit Blick auf den Finanzierungssaldo zeigt sich ein erhebliches Defizit von 2,4 Mrd. € im Jahr 2017 und 3,6 Mrd. € im Jahr 2018. Von 2008 bis 2016 ergaben sich noch positive Salden zwischen 0,1 Mrd. € im Jahr 2012 und 1,7 Mrd. € im Jahr 2015. Auch in den Jahren 2019 und 2020 gab es Überschüsse in Höhe von 3,3 Mrd. € bzw. 1,5 Mrd. €. Im Jahr 2021 zeigt sich erneut ein Defizit von 1,4 Mrd. €. Der Mittelbestand in Form von Rücklagen am Jahresende ist daher zuletzt von 8,2 Mrd. € im Jahr 2020 auf 6,9 Mrd. € im Jahr 2021 gesunken. Diese Rücklagen entsprachen nur dem 1,7-Fachen der Monatsausgaben. Im Jahr 2016 entsprachen die Rücklagen dem 3,8-Fachen der monatlichen Ausgaben und bildeten damit ein deutlich stabileres finanzielles Fundament. Betrachtet man die Seite der Ausgaben genauer, wird deutlich, dass im Jahr 2021 deren Großteil mit 13,9 Mrd. € für Geldleistungen aufgewendet wird. Danach folgen mit 12,6 Mrd. € die

Ausgaben für die vollstationäre Pflege sowie Ausgaben für Pflegesachleistungen in Höhe von 5,5 Mrd. €. Die deutlichste Steigerung gab es seit 2011 bei den Geldleistungen, wo sich die Ausgaben von 4,7 Mrd. € auf das 2,9-Fache erhöht haben. Die Ausgaben für Pflegesachleistungen haben sich auf das 1,9-Fache erhöht und die für stationäre Pflege auf das 1,3-Fache. Weiterhin wird deutlich, dass sich seit 2011 auch die Ausgaben für Tages-/Nachtpflege (Faktor 4,2) sowie die für Kurzzeitpflege (Faktor 1,9) erhöht haben (vgl. vdek, 2023b).

Als Pflegesätze werden die "Entgelte der Heimbewohner oder ihrer Kostenträger für die teil- oder vollstationären Pflegeleistungen des Pflegeheims sowie für die Betreuung und [...] für die medizinische Behandlungspflege" (§ 84 Abs. 1 SGB XI) bezeichnet. Die Entgelte für stationäre Pflege setzen sich lt. § 82 SGB XI aus drei Komponenten zusammen:

- 1. Pflegesätze, die von den Heimen für die pflegerische Versorgung und soziale Betreuung erhoben werden. Sie sind nicht frei festlegbar, sondern werden in Pflegesatzvereinbarungen zwischen Pflegekassen, Heimbetreibern und Sozialhilfeträgern festgelegt. Die SPV übernimmt pauschale Beträge je nach Pflegegrad, die aber nicht den gesamten Pflegesätzen entsprechen. Alle Kosten, die nicht durch die SPV gedeckt sind, müssen von den Pflegeheimen zu gleichen Anteilen auf alle Bewohner umgelegt werden. Daraus entstehen die einrichtungseinheitlichen Eigenanteile.
- 2. Entgelt für Unterkunft und Verpflegung, auch Hotelkosten genannt, die nicht von der SPV übernommen werden. Sie sind je Pflegeheim identisch und ebenfalls Gegenstand der Pflegesatzverhandlungen.
- 3. Investitionskostenanteile wie Kosten für Gebäude, Mieten, Abschreibungen und Instandhaltung dürfen auf die Bewohner umgelegt werden. Sie werden nicht in den Verhandlungen festgelegt, sondern fallen in den Zuständigkeitsbereich der Bundesländer. Die Investitionskosten werden teilweise oder sogar in Gänze durch öffentliche Förderung gedeckt (vgl. Kochskämper, 2019, S. 5–6).

Der Investitionskostenanteil ist zwischen 2005 und 2015 real um knapp 6 % gestiegen. Auch zwischen 2015 und 2016 sowie zwischen 2016 und 2017 ist der Anteil stärker gestiegen als die allgemeinen Verbraucherpreise (ebd., S. 9).

Die Pauschalbeträge für Versicherungsleistungen sind im SGB XI nominal festgeschrieben. Für die vollstationäre Versorgung in den Pflegestufen I und II wurden die Leistungen erst im Jahr 2015 mit Inkrafttreten des PSG I angehoben. Die Leistungen für die

vollstationäre Pflege in Pflegestufe III wurden wie oben bereits erwähnt in drei Stufen bis zum Jahr 2012 erhöht. Im Rahmen des PSG I im Jahr 2015 sind sie dann erneut gestiegen. Real sind die Versicherungsleistungen für die vollstationäre Pflege bis zum Jahr 2013 für Pflegestufe I und II gesunken. Auch für Leistungen der Pflegestufe III hat trotz mehrfacher Erhöhung bis 2013 eine reale Entwertung stattgefunden. Erst die Anhebung aller Leistungen im Jahr 2015 führte zu einer realen Aufwertung der Versicherungsleistungen. Die Entwicklung der Vorjahre konnte damit jedoch nicht kompensiert werden. Die Leistungen der gesetzlichen Pflegeversicherung sind zwischen 1999 und 2015 real um knapp 18 % für Pflegestufe I und II bzw. 11 % für Pflegestufe III gesunken (ebd., S. 16–17). Mit Umstellung von Pflegestufen auf Pflegegrade im Rahmen des PSG II wurden auch die Leistungen der Pflegeversicherung neu gestaffelt (ebd., S. 16–18).

Entsprechend dem Grundsatz "Pflegeversicherung folgt Krankenversicherung" bedeutet dies für privat Krankenversicherte, dass sie der Versicherungspflicht in der privaten Pflege-Pflichtversicherung unterliegen. Es ist deshalb entweder mit dem privaten Krankenversicherungsunternehmen oder mit einem anderen privaten Versicherungsunternehmen ein Versicherungsvertrag über eine Pflege-Pflichtversicherung abzuschließen (vgl. BMG, 2017c). Aufgrund des selektiven Zugangs zur privaten Pflege-Pflichtversicherung sind in dieser deutlich höhere Erwerbspositionen vertreten als in der SPV. Das Bruttogesamteinkommen in der PPV lag im Jahr 2018 bei 52.287 € pro Jahr und war damit mehr als doppelt so hoch wie in der SPV mit 24.790 €. Auch die Altersstruktur der PPV unterscheidet sich deutlich von derjenigen der SPV. In der PPV sind beispielsweise nur halb so viele über 80-Jährige versichert wie in der SPV. Weiterhin zeigt sich, dass auch deutlich weniger Frauen (39 % gegenüber 53 % in der SPV) in der PPV versichert sind. Dies verursacht wegen ihrer höheren Lebenserwartung auch eine erhöhte Pflegeprävalenz in der SPV (vgl. Greß et al., 2019, S. 246–249). Die durchschnittlichen Pro-Kopf-Ausgaben in der PPV liegen bei 112 €, während sie in der SPV 393 € betragen. 11,5 % aller Versicherten sind in der PPV versichert, ihr Anteil an den Ausgaben liegt dagegen nur bei 3 %. Weiterhin sind die finanziellen Belastungen der Versicherten ungleich verteilt. Dies zeigt sich darin, dass die Prämien in der PPV 2017 dem 1,4-Fachen der Prämie von 2004 entsprachen, während es in der SPV das Zweifache war (vgl. Fraktion BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN, 2019, S. 5-6). Die Beitragseinnahmen der privaten PPV lagen 2018 bei 2,6 Mrd. €. Dem standen lediglich Ausgaben für Versicherungsleistungen in Höhe von 1,4 Mrd. € gegenüber. Ende 2018 betrug die Summe der Rückstellungen 36,2 Mrd. € (vgl. PKV, 2019c, S. 15–17).

Die Ausgaben für Pflege werden aufgrund verschiedenster Faktoren in Zukunft weiter steigen. Eine Projektion<sup>5</sup> von Breyer aus dem Jahr 2016 zeigt, dass sich die Pflegeausgaben in Summe von 29,4 Mrd. € im Jahr 2014 58,7 Mrd. € im Jahr 2050 knapp verdoppeln werden (vgl. Breyer, 2016, S. 450–451).

Im Folgenden werden die wichtigsten Faktoren, die eine steigende Ausgabenentwicklung beeinflussen, betrachtet. Das Umlageverfahren ist aufgrund seiner Finanzierungslogik sehr anfällig für demografische Strukturverschiebungen der Bevölkerung. Seit der Einführung der SPV im Jahr 1995 hat die Zahl der Geburten fast durchgängig weiter abgenommen und die Babyboomer-Generation der 1950er und 1960er Jahre ist mittlerweile im höheren Erwerbsalter angekommen. Auch die Zahl der über 70-Jährigen ist stark gestiegen. Diese Entwicklungen haben auch einen Einfluss auf die SPV. Wenn die Babyboomer in den Ruhestand eintreten, steht der SPV eine große Strukturveränderung der Beitragszahler und Leistungsempfänger bevor. Prognostisch wird bis 2040 eine weitere Abnahme jüngerer Kohorten erwartet. Die zahlenmäßig größten Bevölkerungsgruppen werden Personen sein, die sich im Rentenalter befinden. Die Zahl der über 70-Jährigen wird auf 18,7 Mio. ansteigen. Selbst wenn von gleichbleibenden Pflegewahrscheinlichkeiten ausgegangen wird, wird allein durch die demografischen Veränderungen mit einem erheblichen Zuwachs an Pflegebedürftigen zu rechnen sein (vgl. Arentz et al., 2019, S. 5–6). Erst nach 2050 wird der Demografie-Effekt auf Kostensteigerungen in der SPV abnehmen, weil die Babyboomer ableben und die allgemeine Bevölkerungsanzahl sinken wird (vgl. Gasche und Rausch, 2016, S. 230).

Laut aktueller Pflegevorausberechnung des Statistischen Bundesamtes wird die Zahl der Pflegebedürftigen bis zum Jahr 2055 durch die Alterung um 37 % zunehmen und auf 6,8 Mio. steigen. Bereits für das Jahr 2035 ist ein Zuwachs von 14 % auf 5,6 Mio. Menschen zu erwarten. Nach 2055 werden die geburtenstarken Jahrgänge der 1950er und 1960er Jahre durch geburtenschwächere abgelöst, sodass keine größeren Veränderungen mehr vorausberechnet werden. 2070 liegt die Vorausberechnung bei 6,9 Mio. Pflegebedürftigen. Werden bis 2027 zunehmende Pflegequoten aufgrund des seit 2017 weiter gefassten Pflegebedürftigkeitsbegriffs und des damit einhergehenden Anstiegs der Pflegebedürftigenzahlen und Pflegequoten unterstellt, ergeben sich 6,3 Mio. Pflegebedürftige (+27 %) im Jahr 2035 und 7,6 Mio. Pflegebedürftige (+53 %) für das Jahr 2055. Bis 2070 steigt

<sup>5</sup> Die der Projektion zugrundeliegenden Basisdaten finden sich bei Breyer, 2016, S. 449.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Für die Vorausberechnung werden konstante Pflegequoten unterstellt. Damit zeigt die Vorausberechnung den Alterungseinfluss der Bevölkerung auf das Pflegesystem.

diese Zahl nur noch auf 7,7 Mio. (+55 %). Die starke Alterung der Bevölkerung wird in diesem Zusammenhang auch den Anteil älterer Pflegebedürftiger erhöhen. Im Jahr 2021 waren 55 % der Pflegebedürftigen über 80 Jahre alt, bei konstanten Pflegequoten werden es im Jahr 2055 bereits 65 % sein. Dieser Anstieg wird insbesondere zwischen 2035 und 2055 erwartet (vgl. Destatis, 2023b).<sup>7</sup>

Ein weiterer Trend, der bereits eingesetzt hat und sich laut Prognosen fortsetzen wird, ist der zu einer gesteigerten Inanspruchnahme von kostenintensiver stationärer Heimpflege, dem sogenannten Heimsog-Effekt. Treiber dieser Entwicklung sind insbesondere der zunehmende Anteil von Single-Haushalten und eine erhöhte Mobilität. Laut Prognosen des Statistischen Bundesamts wird es im Jahr 2040 bereits 19,3 Mio. Single-Haushalte geben, dies wären bereits 2 Mio. mehr als noch 2018 (vgl. Destatis, 2020b). Die Binnenwanderung und damit auch die Mobilität der Menschen zeigt ebenfalls eine steigende Tendenz mit bereits 3,9 Mio. Menschen im Jahr 2018. Diese Tendenz wird sich weiter fortsetzen, da laut Prognosen besonders junge Menschen wegen Ausbildung, Studium oder Partnerschaft nicht mehr am Wohnort ihrer Eltern wohnen bleiben (vgl. Destatis, 2020a). Weiterhin beeinflussen eine geringe Geburtenzahl von durchschnittlich 1,57 Kindern pro Frau (vgl. Destatis, 2019c) und eine erhöhte Frauen-Erwerbsbeteiligung von 54 % im Jahr 2018 im Vergleich zu 48 % im Jahr 2008 (vgl. Destatis, 2019b) die Tatsache, dass immer weniger Pflegebedürftige in Zukunft zuhause gepflegt werden können. Es entsteht eine immer größere Differenz aus Pflegefällen und informellen Pflegepersonen. In der Literatur schwanken die Prognosen bezüglich des Pflegepotenzials von Kindern für ihre pflegebedürftigen Eltern sehr stark. Dudel schätzt die Abnahme des Pflegepotenzials langfristig auf 30 % bis 40 % (vgl. Dudel, 2015), während andere Wissenschaftler von 65 % bis 80 % ausgehen (vgl. Blinkert und Gräf, 2009; vgl. Häcker und Raffelhüschen, 2007). Eine detaillierte Prognose von Häcker gibt weitere Einblicke in mögliche Szenarien zur Entwicklung des Pflegepotenzials. Die Schätzungen für einen Anstieg der stationären Pflege bei der Berücksichtigung von rein demografischen Veränderungen im Pflegepotenzial belaufen sich auf 46 % (Verhältnis ambulant zu stationär 1:1) bzw. 55 % (Verhältnis ambulant zu stationär 0:1). Berücksichtigt man darüber hinaus noch veränderte Haushalts- und Familienstrukturen, sind es 47 % bzw. 57 % und bei Einbezug der Potenzialerwerbsquote bereits 48 % bzw. 60 %, die stationäre Versorgung in Anspruch nehmen würden (vgl. Häcker, 2018, S. 89–93). Bis 2019 war eine Verschiebung in die

-

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Der Vorausberechnung liegen Ergebnisse der 15. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung mit moderater demografischer Entwicklung und Wanderung sowie Daten der Pflegestatistik 2017 bis 2021 zugrunde.

professionelle ambulante Pflege zu beobachten. Der beschriebene Heimsog-Effekt überlagert diesen Trend (vgl. Etgeton, 2019, S. 5–6).

Indirekt mit den demografischen Entwicklungen im Zusammenhang stehende Einflussfaktoren und mögliche Kostentreiber in der SPV sind Maßnahmen zur Verbesserung der Personalsituation und des Fachkräftemangels. Wie bereits beschrieben werden junge Generationen zahlenmäßig kleiner und viele Branchen konkurrieren um den Nachwuchs. Bereits heute fehlen Fachkräfte für die Pflege, weil der Beruf aufgrund schlechter Arbeitsbedingungen und niedriger Löhne wenig attraktiv ist. Stellen im Pflegesektor sind im Durchschnitt 63 % länger vakant als über alle Berufe betrachtet. Das Berufsfeld wird also über kurz oder lang nicht um Lohnsteigerungen und damit Kostensteigerungen für die SPV herumkommen, um den Beruf attraktiver zu machen und Pflegekräfte zu gewinnen (vgl. Arentz, 2019, S. 18). Allein eine rechnerische Angleichung des Vergütungsniveaus auf das der Krankenpflege würde mehrere Mrd. € Kosten pro Jahr verursachen. Der Finanzierungsbedarf läge pro Person und Jahr bei 8862 € für Fachkräfte und 7773 € für Pflegehelfer. Insgesamt würden sich diese Kosten pro Jahr auf 3,4 Mrd. € und 2,5 Mrd. € bei konstantem Qualitätsniveau und konstanter Beschäftigtenzahl belaufen (vgl. Greß und Jacobs, 2016, S. 264–266). Weitere Kosten für eine Teilakademisierung würden hinzukommen (ebd., S. 263). Der Wissenschaftsrat empfiehlt eine Akademisierungsquote von 10 % bis 20 % und 15 % mehr Gehalt für diese Gruppe, was einen dauerhaften Finanzierungsbedarf von 200 Mio. € bis 400 Mio. € pro Jahr bedeuten würde. In Summe würden rund 6 Mrd. € jährlich für ein Maßnahmenpaket zur Vergütungsangleichung, Akademisierung und Personalausstattung zusammenkommen (ebd., S. 266-267). Auch eine durchschnittliche Vakanzzeit offener Stellen in der Altenpflege von 175 Tagen ist ein Indikator, dass weitere (monetäre) Maßnahmen zur Steigerung der Attraktivität des Berufes eingeführt werden müssen (vgl. Bonin, 2019, S. 64). Auch Personalschlüssel und Personalbemessungsverfahren sollten angepasst werden, um dem Pflegekräftemangel entgegenzutreten (vgl. Kiefer, 2018, S. 7). Je nach Prognose könnten schon 2025 zwischen 60.000 und 250.000 Pflegekräfte fehlen (vgl. Haumann, 2018, S. 31–32). Bei einer Fortschreibung des Personalbedarfs würden im Jahr 2060 980.000 Vollzeitpflegekräfte benötigt, aktuell sind es 590.000. Dies entspräche einem Anstieg von 67 % (vgl. Schwinger et al., 2019, S. 11–13).8

-

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Die Prognosen variieren aufgrund von verschiedenen Annahmen zur Fortschreibung der Pflegeprävalenz, zum zugrunde gelegten Personalschlüssel und Personalmix sowie den demografischen Entwicklungen. Weitere Details dazu finden sich bei Schwinger et al., 2019, S. 19.

Ein weiterer möglicher Einflussfaktor auf Kostensteigerungen ist der Ausbau der Qualität in der SPV. Qualität ist hier insbesondere zu verstehen als ein Element "strukturgebender Mindestanforderungen" (Hensen, 2018, S. 3), festgehalten in den Maßstäben und Grundsätzen für die Qualität, Qualitätssicherung und Qualitätsdarstellung nach § 113 SGB XI (ebd., S. 3–4). Bereits seit 2002 sorgen eine Reihe neuer Gesetze für den Ausbau und die Sicherung der Qualität in der SPV. Sowohl Qualitätsmessung und -sicherung wie auch ihr langfristiger Ausbau wird zukünftig ein Kostentreiber sein, der jedoch quantitativ bisher nicht konkret zu beziffern ist und daher nicht weiter detailliert werden kann. Auch eine unzureichende Dynamisierung der Pflegesätze, die bereits beschrieben wurde, lässt zukünftig den Kostendruck auf die Versicherten weiter steigen. Die Prognosen zu den Finanzierungslücken in der SPV für das Jahr 2050 liegen je nach unterstelltem Realzins zwischen 16,8 Mrd. € (2 % Realzins) und 16,6 Mrd. € (3 % Realzins) (vgl. Arentz, 2019, S. 9).

Auf Grundlage ihrer bisherigen Entwicklung und der implementierten Reformen in der SPV seit ihrer Einführung ist nicht davon auszugehen, dass die in diesem Kapitel erläuterten Kostentreiber vollständig durch Beitragssatzerhöhungen aufgefangen werden können, sondern sich in einer weiteren, stetigen Erhöhung der Eigenanteile bemerkbar machen werden. Weiterhin wird sich laut erläuterten Vorausberechnungen die Zahl der Pflegebedürftigen deutlich erhöhen, sodass in Zukunft noch mehr Leistungsbezieher von steigenden Kosten bzw. Eigenanteilen betroffen sein werden. Sowohl die steigende Zahl an Betroffenen wie auch durch die Versicherten zu zahlenden Kostenanstiege in der SPV machen eine Reform ihrer Ausgestaltung notwendig. Der für diese Arbeit zentrale Reformvorschlag wird in Kapitel 3 erläutert.

### 2.2.4 Hilfe zur Pflege

Bis 1995 war die Hilfe zur Pflege als Teil der Sozialhilfe "die entscheidende materielle Absicherung im Fall der Pflegebedürftigkeit" (Kochskämper, 2014, S. 221). Bis zur Einführung der SPV flossen jährlich große Summen an Steuergeldern in die Hilfe zur Pflege − zuletzt 6,6 Mrd. € im Jahr 1994. Wegen der Ausgestaltung der SPV als Teilkostenversicherung ist die Hilfe zur Pflege jedoch auch seit Einführung der SPV 1995 nicht überflüssig (vgl. BMG, 2011). Je nach Pflegeart und Pflegedauer kann für die Pflegebedürftigen eine erhebliche finanzielle Belastung entstehen. Die Hilfe zur Pflege

\_

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Details zu den wichtigsten Änderungen zur Sicherung bzw. Erhöhung der Qualität in der Pflege finden sich im Pflegequalitätssicherungsgesetz 2002, Pflegeweiterentwicklungsgesetz 2008, Pflege-Neuausrichtungsgesetz 2012 und Pflegestärkungsgesetz 2016.

ist ausgerichtet an den Grundsätzen der Sozialhilfe (vgl. SGB XII, 2023), die ein würdiges Leben ermöglichen sollen (§ 1 SGB XII). Nach dem Prinzip der Bedarfsdeckung und des Nachrangs wird Sozialhilfe und damit Hilfe zur Pflege erst gewährt, wenn das eigene Einkommen nicht ausreicht und das eigene Vermögen verbraucht ist sowie aus sonstigen Ansprüchen wie z. B. Unterhalt ein ungedeckter Bedarf bleibt. Alleinstehende Leistungsberechtigte sind grundsätzlich verpflichtet, ihr gesamtes Einkommen zur Deckung der Heimbetreuungskosten einzusetzen. Nicht zum Einkommen – allen Einkünften in Geld oder Geldeswert – zählen z. B. Sozialhilfeleistungen nach SGB XII oder Grundrente nach Bundesversorgungsgesetz. Bei Ehepaaren und Lebenspartnerschaften ist das gemeinsame Einkommen Basis für die Berechnung eines Kostenbeitrags (§ 82 SGB XII und entsprechende Verordnung).

Sozialhilfe ist immer nachrangig, besonders dem familienrechtlichen Unterhalt, zu gewähren. Seit der Reform des Rentensystems 1957 ersetzen immer mehr staatliche und sozialversicherungsbezogene Leistungen die Leistungen aus dem Kreis der Familie. Wegen der steigenden Kosten in der Pflege versuchen Sozialämter und staatliche Instanzen seither, einen Teil der Ausgaben über den Elternunterhalt zurückzufordern (vgl. Häcker et al., 2011, S. 102). Die Unterhaltspflicht erfasst den Teil der Heimkosten, der nach Abzug von Grundsicherung, Rente, Pflegegeld und anderen Vermögen und Einkommen verbleibt und von der Sozialhilfe gedeckt werden muss bzw. bei Anspruch von Ehegatten oder Kindern (§ 42 SGB XII). Das Angehörigen-Entlastungsgesetz (AEntlG) stellt dabei seit Januar 2020 sicher, dass das Sozialamt erst ab einem jährlichen Bruttoeinkommen von 100.000 € auf Kinder bzw. Eltern zugreifen darf. Für Ehepartner gilt diese Grenze nicht (vgl. AEntlG, 2019).

Im Zuge der Einführung der Pflegeversicherung hat sich die Gesamtzahl der von Sozialhilfe abhängigen Pflegebedürftigen (innerhalb und außerhalb von stationären Einrichtungen) von 574.000 Personen im Jahr 1995 auf 423.000 in 2011 reduziert. 2014 stieg die Zahl auf ihren bisherigen Höhepunkt von 451.000. Ausschlaggebend für diesen Anstieg bis 2014 ist auch die zunehmende Zahl an Pflegebedürftigen. Weiterhin wurden wie bereits beschrieben die Leistungssätze der SPV nicht in ausreichender Höhe angepasst, um Realwertverluste auszugleichen. Bis 2017 sank die Anzahl der Empfänger wieder auf 376.000. Insbesondere von 2016 auf 2017 ist ein starker Rückgang um 64.000 Empfänger zu verzeichnen. Grund dafür sind vermutlich die deutlichen Leistungsverbesserungen, die im Rahmen der Pflegestärkungsgesetze durchgesetzt wurden. Auch Unterschiede in der statistischen Erfassung, die im betrachteten Zeitraum noch alle Empfänger ausschließt,

die kein abgeschlossenes Verfahren zur Pflegegradbestimmung durchlaufen hatten, verzerren möglicherweise das Bild. Seit 2017 ist die Zahl der Empfänger auf 400.000 im Jahr 2021 angestiegen. Die detaillierte Entwicklung der Empfängerzahlen von Hilfe zur Pflege zeigt auch untenstehende Abbildung. Im Jahr 2021 wurden 84 % der Empfänger von Hilfe zur Pflege in einem stationären Setting gepflegt. Der Anteil unterliegt zwar jährlichen Schwankungen, liegt jedoch seit 1996 konstant über 70 %. Insbesondere Frauen, 64 %, empfangen Hilfe zur Pflege, auch wenn sich der Anteil der Frauen an der Gesamtzahl von Empfängern von Hilfe zur Pflege seit Ende der 1990er Jahre von 73 % bereits reduziert hat. Gemessen an der Gesamtzahl der Pflegebedürftigen im Jahr 2021, nehmen 9 % Hilfe zur Pflege in Anspruch. Betrachtet man nur stationär untergebrachte Pflegebedürftige, erhöht sich der Anteil auf 40 %. Es ist zu erwarten, dass sich aufgrund steigender Heimkosten, steigender Eigenanteile sowie eines sinkenden Rentenniveaus die Zahl und der Anteil der Empfänger von Hilfe zur Pflege weiter erhöhen werden (vgl. Destatis, 2023d).

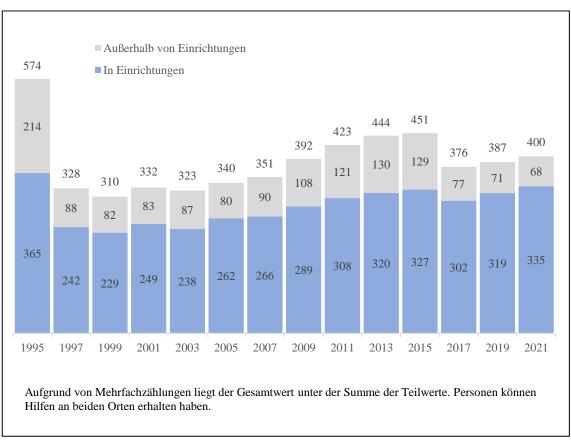


Abb. 4 Entwicklung Empfänger Hilfe zur Pflege

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Destatis, 2023d

Auch bei den Aufwendungen zur Hilfe zur Pflege ist ein Anstieg zu verzeichnen. Lagen die Ausgaben im Jahr 2005 beispielsweise noch bei 2,6 Mrd. €, betrugen sie 2021 bereits

4,7 Mrd. €. Dies entspricht 31 % der Gesamtausgaben der Sozialhilfe im Jahr 2021, während es im Jahr 2005 nur 15 % waren (vgl. Destatis, 2023c).

Zu den Einflussfaktoren auf die Inanspruchnahme von Hilfe zur Pflege liegen in der Literatur nicht ausreichend Längsschnittdaten auf Mikroebene vor. Daher kann nur die Plausibilität einzelner Einflussfaktoren geprüft werden. Häufig genannte Einflussfaktoren sind der Anstieg der Anzahl an Pflegebedürftigen insgesamt, die Tendenz zur professionellen, stationären Versorgung im Pflegefall aufgrund mangelnder Möglichkeiten der Versorgung durch die Familie, der Anstieg von materieller Bedürftigkeit im Alter sowie die steigenden Kosten für Pflegeleistungen bei fehlender Dynamisierung der von der SPV übernommenen Leistungen. Bekannte oder Freunde scheinen nach bisherigen Untersuchungen in Zukunft nicht die Pflege in gleichem Ausmaß übernehmen zu wollen wie Familie oder Ehepartner (vgl. Runde et al., 2009, S. 13). Weiterhin gibt es gegenwärtig Anzeichen, dass künftige Rentnergenerationen über schlechtere finanzielle Ressourcen als die heutigen verfügen werden (vgl. Pimpertz, 2013).

### 2.2.5 Private Zusatzabsicherung des Pflegerisikos

Eine Analyse der Preis- und Leistungsstruktur des Pflegezusatzversicherungsmarktes aus dem Jahr 2016 macht deutlich, dass der Umfang der geförderten Policen stark eingeschränkt ist und im Durchschnitt nur rund 25 % der selbst zu tragenden Pflegekosten abdeckt. Bei ungeförderten Tarifen schließen die Leistungen die selbst zu tragende Kostenlücke teilweise fast vollständig. Des Weiteren zeigt die Analyse auf Basis von Routinedaten der GKV sowie Pflegezusatzversicherungsdaten der Stiftung Warentest, dass die Zuschläge der Versicherungsleistungen bei einem Vertragsabschluss mit 65 Jahren bei den geförderten Policen bei einem Barwert von 26 Cent pro eingezahltem Euro liegen und damit viermal so hoch sind wie die der ungeförderten Tarife mit 9 Cent. Daraus lässt sich ableiten, dass die geförderten Tarife sehr hoch bepreist und gleichzeitig in ihrem Leistungsumfang deutlich eingeschränkt sind. Adverse Selektion aufgrund asymmetrisch verteilter Informationen im geförderten Versicherungsmarkt ist daher sehr wahrscheinlich und macht ein Marktversagen möglich. Die Versicherungen scheinen bei den geförderten Tarifen aufgrund einer mangelnden Gesundheitsprüfung einen hohen Kapitalpuffer einzurechnen und einen geringen Leistungsumfang anzubieten, um sich gegen das Risiko abzusichern, insbesondere schlechte Risiken zu versichern. Die Konsumentenmyopie könnte darüber hinaus begründen, warum Pflegezusatzversicherungen so gering nachgefragt werden. Einerseits ist es möglich, dass Personen nicht überblicken können, welche Kosten im Pflegefall zu tragen wären. Andererseits könnten die Leistungen der SPV in Verbindung mit dem privaten Ersparten als ausreichend zur Absicherung einer Pflegebedürftigkeit angesehen werden. Da in der zitierten Studie nur die Altersgruppe der 45- bis 65-Jährigen untersucht wurde, ist unklar, wie sich die Ergebnisse auf jüngere Altersgruppen übertragen lassen. Sie bieten jedoch einen Einblick in einen Trend (vgl. Ehing, 2016, S. 213–214).

Auch wenn die Nachfrage nach Pflegezusatzversicherungen stetig wächst, ist diese noch immer sehr gering. Ende 2016 waren 3,5 Mio. Menschen pflegezusatzversichert, davon 2,7 Mio. in ungeförderten Policen. Im Einzelnen stieg die Zahl der geförderten Policen im Jahr 2018 um 5,3 % auf knapp 0,9 Millionen, die Zahl der ungeförderten Verträge um 1,8 % auf 2,8 Millionen (vgl. PKV, 2019b). Im Jahr 2021 sind bereits 4,2 Mio. privat zusatzversichert. Dies entspricht allerdings nur 5,7 % der 73 Mio. Versicherten in der SPV (vgl. PKV, 2023).

Der häufigste Grund für eine Nichtinanspruchnahme einer privaten Pflegezusatzversicherung ist mit 61 % die Annahme, dass eine Versicherung im Pflegefall ohnehin die anfallenden Kosten nicht übernehmen würde (vgl. statista, 2014). Mit Bezug auf die Zahlungsbereitschaft für eine Pflegezusatzversicherung zeigt sich, dass mehr als 50 % der Befragten (Altersgruppe ab 25 Jahre, N = 1297) nicht mehr als 25 € pro Monat ausgeben würden. 22 % wären noch bereit, bis 50 € monatlich zu zahlen, 6 % bis 75 € und 10 % mehr als 75 €. Im Vergleich zu den realen monatlichen Prämien von Pflegezusatzversicherungen, ist diese Zahlungsbereitschaft deutlich geringer (vgl. statista, 2011).

#### 2.2.6 Generationengerechtigkeit und finanzielle Nachhaltigkeit

Der Begriff der Generationengerechtigkeit ist mehrdeutig und es können im Wesentlichen drei Definitionen unterschieden werden: (1) Zum einen kann die Forderung bestehen, dass alle Generationen in gleichem Ausmaß herangezogen werden, wenn externe ökonomische Schocks zu tragen sind, um z. B. die Rentnergeneration von der Einkommensentwicklung der Beschäftigten zu entkoppeln. Man spricht in diesem Zusammenhang von einer Gleichbehandlung im Querschnitt. (2) Weiterhin kann gefordert werden, dass die Rendite der eigenen Einzahlungen in das System im Lebensverlauf für alle Geburtskohorten gleich sein soll. Dies kann mithilfe von Generationenbilanzen überprüft werden. (3) Im Einklang mit dem Verursacherprinzip könnte schließlich auch gefordert werden, dass die Geburtskohorten, die z. B. durch niedrige Fertilitätsraten verstärkt zum demografischen Wandel beitragen, vermehrt in die Finanzierung von altersabhängigen

Leistungen wie Pflege einbezogen werden (vgl. Rothgang, 2009, S. 84). Im Folgenden wird ausschließlich die zweite der aufgeführten Definitionen von Generationengerechtigkeit weiter beleuchtet.

Auch nach zahlreichen Reformen bleiben Fragen zur langfristigen Finanzierbarkeit und damit auch zur Generationengerechtigkeit der SPV offen. Die Generationenbilanz weist auf eine intergenerative Lastenverschiebung in Richtung zukünftiger Generationen hin. Besonders das PSG II hatte erheblichen Einfluss auf die finanzielle Nachhaltigkeit der SPV. Auch diverse Beitragssatzerhöhungen in den letzten Jahren lassen die Frage nach der nachhaltig und langfristig fundierten finanziellen Ausgestaltung der SPV lauter werden. Die Reformen der letzten Jahre bezogen sich hauptsächlich auf die Ausgabenseite, sodass Defizite trotz flankierender Beitragssatzerhöhungen nicht verhindert werden konnten. Bereits seit einigen Jahren weist die SPV Defizite auf, die den Mittelbestand immer weiter schrumpfen lassen. "Ein Haushalt, im Speziellen der Haushalt der SPV, kann als nachhaltig finanziert bezeichnet werden, wenn die Summe aus expliziten und impliziten Schulden gleich null ist" (Bahnsen und Raffelhüschen, 2019, S. 30). Die expliziten Schulden sind alle verbrieften Forderungen an die SPV im aktuellen Jahr; "die impliziten Schulden ergeben sich aus den zukünftigen Leistungsversprechen der SPV, für die bei Beibehaltung des gegenwärtigen Beitragssatzes keine oder nur unzureichende Rückstellungen gebildet wurden" (Bahnsen und Raffelhüschen, 2019, S. 30). Der in den Kapiteln 2.2.2 und 2.2.3 näher beschriebene demografische Wandel führt dazu, dass sich der Altenquotient in den nächsten 50 Jahren verdoppeln wird, was wiederum ein Sinken der Beitragseinnahmen und einen gleichzeitigen Anstieg der Leistungsausgaben zur Folge haben wird. Vereinfacht gesagt werden Beitragseinnahmen sinken, weil Rentner in der Regel geringere Beiträge zahlen als Erwerbstätige, und Leistungsausgaben werden steigen, weil es mehr Ältere und damit auch mehr Pflegebedürftige geben wird. Eine bessere Gesundheitsversorgung im Alter kann diesen Trend zwar abmildern, aber dennoch ist das Alter ein wesentlicher Treiber der Pflegebedürftigkeit. Bei Beibehaltung des Beitragssatzes und des Leistungsumfangs führt weiterhin der Übergang der Babyboomer-Generation in pflegerelevante Alterskohorten zu einer Verschärfung der defizitären Finanzsituation der SPV und einer steigenden impliziten Verschuldung. Um den Leistungsumfang zu erhalten oder auszubauen, werden zukünftige Generationen größere finanzielle Lasten tragen müssen, die auch durch höhere Geburtenziffern oder Zuwanderung nicht vollständig ausgeglichen werden können (ebd., S. 31).

Um aufzuzeigen, welche Belastung den zukünftigen Generationen in der SPV bevorsteht, wird im Folgenden die Generationenbilanzierung als Instrument herangezogen. Sie dient der "Berechnung eines statistischen Maßes für die Nachhaltigkeit eines Haushalts oder von Reformmaßnahmen" (Bahnsen und Raffelhüschen, 2019, S. 31). Im Rahmen der Generationenbilanzierung werden alle zukünftigen Beitragszahlungen der heutigen Generationen mit allen zukünftigen Leistungen derselben Generation saldiert, um entsprechende Nettobeitragszahlungen abzuschätzen. Es werden Nettobeitragszahlungen über den gesamten Lebenszyklus im jeweiligen Barwert berücksichtigt. Der Zustand der Nachhaltigkeit wäre dadurch definiert, dass keine Lastenverschiebung von heutigen zu zukünftigen Generationen stattfinden würde. Als Grundlage für die Berechnung der Generationenbilanz werden eine Bevölkerungsprojektion, alters- und geschlechtsspezifische Mikroprofile sowie Einnahmen und Ausgaben der SPV herangezogen. Ein Blick auf die Generationenkonten aller lebenden Durchschnittsindividuen zeigt, ob und in welchem Ausmaß eine Lastenverschiebung stattfindet. Das Generationenkonto eines Durchschnittsindividuums lässt sich aus der Addition der Barwerte aller Einzahlungen über den restlichen Lebenszyklus abzüglich des Barwertes aller statistisch zu erwartenden Leistungsansprüche errechnen. Das Gesamtbild ergibt sich aus der Berechnung aller Generationenkonten für jeden heute lebenden Jahrgang<sup>10</sup> (ebd.).

Es wird deutlich, dass auch ohne Einbezug der deutlichen Leistungssteigerungen durch das PSG II kein Durchschnittsindividuum existiert, das seinen Barwert der zukünftigen Leistungen durch Beiträge finanziert. Bereits heute 19-Jährige kommen mit 120 € an Nettoleistungen über den verbleibenden Lebenszyklus nicht durch Beiträgszahlungen dafür auf. Weiterhin deckt keine Generation die zu erwartenden Leistungen durch ihre Beiträge ab. Ein im Basisjahr 83-Jähriger erhält im Durchschnitt Nettoleistungen in Höhe von 34.000 € über den verbleibenden Lebenszyklus. Der Effekt aus der Leistungsausweitung überwiegt deutlich denjenigen Effekten aus einer Beitragserhöhung. Es entstehen große Vorteile für bereits oder bald Pflegebedürftige. Trotz Nachjustierung auf der Einnahmenseite durch eine erneute Beitragssatzerhöhung bleibt die Belastung nach Einführung des PSG II für nachfolgende Generationen immer noch deutlich höher als für heute lebende Generationen. Individuen in pflegerelevanten Alterskohorten profitieren weiterhin von

-

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Die Berechnung unterstellt einen jährlichen Realzins von 3 %, ein jährliches Produktivitätswachstum von 1,5 % auf Grundlage des Basisjahrs 2016 und bezüglich der Bevölkerungsprojektion die Annahmen der 13. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung in Kombination mit aktuellen Daten aus dem Jahr 2019.

den Einführungsgeschenken der Reform. Eine langfristige Finanzierung der SPV findet demnach hauptsächlich durch künftige Generationen statt (ebd., S. 32).

Um deutlich zu machen, in welchem konkreten Ausmaß zukünftige Generationen belastet sein werden, eignet sich die Nachhaltigkeitslücke als Indikator. Sie errechnet sich aus der Summe der mit der Kohortenstärke gewichteten Generationenkonten aller lebenden und zukünftigen Generationen. Die Nachhaltigkeitslücke gibt Auskunft darüber, welche impliziten Zahlungsverpflichtungen und damit welche Belastungen für zukünftige Generationen entstehen. Ein in Gänze nachhaltiges System würde sich dadurch auszeichnen, dass alle bestehenden und zukünftigen Leistungsausgaben durch die Nettobeitragszahlungen aller heute lebenden und zukünftigen Generationen finanziert werden könnten. In diesem Fall wäre die Nachhaltigkeitslücke mit 0 zu beziffern. Die Nachhaltigkeitslücke kann somit die tatsächliche Verschuldung durch ausgewiesene Schulden sowie schwebende Ansprüche aufzeigen (ebd.).

Es wird deutlich, dass auch ohne PSG II eine Nachhaltigkeitslücke von 31,6 % des Bruttoinlandsprodukts (BIP) existiert. Bei konstantem Beitragssatz von 2,35 % wären zur nachhaltigen Finanzierung der SPV Rückstellungen in dieser Höhe nötig gewesen, um die SPV langfristig nachhaltig auszugestalten und Leistungen zu garantieren. Durch die Einführung des PSG II erhöht sich die Nachhaltigkeitslücke auf 52,2 % des BIP. Die Mehrkosten ergeben sich vor allem durch gesteigerte Leistungsbeträge, die neue Pflegegradstruktur sowie einen erweiterten Kreis an Leistungsberechtigten. Die langfristigen Mehrkosten der Reform in Höhe von 20,6 % des BIP entsprechen dem Anstieg der Nachhaltigkeitslücke von einer Situation ohne PSG II hin zur Situation mit PSG II. Trotz Nachjustieren durch eine Erhöhung des Beitragssatzes erhöht sich die Nachhaltigkeitslücke gegenüber der Situation ohne PSG II um 10,1 % des BIP. Die Nachhaltigkeitslücke in der SPV ist damit stark abhängig von einer möglichen Dynamisierung der Leistungen. Eine Dynamisierung ist in der Berechnung jedoch nicht berücksichtigt. Weiterhin wird angenommen, dass die Preise in der Pflegebranche der allgemeinen Preisentwicklung folgen. Ein möglicher Kostendruck auf Grundlage des medizinisch-technischen Fortschritts bleibt ebenfalls unberücksichtigt (ebd., S. 32–33).

Auch Häcker bestätigt durch Berechnungen auf Basis der kumulierten impliziten Schuld unter Berücksichtigung demografischer, nicht jedoch leistungsdynamisierungsbezogener Entwicklungen, dass momentan kein lebender Jahrgang existiert, der bei Einfrieren des aktuellen Beitragssatzes den statistischen Erwartungswert seiner

Leistungsinanspruchnahme einzahlt. In der Praxis wird die hohe implizite Schuld in der Regel durch Beitragssatzsteigerungen kompensiert. Aus intergenerativer Sicht ist eine Steigerung des Beitragssatzes besonders deshalb problematisch, weil dadurch eine intergenerative Lastverschiebung stattfindet (vgl. Häcker, 2018, S. 189–190).

Grundsätzlich gilt: Je jünger ein Jahrgang ist, desto größer ist der Anteil seines Einkommens, den er im Laufe seines Lebens an die SPV abführen muss, und desto schlechter schneidet er im direkten Vergleich zu anderen Generationen ab. Es zeigt sich, dass mit dem Geburtsjahr auch der Anteil am Einkommen, der für die SPV aufgewendet werden muss, steigt, auch wenn hier explizit einzuschränken ist, dass Leistungsdynamisierungen lediglich auf Grundlage der Inflationshöhe unterstellt und Folgen des PSG II nicht berücksichtigt wurden. Weiterhin wurde nicht zwischen Beitragssätzen von Eltern und Kinderlosen unterschieden. Der mit dem Geburtsjahr ansteigende Anteil an Einkommen würde erst flacher werden, wenn der Beitragssatz nicht mehr dauerhaft steigen würde, was jedoch nicht abzusehen ist (vgl. Wild, 2015, S. 56–57). Durch den Pflegevorsorgefonds ändert sich die Lebenszeitbelastung für die einzelnen Jahrgänge nur minimal (ebd., S. 61).

Aufgrund der in diesem Kapitel beschriebenen Einflussfaktoren besteht Reformbedarf. Im folgenden Kapitel wird der für diese Arbeit zentrale Reformvorschlag der Initiative Pro Pflegereform sowie zugehörige Modellrechnungen dargestellt.

# 3 Der Reformvorschlag der Initiative Pro Pflegereform

#### 3.1 Reformszenarien

In der aktuellen Ausgestaltung der SPV liegt ein finanzielles Risiko in potenziell unbegrenzter Höhe vor, das vom Pflegebedarf abhängt. Darüber hinaus entsteht in Kombination mit einer ebenfalls unbekannten Überlebensdauer ein unkalkulierbares finanzielles Risiko, das privat nicht konkret absicherbar ist. Eine Reform soll daher verhindern, dass die in Kapitel 2.2.2 und 2.2.3 beschriebenen Determinanten der Finanzentwicklung sowie Reformmaßnahmen über steigende Eigenanteile direkt zu Lasten der Pflegebedürftigen gehen (vgl. Rothgang, 2018a, S. 25). In § 4 Abs. 2 SGB XI wird zwar deutlich, dass Verpflegung und Unterkunft von den Pflegebedürftigen selbst zu tragen sind. Es steht jedoch nicht ausdrücklich geschrieben, dass die Pflegebedürftigen nur in Teilen von den pflegebedingten Kosten entlastet werden sollen (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 9). Ein Ansatz, der die beschriebene Problematik adressiert, ist ein Gutachten von Rothgang et

al. im Auftrag der Initiative Pro Pflegereform zur alternativen Ausgestaltung der SPV aus dem Jahr 2017 sowie ein Folgegutachten aus dem Jahr 2019. Das erste Gutachten beschreibt drei Reformszenarien (RS), die in folgender Übersicht dargestellt sind (ebd., S. 57).

Tab. 4 Reformszenarien Initiative Pro Pflegereform

		Sektorale Fragmentierung			
		beibehalten	aufheben		
srecht	Pauschale, gedeckelte Leistungen der Pflegeversicherung (Status quo)	Status quo	Szenario 1: Pauschale, gedeckelte Versicherungsleistungen bei modularisierter (Heim) Vergütung		
I eictinggrecht	Reform: Individuell bedarfsgerechte Versicherungsleistungen bei pauschalem Eigenanteil der Pflegebedürftigen	Szenario 2: Individuell bedarfsgerechte Versi- cherungsleistungen bei pauschaler, sektoral differenzierter Vergütung	Szenario 3: Individuell bedarfsgerechte Versicherungsleistungen bei modularisierter (Heim) Vergütung		

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Rothgang, 2018a, S. 5

Unabhängig vom Reformszenario muss eine Grundbedingung in Bezug auf die medizinische Behandlungspflege erfüllt sein. Medizinische Behandlungspflege (MBP) ist per Systematik ein Teil des Cure- und nicht des Care-Bereichs. In häuslicher Pflege wird sie daher von der GKV finanziert, während sie in stationärer Pflege einen Teil der Leistungssätze der SPV darstellt. Aufgrund der Tatsache, dass die Versicherungsleistungen deutlich niedriger sind als die Pflegesätze, kommen die Pflegebedürftigen in stationären Einrichtungen damit häufig selbst für ihre Behandlungspflege auf (ebd., S. 21). Daher fordert das Gutachten als Vorbedingung für eine Struktur- und Finanzreform eine Verlagerung der Finanzierungskompetenz für die medizinische Behandlungspflege in die GKV, damit diese dort sachgerecht dem Cure-Bereich zugeordnet ist. Die Ausgaben für medizinische Behandlungspflege werden auf ca. 2 Mrd. € jährlich geschätzt. Würden diese Kosten umfinanziert werden, könnten Heimbewohner um bis zu 200 € monatlich entlastet werden (ebd., S. 23).

Im Rahmen des RS 1 sollen pauschale, gedeckelte Leistungen der SPV beibehalten werden, während die sektorale Fragmentierung aufgehoben wird. Es soll laut Reformszenario weiterhin eine Abkehr vom All-inclusive-Gedanken der stationären Pflege geben, um die Leistungen zu modularisieren und eine Entgeltung der erbrachten Leistungsmodule möglich zu machen. In Pflegeheimen könnten einzelne Module dann abgewählt werden, wenn sie nicht benötigt werden. Dies passiert in der Praxis punktuell bereits (Szenario 1a). Alternativ werden Pflegeheime ordnungsrechtlich abgeschafft und integrierte Angebote könnten im jeweiligen Wohnsetting dazu gewählt werden (Szenario 1b). Erst hier wären

die Sektorengrenzen vollständig aufgelöst. Bestimmte Module könnten auch in Eigenregie übernommen werden, sodass sich auch einkommensschwächere Haushalte stationäre Pflege leisten könnten. Die fiskalischen Auswirkungen sind begrenzt, wenn sich die festzusetzenden Leistungshöhen an den derzeitigen Höhen orientieren (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017a, S. 2–3).

RS 2 beschreibt die Beibehaltung der sektoralen Fragmentierung bei individuell bedarfsgerechten Versicherungsleistungen sowie einem pauschalen fixen Eigenanteilssockel. Die Grundidee des SST ist damit ein Austausch von Finanzierungssockel und Finanzierungsspitze. Untenstehende Abbildung verdeutlicht die Idee des SST (vgl. Rothgang, 2018a, S. 28). Neben der Höhe würde der Sockelbetrag auch zeitlich begrenzt werden, damit ein absoluter Höchstbetrag definierbar ist (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017a, S. 4).

Status quo

Sockel-Spitze-Tausch

Ligenanteil

Versicherungsleistungen

Versicherungsleistungen

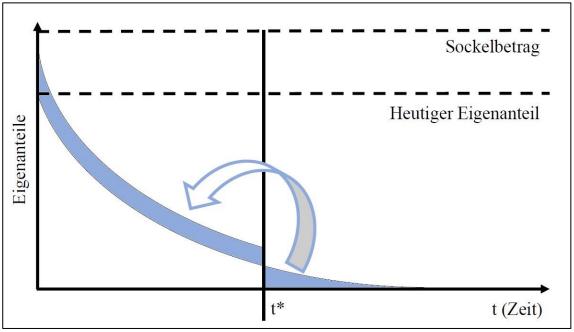
Ligenanteil

Abb. 5 Schematische Darstellung Sockel-Spitze-Tausch

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Rothgang, 2018a, S. 28

Für eine gesamtkostenneutrale Umsetzung würden alle "nach dem Zeitpunkt t\* entstehenden individuellen Pflegekosten auf das Kollektiv der Leistungsnehmer und auf den Zeitraum vor t\* verlagert" (Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 34). Der Zeitpunkt t\* bestimmt die Höhe des monatlich zu zahlenden Sockelbetrags.

Abb. 6 Berechnungslogik Sockelbetrag



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Rothgang, 2018a, S. 29

Die Ausgaben werden im Modell durch einen gleichmäßigen Zuschlag zu bestehenden Eigenanteilen transformiert. Der Zeitraum bis t\* ist die sogenannte Karenzzeit. Ab t\* entfallen alle Eigenanteile und die SPV wird zur Vollversicherung (ebd.). Diese Berechnungslogik zeigt auch Abbildung 6.

Unter der Voraussetzung, dass der Sockel zeitlich fix gesetzt wird, tragen dann nicht mehr die Pflegebedürftigen, sondern die Versichertengemeinschaft das finanzielle Risiko (ebd., S. 35). Die fixen Eigenanteile könnten durch verschiedene Wege finanziert werden: Ersparnisbildung, Privatversicherung (Pflegeversicherung oder kapitalbildende Lebensversicherung) oder einen integrierten Zusatzbeitrag in die SPV (vgl. Initiative Pro Pflegereform, 2017, S. 6–10). Vorschläge wie die kontinuierliche Anhebung des Pflegemindestlohns oder die Anerkennung von Tarifen bei Pflegesatzverhandlungen scheitern bisher überwiegend daran, dass sie von den Pflegebedürftigen selbst finanziert werden müssen. Dies wäre mit der Finanzierung durch die Solidargemeinschaft nicht mehr der Fall und derartige Anschlussreformen könnten möglicherweise besser durchgesetzt werden (ebd., S. 11).

Mit Blick auf die Risikoallokation wird deutlich, dass die doppelte Begrenzung der Eigenanteile auf eine monatliche Sockelhöhe einerseits und einen Maximalzeitraum andererseits das Lebenszeitrisiko für alle Versicherten absolut festsetzt. Die SPV kann durch das RS 2 zu einer Sozialversicherung umgestaltet werden, in der ein einmal erreichter

insbesondere wirtschaftlicher Status nicht mehr durch das Risiko der Pflegebedürftigkeit gefährdet wird (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 47).

In Bezug auf die Allokation in diesem Szenario zeigt sich, dass durch die Individualisierung der Leistungshöhen ein verstärkter Anreiz zur Erhöhung der Pflegekosten entsteht, weil der Anreiz zur Begrenzung der Kosten bei den Pflegebedürftigen aufgrund der begrenzten Eigenanteile sinkt. Dieser Effekt wird als Moral Hazard bezeichnet (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017a, S. 4-6). Moral-Hazard-Verhalten kann dabei nicht nur zu einer Ausgabensteigerung in der SPV führen, sondern ist auch wohlfahrtsökonomisch negativ zu bewerten. Das Moral-Hazard-Problem bezieht sich hier sowohl auf die Mengenkomponente (Maximierung der Leistungsmenge bei gegebener Versorgungsform) als auch auf die Preiskomponente (teurere Anbieter bei gegebener Versorgungsform) (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 41). In Bezug auf die Preiskomponente würde das Interesse der Pflegekassen an effektiven Preisverhandlungen steigen, das der Sozialhilfeträger hingegen sinken. Mit Blick auf die Mengenkomponente zeigt sich im RS 2 ausschließlich im ambulanten Sektor ein Moral-Hazard-Risiko, da hier nun alle Leistungen oberhalb des Sockels finanziert würden. Um dem entgegenzuwirken, könnten die individuellen Leistungsansprüche auf das Niveau der stationären Leistungssätze beschränkt werden. Damit wäre keine in Gänze offene Leistungsgewährung vorhanden und die ausschließlich interessensgeleitete Wahl des Versorgungssettings eingeschränkt (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017a, S. 4–6).

Betrachtet man die distributiven Auswirkungen, zeigt sich, dass sich das Verhältnis zwischen den stationären und den ambulanten Eigenanteilen verändern wird. Die stationären Eigenanteile werden relativ gesenkt und die ambulanten werden relativ steigen. Um ambulante Leistungsbezieher nicht zu benachteiligen, sieht der Reformvorschlag die Einführung einer Bestandsschutzregelung vor (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 47–48).

Weiterhin wird deutlich, dass es zu regionalen Umverteilungen insbesondere bei Heimpflege kommen wird. Eigenanteile in teureren und günstigeren Versorgungsregionen werden sich angleichen. Infolgedessen werden die Ausgaben pro Pflegebedürftigen bei gleichbleibenden regionalen Preisverhältnissen in teureren Regionen höher sein als in günstigeren. Es kommt zu einem impliziten Transfer von Versicherungsleistungen von Nordost nach Südwest, also in Richtung der teureren Anbieter. Bei einer für die SPV ausgabeneutralen Umstellung sorgt dies für relativ zum Status quo höhere Eigenanteile in preisschwachen Regionen und für Sockelbeträge unterhalb der jetzigen Eigenanteile

für Leistungsbezieher in preisstarken Regionen. Durch die seit Juli 2023 eingeführte Vorgabe zur Personalbemessung sowie die Regelungen des PSG III zu Tariflöhnen ist jedoch zu erwarten, dass dieser Effekt mit der Zeit an Bedeutung verliert (ebd.). Die fiskalischen Auswirkungen auf die Ausgaben der SPV wären im RS 2 stark abhängig von Preisverhandlungen sowie der Ausgestaltung der Leistungsbegrenzung. Wichtig wäre, "dass die Preiskomponente der Ausgaben auf leistungserbringungsrechtlicher Seite durch individuelle oder kollektive Preisverhandlungen einer systematischen Kontrolle unterliegt" (Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 48). Die Mengenkomponente müsste ebenfalls durch konkrete leistungsrechtliche Grenzen limitiert sein. Hierdurch könnten die beitragssatzwirksamen Ausgaben der SPV in beiden Sektoren gesteuert werden und eine Umstellung der Finanzierung auf einen einheitlichen Sockel wäre relativ kostenneutral möglich (ebd., S. 48–49).

RS 3 – die Aufhebung der sektoralen Fragmentierung bei individuell bedarfsgerechten Versicherungsleistungen und einem zeitlich begrenzten Eigenanteilssockel – entsteht aus einer Kombination aus RS 1b und RS 2. Die Möglichkeit, definierte Leistungsmodule privat organisiert über Akteure der Zivilgesellschaft erbringen zu lassen, könnte den Sockelbetrag entsprechend senken. Bislang vollstationär erbrachte Leistungen könnten modulweise ausgeklammert werden, sodass sich der Sockelbetrag entsprechend um diese Kosten verringern würde. Würden so viele Leistungen privat erbracht, dass deren Gegenwert den fixen Eigenanteil überschreitet, käme es zu einer Auszahlung der Pflegekasse an den Pflegebedürftigen. Damit könnte auch für den stationären Sektor eine Barauszahlung einer Leistung analog zum Pflegegeld erfolgen (ebd., S. 51–52).

In diesem Szenario entsteht unter allokativen Gesichtspunkten ein besonders großes Moral-Hazard-Problem. Die Anreize aus RS 2 gelten grundsätzlich auch für dieses Reformszenario. Es besteht ein Anreiz, möglichst viele Leistungen in Anspruch zu nehmen. Zur Verhinderung des Moral Hazard kommt aufgrund der Aufhebung der sektoralen Trennung nun nicht mehr die Option eines absoluten oberen Grenzwertes orientiert an den Leistungen stationärer Pflege in Frage (ebd., S. 52). Um dieser Problematik zu begegnen, müssten den Pflegebedürftigen daher nicht mehr Leistungsbeträge, sondern Leistungen zugeordnet werden, die aus der SPV finanziert werden. Dem Gutachter kommt damit eine erhöhte Machtstellung zu und es erfordert deutlich detailliertere Begutachtungsverfahren. Fiskalisch betrachtet entsteht durch die individualisierte Zuordnung der Leistungen ein schwer kalkulierbares Kostenrisiko, sollten die bedarfsgerechten Leistungen die pauschalisierten Fallkosten übersteigen (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017a, S. 8).

Wie in RS 2 erfolgt auch im RS 3 eine vollständige Aufhebung des Lebenszeitrisikos durch Pflegebedürftigkeit, unabhängig von der Absicherung des Eigenanteils. Damit werden die Probleme der Ressourcen- als auch der Risikoallokation adressiert. Bezüglich Bedarfs- und Verteilungsgerechtigkeit bringt RS 3 die umfangreichsten Verbesserungen. Die Leistungsmengen würden ausschließlich anhand der Präferenzen der Pflegebedürftigen ohne Kostenrisiken verteilt. Im Gegensatz zu RS 2 könnten mit Bezug auf umverteilende Wirkungen im Gesamtsystem unter Einsatz einer individuellen Leistungszuordnung im Zeitverlauf auch gegenläufige Tendenzen zur Umverteilung der regionalen Preisniveaus entstehen. Diese sind jedoch bisher nicht zu quantifizieren, da sie stark abhängig von Preisverhandlungen sowie möglichen steigenden Leistungsaufwänden in bisher preisschwachen Regionen sind. Ohne zusätzlichen Steuerungsmechanismus verursacht die bedarfsgerechte Leistungszuordnung ein Kostenrisiko. Auch wenn dadurch das Moral-Hazard-Risiko gesenkt wird, ist es möglich, dass normativ gerechtfertigte Kostensteigerungen bei allen entstehen, bei denen die bedarfsgerechten Leistungen die vorherigen pauschalisierten Fallkosten übersteigen. Auch aus diesem Grund wäre daher eine unabhängige Instanz ohne Kostensteuerungsinteresse für eine Leistungszuordnung einzusetzen. Insgesamt betrachtet erfüllt RS 3 die gestellten Anforderungen am umfangreichsten, da Kostenrisiken minimiert und Leistungen entsprechend den individuellen Bedarfen erbracht werden. Jedoch stehen diesen Vorteilen die genannten praktischen Steuerungsbedarfe entgegen (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 55-56).

Das zweite Gutachten aus dem Jahr 2019 baut auf den strategischen Überlegungen des ersten Gutachtens auf, fokussiert das RS 3 und liefert konkrete Ansätze und Berechnungen zur Umsetzung des Reformvorschlags. Die zwei zentralen Säulen des zweiten Gutachtens sind: der Sockel-Spitze-Tausch, der im Mittelpunkt steht und in den vorherigen Ausführungen bereits beschrieben wurde, sowie die Schaffung sektorenübergreifender Versorgungsstrukturen. Der Sockelbetrag würde nach Aufhebung der Sektorengrenzen unabhängig vom Pflegesetting von allen Pflegebedürftigen gezahlt werden, sodass auch bei einem Wechsel der Versorgungsform eine zeitliche Begrenzung des Sockels beibehalten werden würde. Neben der Umstellung auf einen einheitlichen Sockel werden wie bereits beschrieben auch die bisherigen Pauschalen in individuell zugeteilte bedarfsgerechte Leistungshöhen umgewandelt (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 11–12).

Die Schaffung sektorenübergreifender Versorgungsstrukturen soll im Folgenden nur kurz beschrieben werden, da sie im Rahmen dieser Arbeit eine Voraussetzung für die Umsetzung eines einheitlichen Sockels im Sockel-Spitze-Tausch ist und nicht im Fokus der Präferenzmessung dieser empirischen Erhebung steht. Für die Etablierung sektorenübergreifender Versorgungsstrukturen soll eine Neuorganisation der Leistungserbringung entlang der Grenzlinie von Pflegen und Wohnen vorgenommen werden, die sich nicht mehr ausschließlich am Ort der Leistungserbringung (stationär/ambulant) orientiert. Grundsätzlich soll hierbei Pflege von allen Personen in allen Wohnsettings erbracht werden können, um innovative Versorgungsformen unabhängig von ordnungsrechtlichen Rahmenbedingungen zu entwickeln. "Übernehmen Laienkräfte, etwa Familienmitglieder oder andere zivilgesellschaftliche Akteure verantwortlich die Erbringung einzelner Leistungen, werden sie dafür durch ein Pflegegeld 2.0 vergütet, das steuer- und abgabenfrei ausgezahlt wird und in seiner Höhe 40 % der Vergütung einer professionellen Leistung entspricht" (Rothgang et al., 2019, S. 13). Wie bereits zuvor beschrieben, soll die Leistungserbringung durch Zuordnung bedarfsgerechter Leistungen geschehen, um eine Moral-Hazard-Problematik insbesondere bei zivilgesellschaftlicher Erbringung von Leistungen und der damit verbundenen Barauszahlung an eine Pflegeperson zu vermeiden. Daher sollen sektorübergreifende Versorgungsstrukturen geschaffen werden, die sowohl eine Bedarfsfeststellung wie auch die damit verbundene Steuerung der Inanspruchnahme von Leistungen neu organisieren (ebd.). Details zur Umsetzung dieser individualisierten Leistungszumessung finden sich im zweiten Gutachten und sollen hier nicht weiter ausgeführt werden (ebd., S. 14–17). Durch die Aufhebung der sektoralen Fragmentierung können drei Eckpunkte einer bedarfsorientierten Pflege realisiert werden. Die Leistungen werden am individuellen Bedarf orientiert und vermeiden damit eine Unter- oder Überversorgung. Weiterhin werden zivilgesellschaftliche Ressourcen einbezogen sowie das Kostenrisiko des Sockel-Spitze-Tauschs abgefangen (ebd., S. 18).

Auch die Gewerkschaft ver.di unterstützt die Forderung nach einer Begrenzung der Eigenanteile (vgl. ver.di, 2018). In der Politik vertreten die Deckelung der Eigenanteile insbesondere die SPD und das Bündnis 90/Die Grünen. Wesentliche Gegenargumente, die besonders von Vertretern privater Pflegeversicherungen vorgebracht werden, beziehen sich auf die folgenden Punkte: Ein Sockel-Spitze-Tausch sei verteilungspolitisch ungerecht, weil mittlere und hohe Einkommen in der Lage wären, für Pflege im Alter aufzukommen. Stattdessen gäbe es eine beitragsfinanzierte Leistungsausweitung auf Kosten aller, weil es Armen nicht zugemutet wird, Hilfe zur Pflege zu beantragen. Von der Reform würden alle zu 100 % profitieren, weswegen diese große Kostenrisiken birgt. Ein Sockel-Spitze-Tausch erhöhe die implizite Verschuldung der Sozialversicherung durch

steigende Beitragssätze zu Lasten nachwachsender Generationen. Durch diese Belastungen sinke der Spielraum für Eigenvorsorge. Ein Sockel-Spitze-Tausch führe zu Verschiebungen in der Finanzierungsstruktur. Es käme zu einer Entlastung der Länder wegen weniger Ausgaben für die Hilfe zur Pflege. Durch eine erhöhte Belastung durch Beiträge würden Bürger stärker in die Finanzierung involviert. Abschließend sende der Sockel-Spitze-Tausch ein falsches Signal und wecke Erwartungen, dass es Leistungsausweitungen bis hin zum Einfrieren der Eigenanteile geben würde, obwohl Ausgaben für Verpflegung und Wohnen weiterwachsen werden. Auch das Argument, eine PPV wäre ergänzend zu kleineren Preisen möglich, steht dabei im Raum (vgl. Genett, 2019). Da im Rahmen dieser Arbeit der Reformvorschlag nicht auf theoretischer Basis bewertet werden soll, sondern mithilfe empirisch gemessener Präferenzen seine konkreten Umsetzungsoptionen beurteilt werden sollen, werden die genannten Argumente an dieser Stelle nicht weiter diskutiert.

# 3.2 Finanzielle Wirkungen des Reformvorschlags

Im Folgenden sollen die finanziellen Wirkungen des Reformvorschlags auf Basis des zweiten Gutachtens beleuchtet werden. Hierfür werden die Gesamtausgaben in der aktuellen Ausgestaltung der SPV ihrer alternativen Ausgestaltung laut beiden Reformlinien gegenübergestellt. Endpunkte der Berechnungen sind die Eigenanteile, die Sockelhöhe (unabhängig vom Ort der Pflege) sowie die Beitragssatzentwicklung.<sup>11</sup>

Über projizierte Eigenanteilszahlungen des Jahres 2020 kann eine Berechnung der Höhe des Sockelbetrages erfolgen. Die Gesamtsumme der Eigenanteile wurde zum Umstellungszeitpunkt konstant gehalten. Für die stationäre Pflege wurden die Gesamtkosten um 2,5 Mrd. € für die medizinische Behandlungspflege bereinigt, was zu einer durchschnittlichen monatlichen Reduzierung des individuellen Eigenanteils um 267 € führt. Für alle anderen Leistungsempfänger wurde ein monatlicher Eigenanteil von 200 € angesetzt. Ohne zeitliche Begrenzung ergibt sich hierdurch eine mathematische Sockelhöhe ohne zeitliche Begrenzung von 272 €. Berücksichtigt man die Karenzzeit von t\* = 48 Monaten unter Rückgriff auf die Überlebensstatistik der Kohorte des Jahres 2012, die Verwendung der Echtwerte für die ersten 60 Monate und eine Fortschreibung für weitere 240 Monate mit einer monatlichen Überlebensrate von 98,2 %, wird deutlich, dass zu t\* 57,8 % der gesamten Eigenanteilszahlungen der betrachteten Kohorte gezahlt sind. Für einen auf 48

1

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Details zu den zugrundeliegenden Annahmen zur Ausgaben- und Einnahmenseite finden sich im Gutachten bei Rothgang et al., 2019, S. 18–20.

Monate begrenzten Sockel ergibt sich auf der Grundlage eine monatliche Eigenanteilshöhe von 471 € (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 20).

Um die Finanzwirkungen der Reformoption möglichst genau abschätzen zu können, werden im Folgenden drei Szenarien betrachtet: (1) zunächst ein Status-quo-Szenario, das die aktuelle Situation unter den Regelungen des Jahres 2018 weiter fortschreibt. Dabei wird eine lohn- und keine inflationsindexierte Leistungsdynamisierung unterstellt. Bereits absehbare kostenwirksame Entwicklungen in Bezug auf die Pflegeleistungen werden nicht mit einbezogen. (2) Im Referenzszenario wird die Notwendigkeit einer steigenden Entlohnung und der Mehrbedarf an Pflegekräften berücksichtigt. (3) Im Reformszenario wird schließlich dargestellt, wie sich die Umsetzung der zuvor dargestellten Reformelemente des Sockel-Spitze-Tauschs und der sektorenübergreifenden Versorgungsstrukturen auswirken würde (ebd., S. 20–21).

Im Status-quo-Szenario zeigt sich der Effekt, der nur durch die demografische Entwicklung und die lohnindexierten Leistungssteigerungen entsteht. Selbst unter diesen relativ realitätsfernen Annahmen ist ein Anstieg des Beitragssatzes von 3,1 % in 2020 auf 4,5 % bis 2045 zu erwarten (ebd., S. 21).

Im Referenzszenario zeigt sich die Entwicklung unter Einbezug der Personalmengen- und Lohnsteigerungen im aktuellen Teilleistungssystem. Es wurde ein konservativer Steigerungsfaktor von 35 % der Personalkosten angenommen. Während sich der Beitragssatz analog zum Status-quo-Szenario entwickelt, würden die Mehrkosten von den privat zu zahlenden Eigenanteilen aufgefangen werden. Bereits für 2020 entsteht so bei Unterstellung einer identischen Leistungsmenge eine durchschnittliche Mehrbelastung für ambulante Leistungen in Höhe von 660 €. Im stationären Bereich ergibt sich eine Steigerung um 900 €. Bis zum Jahr 2045 erhöhen sich die Eigenanteile dann um weitere 160 € bzw. 400 €. Die hohe finanzielle Belastung wird hier deutlich (ebd., S. 22–23).

Im Reformszenario ist der berechnete Sockelbetrag von 471 € pro Monat und Leistungsbezieher festgeschrieben. Es wird die gleiche Personalkostenentwicklung wie im Referenzszenario unterstellt, jedoch die stationären Fallkosten um 2,5 Mrd. € der MBP reduziert. Aufgrund von neu geschaffenen sektorenübergreifenden Versorgungsstrukturen entstehen hier jedoch zusätzliche Kosten für Verpflegung und Unterkunft, die heute von den Pflegebedürftigen selbst getragen werden, durch die teilweise Neuordnung der Leistungserbringung jedoch in den pflegebedingten Teil verschoben werden. Diese Mehrkosten werden mit 100 € pro Monat und Pflegebedürftigem bei Erbringung durch eine

professionelle Pflegekraft geschätzt. Um bedarfsgerechte Leistungen zu ermöglichen, werden Fallkosten der stationären Versorgung errechnet und als Basiswerte für alle Pflegebedürftigen genutzt. Weiterhin wird davon ausgegangen, dass neben der vollprofessionellen Versorgung auch rein zivilgesellschaftliche Arrangements wie auch Laien-Profi-Mixe bestehen bleiben. Zivilgesellschaftliche Pflegeleistungen werden mit 40 % des Profipreises angenommen. Es wird deutlich, dass der Sockel-Spitze-Tausch mit bedarfsorientierten Leistungsmengen Mehrkosten verursacht, die von der Gesamtheit der Pflegeversicherten zu tragen sind. Im Jahr 2020 ergibt dies eine Beitragssatzdifferenz von 0,6 Prozentpunkten zum Referenzszenario, die bis 2045 auf 1,1 Prozentpunkte anwachsen wird. Diese Mehrkostenabschätzungen liegen jedoch nur wenig über früheren Abschätzungen z. B. einer Vollversicherung, die aber nicht Personalmengen- und Lohnsteigerungen mit einbezogen hatten (ebd., S. 23–24). Die kalkulierten Beitragssätze und Eigenanteile sind untenstehender Tabelle zu entnehmen.

Tab. 5 Finanzwirkungen des Reformvorschlags

	Status quo		Referenz		Reform	
	2020	2045	2020	2045	2020	2045
Ausgabendeckender Beitragssatz	3,1 %	4,5 %	3,1 %	4,5 %	3,7 %	5,6 %
Monatlicher Eigenanteil	662€	662€	1530 €	1964 €	471 €	471 €

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Rothgang et al., 2019, S. 21–24

# 3.3 Maßnahmen zur Begrenzung des Beitragssatzanstiegs

Das Reformszenario sieht einen kostendeckenden Beitragssatz von 5,6 % im Jahr 2045 vor. Diese Erhöhung scheint normativ betrachtet sehr hoch, weshalb im Folgenden mögliche Finanzierungselemente erläutert werden sollen, die eine solidarischere Aufteilung der Pflegekosten auf Pflegebedürftige, Pflegeversicherte und Steuerzahler ermöglichen könnten (ebd., S. 24–25).

In §8 SGB XI wird die gemeinsame Verantwortung der Gesellschaft für die pflegerische Versorgung der Bevölkerung in den Vordergrund gerückt. Diese kann auch für die Rechtfertigung der Verwendung von Steuergeldern in der Finanzierung der SPV verwendet werden. Soll die Nachhaltigkeit der SPV gesichert sein, muss eine Steuer(teil)finanzierung jedoch eine hohe langfristige und dauerhafte Verbindlichkeit aufweisen, um von konjunkturellen Schwankungen unabhängig zu sein und eine "Finanzierung nach Kassenlage" (Rothgang et al., 2019, S. 25) zu verhindern. Auch die Länder Berlin, Hamburg, Bremen und Schleswig-Holstein und der GKV-Spitzenverband verlangen einen steuerfinanzierten Bundeszuschuss zur SPV. Genauer betrachtet sprechen sie sich dafür aus, "den

Wert der Leistungen, die die Pflegeversicherung vordringlich im gesamtgesellschaftlichen Interesse erbringt sowie die Höhe entsprechend entgehender Einnahmen zu ermitteln und auf dieser Basis einen finanziellen Zuschuss aus dem Bundeshaushalt an den Ausgleichsfonds der sozialen Pflegeversicherung zu etablieren" (ASMK, 2018, S. 15). Sie sehen das Mittel eines Steuerzuschusses damit nicht direkt zum Zwecke der Beitragssatzminderung, sondern als direkten Ausgleich für versicherungsfremde Leistungen, die sich im Jahr 2018 auf mindestens 2,7 Mrd. € belaufen haben. Versicherungsfremde Leistungen sind nicht einheitlich definiert, in der politischen Diskussion fallen darunter für die SPV jedoch regelmäßig die Förderung des Auf- und Ausbaus ehrenamtlicher Pflege oder Pflegekurse für Angehörige (vgl. Greß et al., 2019, S. 242–243). Zur Berechnung der Effekte eines Steuerzuschusses wird die Höhe des Steuerzuschusses direkt an die Beitragssatzentwicklung gekoppelt. Für 2020 wurde der Zuschuss auf 10 % der Leistungsausgaben gesetzt und für 2021 auf 12,5 % erhöht. Danach erfolgt eine jährliche Dynamisierung, die den Steuerzuschuss des Vorjahres analog zur Entwicklung des Beitragssatzes vom vorvergangenen Jahr anhebt (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 25).

Eine weitere Option zur Abfederung der Beitragssatzsteigerungen ist die Ausweitung der SPV zu einer Bürgerversicherung. Der Erste Senat des Bundesverfassungsgerichts hat in seinem Urteil vom 3. April 2001 die Verantwortung des Gesetzgebers bestätigt, mit der SPV eine Volksversicherung einzurichten, die alle Bürger umfasst. Die Verteilung der Versicherten auf die zwei Versicherungszweige sozial und privat durfte er unter dem Gesichtspunkt einer ausgewogenen Lastenverteilung vornehmen. Dies ist vor allem wichtig, weil Bürger in der Regel kein Wahlrecht haben, welchem Zweig sie zugeordnet sind. Entstehen höhere Finanzierungslasten aufgrund der Zuordnung zu einem Zweig, ist Reformbedarf angezeigt (ebd., S. 25-26). Um der normativen Aussage des Bundesverfassungsgerichts gerecht zu werden, muss daher ein Finanzausgleich zwischen SPV und PPV erfolgen oder die PPV-Versicherten in die SPV integriert werden. In der Umsetzung ist eine solche Integration im Gegensatz zur GKV leichter umzusetzen, da Leistungsrecht, Pflegebedürftigkeitsbegriff und Vergütung sich in SPV und PPV nicht unterscheiden (ebd.). Auch ein Antrag der Fraktion Bündnis90/Die Grünen aus dem Jahr 2019 beinhaltet die Forderung nach einer Pflege-Bürgerversicherung (vgl. Fraktion BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN, 2019, S. 1).

Grundsätzlich fußt die Idee einer Pflege-Bürgerversicherung auf zwei Prinzipien: zum einen auf der Erweiterung des Personenkreises durch den Einbezug aller Versicherten inklusive Selbstständigen und Beamten und zum anderen auf dem Einbezug weiterer

Einkunftsarten inklusive Kapitaleinkünfte und Einkommen aus selbstständiger und unselbstständiger Arbeit (vgl. Greiner und Bowles, 2007, S. 342). Auf der Leistungsseite existiert bereits eine Bürgerversicherung, da gesetzlich und privat Versicherte identische Leistungen erhalten. Auf der Ausgabenseite müsste ein für beide Zweige geltender Vollkostenausgleich herbeigeführt werden. Ein Finanzausgleich könnte eine Vorstufe zur vollständigen Integration sein (vgl. Rothgang, 2018b, S. 10-11). Dadurch würden rund 90 % der sozial Pflegeversicherten entlastet. Auf der Einnahmenseite sollen dabei insbesondere auch einkommensstarke Bürger solidarisch zur Finanzierung der SPV beitragen. Um mehr Generationengerechtigkeit zu erzielen, sollte darüber hinaus auch Kapitaleinkommen bei der Berechnung der Beiträge berücksichtigt werden. Junge Generationen werden aktuell mehr belastet, weil sie hauptsächlich über Erwerbseinkommen verfügen. Weiterhin soll laut Antrag die Beitragsbemessungsgrenze schrittweise erhöht werden, um Überbelastungen derjenigen mit geringem Einkommen sowie Unterbelastungen der Bürger mit hohem Einkommen abzubauen (vgl. Fraktion BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN, 2019, S. 3-4). Weitere Details zu möglichen Auswirkungen, insbesondere Verteilungswirkungen einer Bürgerversicherung erläutert Rothgang in seiner Stellungnahme zu einem Gesetzesentwurf der Bundesregierung aus dem Jahr 2018 (vgl. Rothgang, 2018b).

Für die Berechnung der Auswirkungen der Bürgerversicherung werden im Folgenden die konkreten Maßnahmen von Rothgang et al. (vgl. Rothgang et al., 2019) berücksichtigt sowie auf die Ergebnisse von Rothgang und Domhoff zurückgegriffen (vgl. Rothgang und Domhoff, 2019). Hier werden u. a. die Beitragssatzdifferenzen erläutert, die bei Einbezug aller Versicherten und bei gleichzeitiger Verbeitragung aller Einkommensarten sowie einer Anhebung der Bemessungsgrenze entstehen würden. Eine derartige Ausgestaltung der SPV könnte den Beitragssatz 2020 um 0,51 Prozentpunkte senken; im Jahr 2045 stiege diese Reduktion auf 0,6 Prozentpunkte (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 25–26). Betrachtet man die Auswirkungen der erläuterten Maßnahmen, wird deutlich, dass der Steuerzuschuss und die Bürgerversicherung einzeln betrachtet nahezu dieselben Effekte haben: Sie senken den Beitragssatz zu Beginn des Betrachtungszeitraums um 0,4 bzw. 0,5 Prozentpunkte und am Ende des Betrachtungszeitraums um 0,6 Prozentpunkte. Der Beitragssatz könnte damit zum Jahr 2045 auf fast genau 5 % begrenzt werden. In Kombination kann eine Absenkung auf rund 4,4 % erreicht werden, was annähernd dem Referenzszenario entspricht. Für den Steuerzuschuss ergeben sich jeweils Summen von 6,5 Mrd. € zum Start einer regelgebundenen Dynamisierung. Diese Summen erhöhen sich auf 9,8 Mrd. € bzw. 10,2 Mrd. € bis zum Jahr 2045 (ebd., S. 27).

Neben den in diesem Kapitel beschriebenen Thematiken gibt es noch weitere reformbedürftige Felder in der SPV. Diese wurden bisher und werden auch im Folgenden ausgeklammert, da sie nicht Teil des Reformvorschlags zum Sockel-Spitze-Tausch sind, der das Kernelement dieser Arbeit darstellt.

### 3.4 Abgrenzung: Pflegereform 2021

Mit dem Gesundheitsversorgungsweiterentwicklungsgesetz (GVWG) wurden 2021 einzelne Verbesserungen in der SPV umgesetzt. Neben der Erhöhung der Sachleistungsbeträge in der ambulanten Versorgung um 5 % sowie in der Kurzzeitpflege um 10 %, der Verpflichtung, Angestellte nach Tarif oder kirchenarbeitsrechtlichen Regelungen zu bezahlen, sowie der Einführung eines jährlichen Bundeszuschusses zur SPV in Höhe von 1 Mrd. € wurden in diesem Rahmen auch Zuschläge für die Eigenanteile in der stationären Versorgung verabschiedet (vgl. GVWG, 2021).

Für das Jahr 2022 war zunächst vorgesehen, die Eigenanteile für die stationäre Pflege auf 700 € monatlich für eine Dauer von drei Jahren zu deckeln. Dieses ursprünglich geplante Vorhaben, das eine Ausgestaltung des Sockel-Spitze-Tauschs dargestellt hätte, wurde im Rahmen der verabschiedeten Reform jedoch durch einen Leistungszuschlag zu den Pflegekosten für die Pflegegrade 2–5 in der stationären Versorgung ersetzt. Der Zuschuss steigt mit der Aufenthaltsdauer im Pflegeheim und bezieht sich ausschließlich auf den pflegebedingten Eigenanteil, nicht jedoch auf Kosten für Unterkunft, Verpflegung und Investitionen. Der Zuschuss staffelt sich wie in untenstehender Tabelle gezeigt (§ 43c SGB XI).

Tab. 6 Reformbestandteile § 43c SGB XI

Zuschläge zum Eigenanteil	Verweildauer in stationärer Pflege
5 %	<1 Jahr
25 %	>1 Jahr
45 %	>2 Jahre
70 %	>3 Jahre

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an § 43c SGB XI

Erste Auswertungen des eingeführten Zuschusses des Verbandes der Ersatzkassen lassen eine Beurteilung der Reform zu. Die Auswertungen zeigen zum 1. Juli 2023 einen starken Anstieg der Eigenanteile im Vergleich zum 1. Juli 2022. Insbesondere zeigt sich eine finanzielle Mehrbelastung im ersten Jahr der stationären Versorgung. Hier sind die monatlichen pflegebedingten Eigenanteile von 916 € auf 1183 € gestiegen. Ab einem

Aufenthalt über einem Jahr stiegen die pflegebedingten Eigenanteile von 723 € auf 934 €, bei einem Aufenthalt über zwei Jahren von 530 € auf 685 € sowie bei einer Aufenthaltsdauer über drei Jahren von 289 € auf 373 €. Obwohl für den betrachteten Zeitraum mehr als 4 Mrd. € für die Zuschüsse aufgewendet wurden, haben die pflegebedingten Eigenanteile für bis zu 24 Monate in der Pflege verweilende Versicherte bereits das Niveau von vor der Einführung der Zuschüsse überschritten (vgl. vdek, 2023a). Im Durchschnitt werden bis zu zwei Jahren stationär Versorgte belastet und Pflegebedürftige, die mehr als zwei Jahre in einer Einrichtung verbleiben, entlastet. Gemittelt ergibt sich im Vergleich zu den Pflegesätzen vom Juli 2021 eine relativ geringe Entlastung in Höhe von 4 % des durchschnittlichen pflegebedingten Eigenanteils und 1,7 % des Gesamt-Eigenanteils. Die Zuschüsse zu den Eigenanteilen sind vor diesem Hintergrund nicht geeignet, diese nachhaltig zu begrenzen (vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 34–42).<sup>12</sup>

Vergleicht man mit Blick auf zukünftige Jahrzehnte die finanziellen Belastungen der SPV durch die eingeführte Reform sowie durch die ursprünglich vorgesehene Begrenzung der Eigenanteile auf 700 € und 36 Monate, zeigt sich, dass die Ausgaben der SPV für stationäre Pflege unter der eingeführten Reform bis 2060 auf 55,2 Mrd. € steigen würden. Im Reformszenario in Anlehnung an den Sockel-Spitze-Tauschs lägen die Ausgaben bei 64,4 Mrd. €. Im Vergleich zum Tarifszenario, in dem die Aufteilung der Versicherungsleistungen und Eigenanteile wie vor 2022 bestehen bleibt, sind dies zusätzliche Ausgaben in Höhe von 7 Mrd. € bzw. 16,2 Mrd. €. ¹³ Auch wenn die ursprünglich vorgesehene Reform höhere Ausgaben verursacht hätte, bedeutet die umgesetzte Reform, dass Pflegebedürftige trotz steigender Ausgaben für die SPV zukünftig weiterhin mit steigenden Eigenanteilen konfrontiert sein werden, die in ihrer Höhe und Laufzeit weiterhin unbeschränkt und damit nicht kalkulierbar bleiben (vgl. Kochskämper, 2021, S. 20–23). Die Reformoption des Sockel-Spritze-Tauschs besitzt vor dem Hintergrund weiterhin hohe Relevanz.

Dies zeigen auch aktuelle Modellrechnungen.<sup>14</sup> Betrachtet man die Entwicklung der bundesdurchschnittlichen Heimentgelte im Zeitverlauf, zeigt sich deren dynamische Entwicklung. Von 2017 bis zum ersten Quartal 2021 (dem letzten Wert, der bei der Entscheidung über das GVWG berücksichtigt werden konnte) stiegen die pflegebedingten

<sup>12</sup> Weitere Details zur voraussichtlichen Entwicklung der Eigenanteile unter Berücksichtigung der Zuschüsse finden sich bei Rothgang und Müller, 2021, S. 34–42.

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Alle Szenarien gehen von der Annahme aus, dass flächendeckend Tariflöhne gezahlt werden sowie die Anhebung der Versicherungsleistungen entsprechend der Teuerung im Pflegesektor berücksichtigt wird. Weitere Details zur Berechnung der Szenarien finden sich bei Kochskämper, 2021, S. 42.

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup> Weitere Details zu den Datengrundlagen, Annahmen und Methoden der Modellrechnungen finden sich bei Rothgang et al., 2023, S. 10–25.

Eigenanteile um jährlich 11,8 %, danach im Zeitraum bis zum ersten Quartal 2023 um 17,6 %. Grund für den erheblichen Anstieg ist die Anpassung des Personalbemessungsverfahrens sowie der Umsetzung der Tarifbindung zum 1. September 2022. Für die modellierten Höhen der Eigenanteile ergibt sich eine jährliche Steigerung von 10,2 %. Die Gesamt-Eigenanteile steigen um 5,7 % (Q1 2017 bis Q1 2021), 9,6 % (Q1 2021 bis Q1 2023) sowie 7,0 % (Q1 2023 bis Q3 2026). Insbesondere die pflegebedingten Eigenanteile weisen somit einen starken Anstieg auf (vgl. Rothgang et al., 2023, S. 25–26).

Betrachtet man die Entwicklung der pflegebedingten Eigenanteile unter Berücksichtigung der Zuschläge, zeigt sich, dass sich diese im ersten Quartal 2022 im Vergleich zum Vorhalbjahr um mehr als 300 € verringert haben. Seitdem steigen die Eigenanteile jedoch wieder. Im dritten Quartal 2023 zeigt sich ein Gesamt-Eigenanteil, der den Wert vom ersten Quartal 2021 bereits wieder übertrifft. Der pflegebedingte Eigenanteil vom ersten Quartal 2021 wird im dritten Quartal 2024 wieder übertroffen. Diese Entwicklung zeigt sich auch in untenstehender Abbildung. Der entlastende Effekt der Zuschläge ist damit wenige Jahre nach Einführung bereits nicht mehr vorhanden (ebd., S. 26).

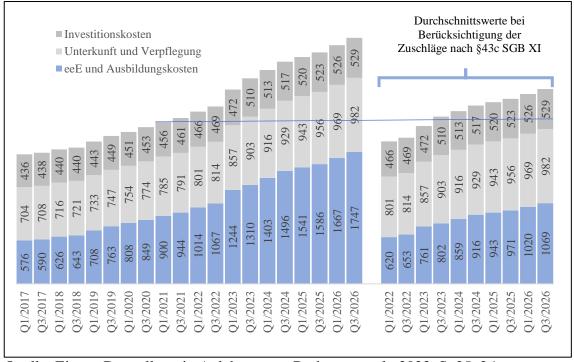


Abb. 7 Finanzwirkungen § 43c SGB XI

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Rothgang et al., 2023, S. 25-26

Betrachtet man nicht den gewogenen Mittelwert, sondern die Wirkungen in Abhängigkeit von der Dauer der stationären Pflege, zeigt sich folgendes Bild. Für Bewohner bis 12 Monate in stationärer Pflege reduziert sich der Eigenanteil um 5 %, liegt aber 2022 bereits bei 1014 € und wird bis 2026 auf 1660 € steigen. Für Pflegebedürftige, die bis zu zwei

Jahre im Heim leben, liegen die Eigenanteile 2023 mit 983 € bereits deutlich über den 900 €, die Mitauslöser für die Reform waren. Bis 2026 werden diese auf 1311 € steigen. Auch für stationär versorgte Menschen mit zwei- bis dreijähriger Verweildauer in der Pflege steigen die Eigenanteile bis 2026 mit 961 € wieder über den Wert von 2021. Lediglich Heimbewohner mit einer Pflegedauer von über drei Jahren profitieren auch 2026 noch von einer Reduzierung der Eigenanteile. Allerdings erreichen nur knapp ein Drittel der Heimbewohner überhaupt eine derart lange Verweildauer (ebd., S. 27).

Im Jahr 2021 lag die Quote derjenigen, die Hilfe zur Pflege bezogen haben, bei 37 %. Die Reform reduzierte diese Quote im Jahr 2022 auf 31 %. Seitdem machen sich die in der Reform vorgesehenen entgeltwirksamen Elemente bemerkbar. Insbesondere sind auch hier die Tarifbindung und die Anpassung des Personalbemessungsinstruments zu nennen. Bis 2026 wird die Sozialhilfequote wieder auf 36 % steigen und damit fast das Niveau von vor der Reform erreichen. Auch hier zeigt sich weiterhin Reformbedarf (ebd., S. 28).

In einer übergreifenden Betrachtung zeigt sich darüber hinaus, dass die Ausgaben der SPV im Modellszenario von 2021 bis 2026 von 13,4 Mrd. € auf 19,8 Mrd. € steigen werden, die Reduzierung der Eigenanteile durch Zuschläge aber dennoch nicht geeignet scheint, die Sozialhilfeabhängigkeit und die Ausgaben der Hilfe zur Pflege dauerhaft zu begrenzen (ebd., S. 30). Ohne Reform wäre die Sozialhilfequote unter Berücksichtigung aller für die Modellrechnung angenommenen Faktoren bis 2026 auf 46 % gestiegen. Effekte mit Blick auf die Sozialhilfequote in der Pflege wurden also erreicht, jedoch kann diese durch die Reform nicht dauerhaft begrenzt werden (ebd., S. 30–31).

Die entlastenden Elemente der Reform werden von den steigenden Pflegekosten, die durch die Reform noch verschärft werden, überkompensiert. Gesamthaft betrachtet ergibt sich zwar zunächst eine Entlastung, im Zeitverlauf sowie bei Betrachtung der unterschiedlichen Verteilungen der Zuschläge nach Verweildauern zeigen sich jedoch erhebliche Verteilungswirkungen, die dem Ziel der Lebensstandardsicherung entgegenstehen, weshalb weiterhin Reformbedarf besteht. Im Folgenden wird auf Basis der in den bisherigen Kapiteln dargelegten Situation der SPV sowie des Reformvorschlags die Studienlage zur SPV betrachtet und basierend darauf die Forschungsfragen abgeleitet.

# 4 Aktueller Forschungsstand

# 4.1 Ergebnisse der Studienauswertung

Der aktuelle Forschungstand soll im Rahmen dieser Ausarbeitung in zwei Schritten dargestellt werden. Zuerst werden Ergebnisse deskriptiver Analysen aus umfragebasierten Studien zu Einstellungen und Präferenzen für die deutsche SPV erläutert. Damit wird zunächst ein rein deskriptiver Überblick gegeben. Darauffolgend wird der Forschungsbereich der Choice-Experimente zu Themen der Pflegeversicherung beleuchtet – der Fokus liegt hier auf der DCE-Methodik sowie der Erhebung der Zahlungsbereitschaft. Zuerst werden in dem Zusammenhang Studien zur deutschen Pflegeversicherung vorgestellt, im Nachgang folgen weitere Studien dieser Methodik im Zusammenhang mit Pflegeversicherungssystemen anderer Länder.

Betrachtet man zunächst die rein deskriptiv analysierten Einstellungen von Menschen zur deutschen Pflegeversicherung, wird deutlich, dass sich vorliegende Studien vor allem mit dem Umfang des Versicherungsschutzes und dem Wissensstand zur Pflegeversicherung beschäftigen. Weiterhin werden die aktuelle Finanzierung der SPV sowie mögliche Reformoptionen thematisiert.

Mit Blick auf die Einstellungen zum Versicherungsschutz zeigen sich folgende Ergebnisse. Ein großer Teil der deutschen Bevölkerung hat Angst vor der Pflegebedürftigkeit und im Speziellen davor, den Lebensstandard im Alter aus diesem Grund nicht halten zu können. So zeigt sich in einer Online-Befragung der Zurich Versicherung mit 1000 Erwerbstätigen zwischen 30 und 65 Jahren mit Wohnsitz in Deutschland, dass knapp zwei Drittel der Befragten Angst haben, die monatlichen Kosten im Pflegefall nicht aufbringen zu können. 78 % halten es daher für wichtig, mithilfe einer privaten Pflegeversicherung vorzusorgen (vgl. Zurich, 2016). Auch eine repräsentative telefonische Befragung von 1600 GKV-versicherten Personen ab 18 Jahren zeigt, dass nur 22 % den Schutz der SPV für ausreichend erachten. Die kritische Haltung gegenüber einem ausreichenden Versicherungsschutz steigt dabei mit dem Bildungsgrad. Die Sorge, pflegebedürftig zu werden, haben insbesondere Jüngere. 50 % der unter 30-Jährigen haben Angst davor, pflegebedürftig zu werden, und 62 % finden es wichtig bis sehr wichtig, private Pflegevorsorge zu treffen (vgl. Zok, 2011). Auch eine repräsentative Online-Befragung von 1000 Personen in Deutschland zwischen 18 und 65 Jahren zeigt, dass sich 64 % der Befragten finanziell und 50 % der Befragten organisatorisch nicht in der Lage fühlen, den eigenen

Pflegefall zu bewältigen (vgl. Pronova BKK, 2018). 59 % der Befragten sorgen sich auch in einer bevölkerungsrepräsentativen Online-Panel-Befragung der Beratungsgesellschaft PricewaterhouseCoopers (PwC) darum, sich den Aufenthalt im Heim auf Dauer nicht leisten zu können (vgl. PwC, 2017). Auch in einer telefonischen Repräsentativbefragung der deutschen Wohnbevölkerung ab 18 Jahren wird deutlich, dass sich knapp die Hälfte der Bevölkerung finanziell nicht ausreichend abgesichert fühlt. Privatversicherte fühlen sich für den Pflegefall deutlich häufiger sehr gut oder gut abgesichert als gesetzlich Versicherte (vgl. Presse- und Informationsamt der Bundesregierung, 2016). Auch laut einer bevölkerungsrepräsentativen YouGov-Online-Umfrage haben 56 % der Deutschen das Gefühl, durch die SPV nicht ausreichend abgesichert zu sein. Als Hauptgrund für eine dennoch sehr schwache private Zusatzabsicherung wird das Budget angegeben. Vor dem Hintergrund wird deutlich, dass 39 % der Befragten mehr als 1000 € jährlich für Reisen ausgeben; auch Ausgaben für Musikdienste, PayTV und Gaming spielen bei vielen Jüngeren mit bis zu 100 € monatlich eine wichtige Rolle. Kurzfristiges Konsumverhalten konkurriert offenbar mit der Gestaltung der eigenen Pflegeabsicherung (vgl. Swiss Life Select, 2018). In einer anderen bevölkerungsrepräsentativen Befragung von Personen ab 16 Jahren haben 70 % der Befragten Familien vor Augen, die sich keinen Heimplatz oder keinen ambulanten Dienst leisten können. Zwei Drittel gehen davon aus, dass Menschen durch eine Versorgung im Pflegeheim wegen hoher Kosten zum Sozialfall werden können. Diejenigen, die nicht das Heim als Pflegeform präferieren, haben überdurchschnittlich oft ein für Heimversorgung angenommenes Armutsrisiko vor Augen (vgl. Haumann, 2018).

Das Wissen über die Beiträge und Ausgestaltung der deutschen Pflegeversicherung ist relativ gering. Mehr als 60 % der Befragten wissen nicht, was sie aktuell für die SPV bezahlen. 5 % haben sich noch gar nicht mit der eigenen Pflegezukunft beschäftigt, weil sie sich noch zu jung fühlen oder sich mit diesem Thema prinzipiell noch nicht auseinandersetzen möchten (vgl. Pronova BKK, 2018). Bei den 18- bis 29-Jährigen wissen nur 32 %, dass es sich bei der SPV um eine Teilkostenversicherung handelt (vgl. PwC, 2017).

Betrachtet man die Einstellungen zur finanziellen Ausgestaltung und möglichen Reformoptionen der SPV, wird in einer bevölkerungsrepräsentativen Telefon-Befragung aus dem Jahr 2005 deutlich, dass mehr als ein Drittel (39 %) der Befragten bei einer Leistungsausweitung auch einer Beitragssatzerhöhung zustimmen würden. Bei Menschen mit hohem Einkommen bzw. hoher Bildung sind dies mit 48,4 % bzw. 48,8 % sogar knapp die Hälfte, bei Geringverdienern und Menschen mit einfacher Bildung hingegen nur

33,5 % bzw. 34,7 % (vgl. Zok, 2005). Auch in der zweiten Welle der Befragung im Jahr 2011 zeigt sich, dass die Mehrheit eine Leistungsausweitung auf Kosten höherer Beitragssätze befürwortet (vgl. Zok, 2011). 68 % der Befragten einer anderen Studie wünschen sich eine bessere finanzielle Absicherung mit Deckung aller Kosten, auch wenn dies höhere Beiträge bedeuten würde. Nur 6 % wünschen sich weniger Beiträge einhergehend mit weniger Leistungen (vgl. Haumann, 2018). In der Pronova-BKK-Studie zeigt sich, dass nur 34 % der Befragten bereit sind, für den erhöhten Pflegeaufwand des Staates aufgrund von Fachkräftemangel und steigenden Pflegefallzahlen höhere Beiträge zu zahlen. Die Bereitschaft, mehr vom Lohn abzugeben, nimmt dabei mit dem Alter ab. Im Detail zeigt sich folgende Zahlungsbereitschaft: 53 % würden bis zu 20 €/Monat mehr zahlen, 27 % bis zu 50 € mehr, 8 % noch bis zu 100 € mehr, niemand ist bereit, mehr als 200 € mehr zu zahlen. 25 % würden mehr zahlen, wenn sie Anspruch auf gute Pflege hätten, 16 %, wenn die Pflege dadurch qualitativ besser werden würde, und 36 %, wenn sie mehr verdienen würden. 15 % sind unter keinen Umständen bereit, mehr für die SPV zu zahlen (vgl. Pronova BKK, 2018). Auch die Online-Panel-Befragung von PwC zeigt, dass 43 % bereit wären, für eine bessere Versorgung in Heimen höhere Beiträge zu zahlen im Schnitt 33 € mehr pro Monat. Auch hier ist die Höhe der Zahlungsbereitschaft abhängig vom Haushaltseinkommen. Bei einem Nettoeinkommen von unter 1000 € sind nur 24 % bereit mehr zu zahlen, bei einem Haushaltseinkommen von 2000 € bis 3000 € sind es schon 46 %, bei einem Einkommen über 4000 € wären 63 % bereit mehr zu zahlen. Die 18- bis 29-Jährigen würden im Altersvergleich am meisten für eine bessere Versorgungsqualität ausgeben (vgl. PwC, 2017). Die Mehrheit der Bundesbürger unterstützt auch höhere Beiträge zur Pflege, wenn dadurch die Arbeitsbedingungen in der Pflege verbessert würden (vgl. Civey, 2020).

Eine forsa-Telefonbefragung unter 1000 GKV-Versicherten ab 18 Jahren zeigt mit Blick auf die generelle zukünftige Ausgabenfinanzierung, dass sich 60 % der Befragten Steuerzuschüsse, 24 % einen Beitragssatzanstieg und 9 % ergänzende private Vorsorge zur Finanzierung der Mehrausgaben in der SPV wünschen. Unter den 18- bis 29-Jährigen wünschen sich 74 % einen Steuerzuschuss, 19 % einen Beitragssatzanstieg und 7 % eine private Vorsorge. Personen mit Abitur und Studium präferieren zu 55 % Steuerzuschüsse, zu 30 % Beitragssatzanstiege und zu 8 % die private Vorsorge (vgl. forsa, 2018). Eine bevölkerungsrepräsentative Umfrage des Allensbach Instituts im Auftrag des Verbandes der Privaten Krankenversicherung zeigt darüber hinaus, dass sich nur ein Sechstel der Befragten überhaupt nicht vorstellen kann, privat für die Pflege vorzusorgen. Im Schnitt

würden 30 % zwischen 50 € und 200 € monatlich für die private Absicherung künftiger Pflegekosten investieren. Ein Grund für die Zahlungsbereitschaft könnte sein, dass sich 57 % so gut absichern wollen, dass sie nicht auf weitere Unterstützung von Familie oder Staat angewiesen sind. Die Befragten rechnen im Schnitt mit monatlichen Kosten von 161 € für eine private Vorsorge. Damit überschätzen sie die Kosten für Eigenvorsorge (vgl. PKV, 2019a).

Im Hinblick auf weitere Reformoptionen wird in der Befragung von Zok deutlich, dass eine obligatorische ergänzende private Pflegeversicherung nur von 23 % der Befragten präferiert wird. Die Aufhebung der Trennung von SPV und PPV präferieren hingegen 68 %. Besonders Personen in einem höheren Einkommensbereich befürworten eine Aufhebung der Trennung, obwohl diese Personengruppe häufig von der eigenen Versicherung in der PPV profitiert (vgl. Zok, 2011). Grundsätzlich zeigt sich, dass die breite Mehrheit dem Prinzip der Umlagefinanzierung zustimmt. Knapp drei Viertel sind der Meinung, dass die SPV ihre Versicherten möglichst umfassend absichern sollte, auch wenn dies zu steigenden Beiträgen führen würde. Knapp ein Viertel hat bereits eine private Pflegezusatzversicherung abgeschlossen, ebenso viele haben schon einmal darüber nachgedacht, dies zu tun. Die Entscheidung, eine solche abzuschließen, sollte jedoch frei getroffen werden können. Die Beitragssatzerhöhung um 0,3 % zum 1. Januar 2015 zur Verbesserung der Betreuung und zum Aufbau des Vorsorgefonds wurde von 84 % der Befragten für richtig gehalten (vgl. Presse- und Informationsamt der Bundesregierung, 2016). Weiterhin wird in einer repräsentativen Telefonbefragung der Bevölkerungsgruppe über 65 Jahren deutlich, dass lediglich 30 % finanzielle Vorbereitungen bezüglich einer möglichen Pflegebedürftigkeit getroffen haben. Die Variable, finanzielle Vorbereitungen getroffen zu haben, ist dabei positiv korreliert mit einem niedrigeren Alter, einem Wohnort in Westdeutschland sowie höherer Bildung (vgl. Hajek et al., 2018).

Neben einem sehr breiten Spektrum an deskriptiven Analysen zur deutschen Pflegeversicherung existiert im Vergleich dazu nur wenig Forschung, die Stated-Preference-Ansätze<sup>15</sup> nutzt. Für Deutschland liegen die folgenden Studien vor. Die Methodik des DCE<sup>16</sup> wurde von Lehnert et al. auf Basis einer repräsentativen Stichprobe der deutschen Wohnbevölkerung zwischen 45 und 64 Jahren angewendet. Die Präferenzen für verschiedene häusliche Pflegesettings wurden dabei anhand von fünf Attributen gemessen und analysiert: Pflegezeit/Tag, Qualität der Pflege, Anzahl verschiedener Services des Anbieters,

-

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> Details zu dieser Methodik finden sich in Kapitel 5.2

<sup>&</sup>lt;sup>16</sup> Details zu dieser Methodik finden sich in Kapitel 5.3

Anzahl verschiedener Pflegepersonen und Zuzahlungen/Eigenanteile. Das Attribut zur Qualität der Pflege hat den größten positiven Einfluss auf den Nutzen, Zuzahlungen/Eigenanteile haben einen negativen Einfluss. Weiterhin wurden kleinere Teams von Pflegepersonen größeren Teams vorgezogen. Anbieter mit mehr Services wurden jedoch nicht Anbietern mit weniger Services vorgezogen. Die Zahlungsbereitschaft pro Stunde beträgt 8,98 €, was deutlich unter den aktuellen Preisen von über 20 €/Stunde liegt. Informelle Pflege wird professionellen Anbietern vorgezogen (vgl. Lehnert et al., 2018).

Das Marktforschungsunternehmen YouGov Deutschland hat mithilfe einer Conjoint-Analyse (CA)<sup>17</sup> in einer bevölkerungsrepräsentativen Stichprobe die Einstellungen der deutschen Wohnbevölkerung ab 20 Jahren bezüglich Kundenerwartungen und -verhalten zur privaten Pflegeversicherung analysiert. Dabei zeigt sich, dass besonders die 30- bis 39-Jährigen eine private Zusatzabsicherung für wichtig halten, aber dennoch in den nächsten 12 Monaten nicht vorhaben, eine derartige Versicherung abzuschließen. Weiterhin überschätzen die 20- bis 39-Jährigen die Absicherung durch die SPV sowie die Kosten für eine private Zusatzabsicherung. 78 % der Befragten befürworten Zahlungen aus dem Bundeshaushalt an die SPV, 12 % lehnen diese Steuerzuschüsse strikt ab (vgl. YouGov Deutschland GmbH, 2011). Es wird deutlich, dass für Deutschland keine Studien zur finanziellen Ausgestaltung der sozialen Pflegeversicherung vorliegen, die Stated-Preference-Ansätze nutzen.

International gibt es bereits Studien, die neben privaten Versicherungsangeboten auch die Ausgestaltung einer gesetzlichen Pflegeversicherung untersuchen. Für die USA, wo es keine obligatorische Pflegeversicherung gibt, die im Sozialversicherungssystem verankert ist, analysierten Brown et al. sowie Allaire et al. auf Basis eines webbasierten Knowledge Panel mithilfe eines DCE die Präferenzen von 14.894 US-Bürgern mit und ohne Versicherung zwischen 40 und 70 Jahren für sieben spezifische Attribute einer Long-Term Care Insurance (LTCI). Folgende Attribute wurden untersucht: Leistungshöhe (50–175 \$/Tag), Leistungszeitraum (1–5 Jahre), Eigenbeteiligungszeitraum (0–6 Monate), Gesundheitsvoraussetzungen (gesund – keine Voraussetzungen), Typ des Versicherers (private Versicherung – US-Regierung), Beitragskosten (100–400 \$/Monat) (vgl. Brown et al., 2016). Es konnte festgestellt werden, dass Frauen schwächere Präferenzen für LTCI besitzen als Männer. Menschen mit höherem Vermögen (mehr als 100.000 \$) haben eine stärkere Präferenz für LTCI, die hier die Funktion eines Vermögens- bzw.

\_

<sup>&</sup>lt;sup>17</sup> Details zu dieser Methodik finden sich in Kapitel 5.2

Erbenschutzprogramms zu übernehmen scheint. Menschen in ärmlicheren Verhältnissen sowie aus ethnischen Minderheiten haben eine starke Präferenz für eine obligatorische LTCI. Verheiratete sprechen sich eher gegen eine obligatorische LTCI aus (vgl. Allaire et al., 2016). Die Ergebnisse zeigen darüber hinaus, dass 30 \$/Monat der meistpräferierte monatliche Beitrag ist und lebenslange Leistungen den zeitlich beschränkten vorgezogen werden. Private Versicherungen sind nur minimal stärker präferiert als staatliche. Die Zahlungsbereitschaft liegt bei 12 \$ bis 19 \$ für eine private statt eine staatliche Versicherung, und eine freiwillige Versicherung wird präferiert. Die wichtigsten Attribute in absteigender Reihenfolge sind der Preis, der Leistungszeitraum und die tägliche Leistungshöhe. Soziodemografische Faktoren wie männlich, über 65 Jahre alt, gute oder sehr gute Gesundheit und hohes Einkommen oder Vermögen haben einen positiven Einfluss auf die Wahl einer Versicherung. Weiterhin wird deutlich, dass Konsumenten deutlich weniger für bessere Attribute zu zahlen bereit sind, als diese durchschnittlich kosten. Für eine tägliche Leistung von 300 \$ statt 50 \$ besteht nur eine zusätzliche Zahlungsbereitschaft von 80 \$ monatlich. Versicherer verlangen für eine derartige Leistungserhöhung jedoch das Sechsfache (vgl. Brown et al., 2016). Auf Basis derselben Daten aus dem Knowledge-Panel zeigt sich bei Akaichi et al., dass ein Abschluss einer Versicherung wahrscheinlicher ist, wenn diese lebenslange Leistungen anstatt einer zeitlichen Beschränkung enthält (vgl. Akaichi et al., 2020).

Für eine bevölkerungsrepräsentative Stichprobe der italienischen Region Emilia Romagna untersuchten Brau et al. die Determinanten der Zahlungsbereitschaft für staatliche und private LTCI. Sie modellierten individuelle Entscheidungen als einen Zwei-Phasen-Prozess aus Interessensbekundung und anschließender Information über die Zahlungsbereitschaft. Mit Blick auf ein Interesse an LTCI zeigen sie, dass dieses stark abhängig ist von der Beurteilung der Qualität bereits gemachter Erfahrungen mit Langzeitpflege. Je negativer die existierenden Sozialleistungen bewertet werden, desto höheres Interesse besteht an LTCI. Mit Blick auf die Zahlungsbereitschaft zeigt sich, dass besonders die jüngere Generation eine höhere Zahlungsbereitschaft für private LTCI besitzt. Es wird deutlich, dass für das allgemeine Interesse an LTCI eher bisherige Erfahrungen mit Langzeitpflege entscheidend sind, während für die Höhe der Zahlungsbereitschaft eher soziodemografische Faktoren eine Rolle spielen. Während das Einkommen keinen signifikanten Einfluss auf das Interesse an LTCI hat, spielt es für die Zahlungsbereitschaft eine große Rolle. Der Effekt eines hohen Einkommens auf die Zahlungsbereitschaft für eine private Versicherung ist jedoch deutlich höher als für die staatliche

Absicherungsvariante (vgl. Brau et al., 2010). Auch Brau und Lippi Bruni erforschten auf Basis einer bevölkerungsrepräsentativen Stichprobe für die Region Emilia Romagna in einem DCE die relative Wichtigkeit von Attributen hypothetischer Versicherungsprogramme zu einem Zeitpunkt, zu dem keine systematische Absicherung in Italien existierte. Die Präferenzen der Befragten waren sehr heterogen. Während ein Viertel den Status quo ohne systematische Absicherung bevorzugte, präferierte der Rest eine deutlich höhere Abdeckung von Risiken. Weniger als die Struktur einer möglichen Versicherung spielte die Erweiterung der Risikoabdeckung eine Rolle. Weiterhin fanden sie eine relativ hohe durchschnittliche Zahlungsbereitschaft zwischen 10,50 € und 12 € pro einem Prozentpunkt weniger Eigenbeteiligung (vgl. Brau und Lippi Bruni, 2008).

Für die chinesische Provinz Hubei wurde ein DCE durchgeführt, das 390 Personen ab 45 Jahren zur Ausgestaltung einer gesetzlichen Pflegeversicherung befragt hat. Dabei spielten insbesondere der Ort der Pflegeversorgung, der Umfang der Pflege sowie die Erstattungsrate im Leistungsfall eine Rolle. Die Variablen Geschlecht, Beschäftigungsverhältnis und Bildungsniveau hatten einen Einfluss auf die Heterogenität der Präferenzen (vgl. Ma et al., 2023).

Weitere internationale Analysen auf Basis von Discrete-Choice-Modellen, die ausschließlich die Ausgestaltung privater Pflegeversicherungsangebote betreffen, werden im Rahmen dieser Arbeit nicht näher beleuchtet. Auch weitere Conjoint-Analysen und Discrete-Choice-Experimente mit einem Fokus auf der Ausgestaltung der Pflegesettings u. a. für die Niederlande (vgl. Nieboer et al., 2010), Japan (vgl. Sawamura et al., 2015), Dänemark (vgl. Amilon et al., 2022) und Irland (vgl. Robinson et al., 2015; vgl. Callan und O'Shea, 2015) werden in dieser Arbeit nicht genauer betrachtet, da der Fokus der Präferenzmessung auf der finanzseitigen Ausgestaltung der SPV liegt und nicht auf der Ausgestaltung privater Versicherungsangebote oder Pflegearrangements.

Weder die finanzielle Ausgestaltung der SPV im Allgemeinen noch die Option des Sockel-Spitze-Tauschs im Speziellen wurden bisher auf Basis von Stated-Preference-Ansätzen untersucht. Diese Arbeit soll einen Beitrag dazu leisten, diese Forschungslücke zu schließen. Im Folgenden wird die Forschungslücke im Detail erläutert sowie die entsprechenden Forschungsfragen abgeleitet.

-

<sup>&</sup>lt;sup>18</sup> Vgl. hierzu u. a. Wang et al., 2018; He et al., 2021; Wang et al., 2021.

## 4.2 Forschungslücke und Forschungsfragen

Die Ausführungen in Kapitel 2.2 machen deutlich, dass zahlreiche Einflussfaktoren auf die Ausgaben- und Einnahmenseite der SPV einwirken. Insbesondere wurden hier die steigende Anzahl an Leistungsempfängern, die nicht unerhebliche Wahrscheinlichkeit, im Laufe des Lebens selbst pflegebedürftig zu werden, sowie die steigenden von den Versicherten zu zahlenden Eigenanteile aufgrund von nicht in ausreichendem Maße dynamisierten Leistungen sowie Kostensteigerungen durch Qualitäts- oder Personalmaßnahmen erläutert. Ein sinkendes informelles Pflegepotenzial aufgrund z. B. einer steigenden Erwerbsquote von Frauen sowie eine Tendenz zu stärkerer Inanspruchnahme von stationärer, grundsätzlich kostenintensiverer Pflege sorgen ebenfalls dafür, dass zukünftig immer mehr Menschen von hohen Eigenanteilen in der SPV betroffen sein werden. Aufgrund der bisher in ihrer Höhe und im Zahlungszeitraum unbeschränkten Eigenanteile ergibt sich ein für die Versicherten unkalkulierbares finanzielles Risiko, das sich durch zukünftig zu erwartende Kostensteigerungen noch erhöhen wird. Kostensteigerungen werden damit hauptsächlich durch die Versicherten selbst finanziert.<sup>19</sup>

Besonders für die junge Generation wird sich die Verlässlichkeit der sozialen Pflegeversicherung für eine Lebensstandardsicherung im Pflegefall ohne tiefergreifende Reform kaum noch bewahrheiten. Für politische Entscheider ist die Haltung der jungen Generation gegenüber der Ausgestaltung der Pflegeversicherung von großer Bedeutung. Sind heutige Reformen nicht von der jungen Generation akzeptiert, kann dies zu erheblichen Schwierigkeiten in der Durchsetzung einzelner Anpassungen des Systems führen. Auch ist die junge Generation besonders relevant, da sie durch den demografischen Wandel in der umlagefinanzierten Pflegeversicherung eine doppelte Rolle spielt: einmal als Einzahler und damit Finanzierer der heute Pflegebedürftigen und in Zukunft als Generation mit einer deutlich erhöhten Lebenserwartung und damit auch erhöhten statistischen Chance, selbst von der Pflegeversicherung Gebrauch machen zu müssen. Eine Umlagefinanzierung wie die der SPV ist immer auch eine Quersubvention der jüngeren an die ältere Generation. Möchte die Politik einen Generationenkonflikt vermeiden, sollte sie bei der Reformierung der Pflegeversicherung die Einstellungen und Präferenzen der jungen Generation möglichst früh in die Reformdebatten mit einbeziehen. Seit der Problemformulierungsphase im Rahmen der Entstehung der SPV wurden Pflegebedürftige und ihre Angehörigen nahezu nicht einbezogen und konnten keinerlei Anstöße oder Präferenzen

-

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> Details zu Einflussfaktoren der Einnahmen- und Ausgabenseite der SPV finden sich in Kapitel 2.2.2 und 2.2.3.

liefern (vgl. Naegele, 2014, S. 9). Die Analyse der Akzeptanz von Reformen passiert häufig nur im Nachgang zu bereits eingeführten Reformen. Um die SPV jedoch langfristig aufzustellen und die Präferenzen verschiedener Genrationen zu berücksichtigen, sollten Präferenzen erhoben werden, bevor entsprechende Reformen eingeführt werden. Für die Option einer weitreichenden Reform wie die des Sockel-Spitze-Tauschs gilt dies in besonderem Maße.

Die Einstellungen zur Pflegeversicherung wurden bisher nur im Rahmen breiter ausgelegter, deskriptiver Studien erhoben, die in Kapitel 4.1 ausführlich beschrieben wurden. Eine Betrachtung der Einstellungen zur Pflegeversicherung unter Berücksichtigung entstehender Kosten, bei denen Trade-offs überwunden und diskrete Entscheidungen getroffen werden müssen, fehlt bisher laut aktuellem Kenntnisstand. Die DCE-Methodik soll genau in dieser Forschungslücke helfen, Präferenzen zu erheben und mithilfe von Choice-Modellen auszuwerten. Auch die Option eines Sockel-Spitze-Tauschs in der SPV wurde bisher nur im Rahmen der zugrundeliegenden Gutachten von Rothgang und Kalwitzki erläutert sowie Modellrechnungen durchgeführt (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b; vgl. Rothgang et al., 2019). <sup>20</sup> Empirische Auswertungen oder Präferenzanalysen zu dieser Reformoption liegen nicht vor. Eine Erhebung der Präferenzen mithilfe der DCE-Methodik macht es möglich, Auswirkungen auf das eigene Einkommen sowie andere Tradeoffs zu berücksichtigen, die sich unter den gesellschaftlichen und demografischen Trends, die auf die SPV einwirken, nicht mehr vermeiden lassen. <sup>21</sup> Daher ist es unerlässlich, diese in die Erhebung der Präferenzen miteinzubeziehen, um herauszufinden, ob eine Reform tatsächlich langfristig akzeptiert werden kann. Die Methodik der DCE findet damit im Rahmen dieser Arbeit erstmals Anwendung auf Fragestellungen im Zusammenhang mit Präferenzen für die soziale Pflegeversicherung in Deutschland. Mithilfe von Choice-Modellen sollen wesentliche Bestandteile des Forschungsgegenstandes Finanzierung der SPV erkannt, deren Zusammenwirken verstanden und Zusammenhänge herausgearbeitet werden. Insbesondere sollen Einflussfaktoren auf die Präferenzen für eine Begrenzung der Eigenanteile vor dem Hintergrund der Reformoption eines Sockel-Spitze-Tauschs erkannt werden. Diese Arbeit soll in dem Zusammenhang die folgende übergeordnete Forschungsfrage beantworten:

-

<sup>&</sup>lt;sup>20</sup> Details zur Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs finden sich in Kapitel 3.

<sup>&</sup>lt;sup>21</sup> Eine ausführliche Beschreibung der Vorteile der DCE-Methodik gegenüber rein deskriptiven Analysemethoden findet sich in Kapitel 5.1 bis 5.3.

Welche Präferenzen für die finanzbezogene Ausgestaltung der sozialen Pflegeversicherung besitzen Studierende?

Zur Beantwortung dieser übergeordneten Forschungsfrage sollen die folgenden Detailfragen dienen:

- Inwieweit wird die Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs der Ausgestaltung der SPV im Status quo vorgezogen?
- Welchen Einfluss auf den Nutzen der Reformoptionen im Rahmen eines Sockel-Spitze-Tauschs haben die Höhe der monatlichen Eigenanteile und der Zeitraum der Eigenanteilszahlungen?
- Welche Zahlungsbereitschaft besteht für verschiedene Ausprägungen eines Sockel-Spitze-Tauschs?

Ergänzend sollen Zusammenhänge der Präferenzen und Zahlungsbereitschaft mit Erfahrungen, Einstellungen und soziodemografischen Charakteristika der Befragten untersucht werden.

Zunächst werden Einflüsse bisheriger Erfahrungen mit Pflegebedürftigkeit und -absicherung betrachtet. Es kann vermutet werden, dass bereits gemachte Erfahrungen mit Pflegebedürftigkeit und -absicherung sowie eigene Annahmen über die Möglichkeit der eigenen Pflegebedürftigkeit die Präferenzen für eine Begrenzung der Eigenanteile bzw. die Zahlungsbereitschaft beeinflussen.

Weiterhin sollen Einflüsse von Einstellungen zur Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung untersucht werden, um besser zu verstehen, durch welche Annahmen und Einstellungen die Präferenzen und Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile getrieben werden. Dabei wird die Einstellung zur Hilfe zur Pflege ebenso betrachtet wie die Haltung zur Verantwortung für Pflegeabsicherung und die Bewertung verschiedener Finanzierungsoptionen der Eigenanteile. Der Einbezug weiterer Personengruppen, der Einbezug von Kapitaleinkünften und der proportional stärkere Einbezug von Vermögenden und Vielverdienern als flankierende Reformbestandteile zur Minderung des Beitragssatzanstiegs können nicht im DCE selbst berücksichtigt werden. Deren Einfluss auf die Präferenzen soll dennoch geprüft werden soll, da sie begleitende Maßnahmen zur Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs darstellen. Damit wird überprüft, ob

sich der Einsatz flankierender Maßnahmen auf die Präferenzen zur Begrenzung der Eigenanteile auswirken kann.

Ergänzend werden auch Einflüsse soziodemografischer Charakteristika betrachtet. Insbesondere der Einfluss von Einkommen, Vermögen und zu erwartenden Erbteilen vor dem Hintergrund einer Vermögensschutz- bzw. Erbenschutzversicherung sollen dabei analysiert werden.

Die soziodemografischen Daten bzw. Einstellungsabfragen werden separat in einem komplementären Fragebogen erhoben. Dieser wird in Kapitel 6.1 im Detail erläutert.

Aus oben genannten Gründen, besitzen die Präferenzen der jüngeren Generation eine besondere Relevanz für die zukünftige Ausgestaltung der Pflegeversicherung. Daher soll diese Arbeit einen Beitrag leisten zur Diskussion um die Präferenzen, welche die jüngere Generation bezüglich der Pflegeversicherung besitzt. Primäres Ziel dieser Arbeit ist es nicht, repräsentative Präferenzen zu erheben, um daraus verallgemeinernde Aussagen abzuleiten, sondern die Methodik der DCE auf eine aktuelle finanzwissenschaftliche Fragestellung anzuwenden. Diese Arbeit soll eine **Basis** für folgende (teil)bevölkerungsrepräsentative Studien sein und verschiedene methodische Ansätze zur quantitativen Analyse der Präferenzen untersuchen.

Da es im Rahmen dieser Arbeit nicht möglich ist, die Grundgesamtheit der jungen Generation repräsentativ abzubilden, werden als Stichprobe Studierende herangezogen. Diese Gruppe ist jedoch nicht nur als relativ einfach zugängliche Untergruppe der jungen Generation und als kostengünstigere Pilot-Stichprobe für die DCE-Methodik im Zusammenhang mit Präferenzen für die soziale Pflegeversicherung eine adäquate Wahl. Weiterhin eignen sich Studierende besonders, weil ihre Präferenzen nicht verzerrt sind, da sie eine Pflegebedürftigkeit aufgrund z. B. bereits bestehender Krankheiten ohnehin antizipieren. Für die Zielgruppe ist darüber hinaus eine hohe kognitive Fähigkeit zu erwarten, sodass sichergestellt ist, dass die Probanden das Befragungsdesign verstehen und die Choice-Sets bearbeiten können. Das Risiko einer kognitiven Überforderung des Datensamples mit dem Befragungsdesign oder dem Thema der Befragung ist damit als gering einzuschätzen.

Die Erkenntnisse der vorliegenden Arbeit können politischen Entscheidungsträgern helfen, im Rahmen zukünftiger Reformen die Präferenzen der jungen Generation frühzeitig zu berücksichtigen. Das Instrument DCE zur Erhebung von Präferenzen für die Ausgestaltung der Pflegeversicherung kann in Zukunft in weiteren Projekten auch repräsentativ für die Gesamtbevölkerung Deutschlands eingesetzt werden. Die methodischen Grundlagen zu den in dieser Arbeit genutzten Erhebungs- und Analyseverfahren werden im folgenden Kapitel dargestellt.

## 5 Methodische Grundlagen zu Discrete-Choice-Experimenten

## 5.1 Präferenzkonzepte und ihre Messung

"Präferenzen sind das Ergebnis der relativen subjektiven Bewertung von Alternativen durch die Abwägung der Kosten und des Nutzens in einem Entscheidungs- und Bewertungsprozess" (Mühlbacher et al., 2013, S. 160). Grundsätzlich werden zwei Arten von Konzepten zur Präferenzmessung unterschieden: Revealed Preferences (RevP) basieren auf echten Entscheidungen von Menschen in der realen Welt. Menschen offenbaren ihre Vorlieben oder Präferenzen durch reale Handlungen. Es wird tatsächliches Marktverhalten beobachtet. Stated Preferences (StaP) hingegen werden durch Experimente oder Fragebögen erhoben, in denen Menschen mit hypothetischen Entscheidungssituationen konfrontiert sind. Menschen erklären ihre Präferenzen auf Basis ihrer Entscheidungen in hypothetischen Situationen (vgl. Train, 2009, S. 152).

Die Theorie der RevP basiert auf der Nutzentheorie, die explizit beobachtbares Marktverhalten zugrunde legt. Laut Samuelson lassen sich daraus Nachfragegleichungen der Individuen ableiten. Als Basis hierfür werden nur reale Größen wie Gütermengen oder Marktpreise betrachtet (vgl. Samuelson, 1938, S. 61–62). RevP-Daten haben den Vorteil, dass sie echte Entscheidungen widerspiegeln und somit über eine hohe Reliabilität und Validität verfügen. Daher sind sie jedoch nicht auf hypothetische Sachverhalte anwendbar, sondern betrachten nur Güter, die auf freien Märkten bereits zur Verfügung stehen. Somit werden nur bekannte Technologien oder Produkte innerhalb der existierenden Technologiegrenze betrachtet. Im Falle echter Entscheidungssituationen ist die Variation der relevanten Faktoren häufig unzureichend, um aussagefähige Berechnungen durchzuführen. Faktoren, die für Konsumenten am wichtigsten sind, zeigen häufig die geringste Variation aufgrund der zugrunde liegenden Gesetze des Marktgleichgewichts. Preise variieren beispielsweise gar nicht oder nur sehr wenig. Die Parameter dieser Faktoren sind daher über RevP häufig nur sehr ungenau zu ermitteln, da sie lediglich mit großen Standardabweichungen (SD) geschätzt werden können (vgl. Train, 2009, S. 152). Da die Erhebung der Präferenzen für die Pflegeversicherung auch alternative Szenarien zum Status quo abfragen soll, um bereits vorhandene, aber noch nicht artikulierte Präferenzen mithilfe hypothetischer Szenarien zu erheben, ist der StaP-Ansatz die gewählte Methodik zur Bearbeitung der Forschungsfrage und wird im Folgenden näher erläutert.

Der StaP-Ansatz ist ein aus der Wohlfahrtsökonomie abgeleitetes Konzept, das durch Befragung die innere Einstellung – also die Präferenzen – von Individuen erhebt (vgl. Louviere et al., 2000, S. 24). Stated Preferences werden durch Fragebögen bzw. Experimente erhoben, in denen der Befragte Entscheidungen zwischen zwei oder mehreren Optionen – also hypothetischen Szenarien – treffen muss (vgl. Train, 2009, S. 152). Innerhalb dieser hypothetischen Szenarien können neue, alternative Produkte oder Produkteigenschaften beschrieben und die Technologiegrenze nach außen verschoben werden (vgl. Louviere et al., 2000, S. 24). Im Rahmen der Experimente kann jedem Attribut ausreichend Variation gegeben werden, die in der realen Welt, wie bereits beschrieben, häufig nicht vorliegt. Dies ermöglicht eine adäquate Schätzung der Präferenzen, welche Individuen durch ihre Wahlhandlungen offenbaren. Nachteile des StaP-Ansatzes entstehen daraus, dass die geäußerten Entscheidungen in hypothetischen Situationen nicht immer denen in der Realität entsprechen müssen. Antworten in einer StaP-Befragung können beispielsweise beeinflusst sein von den Annahmen des Befragten zu den Erwartungen des Interviewers. Dies kann die Schätzungen verzerren. Vor diesen Hintergrund ist eine kritische Prüfung der Reliabilität und Validität der ermittelten Daten wichtig (vgl. Train, 2009, S. 152–153). Gemeinsam betrachtet können StaP-Daten bereits vorhandene RevP-Daten ergänzen und so eine möglichst genaue Schätzung von Präferenzen möglich machen. Auf die Problematik, dass sich die beiden Ansätze grundsätzlich auf verschiedene unbeobachtete Faktoren beziehen, soll an dieser Stelle nicht weiter eingegangen werden.<sup>22</sup>

#### 5.2 Methoden des Stated-Preferences-Ansatzes

StaP-Methoden werden seit den 1960er Jahren zur Präferenzmessung in verschiedenen Anwendungsfeldern der empirischen Wirtschaftsforschung genutzt. Im Wesentlichen können zwei Methoden unterschieden werden: die Contingent-Valuation(CV)-Methode und die Multi-Attribute-Valuation(MAV)-Methode (vgl. Merino-Castello, 2003, S. 5).

<sup>&</sup>lt;sup>22</sup> Weitere Details zu den Ansätzen unbeobachteter Faktoren beim RevP- und StaP-Ansatz finden sich bei Train, 2009, S. 154–156.

Die CV-Methodik wurde ursprünglich zur Bewertung öffentlicher Güter in der Umweltökonomie entwickelt und erstmals zur Erhebung des monetären Wertes eines Erholungsgebietes angewendet (vgl. Davis, 1967). Sie findet mittlerweile jedoch in vielen anderen Bereichen wie u. a. der Energiewirtschaft und Gesundheitsökonomik Anwendung.<sup>23</sup> Im Bereich Finanzwissenschaft und soziale Sicherung wurde die CV-Methodik beispielsweise in einer Studie zur Untersuchung der Zahlungsbereitschaft für eine Krankenversicherungsreform angewendet (vgl. Lavetti et al., 2014). Im Rahmen einer CV-Untersuchung steht die direkte Erhebung der Zahlungsbereitschaft für ein Gut im Mittelpunkt. Für die vorliegende Arbeit könnte eine CV-Fragestellung z. B. lauten: "Wie viel Prozent Ihres Einkommens wären Sie bereit zu zahlen, wenn dafür die monatlichen Eigenanteile im Pflegefall auf 300 Euro für einen Zeitraum von 12 Monaten begrenzt würden?" Die Datenerhebung kann mithilfe offener und geschlossener Fragen erfolgen. Offene Fragen verlangen nach einer direkten Benennung einer Zahlungsbereitschaft, was ohne Referenzwerte häufig kaum möglich ist. Im Rahmen geschlossener Fragen werden daher häufig binäre Fragen genutzt, um die Komplexität für den Probanden zu reduzieren (vgl. Telser, 2002, S. 27).<sup>24</sup>

Die CV-Methode ist jedoch sehr anfällig für Verzerrungen. Strategisches Verhalten zur Beeinflussung der Untersuchungsergebnisse sowie eine Tendenz zu Antworten im Sinne des Interviewers oder Auftraggebers der Studie können die Ergebnisse verfälschen. Auch können angegebene Zahlungsbereitschaften aufgrund von im Experiment genutzten Referenzwerten über- oder unterschätzt werden. Weiterhin sind die Ergebnisse der CV-Methode anfällig für Fehlerspezifikationen, weil beispielsweise das untersuchte Gut oder Programm vom Befragten anders verstanden wird als vom Forscher intendiert (ebd., S. 30–31; vgl. Blamey et al., 1999, S. 126–141). Der wesentliche Nachteil der CV-Methode besteht jedoch darin, dass ausschließlich der Preis eines Gutes oder Programms variiert und alle anderen Charakteristika als konstant angesehen werden (vgl. Boeri et al., 2001, S. 13). Diese Betrachtungsweise würde für die vorliegende Arbeit zu kurz greifen, da neben dem Preis, den die Befragten für die soziale Pflegeversicherung zu zahlen bereit sind, auch noch weitere Charakteristika in Bezug auf die Ausgestaltung der Eigenanteile betrachtet werden sollen.

-

<sup>&</sup>lt;sup>23</sup> Einen Überblick zu Anwendungen im gesundheitsökonomischen Bereich bieten Klose, 1999; Nwachukwu et al., 2018. Ein Beispiel für die Anwendung im Bereich Energiewirtschaft findet sich bei Frondel et al., 2019.

<sup>&</sup>lt;sup>24</sup> Weitere Details zu Erhebungstechniken der CV finden sich u. a. bei Telser, 2002, S. 27–31.

Im Gegensatz zur CV-Methodik erfüllt das MAV-Konzept diese Anforderungen einer Betrachtung der Interdependenzen einzelner Charakteristika eines Gutes. <sup>25</sup> Grundlage für die MAV-Ansätze ist die Idee, dass ein Gut durch verschiedene Charakteristika beschrieben werden kann. Eine Änderung der Ausprägungen dieser Charakteristika, die auch Attribute genannt werden, führt zu neuen Gütern – sogenannten Alternativen (vgl. Lancaster, 1966). Unter dem Begriff der MAV werden im Wesentlichen zwei Arten von Ansätzen zusammengefasst. (1) Die präferenzbasierten Ansätze – auch als Conjoint-Analyse (CA) bekannt – entstammen ursprünglich der Psychologie und wurden zunächst im Marketing angewandt, um beispielsweise Verkehrsprogramme zu bewerten (vgl. Luce und Tukey, 1964). Befragte müssen verschiedene Alternativen gemäß ihren Präferenzen auf einer numerischen Skala einordnen (Contingent Rating), in eine Rangreihenfolge bringen (Contingent Ranking) oder aus zwei Alternativen die präferierte auswählen und diese dann auf einer numerischen Skala bewerten (Paired Comparison) (vgl. Bateman et al., 2002, S. 251-253). Die CA und ihre verschiedenen Ansätze analysieren die erhobenen Präferenzen auf Basis numerischer Systeme und beruhen auf algebraischen Darstellungen von Rangordnungen orthogonaler Reihen. Auch die zugrundeliegenden Axiome sind dementsprechend rein mathematisch. Zur Nutzentheorie bestehen ausschließlich sehr restriktive Zusammenhänge. Dies verursacht Schwierigkeiten bei der Anwendung der Theorie. Menschliches Verhalten und Präferenzen bleiben bei den CA-Methoden weitestgehend außen vor (vgl. Louviere et al., 2010, S. 58–59). 26 (2) Discrete-Choice-Experimente hingegen stellen menschliches Verhalten und Präferenzen in den Mittelpunkt. Woodworth und Louviere (vgl. Louviere und Woodworth, 1983) und Louviere und Hensher (vgl. Louviere und Hensher, 1982) erweiterten die traditionelle CA zur Methodik der DCE. Insbesondere wurden hierbei die bisher fehlende mikroökonomische Basis sowie stochastische Effekte im Entscheidungsprozess berücksichtigt, sodass auf Grundlage der Entscheidungstheorie individuelle Wahlentscheidungen realistischer modelliert werden können (vgl. Louviere et al., 2010). Weiterhin können Rangreihenfolgen oder numerische Skalen im Rahmen von CA von Befragten unterschiedlich interpretiert werden, während Entscheidungen, wie sie in DCE zu treffen sind, eindeutig sind (vgl. Steiner und Meißner, 2018, S. 10). Neben der Unterscheidung von CA und DCE auf Basis des unterliegenden theoretischen Konstrukts existiert weiterhin ein wesentlicher Unterschied mit Bezug auf die angenommene Nutzenfunktion. DCE legen eine Nutzenfunktion zugrunde, die

<sup>2</sup> 

<sup>&</sup>lt;sup>25</sup> Ein Übersicht zur Anwendung von MAV-Verfahren in der Gesundheitsökonomik findet sich bei Mühlbacher et al., 2018.

<sup>&</sup>lt;sup>26</sup> Eine ausführliche Beschreibung der klassischen Form der CA findet sich bei Backhaus et al., 2000.

bekannte Eigenschaften des Gutes als auch unbeobachtete Faktoren berücksichtigt. Für die CA wird angenommen, dass alle Faktoren, welche die Präferenzen beeinflussen, bekannt sind. Die Nutzenfunktion wird somit als deterministisch betrachtet (vgl. Louviere et al., 2010).

Ihren ersten Einsatz fanden die DCE in der Verkehrs- und Umweltökonomik sowie zu Beginn der 1990er Jahre auch in der Gesundheitsökonomik. Der Einsatz zur Untersuchung gesundheitsökonomischer Fragestellungen ist seitdem stark angestiegen. Einen Überblick hierzu bieten de Bekker-Grob et al. (vgl. Bekker-Grob et al., 2012). Den ersten Einsatz im finanzwissenschaftlichen Kontext fanden DCE zur Ermittlung der Präferenzen für Umverteilung in der Schweiz und in Deutschland (vgl. Neustadt, 2011; vgl. Neustadt und Zweifel, 2011; vgl. Neustadt und Zweifel, 2010b; vgl. Pfarr, 2013) sowie für ein alternatives Rentensystem in Irland (vgl. Fourati und O´ Donoghue, 2009). Im Rahmen der vorliegenden Arbeit soll die DCE-Methodik erstmals im finanzwissenschaftlichen Kontext der deutschen Pflegeversicherung eingesetzt werden und dafür im Folgenden weiter erläutert werden.

## 5.3 Discrete-Choice-Experimente

## 5.3.1 Mikroökonomische Fundierung

Die eigenschaftsbasierte Messung von Präferenzen und marginalen Zahlungsbereitschaften bildet die Grundlage für die Methodik der DCE. Sie dient als Basis sowohl für die Konzeption der empirischen Untersuchung als auch für die anschließende Datenanalyse. Messung und Analyse der Daten liegen damit derselben mikroökonomischen Fundierung zugrunde. Produkte werden in einem DCE durch Eigenschaften – auch Attribute genannt – beschrieben. Mithilfe verschiedener Ausprägungen – auch Levels genannt – können diese Attribute zu unterschiedlichen Alternativen kombiniert werden. Insbesondere wenn ein Preisattribut vorliegt, eignet sich ein DCE zur Messung von Präferenzen und Zahlungsbereitschaften. Für das Produkt Auto wäre ein mögliches Attribut beispielsweise die Farbe. Die Levels des Attributs Farbe könnten rot, blau und grün sein. Jedes Produkt charakterisiert sich somit durch einen Vektor von Eigenschaftsausprägungen. Im DCE werden diese Alternativen dann in mehreren Entscheidungssets (Choice-Sets) zusammengefasst. Jedes Entscheidungsset besteht aus mindestens zwei Alternativen. Eine Alternative unterscheidet sich in einem oder mehreren Attributen von einer anderen Alternative. Die verschiedenen Entscheidungssets werden den Befragten der Reihe nach vorgelegt,

sodass das Individuum jeweils die von ihm präferierte Alternative auswählen kann (vgl. Telser, 2002, S. 35–36). Unter der Annahme rationalen Verhaltens vergleichen Befragte den Nutzen der ihnen vorgelegten Alternativen miteinander. Die Präferenzen der Befragten werden somit über konkrete Wahlentscheidungen offenbart (vgl. Amaya-Amaya et al., 2008, S. 13). Anders formuliert beruht ein DCE auf der Annahme, dass ein Individuum einen Nutzen aus der Wahl einer Alternative ableitet und somit jeweils die Alternative wählt, die entsprechend einem rationalen Verhalten den maximalen Nutzen erwarten lässt. Der wahre Nutzen ist nicht beobachtbar (vgl. Lancaster, 1971). Präferenzen von Individuen sind demnach "Ausdruck der Vorziehenswürdigkeit zwischen [...] Alternativen im Hinblick auf ihre erwartete Bedürfnisbefriedigung" (Mühlbacher et al., 2013, S. 161–162).

Die theoretische Fundierung der Methodik der DCE besteht in der Nachfragetheorie von Lancaster (vgl. Lancaster, 1971) und der Theorie des stochastischen Nutzens (Random Utility Theory = RUT) – ursprünglich von Thurstone entwickelt (vgl. Thurstone, 1927) und weiterentwickelt von McFadden (vgl. McFadden, 1974).

Die klassische Nachfragetheorie wird im Rahmen der DCE um drei wesentliche Merkmale erweitert. Während die klassische Nachfragetheorie von homogenen Gütern und damit einer Nutzenfunktion bestehend aus Mengen von Gütern ausgeht, unterstellt Lancaster, dass die Eigenschaften (Attribute) eines Gutes seinen Nutzen bestimmen. Ergänzend sieht die Zufallsnutzentheorie das individuelle Wahlverhalten als probabilistisch an. In der klassischen Theorie wird von deterministischem Verhalten der Individuen ausgegangen. Die zugrundeliegende Annahme ist, dass ein Individuum die Möglichkeit einer perfekten Diskriminierung besitzt, der Befragende jedoch nur über unvollständige Informationen verfügt. Um dieser Unsicherheit Rechnung zu tragen, wird der Nutzen im Modell als eine Zufallsvariable aus messbaren (beobachtbaren) und zufälligen (nicht beobachtbaren) Komponenten modelliert. Weiterhin werden für ein DCE Wahlentscheidungen zwischen endlichen sich gegenseitig ausschließenden Alternativen unterstellt (vgl. Lancaster, 1971).

In Anlehnung an die neue Nachfragetheorie nach Lancaster (vgl. Lancaster, 1966; vgl. Lancaster, 1971) wird angenommen, dass ein Konsument den Nutzen nicht aus einem Gut selbst zieht, sondern aus den Charakteristika (Attributen) eines Gutes. Diese Anpassung ist insbesondere vor dem Hintergrund relevant, dass die Messung von Präferenzen durch DCE eigenschaftsbasiert erfolgt. Zum einen fragt ein Konsument nur deswegen

Güter nach, weil er aus ihren Charakteristika einen Nutzen zieht. Weiterhin wird definiert, dass verschiedene Attribute mehrere Güter beschreiben können und ein Gut über mehrere Attribute verfügen kann. Zum Dritten können sich Attribute eines Güterbündels von denjenigen eines einzelnen Gutes unterscheiden. Da Attribute nicht losgelöst von Gütern existieren können, leitet sich die Güternachfrage damit von der Nachfrage nach Attributen ab (vgl. Lancaster, 1966, S. 134–136; vgl. Lancaster, 1971, S. 7).

Ein Individuum maximiert seinen Nutzen, indem es diejenige Alternative wählt, die eine optimale Kombination der Attribute aufweist. Durch die eigenschaftsbasierte Darstellung von Gütern können in DCE alle Merkmale eines Produkts einzeln betrachtet werden. Durch die Analyse von Trade-offs zwischen den Attributen kann insbesondere die marginale Zahlungsbereitschaft ermittelt werden. Neben den aufgeführten Stärken des Ansatzes ist dieser aber auch anfällig für Fehler. Die Probanden könnten zum einen mit den hypothetischen Szenarien, die ihnen in den Choice-Sets vorgestellt werden, überfordert sein oder absichtlich falsche Aussagen treffen. Bei der Umsetzung eines DCE muss daher stets darauf geachtet werden, die kognitiven Anforderungen an die Befragten nicht zu hoch zu setzen (vgl. Pfarr und Ulrich, 2011, S. 8).

Eine wesentliche Annahme für das ökonometrische Modell beruht auf der Idee, dass nicht alle Faktoren, welche die Entscheidungen beeinflussen, in einem Experiment beobachtbar sind. Lediglich die Entscheidungen für eine Alternative sind beobachtbar. Unter der Annahme, dass Individuen sich immer für die Alternative entscheiden, die den höchsten Nutzen stiftet, wird klar, dass der Beobachter diesen Nutzen jedoch nicht sicher bestimmen kann und ihn daher als Zufallsvariable behandeln muss. Neben den soziodemografischen Charakteristika eines Befragten und den Produktattributen existieren damit weitere unbeobachtete Faktoren (vgl. Ben-Akiva und Lermann, 1985, S. 55; vgl. Louviere et al., 2000, S. 38; vgl. Telser, 2002, S. 51). Die Gründe, warum der Nutzen als Zufallsvariable definiert sein sollte, sind im Folgenden dargestellt (vgl. Anderson et al., 1992, S. 33; vgl. Telser, 2002, S. 51; vgl. Manski, 1977):

 Nichtbeobachtbare Attribute: Das Entscheidungsverhalten der Individuen, das dem Charakteristikavektor zugrunde liegt, kann für den Untersuchenden nicht vollständig bekannt sein. Teilweise können Entscheidungen auch von Faktoren im Unterbewusstsein abhängen, die dem Individuum selbst nicht bekannt sind.

- Nichtbeobachtbare Unterschiede in den Präferenzen: Selbst eine sehr homogene Bevölkerungsgruppe wird noch eine Varianz der individuellen Präferenzen aufweisen.
- Messfehler: Der Umfang der beobachtbaren Charakteristika ist nicht vollständig bekannt. Es können Charakteristika existieren, die nicht bekannt sind.
- Fehlspezifikationen: Die Nutzenfunktion ist nicht vollständig bekannt. Es wird ein funktionaler Zusammenhang unterstellt, der eine Fehlerquelle darstellt. Weiterhin können in diesem Zusammenhang auch Indikatorvariablen, welche die tatsächlichen Attribute nur ungenau wiedergeben, zu fehlerhaften Spezifikationen führen.

Auf Basis der genannten Argumente entstand die Theorie des stochastischen Nutzens (RUT) (vgl. Manski, 1977; vgl. McFadden, 1981; vgl. McFadden, 1974).

Die Wahlwahrscheinlichkeit einer Alternative  $P_n$  (i) ist gleichzusetzen mit der Wahrscheinlichkeit, dass der Nutzen  $U_{in}$  für einen Befragten n und eine Alternative i aus einem Choice-Set C höher ist als der Nutzen der anderen gezeigten Wahlalternativen. Formell kann dies auch geschrieben werden als (vgl. Temme, 2009, S. 299–300):

$$P_n(i) = P(U_{in} > U_{jn}, \quad j, i \in C_n, \quad j \neq i)$$

$$(5.1)$$

Da der Nutzen  $U_{in}$  der einzelnen Individuen nicht beobachtbar ist, muss der Nutzen über beobachtbare Größen wie Eigenschaften der Alternativen und der Individuen operationalisiert werden. Die genannten Faktoren erklären den Nutzen jedoch nur teilweise. Daher wird der Nutzen der Individuen in zwei Komponenten aufgeteilt. Die deterministische Komponente  $V_{in}$  und die stochastische Komponente  $e_{in}$  (vgl. McFadden, 1981; vgl. Louviere et al., 2000, S. 38).

Setzt man die deterministische und stochastische Komponente in die Gleichung 5.1 ein, ergeben sich folgende Wahlwahrscheinlichkeiten (vgl. Temme, 2009, S. 300):

$$P_n(i) = P(V_{in} + e_{in} > V_{jn} + e_{jn}, \quad j, i \in C_n, \quad j \neq i)$$
(5.2)

Die beobachtbaren Einflussgrößen innerhalb der deterministischen Komponente können über einen linearen Zusammenhang für  $\beta$  als Parametervektor und  $X_{in}^R$  als beobachtbare Merkmale der Alternativen i und Befragten n dargestellt werden als (ebd.):

$$V_{in} = \beta_0 + \beta_1 X_{in}^1 + \beta_2 X_{in}^2 + \dots + \beta_R X_{in}^R$$
(5.3)

In einem Großteil der bisher durchgeführten Studien wird eine lineare Approximation der Nutzenfunktion angewendet (vgl. Ben-Akiva und Lermann, 1985, S. 63). Neben der relativ einfachen Berechnung der linearen Nutzenfunktion hat sich auch ihre Anwendung in der empirischen Forschung bewährt. Laut Louviere et al. können insbesondere im mittleren Bereich der Nutzenfunktion sehr gute Voraussagen getroffen werden (vgl. Louviere et al., 2000, S. 87–89).

Die nicht beobachtbare stochastische Einflussgröße muss über Verteilungsannahmen modelliert werden, damit die Wahlwahrscheinlichkeit entsprechend definiert werden kann. Basierend auf unterschiedlichen Annahmen über die Dichte- und Verteilungsfunktion findet in der Forschung meist die Extremwertverteilung, die zu einem Logit-Modell führt, Anwendung. Eine angenommene Normalverteilung der Störterme führt zu einem Probit-Modell, das in der Praxis jedoch deutlich weniger häufig verwendet wird (vgl. Train, 2009, S. 16). Im Rahmen eines einfachen Logit-Modells sind die unbeobachtbaren Faktoren unabhängig und identisch verteilt (Independently and Identically Distributed = IID). Dies erleichtert insbesondere die Berechnung des Modells, da es eine geschlossene Form besitzt, die ohne Integral darstellbar ist (ebd., S. 20).<sup>27</sup>

Um den durchschnittlichen Effekt von allen nicht beobachtbaren und beobachteten Faktoren auf den Nutzen zu berücksichtigen, kann eine alternativenspezifische Konstante  $\beta_0$  eingebaut werden.<sup>28</sup> Diese hat einen reinen Skalierungseffekt (ebd; vgl. Pfarr, 2013, S. 120).

-

<sup>&</sup>lt;sup>27</sup> Formale Spezifikationen zum Logit-Modell und den Verteilungsannahmen der Störterme finden sich bei Train, 2009, S. 34–75.

<sup>&</sup>lt;sup>28</sup> Um perfekte Kollinearität zu vermeiden, muss beim Einsatz von alternativenspezifischen Parametern berücksichtigt werden, dass Louviere et al., 2000, S. 49 folgend nur n-1 alternativenspezifische Konstanten verwendet werden dürfen.

Im Folgenden wird das multinomiale Logit(MNL)-Modell als Standardmodell erläutert sowie darauf aufbauende komplexere Modelle, die für diese Arbeit relevant sind, eingeführt.

### 5.3.2 Das multinomiale Logit-Modell

Auf Basis der zugrundeliegenden Überlegungen zu Verhalten, Nutzenmaximierung und einer Extremwertverteilung der Störterme ergibt sich die klassische Form des MNL-Modells:

$$P_n(i) = \frac{e^{V_{in}}}{\sum_{j} e^{V_{jn}}}$$
(5.4)

Beschrieben wird durch  $P_n(i)$  die Wahlwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von den beobachtbaren Merkmalen. Der Nutzen einer spezifischen Alternative in Relation zum gesamten Nutzen aller verfügbaren Alternativen bildet die Wahlwahrscheinlichkeit der
spezifischen Alternative. Die Summe aller Wahrscheinlichkeiten addiert sich demnach
zu eins, da der Wertebereich für die Auswahl zwischen null und eins liegt. Zur Schätzung
des Modells wird in der Regel die Maximum-Likelihood-Methode verwendet (vgl.
McFadden, 1974). Mithilfe der Methode wird der Parametervektor  $\beta$  aus Formel 5.3 geschätzt. Dazu wird die Likelihood-Funktion wie folgt hergeleitet (vgl. Ben-Akiva und
Lermann, 1985; vgl. Temme, 2009, S. 302):

$$L(\beta) = \prod_{n=1}^{N} \prod_{i \in C} P_n(i)^{y_{in}}$$

$$(5.5)$$

Dabei ist  $y_{in} = 1$ , wenn der Befragte eine Alternative i wählt, ansonsten null. Durch Logarithmieren ergibt sich die zu optimierende Log-Likelihood-Funktion:

$$LL(\beta) = \sum_{n} \sum_{i} y_{in} \ln(P_n(i))$$
(5.6)

Das Logarithmieren ist technisch nicht zwingend notwendig, führt aber zu einer global konkaven Funktion, welche die Schätzung der Parameter erleichtert. Wird LL ( $\beta$ ) maximiert, ergibt sich der Schätzer für den Parametervektor  $\beta$  (vgl. Temme, 2009, S. 301–302).

Dem MNL-Modell liegen verschiedene einschränkende Bedingungen zugrunde. Die wesentlichste Einschränkung erfährt das MNL-Modell durch die IIA-Annahme. Diese unterstellt, dass der relative Nutzen einer Alternative gegenüber einer anderen Alternative unabhängig von der Existenz einer dritten Alternative ist (vgl. McFadden, 1974). Die Relation von zwei Alternativen i und k ist demnach nur bedingt durch diese beiden selbst (vgl. Temme, 2009, S. 302):

$$\frac{P_n(i)}{P_n(k)} = \frac{e^{V_{in}}}{e^{V_{kn}}} = e^{V_{in} - V_{kn}}$$
(5.7)

Diese Annahme wird in vielen Fällen als realitätsfern betrachtet, da alle zur Verfügung stehenden Alternativen einen Einfluss auf die Wahlwahrscheinlichkeit haben können. Weiterhin ist der Parametervektor  $\beta$  im MNL-Modell über alle Individuen hinweg identisch, sodass unbeobachtete Heterogenität der Befragten nicht berücksichtigt werden kann. Zur Behebung der genannten Einschränkungen wurden komplexere Modelle entwickelt, von denen im Folgenden die für diese Arbeit relevanten Modelle erläutert werden.

#### 5.3.3 Das Mixed-Logit-Modell

Ein Modell, das die wesentlichen Einschränkungen des MNL-Modells überwindet, ist das Mixed-Logit-Modell (ML). Es hebt die IIA-Annahme auf und erlaubt eine Berücksichtigung von unbeobachteter Heterogenität. Um diese modellieren zu können, werden individuenspezifische Parameter in der Nutzenfunktion unterstellt. Daraus ergibt sich folgende Darstellung der Nutzenfunktion (ebd., S. 306):

$$U_{in} = X_{in}\beta_n + e_{in} \tag{5.8}$$

Nimmt man für den Störterm *e* weiterhin eine Extremwertverteilung an, ergibt sich für die bedingte Wahlwahrscheinlichkeit (ebd.):

$$P_n(i|\beta) = \frac{e^{X_{in}\beta_n}}{\sum_{j} e^{X_{jn}\beta_n}}$$

(5.9)

Um den unbekannten Parameter  $\beta_n$  zu bestimmen, muss die Wahlwahrscheinlichkeit  $P_n(i)$  hergeleitet werden. Dafür wird für  $\beta_n$  eine Verteilungsfunktion  $f(\beta|\mu,\sigma)$  unterstellt  $-\mu$  und  $\sigma$  stellen dabei die Momente dar. Für die Wahlwahrscheinlichkeit einer Alternative ergibt sich unter Berücksichtigung der Integration über die unterstellte Verteilung von  $\beta$  sowie des Satzes von Bayes  $(f(i|\beta) = f(i,\beta)/f(\beta))$  (ebd., S. 307):

$$P_n(i) = \int P_n(i|\beta) f(\beta|\mu,\sigma) d\beta$$
(5.10)

Diese Wahlwahrscheinlichkeit "kann als gewichteter Durchschnitt des MNL-Modells angesehen werden, wobei die Gewichte durch die Dichtefunktion  $f(\beta | \mu, \sigma)$  gegeben sind" (Temme, 2009, S. 307). Wird für  $\beta$  eine diskrete Verteilung angenommen, ergibt sich das Latent-Class-Modell. Das Integral würde durch ein Summenzeichen ersetzt werden und die Gleichung 5.15 würde entstehen. Wird die Verteilungsannahme entsprechend gewählt, können neben MNL- und Latent-Class-Modellen auch weitere wesentliche Discrete-Choice-Modelle durch ML-Modelle approximiert werden (vgl. McFadden und Train, 2000). Da für  $\beta$  eine Verteilung angenommen wird, lässt sich keine geschlossene Formlösung für die Wahlwahrscheinlichkeit angeben und es ist nicht möglich, eine klassische Maximum-Likelihood-Schätzung vorzunehmen. Stattdessen wird eine geschlossene Formlösung über eine Simulated-Maximum-Likelihood-Schätzung approximiert. Diese wird im Folgenden kurz dargestellt. <sup>29</sup> Mithilfe von Zufallszügen  $\beta_n$  aus der Verteilung  $f(\beta|\mu,\sigma)$  wird die Wahlwahrscheinlichkeit simuliert. Dadurch ergeben sich Werte für  $\beta_n$ , mit denen bedingte Wahrscheinlichkeiten kalkuliert werden können. Dieses Vorgehen wird R-mal wiederholt, sodass die gemittelten bedingten Wahrscheinlichkeiten die Approximation der Wahlwahrscheinlichkeit ergeben (vgl. Temme, 2009, S. 307–308):

\_

<sup>&</sup>lt;sup>29</sup> Alternativ können Hierarchical-Bayes-Schätzungen verwendet werden. Details zu dieser alternativen Schätzmethodik finden sich bei Lenk, 2014; Rossi et al., 1996.

$$\tilde{P}_n(i) = \frac{1}{R} \sum_r P_n(i|\beta_n^r)$$

(5.11)

R gibt dabei die Anzahl der Zufallszüge an. Anstelle von  $P_n(i)$  wird die simulierte Wahrscheinlichkeit  $\tilde{P}_n(i)$  in die zu optimierende Likelihood-Funktion aufgenommen. Optimiert werden dabei die Momente  $\mu$  und  $\sigma$  der Verteilung  $f(\beta|\mu,\sigma)$  und nicht mehr die Parameter  $\beta_n$ . Die simulierte Likelihood-Funktion lässt sich daher schreiben als (ebd.):

$$SLL = \prod_{n} \prod_{j} \tilde{P}_{n}(j)^{y_{jn}}$$

$$(5.12)$$

mit  $y_{jn} = 1$ , wenn das Individuum n die Alternative j wählt, ansonsten ist  $y_{in} = 0$ .

#### 5.3.4 Das Latent-Class-Modell

Auch das Latent-Class-Modell berücksichtigt Heterogenität unter den Individuen. Die Befragten werden im Rahmen dieses Modells anhand ihres Wahlverhaltens in homogene latente Klassen eingeteilt. Dadurch kann unbeobachtete Heterogenität zwischen Individuen aufgedeckt und eine Einteilung anhand des spezifischen Wahlverhaltens vorgenommen werden. Im Gegensatz zum MNL-Modell werden hierfür segmentspezifische Parameter geschätzt. Für jedes k = 1, ..., M Segment ergibt sich folgende Nutzenfunktion (ebd., S. 305):

$$U_{ikn} = X_{in} \,\beta_k + e_{ikn} \tag{5.13}$$

Integriert man den Störterm analog zum MNL-Modell, ergibt sich für jedes Segment *k* die bedingte Wahlwahrscheinlichkeit (ebd.):

$$P_n(i|k) = \frac{e^{V_{kin}}}{\sum_{j} e^{V_{kjn}}}$$

(5.14)

Anschließend muss die Wahrscheinlichkeit P(k), mit der ein Individuum einem der Segmente angehört, definiert werden, um über den Satz der totalen Wahrscheinlichkeit  $P(A) = \sum_{i} P(A|B_i)P(B_i)$  die absolute Wahlwahrscheinlichkeit zu erhalten. Über die Wahrscheinlichkeit P(k) definiert sich die Wahlwahrscheinlichkeit wie folgt (ebd., S. 306):

$$P_n(i) = \sum_{k} P_n(k) P_n(i|k)$$

(5.15)

Da die Anzahl an Segmenten vorab nicht bekannt ist, wird eine verschiedene Anzahl an Segmenten geschätzt und über Informationskriterien entschieden, wie viele Segmente für das finale Modell geeignet sind (ebd., S. 305–306).<sup>30</sup>

### 5.4 Gütekriterien der Präferenzmessung mit DCE

#### 5.4.1 Reliabilität

Reliabilität gibt Auskunft über die Zuverlässigkeit einer statistischen Methode und zeigt an, ob eine Methode bei wiederholter Anwendung in Bezug auf den gleichen Untersuchungsgegenstand gleiche bzw. mindestens ähnliche Ergebnisse misst (vgl. Becker, 2006, S. 115). Es geht bei der Sicherstellung von Reliabilität darum, zufällige Fehlerquellen auszuschließen. Im Vergleich dazu haben systematische Fehlerquellen, die im Rahmen der Validität betrachtet werden (vgl. Kapitel 5.4.2), keinen Einfluss auf die Reliabilität. Eine Messung kann auch dann reliabel sein, wenn sie systematische Fehler aufweist und bei wiederholten Messungen die gleichen Ergebnisse liefert (vgl. Telser, 2002, S. 100; vgl. Green und Srinivasan, 1978).

In der Literatur werden zwei Kategorien von Reliabilität unterschieden – die interne Konsistenz und die zeitliche Stabilität. Die zeitliche Stabilität lässt sich bestimmen, indem dieselbe Methodik zu verschiedenen Zeitpunkten auf denselben Untersuchungsgegenstand angewendet wird. Diese sogenannte Test-Retest-Methodik erfordert es jedoch, dass sich die wahren Werte genau wie die systematischen Fehlerquellen zwischen den Messungen nicht verändern. Kommt es doch zu einer Veränderung der wahren Werte, wird die Reliabilität unterschätzt. Sollten sich Befragte an die vorherige Befragung erinnern,

<sup>&</sup>lt;sup>30</sup> Weitere Informationen zur modelltheoretischen Abgrenzung von Mixed-Logit- und Latent-Class-Modellen finden sich bei Hess, 2014, S. 311-326.

können Lerneffekte auftreten, die die Reliabilität überschätzen. Über die Betrachtung der Korrelation der Messwerte in den beiden Messungen kann die Test-Retest-Reliabilität beurteilt werden (vgl. Telser, 2002, S. 100–101). Da eine wiederholte Befragung im Rahmen eines DCE sehr hohe Kosten mit sich bringt, soll im Rahmen dieser Arbeit nur auf die Bestätigung von Test-Retest-Reliabiliät in anderen DCE-Studien hingewiesen werden. In DCE zu gesundheits- und verkehrsökonomischen Fragestellungen findet sich deutliche Evidenz für die zeitliche Reproduzierbarkeit von DCE-Ergebnissen (vgl. Skjoldborg et al., 2009; vgl. San Miguel et al., 2002; vgl. Gamper et al., 2018; vgl. Liebe et al., 2012).

Besteht ein Messinstrument aus mehreren Indikatoren, zeigt die interne Konsistenz an, wie genau die Ergebnisse dieser Indikatoren zusammenpassen (vgl. Telser, 2002, S. 101). Da DCE auf der Annahme rationaler Präferenzen beruhen, kann in diesem Rahmen das Präferenzaxiom der Vollständigkeit überprüft werden. Wird beispielsweise Alternative X einer Alternative Y vorgezogen, gilt X > Y und es kann nicht gleichzeitig Y > X gelten. Darüber hinaus muss zur Überprüfung der Rationalität der Präferenzen das Axiom der Transitivität gelten, das besagt: Wenn X > Y und Y > Z, dann muss auch gelten X > Z (vgl. Lancsar und Louviere, 2006, S. 798–800; vgl. Pfarr, 2013, S. 129–131). Auf weitere Axiome wie Monotonie, Nicht-Sättigung, Kontinuität und Konvexität soll im Verlauf der Arbeit nicht weiter eingegangen werden, da sie keine notwendigen, sondern lediglich erwünschte Bedingungen darstellen und in der Literatur bezüglich ihrer Aussagekraft stark diskutiert werden. X

Das Axiom der Vollständigkeit wird durch sogenannte Tests auf inkonsistentes Verhalten überprüft. Zu diesem Zweck werden zwei identische Alternativen in ein Entscheidungsset integriert, um die Konsistenz der Entscheidungen zu überprüfen. Der Wert sogenannter irrationaler Individuen bewegt sich in bisherigen Studien zwischen 9 % und 39 % (vgl. Philipps et al., 2002, S. 1693). Im Rahmen dieser Arbeit wird das Axiom der Vollständigkeit ebenfalls über zwei identische Entscheidungssituationen überprüft. Insbesondere die Verständlichkeit des Fragebogens, eine angemessene Einführung in die Thematik des

.

<sup>&</sup>lt;sup>31</sup> Zum Axiom der Nicht-Sättigung wurde bisher mithilfe von Dominanztests für die Methodik der DCE eine hohe Reliabilität ermittelt (San Miguel et al., 2005). Testungen auf Verletzung der Kontinuitäts- und Konvexitätsaxiome untersuchen beispielsweise das Vorhandensein von vereinfachenden Entscheidungsregeln, die z. B. lexikografische Präferenzen begünstigen. Diese sind insofern zu beachten, weil sie die Bildung von Trade-offs, die im DCE explizit erwünscht sind, verhindern können. Sie stellen jedoch auf Grundlage der Ausführungen von Lancsar und Louviere, 2006 keine Irrationalität und somit keine Verletzung der Rationalität von Präferenzen dar. Weitere Ausführungen zur Testung der Axiome der Vollständigkeit, Kontinuität und Monotonie finden sich bei Ryan et al., 2009.

DCE und seine Logik sowie eine angemessene Komplexität der Choice Tasks wirken sich positiv auf die Konsistenz im Antwortverhalten aus (vgl. Mattmann et al., 2019, S. 123). Diese Kriterien wurden bei der Erstellung des Fragebogens sowie der Choice Tasks explizit berücksichtigt.

Das Axiom der Transitivität wird bisher in der Literatur nur selten getestet, da ein adäquates Testverfahren häufig nur sehr schwierig umzusetzen ist, weil das experimentelle Design es erlauben muss, Präferenzordnungen von mindestens drei Alternativen zu testen (vgl. Lancsar und Louviere, 2006, S. 799). Eine Studie von McIntosh und Ryan deutet jedoch auf eine hohe Reliabilität im Bereich der Transitivität hin (vgl. McIntosh und Ryan, 2002). Auch San Miguel sowie Johnson und Mathews finden grundsätzliche Evidenz für interne Konsistenz von DCE (vgl. San Miguel, 2000; vgl. Johnson und Mathews, 2001). Das Transitivitätsaxiom wird im Rahmen dieser Arbeit nicht getestet.

#### 5.4.2 Validität

Validität zeigt den Grad an, mit dem eine Methodik misst, was sie beabsichtigt zu messen, also frei von systematischen Messfehlern ist. Eine Methodik ist dabei nur dann valide, wenn wiederholte Messungen zum selben Ergebnis führen (also reliabel sind). Daraus ergibt sich, dass Reliabilität eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für Validität ist. In der Regel wird in der Literatur zwischen drei verschiedenen Formen der Validität unterschieden. Untenstehende Abbildung zeigt die Einteilung nach Inhalts-, Kriteriums- und Konstruktvalidität (vgl. Telser, 2002, S. 102).

Tab. 7 Arten von Validität

Validität		
Inhaltsvalidität	Kriteriumsvalidität	Konstruktvalidität
Expertenvalidität	Vorhersagevalidität	Theoretische Validität
Face-Validität	Übereinstimmungsvalidität	Konvergenzvalidität

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Telser, 2002, S. 105

(1) Die Inhaltsvalidität zeigt an, inwiefern eine Methodik das zu messende Objekt angemessen repräsentiert und möglichst alle zu messenden Dimensionen berücksichtigt. Diese Art der Validität wird häufig durch Expertenratings gemessen, in denen Fachleute des Untersuchungsgegenstandes oder der Methodik einschätzen, inwiefern das zu messende Objekt angemessen repräsentiert wird (Expertenvalidität). In einem gewissen Rahmen

<sup>32</sup> Weiterführende Informationen zur Testung der Präferenzaxiome in DCE finden sich bei Hougaard et al., 2012.

können Fehler oder Widersprüche der Untersuchungsinhalte auch durch Laienurteile überprüft werden (Face-Validität). Da für die Beurteilung der Inhaltsvalidität keine objektiven Kriterien existieren, wird diese in der Literatur in der Regel nicht als Gütekriterium aufgefasst, sondern vielmehr als Werkzeug bei der Konstruktion eines Messinstruments (vgl. Schnell et al., 2005). Aus diesem Grund soll die Inhaltsvalidität im Folgenden mit Bezug auf Gütekriterien nicht weiter berücksichtigt werden. Im Rahmen der Erstellung des DCE und der Beurteilung der Pretest-Ergebnisse findet sie jedoch explizit Berücksichtigung.

(2) Die Kriteriumsvalidität stellt ein Maß dafür dar, inwiefern die getroffenen hypothetischen Entscheidungen mit tatsächlich getroffenen Entscheidungen übereinstimmen – also dafür, wie gut die Ergebnisse einer Methodik mit anders gemessenen, empirischen (externen) Kriterien zusammenhängen. Das Vergleichskriterium für die Messung der Kriteriumsvalidität kann gleichzeitig (Übereinstimmungsvalidität) oder zu einem späteren Zeitpunkt (Vorhersagevalidität) erhoben werden. Da mithilfe von DCE häufig Produkte untersucht werden, die (noch) nicht auf echten Märkten verfügbar sind, kann in der Regel kein Vergleich zwischen hypothetischen und tatsächlichen Wahlentscheidungen durchgeführt werden (vgl. Telser, 2002, S. 103). Dennoch kommt Louviere bereits 1988 zu dem Ergebnis, dass DCE ein valides Werkzeug zur Vorhersage von individuellem Verhalten sind (vgl. Louviere, 1988). Auch Natter und Feuerstein sowie Mohammadi et al. finden Evidenz für die Vorhersagevalidität von DCE (vgl. Natter und Feuerstein, 2002; vgl. Mohammadi et al., 2017). <sup>33</sup> Svedsäter und Johansson-Stenman geben hingegen einen Hinweis darauf, dass der hypothetische Kontext von DCE insbesondere für öffentliche Güter zu einer Überschätzung der Zahlungsbereitschaft führen kann (vgl. Svedsäter und Johansson-Stenman, 2001). Die Bewertung der Kriteriumsvalidität erscheint im Rahmen dieser Arbeit nicht umsetzbar, da sich Präferenzen für eine Reform der sozialen Pflegeversicherung nur durch Wahlen feststellen lassen, die von vielen weiteren Faktoren beeinflusst werden.

(3) Da Inhaltsvalidität meist für die Anwendung im Rahmen einer wissenschaftlichen Arbeit nicht fundiert genug und Kriteriumsvalidität in DCE nur schwer umsetzbar ist, kommt der Konstruktvalidität eine besondere Bedeutung zu. Theoretische Validität lässt sich zur Ermittlung der Konstruktvalidität analysieren, indem "eine Methode mit Hilfe theoretischer Überlegungen über das zu messende Konstrukt in Verbindung mit

<sup>&</sup>lt;sup>33</sup> Eine Metastudie zur externen Validität bei DCE findet sich bei Quaife et al., 2018.

entsprechenden empirischen Resultaten auf seine Gültigkeit hin" (Telser, 2002, S. 104) überprüft wird. Theoretische Validität eines DCE ist gegeben, wenn die Ergebnisse eines DCE hinsichtlich des Vorzeichens und der Signifikanz die theoretischen Vorüberlegungen bestätigen (ebd.). In der empirischen Forschung mit DCE finden sich deutliche Hinweise auf theoretische Validität (vgl. Bekker-Grob et al., 2012; vgl. Ryan und Hughes, 1997; vgl. Telser et al., 2008). Auch in dieser Arbeit wird die theoretische Validität im Rahmen der ökonometrischen Analysen bewertet. Zur Bewertung der Konvergenzvalidität wird untersucht, ob verschiedene Methoden, die auf dem gleichen theoretischen Hintergrund aufbauen, ähnliche Resultate liefern (vgl. Telser, 2002, S. 104). Hensher et al. zeigten bereits in den 1990er Jahren, dass DCE eine hohe Konvergenzvalidität aufweisen (vgl. Hensher et al., 1998). Auch Telser und Zweifel finden Hinweise auf die Existenz von Konvergenzvalidität (vgl. Telser und Zweifel, 2007). Aufgrund der Nachteile der CV-Methodik, die in Kapitel 5.2 näher beleuchtet wurden, erscheint ein Vergleich der Ergebnisse dieser Arbeit mit denen einer CV-Methodik nicht sinnvoll. Die Konvergenzvalidität soll daher in dieser Arbeit nicht empirisch untersucht werden.<sup>34</sup>

Es ist zu beachten, dass DCE in verschiedenen Branchen zur Untersuchung sehr unterschiedlicher Güter zum Einsatz kommen. Während beispielsweise in der Verkehrsökonomie die Wahl von Verkehrsmitteln betrachtet wird, werden im Marketing Präferenzen für hypothetische Produkte erfasst. In der Gesundheitsökonomie werden Präferenzen im Rahmen stark regulierter Umfelder betrachtet. Daher muss bei der Übertragung der Resultate zu Validität und Reliabilität von einem Forschungsfeld in ein anderes stets geprüft werden, ob diese Übertragung sinnvoll und belastbar ist. Dieser Notwendigkeit wurde im Rahmen der Betrachtung von Reliabilität und Validität Rechnung getragen.

#### 5.5 Anforderungen an die Attribute und ihre Ausprägungen

DCE messen die Präferenzen von Individuen auf Basis von (Produkt-)Eigenschaften. In einem ersten Schritt werden daher die relevanten Attribute festgelegt, die das zu untersuchende Produkt beschreiben sollen. Hier ist zwischen quantitativen und qualitativen Attributen zu unterscheiden. Während qualitative Attribute nicht unmittelbar messbar sind (z. B. Praktikabilität eines Produkts), können quantitative Attribute auf einer Skala gemessen werden (z. B. Höhe des Preises für ein Produkt) (vgl. Lancsar und Louviere, 2008,

<sup>&</sup>lt;sup>34</sup> Weitere Forschung zur Validität von DCE ist notwendig, um klarere Aussagen zur Güte von Präferenzmessungen via DCE zu machen.

S. 665). Attribute und ihre Levels sollten Anforderungen auf drei verschiedenen Ebenen erfüllen:

(1) Auf Anwenderebene sind Anforderungen angesiedelt, welche die Zielsetzung und Nutzung der Ergebnisse betreffen. Es sollten nichtredundante Merkmale verwendet werden, die sich nicht unmittelbar bedingen, wie z. B. Einkommen und Einkommensteuersatz (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 46). Attribute sollten unabhängig voneinander sein und sich in ihrer Bedeutung nicht überlappen. Dies würde zu einer möglichen doppelten Zählung und einer Überschätzung des Einflusses auf die Entscheidungen führen (vgl. Orme, 2010, S. 53). Attribute sollten vollständig und relevant sein und es sollten somit nur solche Attribute in das DCE aufgenommen werden, von denen zu erwarten ist, dass sie einen Einfluss auf die Entscheidungen des Individuums besitzen (vgl. Ryan, 1996). Werden relevante Kriterien nicht berücksichtigt, kann dies dazu führen, dass die Befragten die fehlenden Informationen aus den gegebenen Informationen ableiten und eine Wahlentscheidung im Experiment nicht ausschließlich auf die gezeigte Kombination von Merkmalsausprägungen zurückzuführen ist. Auch können durch fehlende Merkmale Misstrauen und eine abnehmende Probanden-Motivation begünstigt werden (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 46). Auch Attributausprägungen sollten die gesamte Bandbreite an existierenden Produkten sowie möglichen neuen Produkten repräsentieren, gleichzeitig jedoch nicht zu weit gefasst sein, um unakzeptable Levels zu vermeiden (vgl. Orme, 2010, S. 52; vgl. Lancsar und Louviere, 2008, S. 667). Weiterhin sollte nicht vom Level eines Attributs auf die Ausprägung einer anderen Eigenschaft geschlossen werden können (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 46).

Auch sollten Attribute beeinflussbar sein. Dies ist besonders relevant, wenn aus dem DCE Maßnahmen oder Änderungen am Produkt abgeleitet werden sollen (vgl. Lancsar und Louviere, 2008, S. 667). Sollte der Nichteinbezug eines Attributs aufgrund einer mangelnden Beeinflussbarkeit zu einer unrealistischen Beurteilungssituation führen, können auch nicht beeinflussbare Attribute Eingang in das DCE finden (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 46–47). Die Realisierbarkeit, z. B. technische Umsetzbarkeit, von Attributen und ihren Ausprägungen muss gewährleistet sein, da unglaubwürdige Merkmalskombinationen die Schätzergebnisse verzerren können (ebd., S. 47). Die Levels sollten realistisch und plausibel sein, damit die Entscheidungssituationen im DCE möglichst realitätsnah sind (vgl. Lancsar und Louviere, 2008, S. 667).

(2) Auf Subjektebene werden Anforderungen definiert, welche die Probandenfähigkeiten betreffen. Attribute müssen präferenzrelevant sein. Eine Variation der Ausprägungen sollte eine Veränderung der Präferenz bewirken. Um dies zu gewährleisten, sollten Merkmale potenziell relevant und bezüglich der Beurteilungsobjekte differenzierbar sein. Bei der Auswahl einer Fluglinie ist das Thema Sicherheit beispielsweise potenziell relevant, jedoch nicht differenzierbar, weil Sicherheit aufgrund rechtlicher Anforderungen in jeder Fluglinie gewährleistet sein muss. Daher sollte ein derartiges Attribut nicht in einem DCE verwendet werden (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 47; vgl. Green und Srinivasan, 1978). Weiterhin sollte die Anzahl der Attribute und ihrer Ausprägungen begrenzt sein, da menschliche Kapazitäten zur Informationsverarbeitung ebenfalls begrenzt sind und sich bei kognitiv anspruchsvollen Aufgaben eine abnehmende Motivation bei den Befragten einstellen kann. Es ist stets abzuwägen zwischen dem Streben nach möglichst vollständigen Informationen und den kognitiven Fähigkeiten der Probanden (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 47-48). Ein weiterer Grund für die Begrenzung der Anzahl der Attribute und ihrer Ausprägungen besteht darin, dass mit steigender Anzahl an Attributen und Levels zum einen der Befragungsaufwand steigt und zum anderen die Entscheidungen für Befragte immer schwerer zu treffen sind (vgl. Lancsar und Louviere, 2008, S. 667). Wenn Befragte mit zu vielen Attributen und Levels konfrontiert werden, neigen sie dazu, Heuristiken oder Vereinfachungsstrategien anzuwenden, die keine rationalen Entscheidungen mehr darstellen (vgl. Green und Srinivasan, 1978). In der Regel werden in DCE bis zu acht Attribute mit jeweils zwei bis fünf Levels verwendet (vgl. Orme, 2010, S. 51). Die optimale Anzahl an Attributen hängt immer auch von der Komplexität des Untersuchungsgegenstandes ab (vgl. Lancsar und Louviere, 2008, S. 667).

Neben der Anzahl an Attributen kann auch die Anzahl an Levels bzw. Attributsausprägungen einen signifikanten Einfluss auf die Ergebnisse eines DCE durch den sogenannten *number-of-levels*-Effekt haben. Dieser geht davon aus, dass – ceteris paribus – Attribute mit mehr Levels ein überproportionales Gewicht erhalten. Hier spielen sowohl psychologische als auch algorithmische Effekte eine Rolle (vgl. Currim et al., 1981).<sup>35</sup> Insbesondere für quantitative Attribute sollte daher grundsätzlich auf eine möglichst ausgewogene Anzahl an Levels geachtet werden. Der Effekt ist besonders stark, wenn von zwei auf drei Levels umgestiegen wird. Bei einer Änderung von vier auf fünf Levels oder, wie in der Praxis üblich, einer Bandbreite zwischen drei und sieben Levels hat der *number-of-levels*-

\_

<sup>&</sup>lt;sup>35</sup> Weitere Informationen zu Erklärungsansätzen des *number-of-levels-*Effekt finden sich bei Currim et al., 1981; Green und Srinivasan, 1990.

Effekt hingegen kaum noch Einfluss. Im Falle natürlicher Unterschiede in der Anzahl an Ausprägungen in der Realität, z. B. mehr Marken als Paketgrößen, sollte der Fokus auf die Realitätsnähe des DCE gelegt werden und nicht auf eine strikte Balance der Levels. Dies liegt darin begründet, dass im beschriebenen Fall der *number-of-levels-*Effekt, der sich möglicherweise im DCE bemerkbar macht, auch in der echten Welt die Entscheidungen beeinflusst. Für quantitative Attribute wie den Preis sollte die Anzahl an Levels begrenzt werden, da mehr Daten pro Preislevel zu genaueren Schätzungen führen als weniger Daten auf Basis von mehr Preislevels. Die Messung von zu vielen Levels einer quantitativen Funktion kann unpräzise Teilwerte hervorrufen. Die gesamte Bandbreite mit weniger Levels abzudecken ermöglicht eine Interpolation zwischen den Levels, sodass die Aussagekraft der DCE-Ergebnisse durch weniger Levels nicht geschmälert wird (vgl. Orme, 2010, S. 54–55). Weiterhin wird empfohlen, dass die Levels gleiche Abstände besitzen. Dies gilt besonders für quantitative Attribute wie den Preis (vgl. Darmon und Rouziés, 1989).

Die Benennung der Attribute wie auch der Levels sollte eindeutig sein. Levels wie beispielsweise bessere Performance sollten vermieden werden, da diese zu viel Interpretationsspielraum lassen und keine klare Bedeutung haben. Auch Spielräume wie Gewicht von 3 kg bis 5 kg sollten ersetzt werden durch klare Definitionen wie Gewicht 4 kg (vgl. Orme, 2010, S. 52). Auch von starken Verallgemeinerungen sollte abgesehen werden (vgl. Mühlbacher et al., 2013, S. 165). Quantitative Levels wie Wartezeit in Tagen sind qualitativen Levels wie z. B. kurze oder lange Wartezeit vorzuziehen. Zur genauen Definition von Attributen und Ausprägungen können auch einleitende Informationen oder Grafiken verwendet werden, um ein einheitliches Verständnis sicherzustellen (vgl. Auspurg und Liebe, 2011, S. 307).

(3) Auf Modellebene müssen folgende Anforderungen erfüllt sein. Bei linear-additiven Präferenzmodellen sollte zwischen den Attributen eine kompensatorische Beziehung bestehen und die Levels sollten in einem substitutiven Verhältnis zueinander stehen. Eine Verbesserung in einem Attribut sollte also beispielsweise eine Verschlechterung in einem anderen Attribut kompensieren können, damit Trade-offs gemacht und marginale Zahlungsbereitschaften geschätzt werden können. Angelehnt an diese Anforderung dürfen die Attribute sich nicht gegenseitig ausschließen (vgl. Telser, 2002, S. 39; vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 48). Weiterhin ist sicherzustellen, dass sich die Ausprägungen innerhalb eines Attributs gegenseitig ausschließen (vgl. Orme, 2010, S. 53). Auf Basis des unterstellten kompensatorischen Entscheidungsverhaltens sollten grundsätzlich keine

Merkmale im DCE enthalten sein, die bewirken, dass Alternativen mit einem Level unabhängig von anderen Levels aus dem Entscheidungsprozess ausgeklammert werden. In der Literatur ist jedoch umstritten, ob das Vorhandensein von Ausschlusskriterien in realen Entscheidungen die kompensatorische Beziehung verletzt. Srinivasan (vgl. Srinivasan, 1988) findet überwiegend nicht kompensatorisches Verhalten, was Green et al. (vgl. Green et al., 1988) jedoch nicht bestätigen. Insgesamt sollte dennoch danach gestrebt werden, Ausschlusskriterien nicht einzubeziehen (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 48–49).

Die Identifikation und Auswahl der Attribute kann in der Praxis über verschiedene Methoden erfolgen. Potenziell präferenzrelevante Eigenschaften werden mithilfe direkter, projektiver oder vergleichender Verfahren definiert. (1) Unter direkte Verfahren, die Eigenschaften unmittelbar erheben, fallen beispielsweise die systematische Literaturrecherche, Dokumentenanalyse, Interviews und Fokusgruppen mit Experten und betroffenen Personengruppen. In diesem Rahmen können Argumentationsstrukturen, Interdependenzen und Ausschlusskriterien sehr gut erkannt und im DCE berücksichtigt werden (vgl. Mühlbacher et al., 2013, S. 164; vgl. Lancsar und Louviere, 2008, S. 665). (2) Projektive Verfahren beinhalten z. B. Gruppen- oder Tiefeninterviews. Es werden mehrdeutige Stimuli präsentiert, zu denen sich die Probanden frei äußern können. Aus diesen Äußerungen wird auf mögliche relevante Attribute geschlossen. (3) Vergleichende Verfahren leiten Attribute aus Unterschieden zwischen Objekten ab und nutzen komplexere Methoden wie beispielsweise die Informations-Display-Matrix (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 49–51). Um auf Basis der gesammelten Attribute die relevanten Eigenschaften auszuwählen, kann die Wichtigkeit der Attribute über das sogenannte dual questioning (vgl. Alpert, 1971) oder die multivariate Analysemethodik der Faktorenanalyse (vgl. Louviere, 1988) erhoben werden, auf die an dieser Stelle jedoch nicht weiter eingegangen werden soll.<sup>36</sup> Neben der Definition von Attributen mit dem Ziel, den Untersuchungsgegenstand möglichst genau abzubilden, weisen Bateman et al. darauf hin, dass Attribute auch strategisch gewählt werden können, indem sie Aktionsparameter für staatliches Handeln widerspiegeln (vgl. Bateman et al., 2002, S. 258).

Nach der Definition der Attribute sind die jeweiligen Levels festzulegen. Diese sollten auf verschiedenen Gestaltungsebenen definiert werden. Es sollte zunächst jeweils eine Entscheidung bezüglich numerischer oder verbaler Beschreibungen sowie des Umfangs

<sup>&</sup>lt;sup>36</sup> Weitere Details zu den Methoden der Auswahl potenzieller sowie relevanter Eigenschaften finden sich bei Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 49–52.

der Beschreibung getroffen werden. Weiterhin muss festgelegt werden, ob konkrete Eigenschaftsausprägungen oder abstrakte Beschreibungen verwendet werden sollen. Wie bereits oben erwähnt, sollte wenn möglich auf eine konkrete Benennung zurückgegriffen werden. Auch muss entschieden werden, ob relative Referenzpunkte wie z. B. 15 % über dem Durchschnitt zum Einsatz kommen sollen (vgl. Weiber und Mühlhaus, 2009, S. 53). Durch eine Definition der Eigenschaftsendpunkte wird auch die Bandbreite der Ausprägungen definiert. Die Verwendung von größeren Spannen als in der Realität führt hierbei zu genaueren Schätzungen (vgl. Green und Srinivasan, 1978). Für die Schätzung nicht linearer Zusammenhänge müssen mindestens drei Levels vorliegen (vgl. Amaya-Amaya et al., 2008, S. 18). Mit Blick auf die Besonderheiten des Preisattributs zeigt sich, dass bei zu hohen Levels Protestantworten wahrscheinlicher werden und bei zu niedrigen Levels eine große Zustimmung begünstigt wird, die eine Über- bzw. Unterschätzung der Zahlungsbereitschaft zur Folge haben kann (vgl. Bateman et al., 2002, S. 261). Durch Pretests können insbesondere die Levels des Preisattributs adäquat definiert werden. In der Regel erfolgt die konkrete Definition von Levels durch das Umrahmen eines bestehenden Wertes wie z. B. des Status quo. Minima und Maxima können sich auch dadurch definieren, dass eine Über- bzw. Unterschreitung nicht möglich oder nicht sinnvoll ist. Levels können weiterhin auf Basis institutioneller Vorgaben oder Literaturanalysen definiert werden (vgl. Lancsar und Louviere, 2008, S. 667; vgl. Pfarr, 2013, S. 148).

Im folgenden Kapitel wird die Umsetzung der beschriebenen methodischen Grundlagen und Anforderungen im Rahmen dieser Arbeit erläutert.

# 6 Umsetzung im Kontext der sozialen Pflegeversicherung

## 6.1 Aufbau der Befragung

Zur Untersuchung der in Kapitel 4.2 dargestellten Forschungsfragen wurde eine Online-Befragung durchgeführt. Die Befragung bestand aus einem Einführungsvideo, dem DCE sowie Fragen zur Erfahrung mit Pflege und dessen Absicherung sowie Einstellungsabfragen zur Finanzierung der SPV. Abschließend wurden soziodemografische Daten erhoben sowie Evaluationsfragen zur Befragung gestellt. Der Aufbau der Befragung ist in folgender Grafik nochmals erkennbar.

Abb. 8 Aufbau Befragung



Quelle: Eigene Darstellung

Im Rahmen der Einführung lag ein besonderer Fokus auf der Erläuterung der aktuellen Situation in der sozialen Pflegeversicherung sowie der Definition der Attribute und ihrer Ausprägungen. Dies ist besonders wichtig, damit alle Befragten die Alternativen auf Basis der gleichen Wissensgrundlage bewerten können. So sollen Informationsasymmetrien vermieden werden, die eine verzerrte Schätzung der marginalen Zahlungsbereitschaft und infolgedessen einen Anstieg der stochastischen Komponente der indirekten Nutzenfunktion zur Folge haben könnten (vgl. Steiner und Meißner, 2018, S. 14). Bei der Erstellung des Einführungsvideos wurden verschiedene Kriterien berücksichtigt. Zunächst müssen der Untersuchungsgegenstand – hier die Finanzierung der sozialen Pflegeversicherung – sowie die zu untersuchende Reformoption – hier die Option eines Sockel-Spitze-Tauschs – klar und eindeutig beschrieben werden. In diesem Zusammenhang werden insbesondere die Intention der Reformoption, ihre möglichen Konsequenzen in Form der Attribute und ihrer Levels sowie das Preisattribut beschrieben. Der Zurverfügungstellung der oben genannten Informationen liegt die Annahme zugrunde, dass Menschen in der Realität ebenfalls informierte Entscheidungen treffen, insbesondere wenn es um politische Reformen geht. Es ist zu beachten, dass die Ausgestaltung der sozialen Pflegeversicherung und ihrer Finanzierung nicht als bekannt vorausgesetzt werden kann und die Komplexität des Untersuchungsgegenstandes daher umfassende Definitionen nötig macht. Sollten nicht ausreichend Informationen vorliegen, besteht die Gefahr, dass die Teilnehmer ihre Entscheidungen unter verschiedenen Annahmen treffen und schlussendlich unterschiedliche Produkte bewerten (vgl. Mariel et al., 2021, S. 11). Die Angemessenheit in Verständlichkeit und Umfang der Informationen wurde im Rahmen der Pretests überprüft. Dabei lag ein besonderer Fokus auf der Abwägung zwischen der Bereitstellung von ausreichend Informationen und einer objektiven und ausgewogenen Beschreibung der einzelnen Themen, um einzelne Aspekte nicht überzubetonen.

Weiterhin sollte Anreizkompatibilität gewährleistet werden, was bedeutet, dass Teilnehmer einen Anreiz haben, ehrlich zu antworten. Dies soll dadurch sichergestellt werden, dass Teilnehmer den Untersuchungsgegenstand für relevant erachten, das Preisattribut für

jeden Befragten relevant ist sowie explizit darauf hingewiesen wird, dass jede Entscheidungssituation unabhängig von den jeweils anderen bewertet werden soll (ebd., S. 16–17). Als Folgerichtigkeit wird bezeichnet, dass die Teilnehmer annehmen, dass ihre Antworten auf die hypothetischen Entscheidungssituationen einen Einfluss auf die Ausgestaltung des Untersuchungsgegenstandes und der Reform in der Realität besitzen können, und dass sie erwarten, dass sie die Kosten der gewählten Option zu tragen haben (ebd., S. 18–19). Mit Bezug auf den Einfluss der Antworten auf eine tatsächliche Umsetzung der Reform in der Realität wird im Video kommuniziert, dass die Ergebnisse der Arbeit an Politik und Verbände weitergeleitet werden. Auch strategisches Verhalten mit dem Ziel, durch eine hohe Zahlungsbereitschaft lediglich eine hohe Wertschätzung gegenüber dem betrachteten Produkt ungeachtet anderer Attributsausprägungen auszudrücken, kann durch die Berücksichtigung von Anreizkompatibilität und Folgerichtigkeit minimiert werden (ebd., S. 27). Um weitere Unsicherheiten zu minimieren, wird im Video bespielhaft ein Choice-Set gezeigt, damit sich die Teilnehmer an den Aufbau der Entscheidungssituationen gewöhnen können (ebd., S. 23–24).

Um sicherzustellen, dass die Antworten auf die neun Entscheidungsaufgaben möglichst unabhängig vom Kontext anderer Fragen beantwortet werden, wurde das Entscheidungsexperiment an den Anfang des Fragebogens direkt hinter das Einführungsvideo gestellt. Dies ist relevant, da insbesondere Einstellungsfragen vor dem Entscheidungsexperiment einen Interpretationsrahmen geben, der einen verzerrenden Einfluss auf die Bewertung der Entscheidungssituationen haben kann (vgl. Tourangeau und Rasinski, 1988, S. 306).

Im zweiten Teil des Fragebogens geht es um die Erfahrungen der Probanden mit dem Thema Pflege und dessen Absicherung. Insbesondere werden hier die bisherige Beschäftigung mit dem Thema Pflegeversicherung, Erfahrungen mit Pflegefällen im Umfeld des Probanden sowie Einstellungen und Erwartungen zu einer möglichen eigenen Pflegebedürftigkeit abgefragt. Weiterhin geht es um Einstellungen zu möglichen finanziellen Engpässen, die durch Pflegebedürftigkeit ausgelöst werden können.

Im dritten Teil des Fragebogens werden allgemeine Einstellungen zur Finanzierung der sozialen Pflegeversicherung abgefragt. Im Mittelpunkt stehen hier die Finanzierung der Eigenanteile sowie die in Kapitel 3.3 genannten Optionen zum Einbezug weiterer Personengruppen wie Beamter und Selbstständiger und die Erweiterung zugrundeliegender Einkunftsarten um Kapitaleinkünfte für die Beitragsbemessung. Zur Erstellung dieses

Teils des komplementären Fragebogens wurden insbesondere bereits existierende Studien zu Einstellungen zur Pflegeversicherung herangezogen.<sup>37</sup>

Soziodemografische Fragen enthalten häufig sensible Informationen beispielsweise zum Einkommen, daher werden diese an das Ende des Fragebogens gestellt (vgl. Mariel et al., 2021, S. 9). Anschließend folgt die Abfrage von u. a. Geschlecht, Alter und Familienstand. Weiterhin finden sich in diesem Teil Fragen zur Studienrichtung sowie dem angestrebten Studienabschluss. Außerdem wird die aktuelle sowie vergangene Erwerbstätigkeitssituation der Befragten erhoben. Darauffolgend werden Angaben zum aktuellen und erwarteten Einkommen und Vermögen sowie zu ggf. erwarteten Erbschaften gemacht.

Abschließend sind im Fragebogen Evaluationsfragen enthalten, die die Verständlichkeit der Entscheidungssituationen und eine mögliche Gleichwertigkeit der Alternativen abfragen. Der komplementäre Teil der Befragung, der über das DCE hinausgeht, soll zum einen eine detaillierte deskriptive Analyse der Stichprobe ermöglichen sowie darüber hinaus Grundlage für die Beantwortung der in Kapitel 4.2 beschriebenen Forschungsfragen sein. Der gesamte Fragebogen ist im Anhang A verfügbar. Das Einführungsvideo kann auf Anfrage bei der Autorin der Studie eingesehen werden. Der Fokus dieser Arbeit liegt auf der Durchführung des DCE. Die Erstellung des Experiments wird daher im Folgenden detailliert beschrieben.

#### 6.2 Attribute und ihre Ausprägungen im Kontext der Pflegeversicherung

Auf Basis der im vorherigen Kapitel beschriebenen Anforderungen werden im Folgenden die Attribute und ihre Ausprägungen für das DCE zur sozialen Pflegeversicherung unter besonderer Berücksichtigung der Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs definiert.

Die soziale Pflegeversicherung ist eine Pflichtversicherung im Rahmen des sozialen Sicherungssystems in Deutschland. Da der Fokus dieser Arbeit auf dem Untersuchungsgegenstand *Finanzierung der SPV* und nicht auf der SPV als Gesamtes liegen soll, werden ausschließlich Attribute einbezogen, welche die Finanzierung der SPV beeinflussen. Die Wahl der Attribute erfolgt dabei, wie von Bateman et al. (vgl. Bateman et al., 2002, S. 258) vorgeschlagen, strategisch mit Blick auf konkrete Aktionsparameter für staatliches Handeln, die aus der Literatur abgeleitet werden können. Im Mittelpunkt dieser

89

<sup>&</sup>lt;sup>37</sup> Als Grundlage dienten beispielsweise Presse- und Informationsamt der Bundesregierung, 2016; YouGov Deutschland GmbH, 2011; PKV, 2019a. Weitere Details zu den Studien finden sich in Kapitel 4.1.

Arbeit steht dabei die Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs und die verschiedenen Parameter einer möglichen Neugestaltung der SPV-Finanzierung (vgl. Kapitel 3). Parameter wie Qualität und Art der Versorgung sollen aufgrund des Fokus auf die Finanzierungsseite nicht berücksichtigt werden. Weiterhin liegen zu diesem Themenschwerpunkt bereits umfrage- als auch DCE-basierte Studien vor (vgl. Kapitel 4).

Auf Basis eingehender Literaturrecherchen des Reformvorschlags von Rothgang et al. (vgl. Kapitel 3) sollen folgende Attribute den Untersuchungsgegenstand *Finanzierung der SPV* definieren: *Beitragssatz, Höhe des monatlichen Eigenanteils, Zeitraum der Eigenanteilszahlungen*. Das RS 3 aus dem Reformvorschlag der Initiative Pro Pflegereform, das eine Aufhebung der sektoralen Fragmentierung bei individuell bedarfsgerechten Versicherungsleistungen und einen begrenzten Eigenanteilssockel vorsieht, eignet sich zur Berücksichtigung im DCE dabei am besten, weil die Befragten nicht zwischen verschiedenen Pflegesettings unterscheiden müssen und das RS 3 den aktuellen Herausforderungen in der SPV am umfangreichsten begegnet.

Die Anforderungen, die in Kapitel 5.5 beschrieben wurden, sind sowohl bei der Auswahl der Attribute als auch bei der Definition ihrer Levels berücksichtigt worden. Im Folgenden werden die einzelnen Attribute näher spezifiziert sowie ihre Ausprägungen festgelegt. Die Auswahl und Definition der Levels orientiert sich im Wesentlichen an den Gutachten von Rothgang et al. (vgl. Kapitel 3) (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b; vgl. Rothgang et al., 2019). Konzeptionell wurde vor einer expliziten Definition der Levels festgelegt, dass der Status quo in den Ausprägungen aller Attribute mit einbezogen werden soll. Dies soll den Probanden die Möglichkeit geben, ihre Präferenzen für die aktuell gültige Ausgestaltung einer Eigenschaft auszudrücken. Auch minimiert der Einbezug des Status quo das Risiko von Antwortverweigerungen derjenigen, die ein Gleichbleiben der Attributsausprägungen präferieren.

Als Preisattribut kommt dem Beitragssatz zur SPV die wohl größte Bedeutung zu, da dieser notwendig ist, um die marginale Zahlungsbereitschaft zu schätzen. Weiterhin werden unter Einbezug des Preisattributs die Befragten dazu gebracht, ihre Entscheidungen in Abhängigkeit von möglichen Kosten zu treffen. Dies überwindet Einschränkungen bisheriger Studien, die rein deskriptive Analysen durchgeführt haben (vgl. Kapitel 4.1). Das Preisattribut muss vor diesem Hintergrund insbesondere als realistisch und relevant im Kontext der Bewertung wahrgenommen werden (vgl. Mariel et al., 2021, S. 28). Der Beitragssatz zur SPV liegt im Jahr 2021 bei 3,05 % vom beitragspflichtigen Einkommen,

paritätisch finanziert durch jeweils 1,525 % Arbeitgeber- und Arbeitnehmeranteil (vgl. Kapitel 2) (§ 55 Abs. 1 SGB XI). Etwaige Abweichungen von diesem Beitrag beispielsweise durch Sonderregelungen für Randgruppen werden zugunsten der Einheitlichkeit im DCE nicht berücksichtigt. Da lediglich der Arbeitnehmeranteil einen Einfluss auf das Budget des Individuums hat, wird angenommen, dass auch nur dieser für die Entscheidung der Befragten relevant ist. Zum Zeitpunkt der Konzeption des DCE war noch kein regelmäßiger Steuerzuschuss für die soziale Pflegeversicherung beschlossen worden, daher wird im Preisattribut des DCE ausschließlich der Beitragssatz berücksichtigt. Dieser ist definiert als prozentualer Anteil vom monatlichen Bruttoeinkommen, welcher der Finanzierung der sozialen Pflegeversicherung dient.

Bei der Definition der Ausprägungen des Preisattributs ist zu entscheiden, ob dieses in absoluten oder relativen Zahlen angegeben werden soll. Der wesentliche Nachteil von relativen Angaben ist die erhöhte Anforderung an die Befragten, die über konkrete Vorstellungen von der relativen Höhe der Ausprägungen verfügen müssen. Um diese Problematik zu umgehen, wird häufig auf einen fiktiven Basisbetrag von 100 € oder 1000 € abgestellt (vgl. Pfarr, 2013, S. 148–149). Dieser Betrag ist im Zusammenhang mit dem durchschnittlichen monatlichen Bruttoeinkommen eines Hochschulabsolventen jedoch eine starke Abweichung von der Realität und kann daher nicht als Referenzwert genutzt werden. Die reine Abbildung des Preisattributs über die Höhe der SPV-Abgaben von den Einkünften in Prozent ist jedoch ebenfalls problematisch, da es sich um sehr kleine Prozentanteile (< 10 %) handelt, die für die Befragten voraussichtlich schwer einzuordnen sind. Es könnte aufgrund von Unterschätzungen der absoluten Höhe des Beitrags zu Verzerrungen im DCE kommen. Daher wird für die Darstellung des Preisattributs eine relative Darstellung gewählt, die unterhalb einer jeden Entscheidungssituation im DCE mithilfe absoluter Beträge erläutert wird, um die Dimensionen der relativen Angaben zu verdeutlichen. Als Referenzwerte zur Bewertung der relativen Beitragssätze werden absolute Beitragshöhen auf Basis des durchschnittlichen Bruttoeinstiegsgehaltes eines deutschen Hochschulabsolventen in Höhe von 3800 € (vgl. Absolventa, 2020) sowie der durchschnittlichen Einnahmen eines Studierenden in Höhe von 920 € (vgl. Middendorff et al., 2017, S. 13) gezeigt. Weiterhin werden individuelle absolute Beträge auf Basis des vorab zu diesem Zweck angegebenen aktuellen Einkommens eines jeweiligen Befragten berechnet. Als Vergleichswerte werden darüber hinaus absolute Beträge für die anderen Säulen der Sozialversicherung (Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung) auf Basis der oben genannten Referenzkategorien dargestellt.

Während Personen mit Kindern im Jahr 2021 einen Beitragssatz-Arbeitnehmeranteil von 1,525 % zahlen, ergibt sich für Kinderlose ein Beitragssatz von 1,775 % (§ 55 Abs. 1 SGB XI). Für das DCE wird auf der Basis ein allgemeiner Beitragssatz von 1,6 % angesetzt. Laut der Berechnung von Rothgang et al. auf Basis des RS 3 geht eine Begrenzung der Eigenanteile auf 471 € monatlich für einen Zeitraum von 48 Monaten mit einem Beitragssatzanstieg von 0,6 Prozentpunkten – also 0,3 Prozentpunkten für den Arbeitnehmer – einher. Für das Jahr 2045 zeigt die Projektion für das Reformszenario einen Anstieg im Gegensatz zum Referenzszenario von 1,1 Prozentpunkten – also 0,55 Prozentpunkten für den Arbeitnehmer (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 21–24). Durch die Levels des Preisattributes sollen sowohl geringere als auch höhere Beitragssatzanstiege abgedeckt werden. Um mögliche nicht lineare Zusammenhänge zu schätzen, müssen mindestens drei Levels gewählt werden, die im gleichen Abstand voneinander liegen sollten. Ergänzend zum Status quo 1,6 % werden daher folgende Beitragssätze als weitere Levels festgelegt: 1,8 %, 3,3 %, 4,8 %.

Eine Verringerung des Beitragssatzes ist weder realistisch noch vorgesehen und wird daher auch im DCE nicht berücksichtigt. Auch wenn ein Gesamtbeitrag zur SPV von 9,6 % (davon 4,8 % für den Arbeitnehmer) zum aktuellen Zeitpunkt hoch erscheint, ist es vor dem Hintergrund zahlreicher Einflussfaktoren auf die Einnahmensituation wie auch stetig steigender Ausgaben (vgl. Kapitel 2.2) der SPV sinnvoll, einen hohen Maximalbetrag zu berücksichtigen, der eine möglichst große Bandbreite abdeckt, ohne unrealistisch zu sein. Weiterhin sollte die obere Grenze des Preisattributes von Befragten nur selten ausgewählt werden, um die marginale Zahlungsbereitschaft möglichst exakt zu berechnen (vgl. Mariel et al., 2021, S. 28). Dies hat sich für das Level 4,8 % im Pretest bestätigt. Um eine eindeutige Unterscheidung der Levels zu gewährleisten, wurden deren Abstände auf 1,5 Prozentpunkte festgelegt.

Neben dem Preisattribut spielt die konkrete Ausgestaltung der Eigenanteilszahlungen eine wichtige Rolle im Rahmen des Reformvorschlags. Im DCE wird analog zu RS 3 "eine Version des Sockel-Spitze-Tauschs weiterverfolgt, die mit einer sektorenfreien Versorgungslandschaft kompatibel ist und einen einheitlichen Sockel für alle Pflegebedürftigen – unabhängig von der Wohnform und unabhängig vom Ausmaß der Einbeziehung formeller Pflegeangebote", (Rothgang et al., 2019, S. 36) berücksichtigt.

Das zweite Attribut bezieht sich daher auf die Begrenzung der Höhe des monatlichen Eigenanteils. Im Status quo sind die Eigenanteile ungedeckelt, das heißt, Versicherte

zahlen über die Pauschalen der SPV hinausgehende Kosten selbst (vgl. Kapitel 2.1). In der Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs ist eine Deckelung der Eigenanteile vorgesehen (vgl. Kapitel 3). Die Höhe des Sockels kann sich laut Reformvorschlag grundsätzlich ab einem Sockelbetrag von null, was einer Vollversicherung entsprechen würde, nach oben bewegen. Rothgang et al. folgend ist jedoch nicht davon auszugehen, dass sich das erreichte Niveau der Eigenanteile auf null zurückschrauben lässt (ebd.), daher wird die Option der Vollversicherung nicht im DCE berücksichtigt. Im RS 3 des Gutachtens wird ein einheitlicher Sockelbetrag von 471 € bei einer Karenzzeit von 48 Monaten errechnet. Weiterhin wird ein einheitlicher Sockelbetrag von 272 € ohne Karenzzeit kalkuliert. Mit Blick auf die Höhe der einrichtungseinheitlichen Eigenanteile für stationäre Versorgung zeigt sich, dass diese im Bundesdurchschnitt im Jahr 2019 bei 702 € und im Jahr 2021 bereits bei 904 € pro Monat lagen, die durchschnittlichen Eigenanteile für ambulante Versorgung im Jahr 2017 bei ca. 200 € monatlich (vgl. Kapitel 2). Eine Bundesratsinitiative sowie einzelne Minister wie auch der ehemalige Gesundheitsminister Jens Spahn sprechen sich bezüglich der konkreten Höhe der Eigenanteile für eine Begrenzung auf rund 700 € pro Monat aus (vgl. FAZ, 2020). Auch die u. a. von der Krankenkasse DAK geforderte Senkung der Eigenanteile auf max. 450 € soll in den Levels des zweiten Attributs Berücksichtigung finden (vgl. DAK Gesundheit, 2019, S. 1–2). Obwohl eine Erhöhung der fixen Eigenanteile über den aktuellen Durchschnitt als politisch schwer durchsetzbar gilt, findet auch ein erhöhter Betrag der fixen Eigenanteile als obere Levelgrenze des zweiten Attributs im DCE Betrachtung (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 36). Für eine höhere Anzahl an Levels werden größere Konfidenzintervalle erwartet, da weniger Beobachtungen pro Level gemacht werden können (vgl. Johnson et al., 2013, S. 8). Daher sollen neben dem Status quo drei weitere Levels über den Umfang der oben genannten Referenzwerte definiert werden. Das Attribut Höhe des monatlichen Eigenanteils definiert sich damit über folgende Ausprägungen: gedeckelt auf 900 €; gedeckelt auf 600 €; gede*ckelt auf 300 €; ungedeckelt* (Status quo).

Neben der Höhe der Eigenanteile spielt auch die zeitliche Begrenzung der Zahlung von Eigenanteilen, die sogenannte Karenzzeit, eine zentrale Rolle, um die Belastungen für Pflegebedürftige und ihre Angehörigen zu begrenzen (vgl. Kapitel 3). Aktuell werden Eigenanteile über die gesamte Zeit der Pflegebedürftigkeit gezahlt. Es gibt somit bisher keine zeitliche Begrenzung der Zahlung von Eigenanteilen. Im Reformvorschlag lautet

der zentrale Vorschlag für eine Begrenzung der Zahlung von Eigenanteilen 48 Monate. <sup>38</sup> Diese zentrale Option wird durch entsprechende Levels des dritten Attributs bis zu einer Höhe von 72 Monaten umrahmt. Dies entspricht in etwa der durchschnittlichen Verweildauer in Pflege für die Eintrittskohorte 2019. Betrachtet man nur Pflegebedürftige ab einem Eintrittsalter von 60 Jahren – dem Alter, ab dem die Wahrscheinlichkeit für Pflegebedürftigkeit kontinuierlich ansteigt –, liegt die durchschnittliche Verweildauer noch bei 4,3 Jahren bzw. 3,6 Jahren für Männer und 4,9 Jahren für Frauen (vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 95–96). Die Levels für das Attribut *Zeitraum der Eigenanteilszahlungen* definieren sich wie folgt: *gedeckelt auf 12 Monate; gedeckelt auf 42 Monate; gedeckelt auf 72 Monate, ungedeckelt* (Status quo). Auf den Einbezug einer Karenzzeit von null Monaten wird verzichtet, da wie oben bereits erwähnt die Option einer Vollversicherung im DCE keine Berücksichtigung finden soll. Die folgende Tabelle zeigt nochmal eine Übersicht aller Attribute und ihrer Levels.

Tab. 8 Attribute und Levels

Attribut	Levels	
Beitragssatz	1,6 %   1,8 %   3,3 %   4,8 %	
Höhe des monatlichen Eigenanteils	ungedeckelt   gedeckelt auf 300 €   gedeckelt auf 600 €   gedeckelt auf 900 €	
Zeitraum der	ungedeckelt   gedeckelt auf 12 Monate	
Eigenanteilszahlungen	gedeckelt auf 42 Monate   gedeckelt auf 72 Monate	

Quelle: Eigene Darstellung

Die Relevanz der oben genannten Attribute zeigt sich auch im Rahmen zahlreicher Studien zu Einstellungen zur SPV. Befragte fühlen sich durch die SPV nicht ausreichend abgesichert (vgl. Zok, 2011), wünschen sich eine möglichst umfassende Deckung der Leistungen sowie Deckelung des Risikos von Eigenanteilen (vgl. Presse- und Informationsamt der Bundesregierung, 2016; vgl. Haumann, 2018). In der Literatur zur Präferenzmessung finden sich im Rahmen von DCE für die SPV negative Einflüsse von Eigenanteilen auf den Nutzen (vgl. Lehnert et al., 2018). Die Relevanz der Erweiterung der Risikoabdeckung bezüglich der Eigenanteile in Höhe und Zeitraum zeigt sich auch für Italien und die USA (vgl. Brau und Lippi Bruni, 2008; vgl. Brown et al., 2016).<sup>39</sup>

Zur Herstellung einer "ausgewogenen Lastenverteilung" (Rothgang et al., 2019, S. 85) in der sozialen Pflegeversicherung wird im Reformvorschlag weiterhin der Einbezug zusätzlicher Personengruppen wie Beamter und Selbstständiger in die Finanzierung der

<sup>38</sup> Weitere Details zur Berechnung entsprechender Sockelbeträge je Karenzzeit finden sich bei Rothgang et al., 2019, S. 37–40.

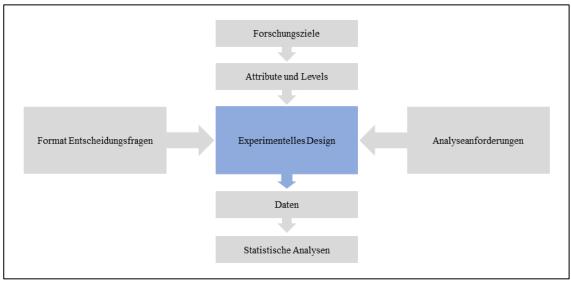
<sup>&</sup>lt;sup>39</sup> Weitere Details zu den Inhalten der Studien, welche die Auswahl der Attribute begünstigen, finden sich in Kapitel 4.1.

SPV vorgeschlagen (vgl. Kapitel 3.3). Dies entspricht der Idee einer Bürgerversicherung (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b; vgl. Rothgang et al., 2019; vgl. Rothgang und Domhoff, 2019). Ergänzend zum Einbezug weiterer Personengruppen in die Finanzierung der SPV wird die Erweiterung zugrundeliegender Einkunftsarten um insbesondere Kapitaleinkünfte für die Beitragsbemessung genannt, um die horizontale Gerechtigkeit zu stärken und insbesondere jüngere Generationen nicht zu benachteiligen, die in der Regel eher über Erwerbseinkommen statt Kapitaleinkommen verfügen und damit proportional mehr zur Finanzierung der SPV beitragen als Personen mit (zusätzlichen) Kapitaleinkünften (vgl. Kapitel 3.3). Weiterhin wird die Erhöhung der Beitragsbemessungsgrenze auf die Bemessungsgrenze der Rentenversicherung vorgeschlagen, um die vertikale Gerechtigkeit zu stärken. Die aufgeführten ergänzenden Reformbereiche stellen zwar ebenfalls Handlungsoptionen in Bezug auf die Finanzierung der SPV dar, ein direkter Trade-off im Hinblick auf die Zahlungsbereitschaft für einzelne Ausprägungen dieser Reformbereiche ließe sich jedoch nicht unmittelbar ableiten. Da das DCE inhaltlich bereits als anspruchsvoll zu bewerten ist und die marginalen Zahlungsbereitschaften für die Begrenzungen der Höhe und des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen im Mittelpunkt dieser Arbeit stehen, werden die drei genannten ergänzenden Reformbereiche nicht im DCE berücksichtigt, sondern im komplementären Fragebogen adressiert.

## 6.3 Experimentelles Design

Nachdem der Forschungsgegenstand sowie die Attribute und ihre jeweiligen Levels festgelegt wurden, muss definiert werden, welche Kombinationen von Attributsausprägungen als Alternativen im Experiment verwendet werden sollen – das sogenannte
experimentelle Design wird erstellt. Folgende Grafik zeigt, wie sich die Erstellung des
experimentellen Designs in die wesentlichen Schritte der Erarbeitung eines DCE einfügt.

Abb. 9 Einbindung experimentelles Design



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Johnson et al., 2013, S. 4

Louviere beschreibt vier wesentliche Ziele beim Design von DCE: erstens die Identifikation, die sicherstellt, dass die gewünschte Form der Nutzenfunktion mithilfe des Experiments geschätzt werden kann; zweitens die Präzision, welche die statistische Effizienz des Experiments dergestalt sicherstellt, dass die Parameter präzise geschätzt werden können; drittens die kognitive Komplexität, wonach die kognitiven Belastungen für die Probanden angemessen sind, und viertens den Marktrealismus, der darauf abzielt, dass die Alternativen im Experiment den realen Entscheidungsprozess möglichst exakt widerspiegeln und die einzelnen Choice Tasks realistisch sind (vgl. Louviere et al., 2000).

Im Rahmen der Modellidentifikation wird zunächst ein Entscheidungsmodell mit seinen jeweiligen Parametern und den entsprechenden Codierungen festgelegt sowie die funktionale Form der Attribute definiert. Zusammen mit der Anzahl an Attributen definiert dies die Anzahl und Art der im Modell zu schätzenden Parameter. Wenn die funktionale Form der Attribute vor der Befragung unklar ist, ermöglicht die Nutzung von kategorialen Variablen im Nachgang das Testen verschiedener Spezifikationen (vgl. Johnson et al., 2013, S. 5–6). Details zur Modellspezifikation finden sich in den Kapiteln 7.2 und 7.3.

Mit Bezug auf die statistische Effizienz sollen die Konfidenzintervalle der zu schätzenden Parameter minimiert werden. Vollkommen effiziente Designs sind balanciert, das bedeutet, jedes Level wird innerhalb eines Attributes gleich oft gezeigt, sowie orthogonal, das heißt, jede Levelkombination wird gleich oft über alle Attributkombinationen hinweg gezeigt (ebd.). Balance ist dabei eine notwendige Voraussetzung für strikte Orthogonalität (ebd., S. 8).

Außer von der statistischen Effizienz hängt die Genauigkeit der Parameterschätzungen auch von der Antwort-Effizienz ab. Antwort-Effizienz bezieht sich auf Messfehler, die sich insbesondere auf Verständnisprobleme, kognitive Überforderung oder Unaufmerksamkeit der Befragten zurückführen lassen, und steht im Zusammenhang mit der oben genannten von Louviere et al. beschriebenen kognitiven Komplexität. Diese Risiken lassen sich durch eine klare Definition der Attribute und ihrer Levels, eine angemessene Länge des Fragebogens und die Verdeutlichung der Realitätsnähe der hypothetischen Situationen – was auf Louvieres Kriterium des Marktrealismus einwirkt – zwar nicht sicher ausschließen, jedoch kontrollieren und systematisch minimieren. Im Rahmen dieser Arbeit wurden die genannten Risiken durch ein ausführliches Einführungsvideo minimiert. 40 Während die statistische Effizienz erhöht werden kann, indem eine größere Zahl schwierig zu beantwortender Entscheidungssituationen gezeigt wird, kann die Antwort-Effizienz eher gesteigert werden, indem weniger und einfachere Entscheidungssets präsentiert werden. Um die Präzision der Parameterschätzungen gesamthaft im Modell zu optimieren, müssen beide Effizienzen und die entsprechenden Maßnahmen individuell gegeneinander abgewogen werden (ebd., S. 5-6).<sup>41</sup> Insbesondere die Überprüfung der Befragungslänge im Rahmen des Pretests und die anschließende Anpassung der Anzahl an Choice Tasks für die Hauptbefragung hat dieser Abwägung Rechnung getragen.

Konfidenzintervalle verkleinern sich als eine Funktion der Inverse der Quadratwurzel der Stichprobengröße. Dies macht deutlich, dass auch die Stichprobengröße mit der statistischen Effizienz zusammenhängt. Während bei Stichprobengrößen zwischen 1000 und 2000 Teilnehmern auch bei einem nicht optimierten Design kleine Konfidenzintervalle zu erwarten sind, ist bei kleineren Stichprobengrößen die Effizienz des Designs von besonderer Bedeutung, um Parameter möglichst präzise schätzen zu können (ebd., S. 6–7). Um die gewünschten Parameter vor dem Hintergrund der statistischen Effizienz möglichst präzise bestimmen zu können, muss der Informationsgehalt des Designs aus einer statistischen Perspektive maximiert werden. Die Befragten müssen also mit denjenigen Trade-offs konfrontiert werden, die den größten Informationsgehalt bezüglich der im Modell zu schätzenden Parameter bieten (vgl. Mariel et al., 2021, S. 40–41). Da mit der Anzahl an Attributen und Levels auch die Anzahl an möglichen Alternativen steigt, muss aus den theoretisch möglichen Alternativen (vollständiges Design) weiterhin eine

<sup>&</sup>lt;sup>40</sup> Weitere Details zu den Maßnahmen zur Eindämmung des Messfehlers und der Steigerung der Antwort-Effizienz finden sich in Kapitel 6.1 und 6.4.

<sup>&</sup>lt;sup>41</sup> Weitere Informationen zur Abwägung von statistischer Effizienz und Antwort-Effizienz finden sich bei Philipps et al., 2002.

sinnvolle Teilmenge ausgewählt werden, die das reduzierte Design darstellt. Jede Reduzierung des Designs bringt den Verlust von statistischer Information mit sich, sodass die Auswahl des Design essenziell ist, um auch mit einem reduzierten Design die Effekte im Modell möglichst genau schätzen zu können (vgl. Telser, 2002, S. 40–41). Die Reduzierung des Designs erfolgt im Rahmen der Designoptimierung in NGENE, die am Ende dieses Kapitels detailliert beschrieben wird.

Lange Zeit wurden orthogonale Designs, in denen die Attributlevels unabhängig voneinander sind, für die Erstellung von DCE verwendet. Orthogonalität eliminiert die Korrelation zwischen Attributen. Diese orthogonalen Designs sind daher für lineare Regressionsmodelle auch aus statistischer Perspektive als optimal zu betrachten, für die Klasse der Discrete-Choice-Modelle jedoch ungeeignet, da diese zwar in ihren Parametern linear sein können, die Modelle selbst jedoch nicht linear sind. Orthogonale Designs sind aufgrund der strikten Herstellung von Orthogonalität und Balance kaum in der Lage, realistische Entscheidungssituationen unter Berücksichtigung von dominanten oder unplausiblen Alternativen zu erstellen (vgl. Mariel et al., 2021, S. 40–41). Aus diesem Grund haben sich effiziente Designs entwickelt, die das DCE in Bezug auf konkrete Modellspezifikationen optimieren und für die Parameter eines spezifischen Modells möglichst viele Informationen generieren. Es sollen dabei Informationsgehalt maximiert und Unsicherheit minimiert werden (ebd., S. 41–42).

Die D-Effizienz ist der am häufigsten genutzte Indikator zur Bewertung eines experimentellen Designs (vgl. ChoiceMetrics, 2018, S. 85). Mithilfe der Effizienz, die sich über die Varianz und Kovarianz der geschätzten Parameter definiert, wird der Informationsgehalt eines Designs bewertet. Je geringer die Varianz, desto präziser kann ein Parameter geschätzt werden und umso höher ist die Effizienz. Ein optimales Design soll somit die Varianz minimieren. Balance und Orthogonalität sind dabei keine primären Ziele mehr, stehen aber in einem Verhältnis zur Effizienz. Eine sinkende Effizienz eines Designs bringt beispielsweise eine Verletzung der Orthogonalität, also eine steigende Korrelation der Attribute, mit sich. Es gibt keinen absoluten Wert, ab dem ein Design nicht mehr als effizient betrachtet werden kann. In der Regel werden verschiedene Optimierungsverfahren miteinander verglichen sowie die Parameter aus Pretests verwendet, um das für den jeweiligen Untersuchungsgegenstand optimale Design zu finden (vgl. Kuhfeld et al.,

\_

<sup>&</sup>lt;sup>42</sup> Weitere Informationen zu orthogonalen Designs finden sich bei Louviere et al., 2000.

1994). Im Rahmen dieser Arbeit wurde die D-Effizienz als wesentlicher Indikator für die Optimierung des Designs genutzt.

Die S-Effizienz ist ein weiteres Maß, das in dieser Arbeit Anwendung findet. Es basiert auf dem t-Wert der Parameter und gibt Auskunft über die minimale Anzahl an Wiederholungen des Designs, die nötig sind um einen signifikanten Parameter hervorzubringen. Dieser Wert kann dabei als Untergrenze gesehen werden, da die Kalkulation auf den Parameterwerten aus dem Pretest beruht (vgl. Mariel et al., 2021, S. 42).

Auf weitere Effizienzmaße wie die A-Effizienz, die insbesondere auf die Varianzen nicht aber die Kovarianzen der Parameterschätzer fokussiert, sowie die C-Effizienz, die auf die Minimierung der Varianzen in den Verhältnissen der Parameter zueinander abzielt, um Zahlungsbereitschaften möglichst präzise messen zu können, wird im Rahmen dieser Arbeit nicht weiter eingegangen.<sup>43</sup>

Bei der Erstellung eines Designs müssen weiterhin die folgenden Punkte beachtet werden. Bei Orthogonalität werden alle Attribute unabhängig voneinander im Design variiert. Dabei entstehen einzelne Levelkombinationen, die unplausibel oder unlogisch oder dominant gegenüber den anderen Alternativen sind. Dominante Alternativen entstehen insbesondere, wenn Attributlevels eine natürliche Präferenzordnung haben – z. B. geringerer Preis ist besser als höherer Preis. Dominante Alternativen sollten insbesondere vermieden werden, weil diese die Befragten nicht zu einem Trade-off bringen und damit keinen Informationsgehalt für die Schätzung der Parameter beinhalten. Derartige Levelkombinationen sollten ausgeschlossen werden, um den hypothetischen Bias möglichst gering zu halten und die Choice-Sets so realitätsnah wie möglich zu gestalten. Der Einbezug von (zu vielen) Restriktionen in das experimentelle Design kann auf Grund der Einführung von Korrelationen in das Design jedoch zu unpräzisen Schätzparametern führen. Weiterhin ist es zwischen Attributen für die Restriktionen vorliegen nicht mehr ohne weiteres möglich entsprechende Interaktionsterme zu schätzen. Die genannten Vor- und Nachteile sind entsprechend gegeneinander abzuwägen. Die Abweichung von einer strikten Orthogonalität sowie einer Balance des Designs durch die Berücksichtigung von Restriktionen im Design wird zu Gunsten einer erhöhten Antwort-Effizienz in Kauf genommen.

99

<sup>&</sup>lt;sup>43</sup> Weitere Informationen zu den hier nicht näher erläuterten Effizienzmaßen sowie zu Details der theoretischen Fundierung effizienter Designs finden sich bei ChoiceMetrics, 2018.

Weiterhin muss entschieden werden, ob die Entscheidungsalternativen gelabelt werden sollen. Also ob eine Bezeichnung für jede Alternative als alternativenspezifische Konstante in das Design mit aufgenommen werden soll. Auch wird in diesem Zusammenhang darüber entschieden, ob ein fixer Status quo mit aufgenommen werden soll. Sollte das Design zu viele Entscheidungssituationen enthalten, um sie jeweils alle den Befragten vorzulegen, können Blöcke gebildet werden, die jeweils nur einzelne Entscheidungssets enthalten, sodass die kognitive Beanspruchung für die Teilnehmer reduziert wird (vgl. Johnson et al., 2013, S. 7–8). Wenn durch Pretests oder Studien anderer Wissenschaftler bereits Annahmen über die Ausprägungen der Parameter vorliegen, können diese zur Generierung und Optimierung des Designs genutzt werden (ebd., S. 9). Im Rahmen dieser Arbeit wurden die Ergebnisse des Pretests zur Optimierung des finalen Designs genutzt.

Mit Blick auf die Anzahl an Konzepten pro Choice-Set und Entscheidungssituationen pro Befragten müssen zunächst zwei Faktoren gegeneinander abgewogen werden. Statistische Effizienz erhöht sich mit steigender Anzahl an Entscheidungssituationen, während Antwort-Effizienz durch eine kleinere Anzahl an Entscheidungssituationen positiv beeinflusst werden kann. Antwort-Effizienz basiert auf der Annahme, dass beispielsweise durch Heuristiken, Ermüdung oder Unaufmerksamkeit bei den Befragten Messfehler auftreten. Um die maximale Präzision der Parameterschätzung zu gewährleisten, müssen statistische Effizienz und Antwort-Effizienz wie bereits beschrieben miteinander in Einklang gebracht werden (vgl. Maddala et al., 2003). Statistische Effizienz und die Möglichkeit viele Entscheidungssituationen beantworten zu lassen, hängen wie bereits beschrieben maßgeblich von der Stichprobengröße ab. Bei kleineren Stichprobengrößen, wie es in dieser Untersuchung der Fall ist, ist das experimentelle Design umso wichtiger für eine möglichst präzise Schätzung der Parameter (vgl. Johnson et al., 2013, S. 6). Wenn eine Entscheidungssituation zu kompliziert ist – beispielsweise weil zu viele Attribute gezeigt werden oder zu viele Alternativen im Choice-Set enthalten sind – führt dies zu Ermüdung bei den Probanden und in der Folge zu variableren Ergebnissen im Laufe des Experiments (vgl. Street und Burgess, 2007, S. 11). Je weniger Attribute es gibt, desto mehr Choice-Sets können gezeigt werden (vgl. Bateman et al., 2002, S. 265). Um die Probanden kognitiv nicht zu überfordern und die Komplexität des Untersuchungsgegenstandes zu berücksichtigen werden zwei Reformoptionen plus fixer Status-quo-Option pro Choice-Set gezeigt. Jedem Befragten werden neun Entscheidungssituationen vorgelegt. Im Pretest hat sich gezeigt, dass elf Entscheidungssituationen die Probanden möglicherweise kognitiv überfordern können. Diese werden in ihrer Reihenfolge randomisiert dargestellt, um Ankereffekte zu vermeiden (vgl. Jacobsen und Thorsen, 2010). Die dargestellten Optionen im Choice-Set werden nicht gelabelt, sondern erhalten lediglich die Benennungen *Status quo*, *Reform A* und *Reform B*. Diese Überschriften enthalten keine alternativenspezifischen Informationen, sodass sie nicht als Parameter in das Modell einbezogen werden. Sie dienen lediglich der Orientierung der Teilnehmer, die Optionen selbst charakterisieren sich jedoch ausschließlich über ihre Attributlevels. Im Folgenden werden weitere Details der Designerstellung auf Basis der oben genannten Anforderungen beschrieben.

Für das in dieser Arbeit erstellte DCE wurde ein D-effizientes Design mithilfe des Modifizierten Federov-Algorithmus<sup>44</sup> in der Software NGENE (Version 1.3.0) von Choice-Metrics erstellt (vgl. ChoiceMetrics, 2012). NGENE berücksichtigt die neuesten Designkonstruktionsmethoden und wird stetig weiterentwickelt. NGENE eignet sich besonders gut für die Erstellung dieses experimentellen Designs, da die Software die Umsetzung komplexer Restriktionsanforderungen erlaubt, alternative Coding-Ansätze wie Dummy Coding unterstützt sowie die S-Effizienz zur Berechnung der minimalen Stichprobengröße kalkuliert (vgl. ChoiceMetrics, 2018). Für eine Optimierung des Designs wurden die Koeffizienten aus dem Pretest (N = 42) genutzt. Das Design wurde für die entsprechenden Parameter im Rahmen eines MNL-Modells mit Haupteffekten optimiert. Interaktionseffekte zwischen Attributen werden nicht berücksichtigt, da diese durch die Berücksichtigung von diversen Restriktionen im Design verzerrt würden und die Schätzung von Interaktionseffekten eine deutlich größere Stichprobengröße notwendig macht als die Schätzung von Haupteffekten (vgl. Mariel et al., 2021, S. 44). 45 Es wurde ebenfalls gezeigt, dass für MNL-Modelle optimierte Designs sehr gute Ergebnisse hervorbringen und für komplexere Modelle gleichermaßen gut geeignet sind wie konkret für diese optimierte Designs (vgl. Bliemer und Rose, 2010). Weiterhin wurde das Design nicht in Bezug auf konkrete Kovariaten optimiert, da vorab zur Hauptbefragung keine Erkenntnisse darüber vorlagen, auf Grundlage welcher Kovariaten es Unterschiede in den Präferenzen gibt. Darüber hinaus wurde ausgeschlossen, dass im Rahmen der Alternativen die Höhe der Eigenanteile sowie der Eigenanteilszeitraum gleichzeitig das Level ungedeckelt zeigen, da dies dem Status quo gleichkommen würde. Auch wurde festgelegt, dass der Status-quo-Beitragssatz von 1,6 % nicht in den Alternativszenarien, sondern nur im Status quo gezeigt wird. Die Status-quo-Option wurde für jedes Choice-Set auf den Beitragssatz

<sup>&</sup>lt;sup>44</sup> Details zum Modifizierten Federov-Algorithmus finden sich bei Cook und Nachtsheim, 1980.

<sup>&</sup>lt;sup>45</sup> Weitere Details zur Abgrenzung von Haupt- und Interaktionseffekten in Bezug auf die Modellspezifikation im Rahmen dieser Arbeit finden sich in Kapitel 7.3.

1,6 %, die Höhe der Eigenanteile *ungedeckelt* sowie den Eigenanteilszeitraum *ungedeckelt* festgelegt. Auch wird in der Designoptimierung vermieden, dass dominante Alternativen gezeigt werden. Durch die natürliche Präferenzordnung, die für alle drei Attribute gilt – weniger Beitrag, Eigenanteilshöhe und Eigenanteilszeitraum ist besser als höherer Beitrag, Eigenanteilshöhe und Eigenanteilszeitraum – ergibt sich das Risiko dominanter Alternativen. Daher wird im Design ausgeschlossen, dass eine Alternative einer anderen in allen drei Attributlevels überlegen ist.

Der iterative Design-Optimierungsprozess, der sich an dem D-Error sowie dem S-Schätzer orientiert hat, erfolgte entlang der folgenden Schritte: Für das theoretische Minimum an Zeilen im Design ergibt sich 8/2 = 4 (Anzahl Parameter / (Anzahl der Alternativen – 1)). Um mehr Variation im Design zu erlauben, was insbesondere für die Schätzung von ML-Modellen notwendig ist, sollte dieses theoretische Minimum jedoch nur die minimale Untergrenze bilden. Größere Designs mit mehr Zeilen sind grundsätzlich besser geeignet, um möglichst genaue Parameterschätzungen durchzuführen. Ab zehn Blöcken ergeben sich keine signifikanten Designverbesserungen mehr (vgl. Orme und Chrzan, 2017, S. 37–38). Es wurden Designs für sieben Choice Tasks mit einer unterschiedlichen Anzahl an Blöcken erstellt. Unter Betrachtung der D-Errors und S-Schätzers wurde ein Design mit sieben Choice-Sets und sechs Blöcken für die Hauptbefragung ausgewählt (D-Error = 0.208765, S-Schätzer = 18.45416).<sup>46</sup>

Um ein D-optimales Design zu finden, wurde eine Teilmenge eines vollständigen Designs berechnet, da eine gesamthafte Präsentation aller Choice-Sets aufgrund der zahlreichen Kombinationsmöglichkeiten von Attributen und ihren Levels nicht möglich war. Die Bezeichnung "optimal" im Zusammenhang mit experimentellen Designs ist dabei nicht im wörtlichen Sinne zu verstehen. Die Komplexität eines jeden Designerstellungsprozesses erfordert Kompromisse und vereinfachende Annahmen, um ein Design zu finden, das die Schätzung des intendierten Modells möglich macht. Zusammenfassend kann die Erstellung eines Designs als die Maximierung der statistischen Effizienz für ein spezifisches Modell unter Berücksichtigung verschiedener Annahmen und Restriktionen betrachtet werden (vgl. Johnson et al., 2013, S. 9).

Auch die Stichprobengröße wurde auf Basis des generierten Designs kalkuliert. Der S-Schätzer gibt wie bereits beschrieben die minimale Stichprobengröße je Block an, mit der die Modellparameter auf einem Signifikanzniveau von 5 % geschätzt werden können.

<sup>&</sup>lt;sup>46</sup> Das experimentelle Design findet sich in Anhang B.

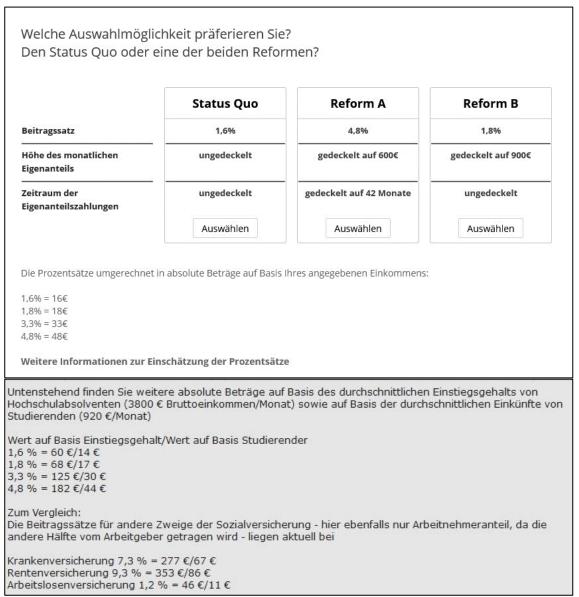
Für das vorliegende DCE ergibt sich somit eine minimale Stichprobengröße von 18\*6=108. Da in der Analyse der Daten auch verschiedene Kovariaten und latente Klassen berücksichtigt werden sollen, wird diese Stichprobengröße verdreifacht, um mindestens zwei und falls notwendig auch drei Kategorien von Kovariaten wie z. B. Einkommen schätzen zu können. Damit ergibt sich eine minimale Stichprobengröße von 324 Teilnehmern. Für das Design wurden die Attribute *Höhe des monatlichen Eigenanteils* und *Zeitraum der Eigenanteilszahlungen* als dummycodiert angenommen. In den wesentlichen ökonometrischen Analysen werden diese jedoch auch metrisch codiert, sodass die avisierte Stichprobengröße für diese Modelle die Untergrenze deutlich übersteigt, da dummycodierte Variablen in der Regel höhere Stichprobengrößen benötigen. Rechnet man noch eine Datenbereinigungsrate von 10 % sowie einen möglichen Ausschluss von inkonsistenten Teilnehmern von bis zu 30 % hinzu (vgl. Philipps et al., 2002, S. 1693), ergibt sich eine angestrebte Stichprobengröße von 454 Teilnehmern; diese wird auf 500 Teilnehmer aufgerundet. Die Stichprobengröße spielt eine umso kleinere Rolle, je effizienter das Design des DCE ist (vgl. Mariel et al., 2021, S. 53).

Um das Vollständigkeitsaxiom zu überprüfen (vgl. Kapitel 5.4.1), werden über die randomisierten Choice-Sets hinaus zwei identische Choice Tasks integriert. Diese fixen Choice Tasks sind für jeden Befragten gleich und werden bei der Analyse des Modells nicht berücksichtigt, sondern separat analysiert (vgl. Orme und Chrzan, 2017, S. 71–72). Die Stellung dieser Choice Tasks wird im Fragebogen randomisiert, damit möglichst keine Lern- oder Ordereffekte deren Beantwortung beeinflussen.

Abschließend muss entschieden werden, wie die Entscheidungssets den Befragten präsentiert werden sollen. Die Darstellung erfolgt in Tabellenform, damit die Alternativen möglichst einfach und direkt miteinander vergleichbar sind. Die Beschreibung der Attribute ist ganz links in Textform dargestellt. Weiterhin findet sich eine kurze Erklärung der Attribute in einem Mouse-over-Informationsfeld pro Attribut. Die Levels sind ausschließlich in kurzer Textform dargestellt, da eine klare Wortwahl zur Verständlichkeit und Eindeutigkeit der Levels beiträgt. Wie in Kapitel 6.2 bereits ausführlich dargestellt, werden als Referenzwerte zur Bewertung der relativen Beitragssätze unterhalb eines jeden Choice-Sets absolute Beitragshöhen auf Basis des durchschnittlichen Bruttoeinstiegsgehaltes eines deutschen Hochschulabsolventen sowie der durchschnittlichen Einnahmen eines Studierenden berechnet. Weiterhin werden individuelle absolute Beträge auf Basis des vorab zu diesem Zweck angegebenen aktuellen Einkommens eines jeweiligen Befragten berechnet. Als Vergleichswerte werden darüber hinaus absolute Beträge für die

anderen Säulen der Sozialversicherung auf Basis der oben genannten Referenzkategorien dargestellt. Eine Entscheidungssituation ist in Abbildung 10 beispielhaft dargestellt.

Abb. 10 Beispiel Entscheidungssituation



Quelle: Eigene Darstellung

# 6.4 Datenerhebung

#### 6.4.1 Rekrutierung der Stichprobe

In Vorbereitung einer Datenerhebung sind die Grundgesamtheit, die Methode der Stichprobenziehung sowie das Vorgehen zur Rekrutierung der Stichprobe zu bestimmen (vgl. Amaya-Amaya et al., 2008, S. 22).

Die Zielsetzung der vorliegenden Arbeit liegt wie bereits in Kapitel 4.2 erläutert darin, die Präferenzen von Studierenden für die Finanzierung der sozialen Pflegeversicherung

und ihrer Leistungen zu erheben. Studierende deutscher Universitäten, Hochschulen und Fachhochschulen bilden daher die Grundgesamtheit.

Auf Basis der Grundgesamtheit muss die Methode der Stichprobenziehung definiert werden. Grundsätzlich wird zwischen einer einfachen Zufallsstichprobe und einer stratifizierten Quotenstichprobe unterschieden. Eine einfache Zufallsstichprobe ist dadurch gekennzeichnet, dass jedes Individuum die gleiche Wahrscheinlichkeit hat, aus der Grundgesamtheit gezogen zu werden. Soll die Grundgesamtheit möglichst repräsentativ wiedergegeben werden, ist die stratifizierte Quotenstichprobe zu wählen. Diese teilt die Grundgesamtheit z. B. anhand soziodemografischer Merkmale in verschiedene Schichten ein. Innerhalb jeder Schicht wird dann eine einfache Zufallsstichprobe gezogen (vgl. Ben-Akiva und Lermann, 1985, S. 222).

Die Stichprobe der vorliegenden Untersuchung erhebt aus den in Kapitel 4.2 genannten Gründen nicht den Anspruch, die Grundgesamtheit der Studierenden an deutschen Universitäten, Hochschulen und Fachhochschulen repräsentativ abzubilden. Die Rekrutierung der Teilnehmer erfolgt daher über ein Online-Access-Panel. In einem solchen Panel werden potenzielle Teilnehmer an Online-Befragungen in einem Adresspool zentral registriert und mithilfe von Incentives für ihre Teilnahme an Befragungen entlohnt. Durch die Abfrage von soziodemografischen Charakteristika der Panel-Teilnehmer ist es möglich, neben der Grundgesamtheit aller Panel-Teilnehmer auch Zufallsstichproben aus einzelnen Teilgruppen zu rekrutieren. Die soziodemografischen Daten können ebenfalls zur Quotierung bzw. Gewichtung der Stichprobe genutzt werden. Wie bei jeder Befragungsmethodik nehmen auch bei einer Online-Panel-Befragung die Teilnehmer freiwillig an einer Befragung teil (vgl. Marktforschung.de, 2023). Die Problematik einer Selbstselektion besteht somit auch im Online-Panel, wird jedoch durch die aktive Rekrutierung von Teilnehmern durch den jeweiligen Panel-Betreiber minimiert, da die Befragten die Umfragethemen nicht frei entsprechend ihren persönlichen Präferenzen wählen können (vgl. respondi, 2023a).

Für die vorliegende Arbeit wurde das Online-Panel von respondi ausgewählt. Respondi legt im Rahmen eines zertifizierten Qualitätsmanagementsystems insbesondere Wert auf die regelmäßige Qualitätskontrolle der Stammdaten ihrer Panel-Teilnehmer und arbeitet seit Jahren erfolgreich mit anderen wissenschaftlichen Institutionen wie beispielsweise dem Leibniz Institut für Sozialwissenschaften oder der Universität Mannheim zusammen (vgl. respondi, 2023b, S. 3–5). Im Rahmen von laufenden Befragungen wird darüber

hinaus sichergestellt, dass Teilnehmer nur einmal an jeder Befragung partizipieren und die gegebenen Antworten im Einklang mit den hinterlegten Stammdaten stehen (ebd., S. 11). Das Panel besteht für Deutschland aus N=100.000 Panelisten (vgl. respondi, 2023c, S. 8) und die durchschnittliche Zugehörigkeit zum Panel beträgt 12 Monate (vgl. respondi, 2023b, S. 8). Für diese Befragung ist es insbesondere relevant, ausschließlich Studierende für eine Teilnahme zu kontaktieren. Über respondi war diese Vorselektion aufgrund vorhandener Stammdaten problemlos möglich, während bei anderen Panels der Status Studierender nicht erfasst wird, was eine zielgerichtete Ansprache der Zielgruppe erschwert hätte. Aus der Grundgesamtheit der Studierenden im Online-Panel von respondi wurden die entsprechenden Teilnehmer für diese Untersuchung rekrutiert. Über eine Quotierung wird die Stichprobe hälftig auf weiblich und männlich definiert. Alle weiteren soziodemografischen Merkmale werden nicht in der Quotierung berücksichtigt.

## 6.4.2 Erhebungsmethodik und Pretests

DCE sind sowohl durch sogenannte Paper-and-Pencil Fragebögen, die schriftlich auf Papier ausgefüllt werden, als auch computerunterstützte Telefoninterviews sowie computerunterstützte persönliche Interviews oder reine Online-Befragungen durchführbar. Da der Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit sehr komplex ist, ist eine visuelle Unterstützung der Erklärungen zum Experimentablauf sowie zu den einzelnen Entscheidungssets notwendig. Persönliche Interviews sind für die Größe der Stichprobe ohne Unterstützung eines Marktforschungsinstituts nicht umsetzbar, weswegen eine Online-Befragung gewählt wurde. Auch vor dem Hintergrund, dass bereits die Rekrutierung der Teilnehmer online erfolgt ist, bietet sich die Online-Befragung als Erhebungsmethodik an. Weiterhin hat die Online-Befragung den Vorteil, dass eine Randomisierung der Entscheidungssituationen technisch sehr einfach abgebildet werden kann, erläuternde Elemente wie Videos eingebaut werden können sowie Interviewer-Effekte auf die Entscheidungen der Befragten verhindert werden. Außerdem werden Metadaten zur Befragung wie Befragungsdauer oder Verweildauer bei einzelnen Fragen technisch automatisiert erhoben (vgl. Mariel et al., 2021, S. 54–58). Der Fragebogen dieser Arbeit wurde mit Lighthouse Studio (Version 9.12.2) von Sawtooth Software erstellt (vgl. Sawtooth Software, 2022) sowie während des Befragungszeitraums auf Servern von Sawtooth Software gehostet.

Die Durchführung von Pretests ist ein wichtiger Bestandteil der Erstellung eines Fragebogens und insbesondere eines Discrete-Choice-Experiments. Mit dem Testen des Fragebogens vor der Hauptbefragung soll sichergestellt werden, dass den Befragten ausreichende und verständliche Informationen zur Beantwortung des Fragebogens zur Verfügung stehen. Dadurch können Pretests einen positiven Einfluss auf die Inhaltsvalidität haben. Neben qualitativen Pretests sollten auch quantitative Pretests zur Überprüfung der ökonometrischen Methoden sowie der Definition von Priors – also ersten geschätzten Parametern aus dem Pretest – zur Erstellung eines effizienten experimentellen Designs (vgl. Kapitel 6.3) durchgeführt werden. In der Regel werden bis zu zehn Einzelinterviews sowie ein bis zwei quantitative Pretests empfohlen (vgl. Mariel et al., 2021, S. 14–15).

Die erste Version des Fragebogens wurde im November 2021 durch acht Studierende deutscher Hochschulen getestet. Hierfür wurde der Online-Fragebogen von den Teilnehmern im Rahmen eines Live-Online-Meetings beantwortet, sodass Anmerkungen und Fragen direkt an die Erstellerin des Fragebogens adressiert werden konnten. Aus diesem ersten Test ergaben sich insbesondere inhaltliche Ergänzungen im Einführungsvideo sowie sprachliche Anpassungen einzelner Formulierungen im Fragebogen. Im Dezember 2021 und Januar 2022 wurde mit 42 Studierenden der Universität Bayreuth der quantitative Pretest durchgeführt. Ziel des Pretests war es, die Befragungsmethode, das DCE sowie den komplementären Fragebogen unter kontrollierten Bedingungen analog zur Befragungsmethodik der Hauptbefragung zu testen. Sowohl die Videoeinführung in das Experiment als auch das Entscheidungsexperiment und der komplementäre Fragebogen waren für die Teilnehmer verständlich. Der Aufbau der Befragung verursachte keine wesentlichen Schwierigkeiten bei der Beantwortung. Es wurden lediglich Änderungen einzelner Formulierungen insbesondere im Rahmen der Einführung zum Experiment vorgenommen sowie die Möglichkeit zur Eingabe des individuellen Einkommens für die Berechnung von absoluten Beiträgen ergänzt. Außerdem wurden für das erwartete Einkommen sowie das erwartete Vermögen die Antwortkategorien angepasst, sodass eine gleichmäßigere Verteilung der Teilnehmer auf die Kategorien ermöglicht wird. Dies ist relevant, da die Kategorien als Basis für die Berücksichtigung von Kovariaten im Modell möglichst nicht zu klein sein sollten.

Die durchschnittliche Befragungsdauer lag bei 16 Minuten. Aufgrund der Rückmeldungen, dass elf Entscheidungssituationen zu einem komplexen Untersuchungsgegenstand wie der Finanzierung der SPV die Teilnehmer teilweise überforderten, wurden für die Hauptbefragung nur noch neun Entscheidungssituationen berücksichtigt (vgl. Kapitel 6.3).

Im Hinblick auf das Antwortverhalten zeigt sich im Pretest keine Neigung zum Status quo – das heißt, kein Teilnehmer wählte ausschließlich den Status quo und nie eine Alternative. Es zeigt sich im Gegenteil eine Präferenz für die Alternativen und damit eine Änderung der aktuellen finanzierungsseitigen Ausgestaltung der SPV. Das Abweichen vom fixen Status quo macht eine Auswertung der Präferenzen der Teilnehmer möglich.

Neben einer deskriptiven Auswertung des Pretests wurden auch wesentliche ökonometrische Analysen durchgeführt. Alle Attribute und ihre Levels sind hierbei signifikant. Lediglich das Level gedeckelt auf 72 Monate erweist sich als nicht signifikant. Da es inhärenter Teil des Reformvorschlags von Rothgang et al. ist und die Attribute sowie ihre Levels strategisch auf Basis des Reformvorschlags gewählt wurden, verbleibt es dennoch als Level im Experiment. Sollte es sich trotz einer größeren Stichprobe weiterhin als nicht signifikant herausstellen, kann auch diese mangelnde Signifikanz des Levels als Ergebnis inhaltlich interpretiert werden. Insbesondere zeigt sich für das Preisattribut in Form eines sinkenden Nutzens bei steigendem Beitragssatz eine Bestätigung der mikroökonomischen Theorie. Auch für die Levels der Attribute Höhe des monatlichen Eigenanteils und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen entsprechen die positiven Vorzeichen im Vergleich zum jeweiligen Referenzlevel ungedeckelt den Erwartungen. Weiterhin wurden die fixen Choice Tasks zur Überprüfung des Vollständigkeitsaxioms auf Basis der Pretest-Ergebnisse angepasst, um eine möglichst optimale Identifizierung von inkonsistenten Antworten zu ermöglichen.

Zusammenfassend haben die Ergebnisse des Pretests gezeigt, dass die Studierenden in der Lage sind, die Befragung zu einem komplexen Themengebiet wie der Finanzierung der SPV zu bewältigen, und dass die gewählten Attribute und Levels für die Befragten relevant sind.

#### 6.4.3 Hauptbefragung

Die Hauptbefragung wurde über das Online-Panel von respondi im Zeitraum vom 29. August bis 8. September 2022 durchgeführt. Insgesamt hat eine Gesamtanzahl (N) von 763 Teilnehmern an der Befragung teilgenommen, von denen eine Teilmenge von 500 (n) (66 %) die Befragung beendet haben. 20 % (n = 154) wurden bereits durch eine Screening- bzw. Quotierungsfrage zu ihrem Studierendenstatus und dem Geschlecht herausgefiltert. 13 % (n = 102) haben noch vor dem Entscheidungsexperiment die Befragung abgebrochen, 0,7 % (n = 5) innerhalb des Entscheidungsexperiments und 0,3 % (n = 2) nach dem Entscheidungsexperiment. Dass ein Teil der Befragten den Fragebogen noch

vor dem Entscheidungsexperiment abgebrochen hat, könnte dadurch erklärt werden, dass diese Teilnehmer zwar neugierig auf den Untersuchungsgegenstand waren, die Befragung jedoch von vornherein nicht weiter fortführen wollten. Auch ein themenbasierter Selektionsfehler kann aufgrund der Freiwilligkeit der Befragung nicht ausgeschlossen werden. Die Komplexität der Entscheidungssituationen hat sich hingegen nicht negativ ausgewirkt, da innerhalb der Entscheidungssituationen nur ein sehr geringer Teil der Abbrüche zu verzeichnen ist. Weiterhin wurden keine Seiten des Fragebogens identifiziert, die besonders viele Abbrüche hervorgerufen haben. Dies unterstreicht, dass der Fragebogen insgesamt sehr gut an die kognitiven Fähigkeiten und Anforderungen der Teilnehmer angepasst war. Die durchschnittliche Befragungsdauer nach einer ausschließlich qualitativen Bereinigung (vgl. Kapitel 7.1.1) auf 463 Teilnehmer betrug 20 Minuten. Dies entspricht auch der in der Literatur empfohlenen Länge für Online-Befragungen mit Discrete-Choice-Experimenten (ebd., S. 11).

Die Panelisten wurden durch E-Mails von respondi zu der Befragung eingeladen. Im Rahmen der Einladung erhielten sie bereits erste Informationen zum Thema der Befragung, dem Auftraggeber sowie der Incentivierung. Nachdem die Teilnehmer zu Screeningbzw. Quotierungszwecken Angaben zu ihrer Studiensituation sowie ihrem Geschlecht gemacht haben, wurde ihnen ein kurzes Video zu den Hintergründen der Befragung sowie eine Anleitung für das Entscheidungsexperiment gezeigt. Im Anschluss wurden ihnen neun Entscheidungssituationen vorgelegt, bei der sie jeweils zwischen dem Status quo und zwei Alternativen wählen mussten. Im Anschluss daran wurden Erfahrungen der Probanden mit dem Thema Pflege und dessen Absicherung, Einstellungen zur Finanzierung der SPV sowie soziodemografische Merkmale abgefragt. Fragen zur Einkommens- und Vermögenssituation sowie Evaluationsfragen schließen den Fragebogen ab.

Lediglich 8 % der Befragten (n = 36) gaben an, dass es für sie schwierig war, das Entscheidungsexperiment durchzuführen. Da im Pretest ebenfalls eine sehr gute Verständlichkeit der Entscheidungssituationen bestätigt wurde, kann daraus geschlossen werden, dass die Befragten den Aufbau des Experiments nachvollziehen konnten und dieses entsprechend der Anleitung durchgeführt haben.

Auf Basis der erhobenen Daten werden im folgenden Kapitel statistische und ökonometrische Analysen durchgeführt. Dafür werden die vorliegenden Daten aufbereitet, bereinigt und mithilfe von Discrete-Choice-Modellen analysiert. Die Analysen folgen dabei einem iterativen Prozess zur Findung des finalen Modells und seiner Parameter. Es

werden multinomiale Modelle, Mixed-Logit-Modelle mit und ohne Kovariaten sowie ein Latent-Class-Modell geschätzt.

# 7 Modellspezifikationen und Ergebnisse

### 7.1 Deskriptive Analysen

#### 7.1.1 Datenqualität und Entscheidungsverhalten

Der Fokus dieser Arbeit liegt auf der Umsetzung und Analyse des DCE. Um in den Kapiteln 7.2 und 7.3 ökonometrische Modelle zu schätzen, muss zunächst eine adäquate Datenqualität sichergestellt sein. Im Folgenden wird daher das Entscheidungsverhalten der Teilnehmer ausgewertet und auf der Basis Datenbereinigungen vorgenommen.

Zunächst wurden die Datensätze derjenigen, die die Befragung beendet haben (n = 500), mithilfe qualitativer und quantitativer Bewertungskriterien analysiert. Ein Ausschluss von Teilnehmern erfolgte dabei nach konservativen Kriterien. Als erstes Kriterium dient die Antwortzeit (vgl. Burkart, 2019). Das Entfernen von sogenannten Speedern, also Teilnehmern, die in auffallend kurzer Zeit durch den Fragebogen gehen, ist insbesondere bei Panelbefragungen relevant, da der Antwortprozess vom Interviewer nicht begleitet wird sowie attraktive Incentives den Fokus der Befragten von der gewissenhaften Beantwortung des Fragebogens auf ein schnelles Durchlaufen verschieben können (vgl. Gwerder, 2020). Auf Basis der Antwortzeiten für das DCE wurden die schnellsten 5 % herausgefiltert, da für diese nicht davon ausgegangen werden kann, dass die Entscheidungssituationen ausreichend genau wahrgenommen und echte Trade-offs gemacht wurden. Diese Fälle weisen eine Antwortzeit von weniger als einem Drittel der Median-Antwortzeit auf und erscheinen damit für die Auswertung nicht valide. In der Literatur wird die Bereinigung um Teilnehmer empfohlen, die mit ihrer Antwortzeit unterhalb der Hälfte der Medianantwortzeit aller Befragten liegen (ebd.). Da in dieser Arbeit vermieden werden soll, dass Teilnehmer, denen das Experiment leichtfiel und die deshalb kurze Antwortzeiten besitzen, aber dennoch sinnvolle Antworten geben, fälschlicherweise ausgeschlossen werden, wurden ausschließlich die schnellsten 5 % entfernt. Die Befragungsdauer des gesamten Fragebogens wurde für die Datenbereinigung nicht berücksichtigt, da es keine signifikanten Ausreißer nach unten gibt und Ausreißer nach oben pauschal zunächst keine Hinweise auf eine unsachgemäße Beantwortung des Fragebogens geben. In einem ergänzenden Schritt wurden Teilnehmer exkludiert, die im DCE mehrfach Antwortzeiten pro Entscheidungssituation von unter zwei Sekunden zeigten. Teilnehmer, die nur für eine einzelne Entscheidungssituation eine derart kurze Antwortzeit im DCE aufwiesen, wurden nicht ausgeschlossen, da im Einzelfall eine starke Präferenz Begründung für die schnelle Auswahl einer Wahlalternative sein kann.

Als zweites Kriterium diente das qualitative Antwortverhalten (vgl. Burkart, 2019). In diesem Zusammenhang wurden Teilnehmer herausgefiltert, die in mehreren Abschnitten des komplementären Fragebogens ausschließlich die gleiche Antwort (z. B. immer die letzte Auswahloption) gewählt haben (sogenannte Straightliner). Auch Teilnehmer, die eine Kombination aus Straightlining und Speeding aufwiesen, wurden exkludiert. Weiterhin wurden auf Basis qualitativer Analysen diejenigen herausgenommen, die klare Protestantworten in Form von unsinnigen Antworten in Freitextantworten gegeben haben oder aus deren Antworten ableitbar war, dass sie das Konzept der Begrenzung der Eigenanteile inhaltlich nicht verstanden haben. Durch die genannten Bereinigungen wurde die Stichprobengröße von n = 500 auf n = 463 reduziert.

Weiterhin wurde die interne Konsistenz auf Basis des Präferenzaxioms der Vollständigkeit mithilfe der zwei im DCE etablierten identischen Entscheidungssituationen evaluiert. Dabei steht die Annahme rationaler Personen im Fokus, wonach immer diejenige Alternative einer Entscheidungssituation gewählt wird, die den höchsten Nutzen stiftet.<sup>47</sup> Wie in Kapitel 6.3 beschrieben wurden dafür zwei identische Entscheidungssituationen in das DCE integriert. Die beiden Entscheidungssituationen wurden auf Basis der gemessenen Präferenzen im Pretest erstellt, um eine möglichst eindeutige Diskriminierung zwischen den Wahlalternativen herzustellen und eine inkonsistente Beantwortung aufgrund von Wahlalternativen mit sehr ähnlichem Nutzen zu vermeiden. Weiterhin variierte die Position der identischen Alternativen je Teilnehmer. Wählten Teilnehmer nicht die gleichen Alternativen bei beiden Entscheidungssituationen aus, wurden diese als inkonsistente Teilnehmer deklariert. Im Rahmen des vorliegenden DCE trifft dies auf 30 % der Befragten zu. Dies liegt im Rahmen zwischen 9 % bis 39 % inkonsistenter Antworten, die sich auch in anderen Studien gezeigt haben (vgl. Philipps et al., 2002, S. 1693). Insbesondere in komplexen Experimenten wie dem vorliegenden findet sich häufig ein höherer Anteil inkonsistenter Antworten (vgl. Rezaei und Patterson, 2015).

In der Literatur ist nicht eindeutig geklärt, wie mit inkonsistenten Präferenzen umgegangen werden soll. Laut Lancsar und Louviere (vgl. Lancsar und Louviere, 2006) kann ein Individuum, das irrationale Präferenzen aufweist, auch indifferent sein und deshalb

<sup>&</sup>lt;sup>47</sup> Details zum Axiom der Vollständigkeit sowie weiteren Präferenzaxiomen finden sich in Kapitel 5.4.1.

unterschiedliche Entscheidungen zu ein und derselben Alternative treffen. Indifferenz wird im Konzept der DCE jedoch nicht adressiert. Irrationale Individuen sollten dennoch nicht pauschal aus der Analyse ausgeschlossen werden, da so die Anzahl an Beobachtungen reduziert wird, möglicherweise gültige Antworten aus den Ergebnissen entfernt werden und die statistische Effizienz beeinflusst wird (vgl. Johnson und Mathews, 2001). Andererseits kann Indifferenz auch als rationaler Beweggrund betrachtet werden, der als nicht beobachtbarer Faktor durch den Zufallsterm im Modell adäquat abgebildet werden kann (vgl. Lancsar und Louviere, 2006; vgl. Pfarr, 2013, S. 131). Im Rahmen dieser Arbeit wird daher mithilfe weiterer Analysen evaluiert, ob Befragte mit inkonsistentem Entscheidungsverhalten aus der Datenbasis ausgeschlossen werden müssen.

Zunächst wurde analysiert, ob Personen, die den Test auf Vollständigkeit nicht bestanden haben, die Ergebnisse der ökonometrischen Analysen verzerren. Dafür wurde jeweils ein MNL-Modell mit und ohne Referenz Status quo sowie ein ML-Modell mit Referenz Status quo geschätzt. Bei der Schätzung unter Verwendung ausschließlich der Personen, die den Test auf Vollständigkeit nicht bestanden haben, wird deutlich, dass einzelne Parameter nicht signifikant sind und die Vorzeichen und Größe der Parameter nicht den Annahmen zur Präferenzordnung entsprechen. Eine MNL-Schätzung auf Basis eines Datensatzes, der inkonsistente und konsistente Teilnehmer enthält, zeigt ebenfalls im Vergleich zur Schätzung mit ausschließlich konsistenten Datensätzen starke Abweichungen in den Koeffizienten, den Berechnungen der marginalen Zahlungsbereitschaft sowie weiteren Post-Analysen. Die Modellergebnisse werden damit signifikant von den Ergebnissen der inkonsistenten Datensätze beeinflusst.

Im nächsten Schritt wurde überprüft, ob das inkonsistente Verhalten von anderen Variablen beeinflusst wird. Hierzu wird mithilfe des Fisher-Yates-Tests die Unabhängigkeit der Variable für inkonsistentes Verhalten und soziodemografischer sowie weiterer Variablen getestet. Die abhängige Variable ist gleich eins, wenn der Befragte den Test auf Vollständigkeit nicht bestanden hat. Die unabhängigen Variablen beinhalten sowohl soziodemografische Merkmale als auch Proxys für die Komplexität des DCE und die Indifferenz der Befragten gegenüber den gezeigten Wahlalternativen. Diese sind gleich eins, wenn die Befragten angaben, dass die Befragung für sie schwierig war bzw. sie die gezeigten Alternativen als gleichwertig empfanden. Es zeigt sich zunächst, dass es keinen signifikanten Zusammenhang von inkonsistentem Verhalten und der Einschätzung der

<sup>&</sup>lt;sup>48</sup> Weitere Details zu den Gründen für irrationale Präferenzen finden sich bei San Miguel et al., 2005.

Verständlichkeit des Fragebogens gibt, was deutlich macht, dass die inkonsistenten Antworten nicht aufgrund von Verständnisproblemen zustande gekommen sind. Weiterhin zeigt sich kein Zusammenhang mit der Frage nach der Gleichwertigkeit der gezeigten Alternativen im Entscheidungsexperiment. Das inkonsistente Verhalten weist damit keinen Zusammenhang mit Indifferenz auf und lässt sich demnach nicht durch den als rational zu bewertenden Faktor Indifferenz erklären. Das inkonsistente Verhalten bleibt damit als irrational zu bewerten (vgl. San Miguel et al., 2005). Für die unabhängigen Variablen Geschlecht, Familienstand und Hochschulsemester zeigen sich signifikante Zusammenhänge. Betrachtet man ergänzend Cramers V bzw. die Pearson-Produkt-Moment-Korrelation als Maße für die Größe des Zusammenhangs, zeigen sich schwache Zusammenhänge. In der folgenden Tabelle sind die signifikanten Zusammenhangsmaße nochmals dargestellt.

Tab. 9 Zusammenhangsmaße inkonsistentes Verhalten

Variable	p-Wert	Cramers V	Pearson-Produkt-Moment- Korrelation	
Geschlecht	0.001	0.173	-	
Familienstand	0.023	0.122	-	
Hochschulsemester	0.017	-	-0.111	

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Ergänzt man die vorangegangenen Analysen um die Schätzung eines generalisierten linearen Modells, zeigt sich, dass auch hier die Variablen Geschlecht und Familienstand einen signifikanten Einfluss auf das inkonsistente Verhalten aufweisen. Männlichen Geschlechts zu sein erhöht die Wahrscheinlichkeit, inkonsistentes Verhalten zu zeigen, während ein lediger Familienstand die Wahrscheinlichkeit für inkonsistentes Verhalten verringert. Die unabhängige Variable Hochschulsemester ist hier nicht mehr signifikant. Inkonsistenz wird damit nur in sehr geringem Ausmaß durch soziodemografische Faktoren beeinflusst.

Auf Basis der durchgeführten Analysen kann folgende Abwägung getroffen werden. Um das Risiko zu verringern, dass Daten in die Analysen aufgenommen werden, die auf Grundlage von Entscheidungsverhalten entstanden sind, das sich deutlich von dem in den Modellen zugrunde gelegten nutzenmaximierenden Verhalten unterscheidet, werden die inkonsistenten Befragten aus dem finalen Datensatz entfernt. Dies reduziert auch das Risiko für Miss-Spezifikationen, welches ein Beibehalten der inkonsistenten Datensätze birgt (vgl. Hess et al., 2010, S. 412–413). Trotz der Datenbereinigung bleiben 326 Datensätze erhalten, die aufgrund des optimierten experimentellen Designs noch immer eine

ausreichend große Stichprobe darstellen. Weiterhin erhebt die Befragung keinen Anspruch auf Repräsentativität, sodass sich eine Bereinigung nicht negativ auf zu erfüllende Quoten im Rahmen der Stichprobe auswirkt. Die Entfernung irrationaler Präferenzen verbessert insbesondere in komplexen Experimenten den Modellfit und kann signifikant bessere Modellergebnisse liefern.<sup>49</sup> Auch in der vorliegenden Arbeit erhöht sich die Modellgüte, ohne dass sich eine Überanpassung der Modelle an die Daten gezeigt hat.

Jedem Befragten wurden neun Entscheidungssituationen vorgelegt, sodass sich eine Gesamtanzahl von 2934 betrachteten Entscheidungen ergibt. Als Basis dient ab hier der finale Datensatz N=326. Insgesamt entfielen 21 % der Entscheidungen auf den immer gleichbleibenden Status quo, 37 % auf Reformoption A und 42 % auf Reformoption B. Mit Blick auf das Entscheidungsverhalten zeigt sich, dass 20 Teilnehmer ausschließlich den Status quo gewählt haben. Diese Teilnehmer zeigen damit eine deutliche Präferenz für den Status quo und/oder eine strikte Abneigung gegen eines oder mehrere Elemente der Reformoptionen. Dafür sind verschiedene Gründe denkbar. In der Literatur weisen Salkeld et al. darauf hin, dass manche Menschen grundsätzlich eher das präferieren, was ihnen bereits bekannt ist, oder sie eine hohe Risikoaversion besitzen. Die hohe Skepsis gegenüber etwas Neuem bewegt sie dann dazu, in keiner Entscheidungssituation vom Status quo abzuweichen (vgl. Salkeld et al., 2000, S. 267). Ob es sich dabei um eine Verzerrung handelt, die auf systematischen Einflüssen von soziodemografischen Merkmalen auf das Entscheidungsverhalten beruht, wird im Folgenden betrachtet.

Analog zu den Zusammenhängen der internen Konsistenz mit verschiedenen soziodemografischen Faktoren wurden auch hier mithilfe des Fisher-Yates-Tests, Cramers V, der Pearson-Produkt-Moment-Korrelation sowie generalisierter linearer Modelle mögliche Zusammenhänge untersucht. Die abhängige Variable ist gleich eins, wenn der Befragte ausschließlich den Status quo gewählt hat. Die unabhängigen Variablen beinhalten sowohl soziodemografische Merkmale als auch Proxys für die Komplexität des DCE und die Indifferenz der Befragten gegenüber den gezeigten Wahlalternativen. Es wurden keine signifikanten Zusammenhänge gefunden, sodass die ausschließliche Entscheidung für den Status quo als Effekt betrachtet werden kann. Der positive Nutzen des Status quo ist damit für die betrachteten Befragten in allen gezeigten Entscheidungssituationen größer als der Nutzen der gezeigten Alternativen (vgl. Bonnichsen und Ladenburg, 2010). Der Anteil derjenigen, die ausschließlich den Status quo gewählt haben, ist im

\_

<sup>&</sup>lt;sup>49</sup> Weitere Details zum Umgang mit irrationalen Präferenzen finden sich bei Rezaei und Patterson, 2015; Hess et al., 2010.

vorliegenden DCE mit 6 % als sehr gering einzuschätzen. Andere vergleichbare Experimente zeigen Status-quo-Neigungen bis zu 39 % (vgl. Pfarr, 2013; vgl. Becker, 2006).

154 Teilnehmer haben ausschließlich eine der beiden Reformoptionen gewählt und damit ihre klare Präferenz für die Reformoption und/oder eine Abneigung gegen den Status quo zum Ausdruck gebracht. Ob es sich dabei um eine Verzerrung handelt, die durch systematische Einflüsse von soziodemografischen Merkmalen auf das Entscheidungsverhalten getrieben ist, wird auch hier mithilfe der oben beschriebenen Methoden untersucht. Die abhängige Variable ist gleich eins, wenn der Befragte ausschließlich die Alternativen gewählt hat. Nur für den Familienstand zeigt sich ein schwacher signifikanter Zusammenhang (p=0.016; Cramers V=0.154), der im linearen Modell jedoch nicht mehr nachgewiesen werden kann. Auch hier ist daher nicht von einer systematischen Verzerrung auszugehen. Sowohl die Neigung zum Status quo als auch die Neigung, ausschließlich Alternativen zu wählen, ist damit unabhängig von soziodemografischen Faktoren. Die Neigungen können somit als Effekt und nicht als Verzerrung betrachtet werden.

Achtmal eine Alternative wählten 44 Teilnehmer, siebenmal eine Alternative noch 35 Personen und sechsmal noch 23 Personen. Lediglich einmal eine Alternative wählten sechs Personen, zweimal vier Personen und dreimal fünf Personen. Aus untenstehender Tabelle geht nochmals die Verteilung des Entscheidungsverhaltens hervor.

Tab. 10 Entscheidungsverhalten

Anzahl der gewählten Alternativen	Anteil der Befragten
0	6 %
1	2 %
2	1 %
3	2 %
4	4 %
5	7 %
6	7 %
7	11 %
8	13 %
9	47 %

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Es wird deutlich, dass der Anteil der Entscheidungen für eine Alternative relativ hoch ist und bei der Mehrheit der Befragten eine deutliche Präferenz für eine der Alternativen besteht. Offenbar bewegten die durch das optimierte Design generierten Alternativen die Teilnehmer dazu, vom Status quo abzuweichen. Es lässt sich eine grundsätzliche Veränderungsbereitschaft der Teilnehmer erkennen.

Ein weiterer Einflussfaktor auf die Qualität des Antwortverhaltens können lexikografische Präferenzen sein. In diesem Fall bewertet der Befragte die gezeigten Alternativen ausschließlich auf Basis eines Subsets von Attributen. Auch wenn lexikografische Präferenzen nicht irrational sein müssen und häufig nicht die Axiome der Vollständigkeit und Transitivität verletzen, beruhen sie auf nicht-kompensatorischem Verhalten. Dies erschwert die Berechnung von Grenzraten der Substitution (vgl. Lancsar und Louviere, 2006, S. 801). Lexikografische Präferenzen lassen sich nur in sehr einfachen Experimenten mit zwei Attributen klar identifizieren, da hierbei eine Auswahl des beispielsweise immer günstigsten Produkts klar analysiert werden kann. Jedoch können auch bei derartig einfachen Entscheidungssituationen die Ausprägungen des anderen Attributs die Entscheidung beeinflussen und nicht lexikografisches Verhalten der Grund für das Entscheidungsverhalten sein. Auch individuenspezifische Schwellen für Attributlevels, die zunächst über- bzw. unterschritten werden müssen, bevor ein Teilnehmer von der kostengünstigsten Option abweicht, können eine relevante Rolle spielen und zunächst wie lexikografische Präferenzen anmuten. In komplexen Designs wie dem vorliegenden ist es daher nicht möglich, eindeutig zwischen echtem lexikografischem Verhalten und lexikografisch erscheinendem Verhalten zu unterscheiden. Daher wird darauf verwiesen, dass das Design, wie in der Literatur empfohlen, die Teilnehmer explizit dazu animiert, zwischen den drei Attributen abzuwägen und Trade-offs zu bilden (vgl. Hess et al., 2010, S. 409–411).

Abschließend ist festzuhalten, dass die Mehrheit der Befragten das Experiment als einfach oder eher einfach eingeschätzt hat, nur 8 % bewerteten die Durchführung als schwierig. Dies ist in Anbetracht der Komplexität und Unbekanntheit des Themas bei den Befragten als äußerst positiv zu bewerten. Eine Verzerrung oder Begünstigung von irrationalem Verhalten oder lexikografischen Präferenzen aufgrund von mangelndem Verständnis der Thematik oder der Methodik ist daher nicht zu erwarten.

#### 7.1.2 Beschreibung der Stichprobe

Die finale Stichprobe beinhaltet die Datensätze von 326 Befragten, die im Zeitraum vom 29. August bis 8. September 2022 an der Online-Panelbefragung teilgenommen haben. Wie bereits erläutert, erhebt die vorliegende Stichprobe keinen Anspruch auf Repräsentativität. Daher werden im Folgenden die soziodemografischen Merkmale der Stichprobe ausschließlich beschrieben, jedoch nur punktuell zur Einordnung mit amtlichen Statistiken verglichen. Die durchschnittliche Befragungsdauer der finalen Stichprobe betrug 17

Minuten und liegt damit 3 Minuten unter der Befragungsdauer des rein qualitativ bereinigten Datensamples und eine Minute über der durchschnittlichen Befragungsdauer des Pretests. Die durchschnittliche Dauer für die Beantwortung der Entscheidungssituationen lag bei 3 Minuten, also durchschnittlich 19 Sekunden pro Entscheidungssituation.

Das Durchschnittsalter der Befragten liegt bei 26 Jahren (SD = 5,54) und damit zweieinhalb Jahre über dem Durchschnittsalter aller Studierenden an deutschen Hochschulen im Wintersemester 2021/2022 (vgl. Destatis, 2023e). Mit 55 % ist die knappe Mehrheit der Befragten weiblich (n = 179). In der Grundgesamtheit der Studierenden liegt der Anteil der Frauen im Jahr 2021 bei 50 % (vgl. Destatis, 2023a). 90 % (n = 292) sind ledig und 92 % (n = 301) haben die deutsche Staatsbürgerschaft.

Mit Blick auf die aktuelle Studiensituation der Befragten zeigt sich, dass 38 % (n = 124) ein Studium mit wesentlichen wirtschaftswissenschaftlichen Elementen absolvieren, 62 % (n = 202) studieren ohne wirtschaftswissenschaftlichen Bezug. 58 % (n = 189) befinden sich im Bachelorstudium, 30 % (n = 97) im Masterstudium und 12 % (n = 40) in einem anderen Studienmodell. Im Durchschnitt befinden sich die Befragten im sechsten Semester (SD = 4,12) und damit im Falle eines Bachelorstudiums relativ am Ende ihres Grundstudiums. Diese Nähe zu einem möglichen Berufseinstieg macht die Beschäftigung mit der Absicherung von Pflegerisiken zu einem in naher Zukunft möglicherweise relevanten Thema für einen wesentlichen Teil der Befragten. Dies ist als äußerst positiv zu bewerten. Mit Blick auf die Parteipräferenzen wird deutlich, dass 53 % (n = 174) eher dem linken Spektrum der deutschen Parteienlandschaft zuzuordnen sind (Die Linke, SPD, Bündnis 90/Die Grünen), während sich 21 % (n = 67) eher dem rechten Spektrum zugehörig fühlen (CDU/CSU, FDP, AfD). 3 % (n = 11) haben andere Parteipräferenzen, 23 % (n = 74) geben an, keine Parteipräferenz zu haben.

Im Folgenden soll die Erwerbsbiografie der Befragten beschrieben werden. 69 % (n = 224) gehen zum Zeitpunkt der Befragung einer Erwerbstätigkeit nach, 76 % (n = 171) davon im Rahmen eines Angestelltenverhältnisses. 63 % (n = 206) sind in der Vergangenheit einer Erwerbstätigkeit nachgegangen, davon 83 % (n = 172) in einem Angestelltenverhältnis. Auch hier ist positiv hervorzuheben, dass der Großteil der Befragten bereits in einem Angestelltenverhältnis tätig war bzw. ist und angenommen werden kann, dass es bereits Berührungspunkte zur Finanzierung der sozialen Sicherung im Rahmen eines Beschäftigungsverhältnisses gegeben hat bzw. gibt. Nur wenn die Beschäftigungsverhältnisse nicht sozialversicherungspflichtig waren bzw. sind, sind die genannten

Berührungspunkte nicht vorauszusetzen. Die folgende Tabelle gibt einen Überblick über die deskriptive Statistik der soziodemografischen Daten.

Tab. 11 Deskriptive Statistik soziodemografische Daten

25,86 55,00 % 89,57 % 92,33 % 38,04 % 57,98 %	5,54
89,57 % 92,33 % 38,04 %	
92,33 % 38,04 %	
38,04 %	
,	
57,98 %	
5,91	4,13
68,71 %	
63,19 %	
46,93 %	
83,43 %	
72,70 %	
19,02 %	
	68,71 % 63,19 % 46,93 % 83,43 % 72,70 %

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Abschließend wird die Einkommens- und Vermögenssituation der Stichprobe beleuchtet. Das monatliche Gesamt-Nettoeinkommen (unter Einbezug aller summierten Einkommensquellen wie z. B. BAföG, Erwerbseinkommen (nach Abzug von Steuern, Sozialversicherungsbeiträgen und sonstigen Abgaben), Unterhaltsleistungen der Eltern etc.) der Befragten verteilt sich relativ gleichmäßig auf die vier abgefragten Einkommensklassen. 26 % (n = 85) haben ein monatliches Gesamt-Nettoeinkommen bis 500 €, 21 % (n = 68) bis 750 €, 24 % (n = 79) bis 1000 € und 29 % (n = 94) über 1000 €. Für das jährliche Bruttoeinkommen (Einkommen vor Abzug der Steuern, Sozialversicherungsbeiträge und sonstigen Abgaben) aus Erwerbstätigkeit im Alter von 60 Jahren erwartet der größte Teil der Befragten (44 %; n = 144) eine Summe zwischen 60.000 und 100.000 €. Die zweitgrößte Gruppe (39 %; n = 128) erwartet ein Einkommen von bis zu 60.000 €. 13 % (n = 43) erwarten ein jährliches Einkommen zwischen 100.000 € und 140.000 €. Lediglich 3 % (n = 11) erwarten ein Einkommen über 140.000 € pro Jahr. Mit Blick auf das erwartete Netto-Vermögen, das sich aus Sachvermögen (z. B. Immobilien, Grundstücke, Fahrzeuge, Schmuck) und Finanzvermögen (z. B. Sparguthaben, Fondsanteile, Aktien, private Renten- oder Lebensversicherungen, Beteiligungen) unter Abzug etwaiger Verbindlichkeiten (z. B. Hypotheken, Kredite, andere Schulden) zusammensetzt, im Alter von 60 Jahren unter Einbezug zu erwartender Erbschaften wird deutlich, dass 44 %

(n=145) ein Vermögen bis  $120.000 \, \in$  erwarten. 28 % (n=92) erwarten ein Vermögen zwischen  $120.000 \, \in$  und  $240.000 \, \in$ , 15 % (n=48) eines zwischen  $240.000 \, \in$  und  $360.000 \, \in$  und lediglich 13 % (n=41) ein Vermögen über  $360.000 \, \in$ . Abschließend erwarten lediglich 19 % (n=62) der Befragten ein Erbe, das sich positiv auf das geschätzte Netto-Vermögen im Alter von 60 Jahren ausgewirkt hat.

#### 7.1.3 Einstellungen zur SPV

Neben soziodemografischen Merkmalen wurden ergänzend zum DCE auch Einstellungen zur SPV abgefragt. Diese werden im Folgenden als Basis für die ökonometrischen Analysen beschrieben.

Im ersten Teil des komplementären Fragebogens lag der Fokus auf den Erfahrungen mit und Einschätzungen der Teilnehmer von Pflegebedürftigkeit und Pflegeabsicherung. Lediglich 14 % (n = 44) haben sich bereits umfassend mit der Frage "Wie sichere ich mich im Falle einer Pflegebedürftigkeit ab?" beschäftigt. 38 % (n = 123) haben sich oberflächlich damit auseinandergesetzt und 48 % (n = 159) noch gar nicht. Dies unterstreicht auch die Ergebnisse der Pronova-BKK-Umfrage (vgl. Kapitel 4.1), in der sich 55 % noch gar nicht mit der eigenen Pflegezukunft beschäftigt haben (vgl. Pronova BKK, 2018). 55 % (n = 180) haben bereits Erfahrungen mit einem Pflegefall in ihrem Umfeld gemacht. Die Wahrscheinlichkeit, selbst im Verlauf des Lebens pflegebedürftig zu werden, schätzen 14 % (n = 45) als wahrscheinlich und 42 % (n = 138) als eher wahrscheinlich ein. 8 % (n=27) halten die eigene Pflegebedürftigkeit für unwahrscheinlich und 36 % (n=116)für eher unwahrscheinlich. Damit unterschätzen die Befragten die Wahrscheinlichkeit der eigenen Pflegebedürftigkeit im Lebensverlauf deutlich. Im Jahr 2019 waren 73 % der Männer und 80 % der Frauen, die im Alter zwischen 80 bis 84 Jahren verstorben sind, in ihrem Leben pflegebedürftig, bei denjenigen, die im Alter von 90 Jahren und mehr verstorben sind, waren es 94 % der Frauen und 89 % der Männer (vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 66). Angst vor finanziellen Engpässen im Falle einer Pflegebedürftigkeit haben knapp zwei Drittel (67 %; n = 217), während 33 % (n = 109) keine oder nur eine geringe Angst haben. Dies deckt sich mit der ermittelten Angst vor finanziellen Engpässen im Rahmen der Zurich-Studie (vgl. Zurich, 2016), die in Kapitel 4.1 beschrieben wurde. Ähnliche Ergebnisse zeigen sich auch in den bereits zitierten Studien von PwC und der Bundesregierung (vgl. PwC, 2017; vgl. Presse- und Informationsamt der Bundesregierung, 2016). Ein ebenfalls großer Anteil der Befragten (72 %; n = 234) hält es für wahrscheinlich oder eher wahrscheinlich, im Falle einer Pflegebedürftigkeit unter Annahme der aktuellen Ausgestaltung der SPV den Lebensstandard von vor der Pflegebedürftigkeit nicht mehr halten zu können. Nur 6 % (n = 18) halten es für unwahrscheinlich, dass sich der Lebensstandard nicht halten lässt. Tabelle 12 zeigt eine Zusammenfassung der Erfahrungen mit Pflegeabsicherung.

Tab. 12 Deskriptive Statistik Erfahrungen mit Pflegeabsicherung

Variable	Mittelwert / Anteil in Stichprobe	Standard- abweichung	Skalen
Umfangreiche Beschäftigung mit Pflegeabsicherung*	13,50 %		
Erfahrung mit Pflegefall im eigenen Umfeld*	55,21 %		
Wahrscheinlichkeit Pflegebedürftigkeit	2,38	0,82	1 wahrscheinlich, 4 unwahrscheinlich
Angst vor finanziellen Engpässen im Pflegefall	2,85	0,94	1 keine Angst, 4 starke Angst
Wahrscheinlichkeit Verlust Lebensstandard im Pflegefall	2,03	0,87	1 wahrscheinlich, 4 unwahrscheinlich
* Dummy-Variablen			

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Im zweiten Teil des komplementären Fragebogens wurden Einstellungen zur Finanzierung der Pflegeversicherung abgefragt. Die Abfrage erfolgte jeweils anhand einer Skala von 1 ("Stimme überhaupt nicht zu") bis 5 ("Stimme voll und ganz zu"). Mehr als zwei Drittel der Befragten (71 %; n = 231) stimmen der Aussage, dass die pflegerische Versorgung der Bevölkerung eine gesamtgesellschaftliche Aufgabe darstellt, voll und ganz oder eher zu. Nur 5 % (n = 17) stimmen dieser Aussage überhaupt nicht zu. Einer Begrenzung der monatlichen Eigenanteile in ihrer absoluten Höhe stimmen 66 % (n = 205) voll und ganz oder eher zu. Für die Begrenzung der Eigenanteilszahlungen auf einen definierten Zeitraum zeigt sich ein ähnliches Bild. 5 % (n=16) sprechen sich gegen eine derartige Begrenzung aus, 58 % (n = 189) stimmen einer Begrenzung voll und ganz oder eher zu. Diese Ergebnisse zur Begrenzung der Eigenanteile decken sich auch mit dem im DCE gezeigten Entscheidungsverhalten derjenigen, die ausschließlich oder fast ausschließlich den Status quo gewählt und sich damit gegen eine Begrenzung der Eigenanteile ausgesprochen haben. Auch in der in Kapitel 4.1 zitierten Studie von Haumann wünschen sich 68 % eine Deckelung der Eigenanteilskosten (vgl. Haumann, 2018). Zu beachten ist in diesem Zusammenhang, dass die Einstellungsabfrage ohne Budgetrestriktionen erfolgt ist und keine expliziten Trade-offs wie im DCE gemacht werden mussten. Die Einstellungsabfragen können daher nur eine erste Indikation für die Präferenzen geben, die im Rahmen des DCE detaillierter erhoben und in Kapitel 7.2 und 7.3 genauer analysiert werden. Den verpflichtenden Einbezug von Beamten und Selbstständigen in die Finanzierung der SPV befürworten 63 % (n=205), 15 % (n=48) sprechen sich dagegen aus. Auch hier bestätigen sich die Ergebnisse einer anderen bereits zitierten Studie (vgl. Zok, 2011). Die

Zustimmung für den Einbezug von Kapitaleinkünften in die Beitragsbemessung fällt deutlich geringer aus, lediglich 19 % (n = 63) stimmen diesem Vorschlag voll und ganz und 26 % (n = 86) eher zu, 8 % (n = 27) lehnen einen Einbezug klar ab. Eine klare Zustimmung ergibt sich auch für den proportional stärkeren Einbezug von Vermögenden und Vielverdienern in die Finanzierung der SPV -63% (n = 204) stimmen voll und ganz oder eher zu – sowie die Unterstützung durch Hilfe zur Pflege für Personen, die die Eigenanteile nicht selbst aufbringen können -76% (n = 247) stimmen voll und ganz oder eher zu. Eine Abneigung zeigt sich gegen den Ersatz der SPV durch ausschließlich private Vorsorge. Dies lehnen 56 % (n = 184) ab, während lediglich 7 % (n = 24) dies voll und ganz befürworten. Für die Absicherung der Menschen im Pflegefall sowie den Erhalt des Lebensstandards sieht der Großteil der Befragten den Staat in der Verantwortung (70 %; n = 228), lediglich 2 % (n = 8) sehen ausschließlich den Bürger selbst dafür in der Pflicht. Einer verpflichtenden privaten Pflegezusatzversicherung als Ergänzung der SPV und zur Absicherung finanzieller Lücken stimmen 25 % (n = 81) zu, 37 % (n = 122) stimmen nicht zu und ein relativ großer Anteil von 38 % (n = 123) bleibt unentschlossen. Ähnliche Ergebnisse zeigen sich auch in einer Befragung von Zok (ebd.). Folgende Tabelle zeigt die Einstellungen zur Finanzierung in der Übersicht.

Tab. 13 Deskriptive Statistik Einstellungen zur Finanzierung

Variable	Mittelwert / Anteil in Stichprobe	Standard- abweichung	Skalen
Pflegerische Versorgung als gesamtgesellschaftliche Aufgabe	3,84	1,11	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Begrenzung der Eigenanteile in ihrer Höhe	3,82	1,11	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Begrenzung der Eigenanteile auf Zahlungszeitraum	3,66	1,14	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Einbezug weiterer Personengruppen in die SPV-Finanzierung	3,77	1,21	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Einbezug Kapitaleinkünfte in die Beitragsbemessung	3,36	1,17	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Stärkerer Einbezug Vermögender und Vielverdiener in die SPV-Finanzierung	3,68	1,28	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Aufkommen der Hilfe zur Pflege bei finanziellen Engpässen	4,02	1,13	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Private Vorsorge als Ersatz für die SPV	2,42	1,25	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu
Finanzierung der Eigenanteile durch private Versicherungen jeglicher Art*	61,97 %		
Finanzierung der Eigenanteile durch Hilfe zur Pflege, wenn diese nicht selbst aufgebracht werden können*	79,45 %		
Verpflichtende private Pflegezusatzversicherung	2,76	1,13	1 stimme überhaupt nicht zu, 5 stimme voll und ganz zu

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Mit Bezug auf die Finanzierung möglicher Eigenanteile würden die Befragten diese hauptsächlich durch eine private Pflege-Zusatzversicherung (39 %; n = 127) sowie Eigenkapital (37 %; n = 121) finanzieren. Im Rahmen der Zurich-Studie halten es mit 78 %

deutlich mehr Personen für sinnvoll, mit einer privaten Pflegezusatzversicherung vorzusorgen (vgl. Zurich, 2016), bei den unter 30-Jährigen finden es 62 % wichtig bis sehr wichtig, Pflegevorsorge zu treffen (vgl. Zok, 2011). Im Falle finanzieller Lücken in der eigenen Pflegeversorgung im Pflegefall würde sich mit 79 % (n = 259) der Großteil der Befragten auf die Hilfe zur Pflege verlassen. 19 % (n = 62) würden Angehörige um finanzielle Unterstützung bitten und 2 % (n = 5) andere Finanzierungsquellen in Anspruch nehmen.

Mit der deskriptiven Analyse der Einstellungen konnten erste Indikationen für die Präferenzen der Befragten abgeleitet werden. Dass die Ergebnisse im Wesentlichen denen der zitierten Studien aus Kapitel 4.1 entsprechen, ist dabei als besonders positiv zu bewerten. Im Folgenden werden weitergehende ökonometrische Analysen auf Basis des DCE mithilfe verschiedener Modelle durchgeführt.

# 7.2 Ökonometrische Analysen mit Referenz Status quo

In einem ersten Schritt wurden die beschriebenen Daten mit einem konkreten Bezug auf den Status quo der Attribute *Höhe der Eigenanteile* und *Zeitraum der Eigenanteilszahlungen* analysiert. Das Vorgehen folgte einem iterativen Prozess, der im Folgenden dargestellt wird und an dessen Ende ein Mixed-Logit-Modell mit Error-Komponente als finales Modell mit Status-quo-Bezug steht. Die Schätzung aller Modelle erfolgte mithilfe des Pakets Apollo (Version 0.2.8) (vgl. Hess und Palma, 2021) in der Statistiksoftware R (Version 4.1.2). Die Schätzungen wurden mithilfe der Maximum-Likelihood-Methode durchgeführt (vgl. Kapitel 5.3.2 und 5.3.3). Auf die hierarchisch-bayesianische Schätzungsmethodik wurde verzichtet, da diese Methodik Parameter in einem a priori vorgegebenen Rahmen berücksichtigt. Da aufgrund fehlender ökonometrischer Analysen zum vorliegenden Forschungsgegenstand keine belastbaren A-priori-Annahmen gemacht werden können, könnte eine hierarchisch-bayesianische Schätzung die Parameterschätzungen verfälschen.

Von der Spezifikation der Nutzenfunktion ist abhängig, wie gut ein Modell die Realität abbilden kann. Als Basismodell wurde zunächst ein MNL-Modell mit fixen Parametern für alle drei Attribute geschätzt. Im Anschluss wurde das Basismodell um die Error-Komponente  $ec_i$  ergänzt und damit zu einem Mixed-Logit-Modell erweitert.<sup>50</sup> Die Error-Komponente stellt einen randomisierten Parameter dar, der kein Attribut multipliziert.

<sup>&</sup>lt;sup>50</sup> Details zum Aufbau der Modelle finden sich in Kapitel 5.3.

Sie ermöglicht es, Korrelationen über Entscheidungen eines Individuums explizit zu berücksichtigen, den sogenannten Pseudo-Panel-Effekt (vgl. Hess et al., 2008).<sup>51</sup> Der randomisierte Parameter wurde mithilfe des Halton-Algorithmus geschätzt. Dieser ist insbesondere für Modelle mit weniger als sechs randomisierten Parametern geeignet. Bei einer größeren Anzahl an randomisierten Parametern ergeben sich Kollinearitätsproblematiken (vgl. Bhat, 2003).<sup>52</sup> In einem iterativen Verfahren wurde entschieden, 2000 Ziehungen für die Verteilungssimulation zu nutzen, da sich der Modellfit ab dieser Anzahl an Ziehungen stabil für weitere Erhöhungen der Anzahl an Ziehungen zeigte (vgl. Hensher und Greene, 2003, S. 154–155).

Das Preisattribut weist häufig Heterogenität auf, die sich durch das aktuelle Einkommen erklären lässt. Im Rahmen der vorliegenden Studie ist das Preisattribut jedoch bereits als Prozentsatz von einem Einkommen definiert. Daher kann nicht davon ausgegangen werden, dass der Beitragssatz in unterschiedlichen Einkommensklassen heterogen wahrgenommen wird. Um diese Annahme zu überprüfen, wurde für das Preisattribut Beitragssatz dennoch getestet, ob dieses in Abhängigkeit vom Einkommen Heterogenität aufweist. Es zeigt sich für den Beitragssatz weder in einem MNL-Modell noch in einem ML-Modell eine signifikante Heterogenität, die sich durch das Einkommen erklären lässt. Der Beitragssatz wird demnach unabhängig von Einkommensklassen gleich wahrgenommen. Der Parameter für den Beitragssatz wird daher als fixer, linearer Parameter in das Modell aufgenommen. Eine quadratische Spezifikation wurde zwar geprüft, erwies sich jedoch nicht als statistisch signifikant. Die Attribute Höhe der Eigenanteile und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen gehen als dummycodierte Variablen mit Referenzlevel ungedeckelt in das Modell ein. Dieses Referenzlevel entspricht dem Status quo der SPV und ist daher inhaltlich besonders gut als Vergleichslevel geeignet (vgl. Daly et al., 2016). Weiterhin wurde in die Nutzenfunktion des Status quo eine alternativenspezifische Konstante  $\beta_0$  aufgenommen.<sup>53</sup> Dem zu schätzenden Modell mit Error-Komponente liegt folgende Nutzenfunktion der Alternativen *i* und Befragten *n* zugrunde:

<sup>&</sup>lt;sup>51</sup> Weitere Details zur Nutzung von Error-Komponenten in Discrete-Choice-Modellen finden sich bei Train, 2009.

<sup>&</sup>lt;sup>52</sup> Details zu dem alternativen Algorithmus des Modified-Latin-Hypercube-Sampling finden sich bei Hess et al., 2006.

<sup>&</sup>lt;sup>53</sup> Auf die Aufnahme von stochastischen Variablen in die Nutzenfunktion wurde verzichtet, da dies nur bei Unsicherheit in Bezug auf die Attribute notwendig ist. Dies kann insbesondere für RevP-Daten der Fall sein, ist bei den StaP-Daten der vorliegenden Arbeit jedoch nicht anzunehmen. Details zur Nutzung von stochastischen Variablen in DCE finden sich bei Díaz et al., 2015.

$$\begin{split} U_{in} &= \beta_0 + \beta_{Beitr} * Beitr_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEE300} * H\ddot{o}heEE_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEE600} * \\ H\ddot{o}heEE_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEE900} * H\ddot{o}heEE_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEEunb} * H\ddot{o}heEE_{in} + \\ \beta_{ZeitEE12} * ZeitEE_{in} + \beta_{ZeitEE42} * ZeitEE_{in} + \beta_{ZeitEE72} * ZeitEE_{in} + \\ \beta_{ZeitEEunb} * ZeitEE_{in} + e_{in} + ec_{in} \end{split}$$

In der folgenden Tabelle sind die Ergebnisse des Basis-MNL-Modells sowie des ML-Modells mit Error-Komponente gegenübergestellt.

Tab. 14 Modellvergleich MNL und ML mit Error Komponente

	MI	NL	ML mit Error-Komponente			
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik		
Error-Komponente ec	-	-	-1.006	-16.710		
$\beta_0$ Konstante	-0.146	-1.474	-0.382	-2.717		
β Beitrag	-0.341	-12.624	-0.430	-13.162		
β Höhe Eigenanteile 300	1.218	11.499	1.493	11.604		
β Höhe Eigenanteile 600	0.846	8.768	1.038	8.737		
β Höhe Eigenanteile 900	0.416	4.632	0.461	4.204		
β Höhe Eigenanteile unbegrenzt	0.000	NA	0.000	NA		
β Zeit Eigenanteile 12	0.621	6.660	0.808	7.463		
β Zeit Eigenanteile 42	0.307	3.578	0.403	3.857		
β Zeit Eigenanteile 72	0.161	1.938	0.216	2.284		
β Zeit Eigenanteile unbegrenzt	0.000	NA	0.000	NA		
	Modellfit					
Log-likelihood (0)	-2507.03		-2507.03			
Log-likelihood (final)	-2355.92		-2195.20			
AIC	4727.84		4408.40			
BIC	477	3.70	4459.99			
Geschätzte Parameter		3	9			
Beobachtungen	2282 2282			82		

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Die Ergebnisse des ML-Modells mit Error-Komponente zeigen, dass dieses Modell dem MNL-Modell in den Gütekriterien überlegen ist. Das Modell mit Error-Komponente weist ein deutlich niedrigeres Akaikes Informationskriterium (AIC) auf. Modelle mit einem niedrigeren AIC sind zu favorisieren. Es lässt sich auch schreiben als:

$$AIC = -2LL + 2 * k$$

(7.2)

(7.1)

wobei LL die Likelihood des Gesamtmodells und *k* die Anzahl der geschätzten Parameter ist. Der Fokus dieses Gütekriteriums liegt auf der Schätzung der Menge an verlorengegangener Information des Modells (vgl. Hauber et al., 2016, S. 307).

Insgesamt entfielen von den 2282 im Modell berücksichtigten Entscheidungen 23 % auf den gleichbleibenden Status quo, 41 % auf Reformoption A und 36 % auf Reformoption B. Die Ergebnisse zeigen zunächst, dass alle geschätzten Parameter signifikant sind. Die alternativenspezifische Konstante  $\beta_0$  ist ebenfalls signifikant und besitzt ein negatives Vorzeichen. Dies gibt einen Hinweis darauf, dass die Befragten willig sind, vom Status quo abzuweichen, und etwas Neuem – in diesem Fall den Reformalternativen – grundsätzlich positiv gegenüberstehen. Alle Attribute haben einen signifikanten Einfluss auf den Nutzen. Auch die Vorzeichen entsprechen den theoretischen Vorüberlegungen. Der Preisparameter hat ein negatives Vorzeichen, die Parameter der Attribute  $H\ddot{o}he\ der\ Eigenanteile$  und  $Zeitraum\ der\ Eigenanteilszahlungen$  besitzen positive Vorzeichen, da ihre Levels im Vergleich zur jeweiligen Referenz ungedeckelt geschätzt werden. Auch die Größenverhältnisse der Parameter entsprechen den theoretischen Vorüberlegungen – die theoretische Validität ist damit bestätigt.

Mithilfe eines T-Tests für generische Parameter wurde weiterhin geprüft, ob die Parameter der dummycodierten Attributlevels signifikant voneinander verschieden sind. Hierfür wurde folgende Formel angewendet:

$$t_{test} = \frac{(\hat{\beta}_{m-}\hat{\beta}_{n})}{\sqrt{\hat{\sigma}_{m}^{2} + \hat{\sigma}_{n}^{2} - 2cov(\hat{\beta}_{m,}\hat{\beta}_{n})}}$$

$$(7.3)$$

in der  $\hat{\beta}_m$  und  $\hat{\beta}_n$  die beiden zu vergleichenden Parameter sind und  $\hat{\sigma}_m^2$  und  $\hat{\sigma}_n^2$  ihre jeweilige Varianz (vgl. Cherchi und Cirillo, 2008). Alle Levels innerhalb der Attribute sind signifikant voneinander verschieden und wirken sich damit unterschiedlich auf den Nutzen aus.

Grundsätzlich zeigt sich eine positive, signifikante marginale Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile in Höhe und Zeitraum. Die Zahlungsbereitschaft lässt sich bei fixen Parametern wie im vorliegenden Modell als das Verhältnis des zu betrachtenden Parameters  $\beta_m$  zum negativen Preisparameter  $\beta_{Beitr}$  schreiben als:

$$WTP = -\frac{\beta_m}{\beta_{Beitr}}$$

Mithilfe der Delta-Methode können Standardfehler für die abgeleitete Zahlungsbereitschaft berechnet werden.<sup>54</sup> Diese sind insbesondere relevant, um die Genauigkeit der Schätzungen zu bewerten. Für eine Begrenzung der Eigenanteile von unbegrenzt auf 300 € monatlich sind die Befragten bereit, 3,47 Prozentpunkte Beitragssatz mehr zu bezahlen, für eine Begrenzung auf 600 € monatlich noch 2,42 Prozentpunkte mehr und auf 900 € monatlich noch 1,07 Prozentpunkte mehr. Die marginale Zahlungsbereitschaft für eine zeitliche Begrenzung der Eigenanteile liegt für eine Begrenzung auf 12 Monate im Gegensatz zu einem unbegrenzten Zeitraum bei 1,88 Prozentpunkten, für eine Begrenzung auf 42 Monate noch bei 0,94 und für 72 Monate noch bei 0,50 Prozentpunkten im Vergleich zum unbegrenzten Status quo.

Der Zusammenhang zwischen der abhängigen und einer unabhängigen Variable kann weiterhin mithilfe von Odds interpretiert werden. In diesem Zusammenhang wird die Wahrscheinlichkeit, dass ein Ereignis eintritt, in das Verhältnis zum Nichteintreffen des Ereignisses gestellt, wie folgende Formel zeigt:

$$Odds = \frac{P(y \, trifft \, ein)}{P(y \, trifft \, nicht \, ein)} = \frac{P(y \, trifft \, ein)}{1 - P(y \, trifft \, ein)}$$
(7.5)

Für eine konkrete Interpretation der Koeffizienten wird auf dieser Basis das Verhältnis zweier Odds genutzt. Das Odds Ratio lässt sich dabei schreiben als:

$$Odds \ Ratio = \frac{Odds \ nach \ dem \ Anstieg \ von \ x \ um \ eine \ Einheit}{Odds \ vor \ dem \ Anstieg \ von \ x \ um \ eine \ Einheit} = \frac{Odds_{nach}}{Odds_{vor}}$$
$$= e^{\beta}$$
(7.6)

Die Odds Ratios einer unabhängigen Variable zeigen die Veränderung der relativen Wahrscheinlichkeit von y = 1, wenn diese um eine Einheit steigt und alle anderen

\_

(7.4)

<sup>&</sup>lt;sup>54</sup> Weitere Details zur Nutzung der Delta-Methode im Rahmen von Entscheidungsmodellen finden sich bei Daly et al., 2023.

Elemente im Modell konstant gehalten werden. Ist das Odds Ratio = 1, so ergibt sich keine Veränderung. Ist das Odds Ratio < 1, zeigt dies eine Abnahme der Odds an, während ein Odds Ratio > 1 eine Zunahme der Odds bedeutet (vgl. Universität Zürich, 2023). Wird der Beitragssatz um einen Prozentpunkt erhöht, verringert sich die Wahlwahrscheinlichkeit für eine jeweilige Alternative – ceteris paribus – um den Faktor 0,65. Bei einer Begrenzung der Eigenanteile von unbegrenzt auf 300 € monatlich erhöht sich die Wahlwahrscheinlichkeit auf mehr als das Vierfache (Faktor 4,5), bei einer Begrenzung auf 600 € noch um den Faktor 2,8 und bei einer Begrenzung auf 900 € um den Faktor 1,6. Bei einer Veränderung der zeitlichen Begrenzung von unbegrenzt auf 12 Monate erhöht sich die Wahlwahrscheinlichkeit um den Faktor 2,2, bei einer Begrenzung auf 42 Monate um den Faktor 1,5 und bei 72 Monaten noch um den Faktor 1,2. Die Ergebnisse der bisherigen Analysen geben einen ersten Einblick in die Präferenzen der Befragten im Vergleich zum Status quo. Um weitergehende Einblicke in die Präferenzstrukturen zu erhalten, werden in den folgenden Auswertungen die Attribute Höhe der Eigenanteile und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen als metrische Variablen in das Modell aufgenommen.

# 7.3 Ökonometrische Analysen ohne Referenz Status quo

#### 7.3.1 Das Mixed-Logit-Modell – Basismodell

Die Berücksichtigung von Heterogenität in der Befragtengruppe bietet die Möglichkeit, Präferenzen noch genauer zu analysieren und zusätzliche Post-Analysen durchzuführen (vgl. Morey und Rossmann, 2003; vgl. Dias und Belcher, 2015). Auch ein Interpolieren zwischen einzelnen Schätzwerten wird durch eine metrische Codierung der Attribute möglich. Der Fokus der Analysen verschiebt sich dabei von einem konkreten Vergleich mit dem Status quo hin zu einer Analyse der Begrenzungshöhen, wie sie auch in der Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs im Fokus stehen.

Das in Kapitel 7.2 dargestellte Modell verändert sich durch die metrische Codierung der Attribute zwei und drei zur folgenden Nutzenfunktion der Alternativen *i* und Befragten *n*:

$$U_{in} = \beta_0 + \beta_{Beitr} * Beitr_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEE} * H\ddot{o}heEE_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEEunb} *$$
$$H\ddot{o}heEE_{in} + \beta_{ZeitEE} * ZeitEE_{in} + \beta_{ZeitEEunb} * ZeitEE_{in} + e_{in} + ec_{in}$$

(7.7)

Die Koeffizienten der metrisch skalierten Faktoren Höhe der Eigenanteile  $\beta_{H\"oheEE}$  und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen  $\beta_{ZeitEE}$  werden dabei nur geschätzt, wenn ein anderes Level als ungedeckelt ausgewählt wurde. Die Koeffizienten  $\beta_{H\"oheEEunb}$  und  $\beta_{ZeitEEunb}$  gehen als dummycodiert in das Modell ein und unterscheiden, ob jeweils das Level ungedeckelt gewählt wurde oder nicht. Für weitergehende Analysen werden ausschließlich die metrischen Koeffizienten der Attribute verwendet, da die Präferenzen für die Begrenzungen der Eigenanteile im Fokus dieser Arbeit stehen.

Aufgrund der Tatsache, dass der Faktor Zeitraum der Eigenanteilszahlungen als metrisch skalierte Variable in das Modell einbezogen wurde, ist nun zu prüfen, ob diese möglicherweise einen abnehmenden Grenznutzen aufweist bzw. inwieweit die Variable transformiert werden muss. Ein abnehmender Nutzen würde dann die Realität besser nachbilden, falls Einsparungen in den höheren Wertebereichen einen geringeren Wert für die Konsumenten haben als die gleichen Einsparungen in niedrigeren Wertebereichen. Um dies zu überprüfen, wird eine Box-Cox-Transformation durchgeführt (vgl. Box und Cox, 1964). Sollte sich ein abnehmender Grenznutzen bestätigen, kann dies wichtige Hinweise auf die Wahrnehmung von Zeit geben. Die Box-Cox-Transformation wurde mithilfe folgender Umwandlung durchgeführt:

$$\beta_{ZeitEE} * \frac{(ZeitEE^{\lambda_{ZeitEE}}) - 1}{\lambda_{ZeitEE}}$$
(7.8)

In den Ergebnissen zeigt sich, dass  $\lambda$  nicht signifikant ist. Daher wird der Parameter ohne Box-Cox-Transformation in das Modell aufgenommen.

Weiterhin ist zu definieren, welche Attribute als randomisierte Parameter (RP) in die Nutzenfunktion aufgenommen werden sollen. Das Preisattribut wird im Rahmen der vorliegenden Studie bereits als Prozentsatz von einem Einkommen definiert und weist keine Heterogenität in Bezug auf Einkommensklassen auf. Der Parameter für den Beitragssatz wird daher als fixer Parameter in das Modell aufgenommen.<sup>55</sup>

Die beiden Attribute Höhe des monatlichen Eigenanteils und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen finden als randomisierte Parameter Eingang in das Modell, da hier Heterogenität zu erwarten war, die sich auch in Spezifikationstests bestätigt hat. Für randomisierte

5

<sup>&</sup>lt;sup>55</sup> Weitere Ausführungen zur Spezifikation der Parameter finden sich in Kapitel 7.2.

Parameter ist zu definieren, welche Verteilung für diese angenommen werden soll. Um diese für das finale Modell festzulegen, wurde zunächst eine Normalverteilung angenommen, wie in zahlreichen Studien empfohlen wird (vgl. Morey und Rossmann, 2003; vgl. Train, 2009). Weitere Verteilungen sollten insbesondere geprüft werden, wenn die Modellergebnisse auf Basis einer Normalverteilung kontraintuitive Ergebnisse für Koeffizienten mit klaren Vorzeichenerwartungen zeigen (vgl. Hess et al., 2005, S. 7). Im Rahmen dieser Untersuchung ist das nicht der Fall. Dennoch wird geprüft, ob eine lognormale Verteilung einen besseren Modellfit erzeugt. Die lognormale Verteilung ist die am häufigsten genutzte Verteilung, wenn eine klare Annahme bezüglich des Vorzeichens eines Parameters existiert. Eine Variable folgt einer lognormalen Verteilung, wenn ihr Logarithmus normalverteilt ist. Diese Verteilung hat bereits in anderen Studien stabile Analyseergebnisse geliefert (ebd; vgl. Train und Sonnier, 2003; vgl. Hensher und Greene, 2003), weist jedoch zwei wesentliche Nachteile auf: Die Verteilung zeichnet sich durch einen langen Schweif aus, der zu Problemen mit der Überschätzung von Standardabweichungen führen kann (vgl. Hess und Polak, 2009). Weiterhin konvergieren Modelle aufgrund der lognormalen Verteilung der Parameter deutlich langsamer, was die Berechnungszeiten teilweise enorm verlängert (vgl. Hess et al., 2005, S. 9–10). Die lognormale Verteilung wurde für beide randomisierten Parameter getestet. Für beide Parameter zeigte sich kein signifikant verbesserter Modellfit im Gegensatz zu normalverteilten Parametern. Dies wurde auch durch einen Vergleich der getesteten Modelle auf Basis des AIC bestätigt. Weitere Verteilungen wurden im Rahmen dieser Arbeit nicht betrachtet, da sie aufgrund der theoretischen Vorüberlegungen zum Entscheidungsverhalten für die randomisierten Parameter nicht sinnvoll erscheinen.<sup>56</sup>

Interaktionseffekte zwischen Attributen werden nicht berücksichtigt, da diese durch die Berücksichtigung von diversen Restriktionen im Design verzerrt würden und die Schätzung von Interaktionseffekten eine größere Stichprobengröße notwendig machen würde als die Schätzung von Haupteffekten, weil mit derselben Menge an Information aus den Entscheidungssets mehr Parameter geschätzt werden müssen. Die Menge an Information pro Parameter sinkt damit und die Anforderungen an die Stichprobengröße steigen (vgl. Mariel et al., 2021, S. 44). Weiterhin ist die vorliegende Arbeit die erste Untersuchung der Präferenzen für eine Finanzierungsreform im Sinne des SST und es liegen bisher keine empirischen Hinweise darauf vor, dass es Interaktionen zwischen den Attributen

<sup>&</sup>lt;sup>56</sup> Details zu anderen Verteilungen im Rahmen von Discrete-Choice-Modellen finden sich bei Hess et al., 2005; Train und Sonnier, 2003.

gibt. Im Reformvorschlag ist die Begrenzung der Höhe der Eigenanteile grundsätzlich unabhängig von einer Begrenzung des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen. Im Rahmen dieser Arbeit sollen daher zunächst die Präferenzen für die einzelnen Reformelemente analysiert werden. Betrachtet man das Entscheidungsverhalten in Bezug auf die Gesamtsumme der jeweils gezeigten Eigenanteilszahlungen, indem man Höhe und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen je Alternative multipliziert, zeigt sich darüber hinaus, dass in 52,2 % der Fälle die Option mit dem höheren Gesamtprodukt gewählt wurde, während 47,8 % der Entscheidungen auf die Option mit der jeweils niedrigeren Gesamtsumme an Eigenanteilszahlungen gefallen sind. Die Gesamtsumme der Eigenanteilszahlungen – also die Multiplikation der Höhe der Eigenanteile mit dem Zeitraum der Begrenzungen – scheint nicht der entscheidende Faktor zu sein. Dies unterstreicht die Angemessenheit der Berücksichtigung von Haupteffekten im Modell.

In einem iterativen Prozess wurde auch hier zunächst ein MNL-Modell geschätzt. Um Heterogenität zu berücksichtigen, wurde im Anschluss ein ML-Modell mit 2000 Halton-Ziehungen für die randomisierten Parameter geschätzt. Das ML-Modell mit randomisierten Parametern ist dem MNL-Modell auf Basis der Betrachtung des AIC-Wertes in Bezug auf die Modellgüte überlegen. Im finalen Modell wurde, analog zum Modell aus Kapitel 7.2, zusätzlich noch die Error-Komponente mit aufgenommen, um den Pseudo-Panel-Effekt auch hier zu berücksichtigen. Im finalen Modell wurden ausschließlich interindividuelle Ziehungen für die randomisierten Parameter berücksichtigt. Intraindividuelle Heterogenität wird durch die Error-Komponente aufgefangen. Folgende Tabelle stellt die geschätzten Koeffizienten der drei Modelle gegenüber. Das Modell mit Error-Komponente und randomisierten Parametern weist auf Basis des Likelihood-Ratio-Tests eine signifikant höhere Modellgüte auf als das ML-Modell ohne Error-Komponente. Der Likelihood-Ratio-Test vergleicht zwei Modelle unterschiedlicher Komplexität (vgl. Train, 2009, S. 70–71).

Tab. 15 Modellvergleich MNL, ML mit RP und ML mit RP und Error-Komponente

	MNL		ML n	nit RP	ML mit RP und Error-Komponente	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
Error-Komponente ec	-	-	-	-	0.822	11.247
$\beta_0$ Konstante	-0.151	-1.529	-0.413	-3.581	-0.466	-3.295
β Beitrag	-0.339	-12.556	-0.419	-12.838	-0.473	-13.060
μ Höhe Eigenanteile	-	-	-0.200	-9.099	-0.208	-9.265
σ Höhe Eigenanteile	-	-	0.214	12.666	0.185	9.885
β Höhe Eigenanteile	-0.132	-9.010	-	-	-	-
β Höhe Eigenanteile unbegrenzt	-1.611	-11.859	-2.058	-12.611	-2.254	-12.539
μ Zeit Eigenanteile	-	-	-0.128	-6.044	-0.133	-6.162
σ Zeit Eigenanteile	-	-	0.216	10.963	0.194	9.079
β Zeit Eigenanteile	-0.077	-5.416	-	-	-	-
β Zeit Eigenanteile unbegrenzt	-0.681	-6.738	-0.851	-7.354	-0.998	-7.813
	Modellfit					
Log-likelihood (0)	-2507.03		-2507.03		-2507.03	
Log-likelihood (final)	-2356.81		-2179.22		-2139.09	
AIC	4725.61		4374.44		4296.18	
BIC	4760.01		4420.3		4347.78	
Geschätzte Parameter	6		8		9	
Beobachtungen	22	82	2282		2282	

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Alle Parameter des finalen Modells sind statistisch signifikant. Die Signifikanz der Streuungsparameter  $\sigma$  und der Mittelwerte  $\mu$  weist darauf hin, dass es signifikante Heterogenität in den Präferenzen der Begrenzungen der Höhe und des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen gibt. Die alternativenspezifische Konstante  $\beta_0$  ist ebenfalls signifikant negativ, was die Abneigung gegen den Status quo wie bereits in Kapitel 7.2 beschrieben deutlich macht. Auch der Parameter für den Pseudo-Panel-Effekt bleibt wie in Kapitel 7.2 erläutert signifikant.

#### 7.3.2 Das Mixed-Logit-Modell – erweitertes Modell mit Kovariaten

In den vorangegangenen Kapiteln wurden allgemeine Präferenzen für eine Reform der Finanzierung der SPV analysiert. Im Folgenden wird das ML-Modell um erklärende Variablen ergänzt, um Heterogenität in den vorliegenden Daten aufzuklären. Aus bisherigen fragebogenbasierten Studien lassen sich verschiedene Teilfragestellungen ableiten, die in Kapitel 4.2 hergeleitet wurden. Die zitierten Studien in Kapitel 4.1 beschränken sich dabei auf die deskriptive Analyse von Einstellungen, ohne Trade-offs zu berücksichtigen. Die Ergebnisse des vorliegenden DCE sollen daher dazu dienen, die Ergebnisse der fragebogenbasierten Studien zu überprüfen sowie weitere erklärende Faktoren zu

berücksichtigen. Der komplementäre Fragebogen zum DCE erhebt alle relevanten Daten, die zur Analyse der Heterogenität genutzt werden sollen.

Um den Einfluss erklärender Variablen auf die Präferenzen für die Finanzierung der SPV zu untersuchen, muss das in Kapitel 7.3.1 definierte Modell um Interaktionsterme ergänzt werden. In einem iterativen Prozess wird das Grundmodell um die folgenden Interaktionsterme zum finalen Modell erweitert:

$$\beta_{H\ddot{o}heEE\_alle} + \beta_{H\ddot{o}heEE\_KontPfl\_ja} * KontPfl\_ja + \beta_{H\ddot{o}heEE\_EinstZVS} *$$

$$EinstZVS + \beta_{H\ddot{o}heEE\_EinstFin4} * EinstFin4 + \beta_{H\ddot{o}heEE\_ERerw\_ja} * ERerw\_ja$$

$$\beta_{ZeitEE\_alle} + \beta_{ZeitEE\_ERerw\_ja} * ERerw\_ja$$

$$(7.9)$$

Soziodemografische Daten sowie Daten zu Einstellungen gegenüber der SPV werden als Kovariaten bzw. zusätzliche erklärende Variablen in das Modell aufgenommen und für diese jeweils ein Koeffizient geschätzt. Das Preisattribut ist durch die prozentuale Ausgestaltung bereits relativ zum Einkommen definiert. Wie bereits erläutert, weist das Preisattribut keine signifikante Heterogenität in Bezug auf Einkommensklassen auf und wird daher im Rahmen dieses Modells weiterhin als fixer Parameter berücksichtigt. Der Fokus der Aufklärung von Heterogenität liegt darauf, die Unterschiede in den Präferenzen für die Begrenzung der Eigenanteilshöhen und der Zahlungszeiträume zu untersuchen. Darüber hinaus wird jeweils ein randomisierter Parameter für Höhe und Zeitraum geschätzt, um die verbleibende allgemeine Heterogenität in der Stichprobe weiterhin zu berücksichtigen. Das Modell wird analog zum ML-Modell mit 2000 Halton-Ziehungen geschätzt.

Tab. 16 Mixed-Logit-Modell mit Kovariaten

	ML mit Kovariaten			
	Koeffizient	t-Statistik		
Error-Komponente ec	-0.799	-11.155		
β <sub>0</sub> Konstante	-0.464	-3.321		
β Beitrag	-0.471	-13.076		
μ Höhe Eigenanteile	-0.483	-7.953		
σ Höhe Eigenanteile	0.165	9.083		
β Höhe Eigenanteile unbegrenzt	-2.236	-12.527		
μ Zeit Eigenanteile	-0.151	-6.542		
σ Höhe Eigenanteile	0.190	8.967		
β Zeit Eigenanteile unbegrenzt	-0.995	-7.834		
β Höhe*Kontakt Pflegeabsicherung (KontPfl_ja)	0.073	2.589		
β Höhe*Zusatzversicherung (EinstZVS)	0.034	2.661		
β Höhe*Personenkreis SPV (EinstFin4)	0.035	2.956		
β Höhe*erwartetes Erbe (ERerw_ja)	0.074	2.088		
β Zeit*erwartetes Erbe (ERerw_ja)	0.088	2.176		
	Mod	lellfit		
Log-likelihood (0)	-2507.03			
Log-likelihood (final)	-2120.34			
AIC	4268.68			
BIC	4348.94			
Geschätzte Parameter	14			
Beobachtungen	2282			

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Es wird in Tabelle 16 deutlich, dass sowohl der Mittelwert  $\mu$  als auch die Streuung  $\sigma$  im vorliegenden Modell weiterhin signifikant sind. Die erklärenden Variablen verbessern das Modell im Gegensatz zum ML-Modell ohne Kovariaten, es bleibt jedoch Heterogenität in der Wahrnehmung der Parameter bestehen. Jegliche Heterogenität wird dabei in den randomisierten Parametern für Höhe und Zeitraum der Begrenzungen der Eigenanteilszahlungen aufgefangen.

Die Ergebnisse zeigen, dass Personen, die sich bereits mit der eigenen Absicherung im Pflegefall beschäftigt haben, eine geringere Präferenz für die Begrenzung der Höhe der monatlichen Eigenanteile besitzen als Personen, die sich noch nicht mit der eigenen Pflegeabsicherung beschäftigt haben. Je stärker Personen den Einbezug weiterer Gruppen in die Finanzierung der SPV befürworten und je stärker Personen einer verpflichtenden privaten Pflege-Zusatzversicherung zustimmen, desto geringer ist ihre Präferenz für eine Begrenzung der monatlichen Eigenanteile in ihrer Höhe. Die erklärende Variable, ob ein Erbe erwartet wird, besitzt einen signifikanten Einfluss auf die Wahrnehmung der Höhe und des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen. Die Personen, die kein Erbe erwarten,

besitzen eine stärkere Präferenz für die Begrenzung der Eigenanteile in Höhe und Zeitraum. Ein zu erwartendes Erbe ist die einzige erklärende Variable, die einen Beitrag zur Aufklärung der Heterogenität im Parameter für den Zeitraum der Eigenanteilszahlungen leistet. Es zeigt sich keine signifikante Heterogenität, die sich durch soziodemografische Charakteristika der Teilnehmer erklären lässt. Auch die anderen Variablen, die im komplementären Fragebogen erhoben wurden, leisten keinen signifikanten Beitrag zur Aufklärung der Heterogenität in der vorliegenden Stichprobe.

Mit Blick auf die marginale Zahlungsbereitschaft zeigt sich, dass die Befragten im Durchschnitt für eine zusätzliche Begrenzung der Höhe der Eigenanteile um 100 € 1,02 Prozentpunkte mehr zu zahlen bereit wären. Für eine Begrenzung des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen um zusätzliche 10 Monate sind die Befragten bereit, 0,32 Prozentpunkte mehr Beitrag zu zahlen.

Betrachtet man die Odds Ratios, wird deutlich, dass bei einer Erhöhung des Beitragssatzes um einen Prozentpunkt die Wahlwahrscheinlichkeit einer Alternative um 38 % sinkt. Bei einer Erhöhung der monatlichen Begrenzung der Eigenanteilshöhe um 100 € sinkt die Wahlwahrscheinlichkeit ebenfalls um 38 %. Bei einer Erhöhung der zeitlichen Begrenzung um 10 Monate sinkt sie um 14 %.

#### 7.3.3 Das Latent-Class-Modell mit Kovariaten

Ein anderer Weg zur Aufklärung von Heterogenität in den Präferenzen ist die Anwendung eines Latent-Class-Modells mit Kovariaten (vgl. Kapitel 5.3.4). Die erklärenden Variablen werden in diesem Zusammenhang dazu genutzt, die Klassenzugehörigkeit zu erklären. Das LC-Modell ist damit einem einfachen LC-Modell überlegen, da ohne erklärende Variablen die Gründe für eine Klassenzugehörigkeit nur vermutet werden können. Mithilfe des vorliegenden LC-Modells mit Kovariaten werden verschiedene Determinanten für die Klassenzugehörigkeit geprüft. In Anbetracht der Stichprobengröße sowie auf Basis des Gütemaßes AIC wurde ein LC-Modell mit zwei latenten Klassen geschätzt. Die klassenspezifische Nutzenfunktion für jedes k = A, B, ... Z Segment der Alternativen i und Befragten n lässt sich schreiben als:

$$\begin{split} U_{ikn} &= \beta_0 + \beta_{Beitr(k)} * Beitr_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEE(k)} * H\ddot{o}heEE_{in} + \beta_{H\ddot{o}heEE\text{unb}(k)} * \\ H\ddot{o}heEE_{in} &+ \beta_{ZeitEE(k)} * ZeitEE_{in} + \beta_{ZeitEEunb(k)} * ZeitEE_{in} + e_{ikn} \end{split}$$

(7.10)

Die Klassenallokation anhand der Kovariaten basiert auf dem folgenden Modell:

$$\begin{split} \delta_k + \gamma_{WktPflFa(k)} * & WktPflFa + \gamma_{FinEE_{Eigenkapital}(k)} * FinEE_{Eigenkapital} + \\ \gamma_{EinstFin1(k)} * & EinstFin1 + \gamma_{EinstFin7(k)} * EinstFin7 + \gamma_{FinEng(k)} * FinEng \end{split}$$

wobei  $\delta_k$  das Interzept des Segments darstellt und  $\gamma$  der klassenspezifische Koeffizient für die einzelne unabhängige Variable ist.

Die Ergebnisse des Modells sind separat voneinander zu interpretieren. Interaktionen, welche die Klassenzugehörigkeit aufgrund mehrerer Merkmale gleichzeitig betrachten (z. B. weiblich und gleichzeitig in Erwartung eines Erbes), wurden nicht berücksichtigt. Es wurden zwei latente Klassen geschätzt, von denen die Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit zur Klasse A 58 % und die zur Klasse B 42 % beträgt. Die Unterschiede in der Klassenzugehörigkeit sind in ihrer Größe nicht gravierend, sodass für eine Ableitung von Handlungsempfehlungen beide latenten Klassen gleichermaßen berücksichtigt werden sollten.

Mit Blick auf die marginale Zahlungsbereitschaft in Klasse A zeigt sich, dass die Befragten im Durchschnitt für eine zusätzliche Begrenzung der Höhe der Eigenanteile um 100 € 0,75 Prozentpunkte mehr zu zahlen bereit wären. Für eine Begrenzung des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen um 10 Monate sind die Befragten bereit, 0,44 Prozentpunkte mehr Beitrag zu zahlen. In Klasse B ist die marginale Zahlungsbereitschaft deutlich geringer. Für eine zusätzliche Begrenzung der Höhe der Eigenanteile um 100 € wären die Befragten nur noch 0,15 Prozentpunkte mehr zu zahlen bereit. Für eine Begrenzung des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen um 10 Monate ergibt sich keine signifikante marginale Zahlungsbereitschaft mehr.

Mit Blick auf die erklärenden Variablen zeigt sich: Je niedriger die Wahrscheinlichkeit wahrgenommen wird, selbst pflegebedürftig zu werden, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören. Für jeden Punkt auf der Vierpunktskala sinkt die Wahrscheinlichkeit um den Faktor 0,65. Ebenfalls sinkt die Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören, wenn Personen angaben, die Eigenanteile durch Eigenkapital/Erspartes finanzieren zu wollen. Zu dieser Gruppe zu gehören senkt die Wahrscheinlichkeit, in Klasse A zu fallen, um den Faktor 0,49. Wer die Eigenanteile durch Versicherungen finanzieren möchte, hat eine erhöhte Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören. Die Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören, steigt, je höher die angegebene Angst vor

finanziellen Engpässen im Falle einer Pflegebedürftigkeit ist, und zwar für jeden Punkt auf der Vierpunktskala um den Faktor 1,31. Je höher die Zustimmung dafür ist, dass die pflegerische Versorgung eine gesamtgesellschaftliche Aufgabe darstellt, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, in Klasse A zu gehören, und zwar für jeden Punkt auf der Fünfpunktskala um den Faktor 1,38. Ebenfalls erhöht sich die Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit zur Klasse A mit der Zustimmungsrate zur Inanspruchnahme von Hilfe zur Pflege, falls jemand die Eigenanteile selbst nicht mehr zahlen kann, mit jedem Punkt auf der Fünfpunktskala um den Faktor 1,35. Tabelle 17 zeigt die Modellergebnisse des LC-Modells mit Kovariaten.

Tab. 17 Latent-Class-Modell mit Kovariaten

		LC mit F	Kovariaten		
	Klasse A		Klasse B		
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik	
$\beta_0$ Konstante	-0.913	-7.392	-0.913	-7.392	
β Beitrag	-0.243	-5.485	-0.952	-14.226	
β Höhe Eigenanteile	-0.182	-8.220	-0.147	-4.505	
β Höhe Eigenanteile unbegrenzt	-2.403	-11.059	-0.979	-3.748	
β Zeit Eigenanteile	-0.108	-5.246	-0.056	-1.735	
β Zeit Eigenanteile unbegrenzt	-1.384	-9.095	0.362	1.825	
	Kovariaten Klassenzugehörigkeit				
δ Klassen	-1.587	-2.120	-	-	
γ Wahrscheinlichkeit Pflegebedürftig- keit (WktPflFa)	-0.433	-2.620	-	-	
γ Finanzierung Eigenanteile Eigen- kapital (FinEE_Eigenkapital)	-0.710	-2.614	-	-	
γ Gesamtgesellschaftl. Verantwortung (EinstFin1)	0.322	2.109	-	-	
γ Finanzielle Engpässe (FinEng)	0.272	1.886	-	-	
γ Hilfe zur Pflege (EinstFin7)	0.302	2.006	-	-	
Durchschnittliche Klassenzugehörigkeit	0.576		0.425		
Russenzugenorigkeit	Modellfit				
Log-likelihood (0)	-2507.03				
Log-likelihood (final)	-2019.52				
AIC	4073.03				
BIC	4170.49				
Geschätzte Parameter	17				
Beobachtungen	2282				

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung

Betrachtet man die Odds Ratios, wird deutlich, dass in Klasse A bei einer Erhöhung des Beitragssatzes um einen Prozentpunkt die Wahlwahrscheinlichkeit einer Alternative um 22 % sinkt; in Klasse B sinkt diese um 61 %. Bei einer Erhöhung der monatlichen Begrenzung der Eigenanteilshöhe um 100 € sinkt die Wahlwahrscheinlichkeit für die

jeweilige Alternative in Klasse A um 17 %; in Klasse B sinkt diese um 14 %. Bei einer Erhöhung der zeitlichen Begrenzung um 10 Monate sinkt die Wahlwahrscheinlichkeit in Klasse A um 10 % und in Klasse B um 5 %.

## 7.4 Übersicht der wesentlichen Modell-Ergebnisse

Im Folgenden werden die wesentlichen Ergebnisse der geschätzten Modelle zusammengefasst. Zunächst wurde ein MNL-Modell mit Referenz zum Status quo geschätzt. Die Attribute Höhe der Eigenanteile und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen sind dabei als dummycodierte Variablen in das Modell eingegangen. Die Referenzkategorie bildete jeweils das Level ungedeckelt. Dabei zeigte sich, dass alle Attribute (Beitragssatz, Höhe der Eigenanteile und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen) einen signifikanten Einfluss auf den Nutzen der betrachteten Reformoptionen haben. Das Attribut Beitragssatz besitzt einen negativen Effekt, während die Levels der Attribute Höhe der Eigenanteile und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen im Vergleich zum Referenzlevel ungedeckelt einen positiven Nutzen aufweisen. Für eine Begrenzung der Eigenanteile von unbegrenzt auf 300 € monatlich sind die Befragten bereit, 3,47 Prozentpunkte Beitragssatz mehr zu bezahlen, für eine Begrenzung auf 600 € monatlich noch 2,42 Prozentpunkte mehr und auf 900 € monatlich noch 1,07 Prozentpunkte mehr. Die Zahlungsbereitschaft für eine zeitliche Begrenzung der Eigenanteile liegt für eine Begrenzung auf 12 Monate im Vergleich zu einem unbegrenzten Zeitraum bei 1,88 Prozentpunkten, für eine Begrenzung auf 42 Monate noch bei 0,94, für 72 Monate noch bei 0,50 Prozentpunkten im Vergleich zum unbegrenzten Status quo.

Die Ergebnisse des ML-Modells, bei dem die Variablen Höhe der Eigenanteile und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen als metrische Variablen berücksichtigt wurden und als randomisierte Parameter geschätzt wurden, bestätigen den signifikanten negativen Einfluss der Faktoren. Mit anderen Worten: Höhere Werte auf diesen Attributen verringern demnach die Wahrscheinlichkeit, dass sich Personen für diese Option entscheiden. Ein abnehmender Grenznutzen konnte nicht festgestellt werden. Auch die alternativenspezifische Konstante ist signifikant mit negativem Vorzeichen, wodurch auf eine generelle Offenheit gegenüber den Reformoptionen geschlossen werden kann. Darüber hinaus zeigte sich, dass es signifikante Heterogenität in der Wahrnehmung der Attribute Höhe der Eigenanteile und Zeitraum der Eigenanteilszahlungen gibt.

Die Ergebnisse des ML-Modells mit Kovariaten zeigen, dass Personen, die sich bereits mit der eigenen Absicherung im Pflegefall beschäftigt haben, eine geringere Präferenz für die Begrenzung der Höhe der monatlichen Eigenanteile besitzen als Personen, die sich noch nicht mit der eigenen Pflegeabsicherung beschäftigt haben. Je stärker Personen den Einbezug weiterer Gruppen in die Finanzierung der SPV befürworten und je stärker Personen einer verpflichtenden privaten Pflege-Zusatzversicherung zustimmen, desto geringer ist ihre Präferenz für eine Begrenzung der monatlichen Eigenanteile in ihrer Höhe. Die erklärende Variable, ob ein Erbe erwartet wird, besitzt einen signifikanten Einfluss auf die Wahrnehmung der Höhe und des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen. Die Personen, die kein Erbe erwarten, besitzen eine stärkere Präferenz für die Begrenzung der Eigenanteile in Höhe und Zeitraum. Soziodemografische Faktoren haben keinen signifikanten Einfluss auf die Wahrnehmung der Attribute. Für eine zusätzliche Begrenzung der Höhe der Eigenanteile um 100 € sind die Befragten bereit, 1,02 Prozentpunkte mehr Beitragssatz zu bezahlen. Für eine zusätzliche Begrenzung des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen um 10 Monate liegt die Zahlungsbereitschaft bei 0,32 Prozentpunkten.

Zuletzt wurde zur weiteren Aufklärung von Heterogenität ein Latent-Class-Modell mit Kovariaten mit zwei latenten Klassen geschätzt. In Klasse A liegt die Zahlungsbereitschaft für eine zusätzliche Begrenzung der Eigenanteile um 100 € bzw. 10 Monate bei 0,75 bzw. 0,44 Prozentpunkten, in Klasse B beträgt diese nur 0,15 bzw. für eine Begrenzung der Zahlungszeiträume in Klasse B besteht keine signifikante marginale Zahlungsbereitschaft. Die Klassenzugehörigkeit kann dabei durch folgende Kovariaten erklärt werden: Je niedriger die angenommene Wahrscheinlichkeit, selbst pflegebedürftig zu werden, desto niedriger ist die Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören. Die Angabe, Eigenanteile durch Eigenkapital/Erspartes finanzieren zu wollen, senkt ebenfalls die Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören. Eigenanteile durch Versicherungen finanzieren zu wollen erhöht hingegen die Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören. Ebenfalls erhöht wird die Wahrscheinlichkeit, zur Klasse A zu gehören, dadurch, je höher die eigene Angst vor finanziellen Engpässen im Falle einer Pflegebedürftigkeit angegeben wird, sowie durch die Zustimmungsrate zu den Aussagen, dass die pflegerische Versorgung eine gesamtgesellschaftliche Aufgabe darstellt und dass im Falle finanzieller Engpässe die Hilfe zur Pflege als Sozialleistung in Anspruch genommen werden sollte.

Nachdem die Datenqualität und das Entscheidungsverhalten sowie die deskriptive Statistik zu soziodemografischen Charakteristika und Einstellungen zur SPV analysiert wurden und die Ergebnisse der geschätzten Modelle detailliert beschrieben und im vorliegenden Kapitel nochmals kurz zusammengefasst wurden, werden im Folgenden die Ergebnisse diskutiert sowie die Limitationen der Studie dargestellt.

### 8 Diskussion

### 8.1 Ergebnisdiskussion

Die vorliegende Arbeit untersucht die Präferenzen von Studierenden für die Ausgestaltung eines Sockel-Spitze-Tauschs zur Reformierung der sozialen Pflegeversicherung. Dafür wurde ein Discrete-Choice-Experiment durchgeführt, das durch einen komplementären Fragebogen ergänzt wurde. Die erhobenen Daten wurden sowohl deskriptiv als auch mithilfe komplexer Choice-Modelle analysiert.

Der Abgleich der im Rahmen dieser Arbeit erhobenen Einstellungen mit der bestehenden Literatur wurde bereits in Kapitel 7.1.3 vorgenommen. Ausführungen zur Bewertung der Datenqualität und des Antwortverhaltens finden sich in Kapitel 7.1.1. Das Abbruchverhalten wurde in Kapitel 6.4.3 beschrieben und eingeordnet. Die wichtigsten Ergebnisse der deskriptiven Analysen werden im Rahmen dieses Kapitels nochmals aufgegriffen und insbesondere im Zusammenhang mit den Ergebnissen des DCE diskutiert.

Dass sich lediglich 14 % der Befragten noch nicht mit der Absicherung im Pflegefall beschäftigt haben, obwohl bereits 55 % Erfahrungen mit einem Pflegefall in ihrem Umfeld gemacht haben, unterstreicht die Notwendigkeit, frühzeitig über die Beschaffenheit der SPV (und anderer sozialer Sicherungssysteme) zu informieren, damit möglichst rechtzeitig mit einer entsprechenden ergänzenden Vorsorge begonnen werden kann. Dies verdeutlichen auch die Ergebnisse einer Pronova-BKK-Umfrage, in der sich 55 % der Befragten noch gar nicht mit der eigenen Pflegezukunft beschäftigt haben (vgl. Pronova BKK, 2018). Auch andere Befragungen unterstreichen, dass insbesondere die 18- bis 29-Jährigen über den Grundsatz der Teilkostenversicherung in der SPV nicht informiert sind (vgl. PwC, 2017).

Weiterhin ist hervorzuheben, dass 44 % der Befragten die eigene Pflegebedürftigkeit für unwahrscheinlich oder eher unwahrscheinlich halten. Damit unterschätzen die Befragten die Wahrscheinlichkeit der eigenen Pflegebedürftigkeit im Lebensverlauf deutlich (vgl. Kapitel 7.1.3). Auch hier sollte Aufklärung darüber geleistet werden, wie hoch die Pflegewahrscheinlichkeit im Lebensverlauf tatsächlich ist, um das Bewusstsein für die eigene Pflegewahrscheinlichkeit zu steigern. Möglicherweise wurden die Ergebnisse des DCE dadurch beeinflusst, dass ein Teil der Befragten angenommen hat, ohnehin nicht pflegebedürftig zu werden, und deswegen eine Begrenzung der Eigenanteile als weniger relevant erachtet hat.

Im Folgenden werden die Ergebnisse auf Basis der in Kapitel 4.2 beschriebenen Forschungsfragen diskutiert.

# Inwieweit wird die Reformoption des Sockel-Spitze-Tauschs der Ausgestaltung der SPV im Status quo vorgezogen?

Betrachtet man zunächst die Frage zur allgemeinen Präferenz des SST gegenüber dem Status quo, decken sich die Ergebnisse dieser Arbeit grundsätzlich mit den Erkenntnissen aus bisher durchgeführten Studien mit rein deskriptiven Analysen zur Finanzierung der Pflegeversicherung (vgl. Zok, 2005; vgl. Zok, 2011; vgl. Haumann, 2018; vgl. Pronova BKK, 2018; vgl. Presse- und Informationsamt der Bundesregierung, 2016). Es liegt eine grundsätzliche Bereitschaft für eine Erhöhung der Beitragssätze zugunsten einer Begrenzung der monatlichen Eigenanteile vor. Die Option des Sockel-Spitze-Tauschs wird in dieser Arbeit in 79 % aller Fälle der Ausgestaltung der SPV im Status quo vorgezogen. Lediglich 20 Teilnehmer (6 %) haben sich im DCE in allen Entscheidungssituationen ausschließlich für den Status quo entschieden. Bei Haumann liegt die Zustimmungsrate für eine Ausweitung der Leistungshöhen zur Verringerung der Eigenanteile nur knapp darunter bei 68 % (vgl. Haumann, 2018). Eine frühere Studie zeigt geringere Zustimmungsraten von 39 % bzw. 49 % bei Personen mit hoher Bildung, die für Studierende ebenfalls angenommen werden kann (vgl. Zok, 2005). Möglicherweise ist hier aufgrund der steigenden Eigenanteile ein Trend zu einer stärker werdenden Präferenz für deren Begrenzung zu erkennen, der jedoch durch weitere Studien im Zeitverlauf bestätigt werden muss.

In diesem Zusammenhang zeigt sich auch eine deutliche Abneigung gegen den Ersatz der SPV durch ausschließlich private Vorsorge. Für die Absicherung der Menschen im Pflegefall sowie den Erhalt des Lebensstandards sieht der Großteil der Befragten (70 %) den Staat in der Verantwortung. Dies unterstreicht eine grundsätzliche Befürwortung der SPV und macht deutlich, dass die Befragten diese – unter der wesentlichen Zustimmung zur Reformoption SST – erhalten möchten. Dies deckt sich auch mit den theoretischen Überlegungen zur SPV. Eine obligatorische SPV macht insbesondere vor dem Hintergrund Sinn, dass ein Teil der Bürger bei einer freiwilligen Versicherung auf diese verzichten und sich im Falle einer Pflegebedürftigkeit auf eine steuerfinanzierte Mindestversorgung verlassen würden (vgl. Rothgang, 2009, S. 64).

Welchen Einfluss auf den Nutzen der Reformoptionen im Rahmen eines Sockel-Spitze-Tauschs haben die Höhe der monatlichen Eigenanteile und der Zeitraum der Eigenanteilszahlungen?

In bisherigen Studien wurde noch nicht untersucht, welche konkreten Ausgestaltungen der Eigenanteilshöhe bzw. des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen im Rahmen einer Reform präferiert werden. Eine Einbindung in die bestehende Literatur kann daher für die Ergebnisse der vorliegenden Studie nicht vorgenommen werden. Das ML-Modell mit dummycodierten Variablen für die Höhe der Eigenanteile und den Zeitraum der Eigenanteilszahlungen gibt einen ersten Einblick in die Präferenzen der Befragten im direkten Vergleich zur aktuellen Ausgestaltung im Status quo. Es wird deutlich, dass sich alle Koeffizienten innerhalb eines Attributs signifikant voneinander unterscheiden. Dies legt nahe, dass auch hohe Eigenanteilshöhen sowie lange Zahlungszeiträume für die Befragten grundsätzlich noch als verschieden voneinander wahrgenommen werden und sich unterschiedlich auf den Nutzen auswirken.

Statistische Auswertungen zur Verweildauer in der Pflege zeigen, dass diese durchschnittlich für die Eintrittskohorte 2019 bei 6,1 Jahren liegt. Betrachtet man nur Pflegebedürftige ab einem Eintrittsalter von 60 Jahren, ab dem die Wahrscheinlichkeit, pflegebedürftig zu werden, stetig steigt, liegt die durchschnittliche Verweildauer noch bei 4,3 Jahren (vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 95–96). Eine Begrenzung der Zahlungszeiträume der Eigenanteile auf 42 Monate, also knapp 10 Monate unterhalb der durchschnittlichen Verweildauer in Pflege bei einem Eintrittsalter von 60 Jahren, stiftet für die Befragten noch einen größeren Nutzen als eine Begrenzung auf 72 Monate. Somit kann nicht davon ausgegangen werden, dass eine Begrenzung der Eigenanteile über 42 Monate hinaus aus Sicht der Befragten nicht mehr als nützlich angesehen wird. Demgegenüber ist jedoch zu bedenken, dass eine über die durchschnittliche Verweildauer hinausgehende Begrenzung des Zahlungszeitraums eine kleinere Gruppe von Personen finanziell entlasten würde, da nicht mehr so viele Pflegebedürftige über die durchschnittliche Verweildauer hinaus in Pflege verbleiben und damit von den Entlastungen profitieren würden. Die Pflegekassen hingegen könnten mit Begrenzungen der Zahlungszeiträume über 42 Monate hinaus unter Umständen finanzielle Mittel einsparen und gleichzeitig den Versicherten trotzdem noch einen wahrgenommenen Mehrwert gegenüber dem Status quo bieten.

Weiterhin zeigt sich, dass es keinen abnehmenden Grenznutzen bezüglich der Begrenzung der Zahlungszeiträume gibt. Eine zusätzliche Einheit einer Begrenzung wirkt sich damit in hohen Wertebereichen genauso stark aus wie in niedrigeren Wertebereichen. Zusätzliche Begrenzungen, auch wenn sich der Zahlungszeitraum bereits auf einem hohen Niveau befindet, stiften für die Befragten den gleichen Nutzen, ergo die gleiche wahrgenommene Entlastungswirkung wie in niedrigeren Wertebereichen.

# Welche Zahlungsbereitschaft besteht für verschiedene Ausprägungen eines Sockel-Spitze-Tauschs?

Betrachtet man die Zahlungsbereitschaft für verschiedene Ausprägungen eines SST, wird klar, dass in der vorliegenden Befragung (ML-Modell mit Kovariaten) für eine Begrenzung der Eigenanteilshöhe um zusätzliche 100 € durchschnittlich 1,02 Prozentpunkte des Beitragssatzes als Zahlungsbereitschaft berechnet werden können. Dies entspricht 38,76 €/Monat auf Basis eines durchschnittlichen Einstiegsgehalts eines Hochschulabsolventen von 3800 €. Für eine Begrenzung des Zahlungszeitraums um weitere 10 Monate liegt die Zahlungsbereitschaft bei 0,32 Prozentpunkten. Dies entspricht 12,16 €/Monat. Laut einer Umfrage von PwC sind die Befragten durchschnittlich bereit, 33 €/Monat mehr für höhere Leistungssätze auszugeben (vgl. PwC, 2017). Eine Pronova-BKK-Befragung zeigt weitere Vergleichszahlen. 53 % würden bis zu 20 €/Monat mehr zahlen, 27 % bis zu 50 € mehr, 8 % noch bis zu 100 € mehr und niemand ist bereit, mehr als 200 € mehr zu zahlen (vgl. Pronova BKK, 2018). Wie hoch die Erhöhung der Leistungen in der PwCund BKK-Pronova-Befragung als Gegenwert für die genannte Zahlungsbereitschaft genau ausfallen sollte, wurde nicht untersucht. Die vorliegende Befragung gibt hier einen detaillierteren Aufschluss über die erwarteten bzw. gewünschten Gegenleistungen für eine Beitragssatzerhöhung. Weiterhin lässt sich festhalten, dass die o. g. Zahlungsbereitschaft für zusätzliche Begrenzungen der Eigenanteile auch im Vergleich zu Ausgaben von bis zu 100 € monatlich für Musikdienste, Pay TV und Gaming (vgl. Swiss Life Select, 2018) als relativ hoch eingestuft werden kann. Kurzfristiges Konsumverhalten konkurriert damit nicht so stark wie vermutet mit der Ausgabebereitschaft für die eigene Pflegeabsicherung. Ein weiterer Grund für die ausgeprägte Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile könnte der Wille sein, sich so gut abzusichern, dass eine zusätzliche Unterstützung durch die Familie oder den Staat nicht notwendig ist. Je kalkulierbarer die Eigenanteile, desto wahrscheinlicher wird dieses Vorhaben. Auch eine Umfrage des PKV-Verbandes bestätigt, dass der o.g. Wunsch sich auf die Zahlungsbereitschaft für die eigene Vorsorge auswirken kann (vgl. PKV, 2019a).

Möglicherweise wurde die Zahlungsbereitschaft überschätzt, da die Befragten lediglich die Beitragssätze für die SPV vor Augen hatten und die dadurch ebenfalls steigende Gesamtabgabenlast nicht in ein Verhältnis setzen konnten. Die Darstellung der Beitragssätze für die anderen Zweige der Sozialversicherung unterhalb jeder Entscheidungssituation sollten jedoch dazu beitragen, dieses Risiko gering zu halten. Auch kann eine Überschätzung der Zahlungsbereitschaft darin begründet sein, dass die prozentualen Beitragssätze zwischen 1 und 5 % sehr klein erscheinen. Die gezeigten Referenzwerte zur Bewertung der relativen Beitragssätze auf Basis des durchschnittlichen Bruttoeinstiegsgehaltes eines Hochschulabsolventen, der durchschnittlichen Einnahmen eines Studierenden sowie der eigenen aktuellen Einnahmen sollten dem entgegenwirken.

Vergleicht man die ermittelte Zahlungsbereitschaft mit den im Gutachten zum SST ermittelten notwendigen Beitragssatzanstiegen zur kostendeckenden Finanzierung eines SST mit Sockelbetrag 471 € pro Monat über einen Zeitraum von 48 Monaten von zusätzlichen 0,6 Prozentpunkten im Jahr 2020 bzw. bis zu 1,1 zusätzlichen Prozentpunkten im Jahr 2045, wird deutlich, dass auch hier die o. g. Zahlungsbereitschaft verhältnismäßig hoch ausfällt (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 20–25). Trotz steigender Beiträge aufgrund insbesondere demografischer Entwicklungen auf bis zu 5,6 % im Jahr 2045 erscheint die errechnete Zahlungsbereitschaft ausreichend, um die Finanzierung der SPV kostendeckend aufzustellen. Die Wirtschaftlichkeit der Zahlungsbereitschaft im Vergleich zu den Ausgaben der SPV bleibt zu überprüfen (vgl. Kapitel 8.3).

Betrachtet man noch einmal gesamthaft die Ergebnisse des LC-Modells mit Kovariaten, wird deutlich, dass sich zwei Segmente bilden lassen, bei denen die Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit zu Segment A 58 % und zu Segment B 42 % beträgt. Aufgrund der relativ ähnlichen Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit zu den Segmenten sollten in der Politik beide Segmente gleichermaßen Berücksichtigung finden. Herausfordernd könnten dabei insbesondere die unterschiedlichen Zahlungsbereitschaften sein, die sich mit 0,75 (latente Klasse A) und 0,15 Prozentpunkten (latente Klasse B) für eine zusätzliche Begrenzung der Höhe der Eigenanteile um 100 € bzw. 0,44 (latente Klasse A) und keiner Zahlungsbereitschaft (latente Klasse B) für eine zusätzliche Begrenzung des Zeitraums der Eigenanteilszahlungen um 10 Monate deutlich unterscheiden. Im Gegensatz zu privaten Versicherungen, die verschiedene Angebote für einzelne Segmente anbieten können, lässt sich dies bei einer einheitlichen, staatlichen Pflegeversicherung nicht ohne Weiteres umsetzen. Verstärkte Aufklärung über die möglichen finanziellen Risiken aufgrund hoher Eigenanteile sowie über die Wahrscheinlichkeit, selbst pflegebedürftig zu werden, könnte

die Zahlungsbereitschaft der Personen in Segment B erhöhen. In weiteren Untersuchungen gilt es diese Segmentaufteilung und ihre Determinanten der Zugehörigkeit näher zu untersuchen und zu bestätigen. Der Repräsentationsschluss von Stichprobenergebnissen auf Ergebnisse in der Grundgesamtheit ist im vorliegenden Fall nicht zulässig, weil die Stichprobe nicht repräsentativ für die Grundgesamtheit ist. Allerdings lassen sich daraus statistisch bedeutsame Tendenzen ableiten, die als solide Basis für weitere Untersuchungen dienen können.

Aufbauend auf den grundsätzlichen Erkenntnissen anhand der drei Forschungsfragen werden im Folgenden die Ergebnisse zu Zusammenhängen der Präferenzen und Zahlungsbereitschaft mit Erfahrungen, Einstellungen und soziodemografischen Charakteristika diskutiert, wo bestehende Literatur vorhanden ist, in diese eingeordnet und auf Basis eigener Überlegungen, aktueller Entwicklungen sowie alternativer Reformoptionen diskutiert.

# Welche Einflüsse auf Präferenzen und Zahlungsbereitschaft besitzen bisherige Erfahrungen mit Pflegebedürftigkeit und Pflegeabsicherung?

Zunächst wurden Zusammenhänge mit bisherigen Erfahrungen mit Pflegebedürftigkeit und Pflegeabsicherung betrachtet. Es kann vermutet werden, dass bereits gemachte Erfahrungen mit Pflegebedürftigkeit und -absicherung sowie Annahmen über die Möglichkeit der eigenen Pflegebedürftigkeit die Präferenzen für eine Begrenzung der Eigenanteile beeinflussen.

Es zeigt sich im ML-Modell mit Kovariaten, dass Personen, die sich bereits mit der eigenen Absicherung im Pflegefall beschäftigt haben, eine niedrigere Präferenz für eine Begrenzung der Eigenanteile in ihrer Höhe besitzen als Personen, die sich noch nicht mit der Pflegeabsicherung befasst haben. Der dargestellte Zusammenhang lässt sich möglicherweise dadurch erklären, dass Personen, die sich bereits mit der eigenen Absicherung im Pflegefall beschäftigt haben, ergänzend privat vorsorgen oder dies planen zu tun, sich dadurch ausreichend abgesichert fühlen und sich nicht auf eine Begrenzung der Eigenanteile in ihrer Höhe angewiesen fühlen. Auch wäre es möglich, dass sich diese Personen nicht nur mit der Absicherung im Pflegefall, sondern bereits in anderen Zusammenhängen mit Vorsorge und Geldanlage beschäftigt haben und nicht auf Reformmaßnahmen zur Begrenzung der Eigenanteile angewiesen fühlen.

Es zeigt sich hingegen kein signifikanter Einfluss von bereits gemachten Erfahrungen mit einem Pflegefall im eigenen Umfeld auf die Präferenzen für eine Begrenzung der Eigenanteile. Die Vermutung, dass diese Personen bereits Erfahrungen damit gemacht haben, dass sehr hohe Kosten im Pflegefall vom Versicherten selbst getragen werden müssen und die Kosten die eigenen Mittel übersteigen können, hat somit keinen Einfluss auf die Präferenzen für eine Begrenzung der Eigenanteile. Ein DCE aus Italien hat lediglich einen Einfluss der bisherigen Erfahrungen mit Langzeitpflege auf das allgemeine Interesse an einer Pflegeversicherung gefunden, nicht jedoch auf die Ausgestaltungspräferenzen einer konkreten Versicherung (vgl. Brau und Lippi Bruni, 2008).

Durch das LC-Modell mit Kovariaten kann Folgendes bestätigt werden: Je unwahrscheinlicher Personen die eigene Pflegebedürftigkeit einschätzen, desto höher ist ihre Wahrscheinlichkeit zu Segment B zu gehören, das eine deutlich niedrigere Zahlungsbereitschaft für die Begrenzung der Eigenanteile in ihrer Höhe und keine signifikante Zahlungsbereitschaft mehr für eine Begrenzung der Zahlungszeiträume aufweist. Es ist anzunehmen, dass diese Personen weniger stark davon ausgehen, selbst von Pflegebedürftigkeit und damit von hohen Eigenanteilen im Pflegefall betroffen zu sein. In diesem Zusammenhang ist anzumerken, dass die Wahrscheinlichkeit, im Lebensverlauf pflegebedürftig zu werden, von den Befragten unterschätzt wird. Eine Aufklärung über die reale Wahrscheinlichkeit, pflegebedürftig zu werden, könnte sich, wie bereits oben beschrieben, auf die Präferenzen und Zahlungsbereitschaft auswirken.

Auch wird durch das LC-Modell mit Kovariaten Folgendes deutlich: Je stärker Personen Angst vor finanziellen Engpässen im Falle einer eigenen Pflegebedürftigkeit hätten, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit zu Segment A zu gehören und damit eine höhere Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile zu besitzen. Wodurch das Gefühl der Angst explizit hervorgerufen wird, wurde im Rahmen dieser Arbeit nicht näher untersucht.

## Welche Einflüsse auf Präferenzen und Zahlungsbereitschaft besitzen Einstellungen zur Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung?

Weiterhin wurden Zusammenhänge mit Einstellungen zur Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung untersucht.

Durch das LC-Modell mit Kovariaten zeigt sich: Je höher die Zustimmung von Personen ist, die pflegerische Versorgung der Bevölkerung als eine gesamtgesellschaftliche

Aufgabe zu betrachten, desto höher ist ihre Wahrscheinlichkeit, zu Segment A zu gehören und damit eine höhere Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile zu besitzen. Die Personen sind offenbar bereit, als Teil der Gesamtgesellschaft mit ihren Beiträgen zu einer möglichst niedrigen Last an Eigenanteilen für alle beizutragen und das finanzielle Risiko vom einzelnen Pflegebedürftigen in die Gemeinschaft der Versicherten zu verschieben. Dies deckt sich auch mit § 8 SGB XI, der die pflegerische Versorgung als gesamtgesellschaftliche Aufgabe versteht.

Der Einbezug weiterer Personengruppen, der Einbezug von Kapitaleinkünften und ein proportional stärkerer Einbezug von Vermögenden und Vielverdienern als ergänzende Reformbestandteile konnten wie in Kapitel 4.2 dargelegt in das DCE selbst nicht aufgenommen werden. Da es sich jedoch um potenzielle Maßnahmen zur Minderung eines Beitragssatzanstiegs im Rahmen des SST handelt, wurde mithilfe von Kovariaten überprüft, ob sich der Einsatz flankierender Maßnahmen auf die Präferenzen zur Begrenzung der Eigenanteile auswirkt.

In Bezug auf die Zustimmung zum Einbezug weiterer Personengruppen in die Finanzierung der SPV lässt sich auf Basis des ML-Modells mit Kovariaten Folgendes ableiten: Je stärker Personen den Einbezug weiterer Gruppen in die Finanzierung der SPV befürworten, desto geringer ist ihre Präferenz für eine Begrenzung der Höhe der Eigenanteile. Möglicherweise ist den Befragten der Zusammenhang nicht bewusst, dass ein Einbezug weiterer Personen in die Finanzierung der SPV eine stärkere Begrenzung der Eigenanteile ermöglichen bzw. den Beitragssatzanstieg in diesem Zusammenhang senken kann (vgl. Kapitel 3.3). Ein Blick auf die Einstellungen der Befragten zu den Maßnahmen, die den Beitragssatzanstieg durch eine Ausweitung der Eigenanteilsbegrenzungen mindern könnten, zeigt die stärkste Zustimmung für den Einbezug von Beamten und Selbstständigen in die Finanzierung der SPV. Dies erscheint auch vor dem Hintergrund der Entwicklung der Finanzen der PPV im Gegensatz zu denen der SPV sinnvoll. Wie in Kapitel 2.2.3 erläutert sind die finanziellen Belastungen der Versicherten in SPV und PPV ungleich verteilt und die Beitragseinnahmen in der PPV liegen deutlich über ihren Ausgaben für Versicherungsleistungen. Dieses Ungleichgewicht wird offenbar auch von den Befragten als reformbedürftig wahrgenommen.

Die Zustimmung zum Einbezug von Kapitaleinkünften in die Beitragsbemessung fällt deutlich geringer aus. Eine klare Zustimmung ergibt sich wiederum für den proportional stärkeren Einbezug von Vermögenden und Vielverdienern in die Finanzierung der SPV.

In der Umsetzung ist eine solche Integration im Gegensatz zur GKV leichter umzusetzen, da sich Leistungsrecht, Pflegebedürftigkeitsbegriff und Vergütung in SPV und PPV nicht unterscheiden (vgl. Rothgang et al., 2019, S. 25–26). Laut Berechnungen (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b; vgl. Rothgang et al., 2019) haben die beiden genannten Maßnahmen zwar einen Einfluss auf die Begrenzung der notwendigen Beitragssatzsteigerungen, wirken sich jedoch auf Basis der vorliegenden Modellergebnisse nicht auf die Präferenzen der Befragten für die Ausgestaltung des SST aus. Der Pflegevorsorgefonds kann ergänzend zusätzliche Beitragssatzsteigerungen ab 2035, wo mit einer großen Anzahl an Pflegebedürftigen zu rechnen ist (vgl. Kapitel 2.2.1), eindämmen. Neben Beitragssatzerhöhungen können auch eine gute Beschäftigungsentwicklung und eine verbesserte Lohnentwicklung zu Einnahmesteigerungen beitragen (vgl. Bundesregierung, 2016, S. 131). Weitere Details zu den Vor- und Nachteilen der verschiedenen Maßnahmen zur Begrenzung des Beitragssatzanstiegs finden sich in Kapitel 3.3.

Ein großer Teil der Befragten stimmt der Aussage zu, dass die Hilfe zur Pflege als Sozialleistung greifen soll, wenn die Eigenanteile nicht selbst aufgebracht werden können. Aufgrund der Tatsache, dass die Sozialleistung der Hilfe zur Pflege im Falle fehlender finanzieller Mittel im Pflegefall für die Finanzierung der Eigenanteile aufkommt, konnte vermutet werden, dass die Befragten davon ausgehen, dass im Falle eines finanziellen Engpasses ohnehin die Hilfe zur Pflege die Kosten übernimmt und die im DCE gezeigten Reformoptionen nicht als ernsthafte Optionen angesehen werden. Die Annahme, dass, je höher die Zustimmung von Personen zur Hilfe zur Pflege als Finanzierungsoption der Eigenanteile ist, desto geringer ihre Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile sei, bestätigt sich auf Basis des LC-Modells mit Kovariaten nicht. Es kann im Gegenteil angenommen werden, dass die Hilfe zur Pflege von den Befragten lediglich als letzte Option angesehen wird und sie sich für die eigene Absicherung nicht auf diese verlassen. Dementsprechend ist nicht davon auszugehen, dass die Befragten von vornherein damit kalkulieren, dass ohnehin die Hilfe zur Pflege ihre Eigenanteilskosten übernimmt.

Die Befürwortung einer ausschließlich privaten Absicherung der finanziellen Risiken anstatt einer Absicherung durch die SPV besitzt keinen Einfluss auf die Präferenzen für eine Begrenzung der Eigenanteile. Auch daraus kann geschlossen werden, dass die hypothetischen Szenarien im DCE trotz der eigenen Präferenz für eine private Pflegeabsicherung ernst genommen wurden. Lediglich 7 % der Befragten befürworten einen Ersatz der SPV durch ausschließlich private Absicherung. Inhaltlich ist darüber hinaus zu bemerken, dass

private, kapitalgedeckte Versicherungssysteme ebenfalls den demografischen und politischen Risiken ausgesetzt sind, und Umlagesystemen daher nicht per se vorzuziehen sind.<sup>57</sup>

Mit Bezug auf die Finanzierung möglicher Eigenanteile würden die Befragten diese hauptsächlich durch eine private Pflege-Zusatzversicherung sowie Eigenkapital finanzieren. Die Finanzierung über private Pflege-Zusatzversicherungen wird auch im Reformvorschlag als angemessene Maßnahme zur Finanzierung der Eigenanteile genannt. Im LC-Modell mit Kovariaten wird deutlich, dass Personen, die Eigenanteile eher über Versicherungen als über Eigenkapital/Erspartes finanzieren würden, eine höhere Wahrscheinlichkeit besitzen, im Segment A mit einer höheren Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile zu sein. Dahinter steckt die Frage, welche alternativen Quellen Personen zur Absicherung gegen Kosten im Pflegefall erwarten, die keine oder nur gering ausgeprägte Präferenzen für die soziale Pflegeversicherung haben. Es wird deutlich, dass Personen mit höherer Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile diese eher über Versicherungen finanzieren würden. Personen mit geringerer Zahlungsbereitschaft für die Begrenzung der Eigenanteile gehen eher davon aus, diese über Eigenkapital/Erspartes zu finanzieren. Es kann zur Erklärung herangezogen werden, dass sich Letztere grundsätzlich weniger auf institutionalisierte Maßnahmen wie die SPV oder private Versicherungen verlassen möchten, sondern eine flexiblere Vorsorge über Eigenkapital vorziehen.

Einer verpflichtenden privaten Pflegezusatzversicherung als Ergänzung der SPV und zur Absicherung finanzieller Lücken stimmt rund ein Viertel der Befragten zu. Das ML-Modell mit Kovariaten zeigt: Je stärker Personen einer verpflichtenden privaten Pflege-Zusatzversicherung zustimmen, desto geringer sind ihre Präferenzen für die Begrenzung der Eigenanteile in ihrer Höhe. Es kann angenommen werden, dass sie die zu erwartenden Eigenanteile lieber durch verpflichtende private Absicherung als stärker begrenzte Eigenanteile abdecken möchten. Im Jahr 2021 besaßen nur 5,7 % der 73 Mio. Versicherten in der SPV eine private Pflege-Zusatzversicherung (vgl. PKV, 2023). Trotz begrenzter Eigenanteile im Rahmen eines SST bleibt die Notwendigkeit bestehen, ergänzende private Vorsorge zu fördern. Der größte Anteil der Befragten dieser Erhebung (39 %) würde Eigenanteile durch eine private Pflege-Zusatzversicherung finanzieren wollen. Diese sollte

\_

<sup>&</sup>lt;sup>57</sup> Details zum Vergleich von Umlageverfahren und kapitalgedeckten Versicherungssystemen und deren Anfälligkeit für externe Risiken finden sich bei Schmähl, 2009, S. 453–454.

allerdings nicht verpflichtend sein. Ähnliche Ergebnisse zeigen sich auch in der Befragung von Zok (vgl. Zok, 2011).

## Welche Einflüsse auf Präferenzen und Zahlungsbereitschaft besitzen soziodemografische Charakteristika?

Abschließend wurden Zusammenhänge der Präferenzen mit soziodemografischen Charakteristika betrachtet. Insbesondere der Einfluss von Einkommen, Vermögen und zu erwartenden Erbteilen vor dem Hintergrund einer Vermögensschutz- bzw. Erbenschutzversicherung wurde dabei analysiert.

Die erhöhte Präferenz für Leistungsausweitungen – also im Rahmen dieser Arbeit eine stärkere Begrenzung der Eigenanteile – mit steigendem Einkommen, wie sie in anderen Studien gefunden wurde (vgl. Zok, 2005; vgl. Zok, 2011; vgl. Brown et al., 2016), konnte im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht bestätigt werden. Die Überlegungen, dass die erhöhten Beiträge zugunsten einer Begrenzung der Eigenanteile aus höherem Einkommen besser bezahlt werden können, bzw. die mögliche Gegenannahme, dass eine geringere Präferenz für die Begrenzung der Eigenanteile vorliegt, weil die Bezahlung der Eigenanteile aus eigenen Mitteln, die aufgrund eines höheren Einkommens im Laufe des Lebens beschafft werden konnten, erwartet wird, müssen damit vorerst verworfen werden.

Auch der Einfluss von höherem Vermögen auf eine stärkere Präferenz für eine Ausweitung der Versicherungsleistungen, wie sie für die USA bei Brown et al. nachgewiesen wurde, konnte nicht bestätigt werden (vgl. Brown et al., 2016). Es findet sich kein Einfluss des erwarteten Einkommens bzw. Vermögens auf die Präferenzen für eine Begrenzung der Eigenanteile. Die Überlegungen, dass eine Begrenzung der Eigenanteile zum Schutz des eigenen Vermögens genutzt werden soll, bzw. die Gegenannahme, dass eine Begrenzung der Eigenanteile weniger präferiert wird, weil erwartet wird, dass diese ohnehin aus dem eigenen Vermögen gezahlt werden können, müssen damit vorerst verworfen werden. Dennoch ist zu bemerken, dass die Befragten aufgrund ihres jungen Alters möglicherweise noch keine ausreichende Vorstellung von ihrer zukünftigen Einkommens- und Vermögenssituation haben und sich daher keine Unterschiede in den Präferenzen zeigen. Dies ist im Rahmen weiterer Studien mit heterogenen Gruppen von Befragten zu überprüfen.

Personen, die ein Erbe erwarten, besitzen eine geringere Präferenz für die Begrenzung der Eigenanteile in ihrer Höhe und im Eigenanteilszeitraum. Vor diesem Hintergrund ist anzunehmen, dass diese möglicherweise erwarten, die Eigenanteile mithilfe des erwarteten Erbes bezahlen zu können. Die Überlegung, dass eine Begrenzung der Eigenanteile zum Schutz des eigenen Erbes genutzt werden soll, kann damit nicht bestätigt werden. Ein erwartetes Erbe ist damit die einzige Kovariate, die im ML-Modell mit Kovariaten einen erklärenden Einfluss auf beide Attribute – die Höhe der Eigenanteile und den Eigenanteilszeitraum – besitzt. Dennoch ist zur Einordnung anzumerken, dass ein SST vererbbares bzw. geerbtes Vermögen je nach Ausgestaltung schonen kann und es Erben und Vermögenden ermöglicht, Haushaltsüberschüsse zu erwirtschaften und bestehendes Finanzvermögen zu verschonen, da die Begrenzung der Eigenanteile im SST für alle Versicherten gelten würde. Um mindestens teilweise auszugleichen, dass auch Personen von einer Begrenzung der Eigenanteile profitieren würden, die in der Lage wären diese in ihrer vollen Höhe zu bezahlen, könnten Vielverdiener und Vermögende proportional stärker in die Finanzierung der SPV einbezogen werden. Die spätere Entlastung durch eine Begrenzung der Eigenanteile würden diese dann durch erhöhte Beitragszahlungen im Laufe der Einzahlperiode teilweise kompensieren. Der proportional stärkere Einbezug der o. g. Personengruppe wird auch von 63 % der Befragten befürwortet.

Alle anderen soziodemografischen Variablen leisten keinen Beitrag zur Aufklärung der Heterogenität in der vorliegenden Stichprobe. Brau und Lippi Bruni finden hingegen signifikante Einflüsse von Geschlecht, Alter und Einkommen auf die Präferenzen für verschiedene Ausprägungen des Versicherungsschutzes einer Pflegeversicherung (vgl. Brau und Lippi Bruni, 2008). Weiterhin wäre ein Einfluss des Geschlechts auf die Präferenzen naheliegend gewesen, da Frauen aufgrund einer höheren Lebenserwartung eine höhere Wahrscheinlichkeit besitzen, pflegebedürftig zu werden, sowie längere Verweildauern in der Pflege haben (vgl. Arentz, 2019, S. 8; vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 95–96). Frauen besitzen jedoch keine signifikant unterschiedlichen Präferenzen für die Begrenzung der Eigenanteile. Möglicherweise ist jungen Frauen nicht bewusst, dass sie eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, pflegebedürftig zu werden, einer längeren Verweildauer ausgesetzt sind und sie damit von hohen Eigenanteilen besonders betroffen sein könnten. Eine Aufklärung über diese Tatsachen könnte sich auf die Präferenzen für Eigenanteilsbegrenzungen auswirken. Alter besitzt in dieser Untersuchung ebenfalls keinen Einfluss auf die gemessenen Präferenzen. Dies könnte dadurch begründet sein, dass die vorliegende Stichprobe eine relativ homogene Altersstruktur besitzt. In Stichproben unter Einbezug verschiedener Altersklassen zeigt sich möglicherweise ein Einfluss des Alters. In einer Befragung von PwC wird deutlich, dass die 18- bis 29-Jährigen im Altersvergleich am meisten für verbesserten Versicherungsschutz und Versorgungsqualität ausgeben würden (vgl. PwC, 2017). Die vorliegende Stichprobe deckt insbesondere diese Altersgruppe ab, sodass die Zahlungsbereitschaften in einer repräsentativen Befragung aller Altersgruppen möglicherweise niedriger ausfallen.

Im ML-Modell mit Kovariaten wird weiterhin deutlich, dass trotz o. g. Einflüsse einzelner Kovariaten signifikante Heterogenität in der Wahrnehmung der Attribute für die Höhe der Eigenanteile und den Zeitraum der Eigenanteilszahlungen erhalten bleibt. Diese sollte im Rahmen von Folgeuntersuchungen weiter aufgedeckt und erklärt werden.

Mit einem Blick auf alternative Finanzierungsmöglichkeiten der SST-Optionen wird in einer forsa-Befragung klar, dass sich wie in Kapitel 4.1 beschrieben 60 % der Befragten Steuerzuschüsse, 24 % einen Beitragssatzanstieg und 9 % private Vorsorge zur Finanzierung der Mehrausgaben wünschen (vgl. forsa, 2018). Steuererhöhungen führen jedoch häufiger zu Abgabewiderständen, da ihnen im Gegensatz zu Beitragszahlungen in der Regel kein Anspruch auf äquivalente Gegenleistungen entgegensteht. Im Allgemeinen wird daher wie in Kapitel 2.2.1 erläutert gefolgert, dass die Bereitschaft zur Beitragszahlung höher ist als die zur Steuerzahlung (vgl. Rothgang, 2009, S. 61–62). Weiterhin werden Umverteilungsvorgänge mit einer klaren Trennung der beiden Finanzierungsarten nachvollziehbarer und das Sicherheitsgefühl sowie das Vertrauen in das System steigt. Dies kann wiederum einen Einfluss auf die Abgabenbereitschaft der Bevölkerung und deren langfristige Unterstützung des Systems haben (vgl. Schmähl, 2009, S. 328). Im Rahmen dieses DCE konnte ebenfalls eine grundsätzliche Zustimmung zu Beitragssatzerhöhungen gezeigt werden, die sich jedoch in unterschiedlichen Segmenten deutlich in der Höhe der Zahlungsbereitschaften unterschieden. Die grundsätzliche Zustimmung könnte darin begründet sein, dass äquivalente Gegenleistungen (Begrenzung der Eigenanteile) im DCE berücksichtigt wurden. Ob stattdessen dennoch eigentlich eine Finanzierung der Begrenzung der Eigenanteile durch Steuerzuschüsse präferiert wird, wurde in dieser Arbeit nicht abgefragt.

Betrachtet man die Bevölkerungsvorausschätzung (mittlere Variante G2-L2-W2), wird klar, dass die Anzahl der Personen über 80 Jahren bis 2050 von 6,1 Mio. (7,2 % der Gesamtbevölkerung) auf 9,1 Mio. (10,8 % der Gesamtbevölkerung) steigen wird (vgl. Destatis, 2022a). 52,2 % der Leistungsbezieher der SPV sind 80 Jahre oder älter. Den

geringsten Anteil machen mit 0,9 % Leistungsempfänger zwischen 25 und 30 Jahren aus (vgl. BMG, 2022). Dennoch ist es relevant, die Präferenzen der jungen Generation in die Ausgestaltung der SPV mit einzubeziehen. Auch wenn die SPV im Umlageverfahren organisiert ist und die Leistungen der SPV in der Regel erst im späteren Verlauf des Lebens in Anspruch genommen werden, besteht, wie im vorangegangenen Absatz beschrieben, ein direkter Zusammenhang zwischen Beitragssatz und Gegenleistung. Dieser direkte Zusammenhang wurde in der Befragung auch durch die Erläuterung und den Aufbau des DCE vermittelt.

Kritisch betrachtet werden müssen die Ergebnisse des DCE vor dem Hintergrund der anzunehmenden demografischen Entwicklungen wie der des Altenquotienten und der Projektion der Bevölkerungspyramide. Da die Pflegeprävalenz mit dem Alter korreliert, ist zu erwarten, dass mehr Alte auch mehr Pflegebedürftige und weniger Beitragszahler bedeuten werden. Ob die Präferenzen der Bevölkerung unter den Voraussetzungen eins zu eins umgesetzt werden können oder Modifikationen notwendig sein werden, um den Grundsatz der Beitragssatzstabilität (§ 70 SGB XI) einzuhalten bzw. die SPV wirtschaftlich zu gestalten, müssen Folgestudien unter Berücksichtigung der genannten Parameter untersuchen. Einen positiven Effekt auf die Zahl der Beitragszahler könnte ein Anstieg der Erwerbstätigenquote haben. Insbesondere die Arbeitszeit der Frauen bietet hier noch Raum für Stabilisierung. Eine höhere Erwerbsbeteiligung von Frauen kann wie in Kapitel 2.2.2 erläutert jedoch auch zu einer stärkeren Nutzung von kostenintensiveren professionellen Pflegestrukturen durch den Wegfall des informellen Pflegepotenzials von Frauen führen. Auch eine Verlängerung der Lebensarbeitszeit und ein späterer Eintritt in das Rentenalter könnten die Einnahmen der SPV stabilisieren (vgl. Kapitel 2.2.2). Zu beachten ist bei den genannten Maßnahmen immer auch die Akzeptanz dieser in der Bevölkerung.

Im Folgenden sollen die Ergebnisse vor dem Hintergrund der Generationengerechtigkeit und der finanziellen Nachhaltigkeit eingeordnet werden. Durch Beitragssatzanstiege, wie sie im Rahmen des SST notwendigerweise umgesetzt werden müssten und wie sie von den Befragten zur Begrenzung der Eigenanteile grundsätzlich akzeptiert werden, findet eine intergenerative Lastenverschiebung zu Ungunsten der jüngeren Generationen statt (vgl. Kapitel 2.2.6). Je jünger ein Jahrgang ist, desto größer ist wie erwähnt der Anteil seines Einkommens, den er an die SPV im Laufe seines Lebens abführen muss, und desto schlechter schneidet er im direkten Vergleich zu älteren Generationen ab. Durch den Pflegevorsorgefonds ändert sich diese Lebenszeitbelastung für die einzelnen Jahrgänge nur

minimal (vgl. Wild, 2015, S. 61). Zur Begrenzung des Beitragssatzanstiegs sowie der damit verbundenen erhöhten Belastung für jüngere Generationen könnten der Einbezug weiterer Personengruppen sowie die proportional höhere Belastung von Vermögenden und Vielverdienern herangezogen werden, die auch von den Befragten weitestgehend unterstützt werden. Weiterhin könnten auch Kapitaleinkommen bei der Berechnung der Beiträge berücksichtigt werden. Junge Generationen werden aktuell insbesondere mehr belastet, weil sie hauptsächlich über Erwerbseinkommen verfügen. Die Zustimmung für den Einbezug von Kapitaleinkünften in die Beitragsbemessung fällt in dieser Befragung jedoch relativ gering aus. Möglicherweise ist den Befragten nicht bewusst, dass ein Einbezug von Kapitaleinkünften insbesondere die eigene Generation finanziell entlasten könnte.

Zuletzt sollen die Ergebnisse vor dem Hintergrund alternativer Vorschläge zur Reform der SPV eingeordnet werden. Zunächst ist hier der Vorschlag *Neuer Generationenvertrag* vom Verband der PKV zu nennen. Dieser soll steigende Pflegekosten der Älteren abfedern und die jüngeren Generationen bei der privaten Vorsorge unterstützen. Dafür sind regelmäßig dynamisierte Leistungen für die ältere Bevölkerung genauso vorgesehen wie die Stabilisierung des Beitragssatzes, der es jüngeren Generationen ermöglichen soll, ergänzend in private Vorsorge zu investieren. Dies soll eine Finanzierungsbasis bieten, die insbesondere den demografischen Herausforderungen gewachsen (vgl. PKV, 2022). Im Rahmen der vorliegenden Befragung wird jedoch deutlich, dass nur 39 % der Befragten private Zusatzversicherungen zur Finanzierung von finanziellen Lücken nutzen wollen und sich darüber hinaus nur eine Minderheit für eine verpflichtende private Versicherung ausspricht. Gleichzeitig gibt es eine grundsätzliche Zustimmung für die erhöhte Absicherung des Pflegerisikos durch geringere Eigenanteile in der SPV. Ohne eine Begrenzung der Eigenanteile bzw. verpflichtende Zusatzversicherungen blieben auch im Rahmen des Vorschlags *Neuer Generationenvertrag* finanzielle Risiken unkalkulierbar.

Der Experten-Rat Pflegefinanzen spricht sich für eine verpflichtende kapitalgedeckte Zusatzversicherung aus, die mit einem Aufnahmezwang für die Versicherungsunternehmen ohne Gesundheitsprüfung verbunden wird. Versichert werden sollen in diesem Zusammenhang die pflegebedingten Eigenanteile in stationärer Versorgung ohne einen Selbstbehalt von 10 %. Der Beitrag soll paritätisch zwischen Arbeitnehmer und Arbeitgeber aufgeteilt werden (vgl. Experten-Rat Pflegefinanzen, 2022). Die Verpflichtung zur vorgeschlagenen Versicherung steht auch hier den Präferenzen der Befragten entgegen. Da eine freiwillige Zusatzversicherung des Risikos jedoch aufgrund der langen Zeiträume

bis zum Abruf der Leistungen insbesondere für jüngere Menschen zu einem Aufschub des Versicherungsabschlusses führen kann, entspricht eine direkte Implementierung der Begrenzung der Eigenanteile in die SPV sowohl den Präferenzen der Befragten als auch einer sichergestellten Absicherung von Pflegerisiken. Vorteilhaft wäre eine kapitalgedeckte Zusatzabsicherung jedoch vor dem Hintergrund, dass die angesparten Rücklagen der Versicherten vor zweckfremdem Zugriff geschützt wären. Dies ist beispielsweise beim Pflegevorsorgefonds in der SPV nicht immer der Fall (vgl. PKV, 2022). Für die Umsetzung eines SST ist es in diesem Zusammenhang wichtig, dass klare Regelungen für die Anhebung der Beitragssätze und Eigenanteilsparameter eingehalten werden. Im SST ist daher eine Dynamisierung des Sockels ausschließlich mit dem Inflationsausgleich vorgesehen. Eine Dynamisierung mit der pflegespezifischen Teuerungsrate könnte die Entstehung einer Vollkosten-SPV verhindern (vgl. Kochskämper et al., 2019, S. 15).

Die Einführung einer verpflichtenden Eigenanteilsversicherung ist ebenfalls als alternative bzw. ergänzende Reformoption zu nennen. Hier ist vorgesehen, die Kostenübernahme zwischen der SPV und einem selbst zu finanzierenden Eigenanteil prozentual aufzuteilen. Dieser Anteil würde dann über eine kapitalgedeckte Eigenanteilsversicherung abgesichert (ebd., S. 31). Die Eigenanteilsversicherung soll dabei ausschließlich auf Leistungen angewendet werden, die von professionellen Anbietern erbracht werden. Pflegegeld würde nicht berücksichtigt werden. Auf der Grundlage würden 73 % der Kosten durch die SPV und 27 % durch die Eigenanteilsversicherung getragen werden (ebd., S. 19). Um Moral Hazard zu vermeiden, könnte ein Selbstbehalt in die Eigenanteilsversicherung integriert werden (ebd., S. 20). Eine verpflichtende Versicherung steht auch hier den Präferenzen der Befragten entgegen.

#### 8.2 Zusammenfassung wesentlicher Implikationen

Die Ergebnisse dieser Arbeit sind insbesondere für Akteure der Politik relevant, die sich mit Reformbedarfen und möglichen Reformoptionen der SPV beschäftigen. Auf Basis der erhobenen Erfahrungen und Einstellungen der Befragten lässt sich zunächst ableiten, dass insbesondere die jüngere Generation frühzeitig über die Beschaffenheit der SPV als Teilkostenversicherung informiert werden sollte, damit möglichst rechtzeitig mit einer entsprechenden ergänzenden Vorsorge zur Absicherung der Eigenanteile begonnen werden kann. Das Wissen über das Teilkostenprinzip in der SPV kann weiterhin dazu führen,

\_

<sup>&</sup>lt;sup>58</sup> Weitere Details zur Prämiengestaltung sowie konkrete Rechenbeispiele für die Etablierung einer Eigenanteilsversicherung finden sich bei Kochskämper et al., 2019, S. 21–29.

dass sich jüngere Generationen mehr mit den Reformoptionen zur SPV beschäftigen und sich für die von ihnen präferierten Maßnahmen einsetzen. Weiterhin wird die Wahrscheinlichkeit, pflegebedürftig zu werden, unterschätzt. Auch hier sollte Aufklärung dar- über geleistet werden, wie hoch die Pflegewahrscheinlichkeit im Lebensverlauf tatsächlich ist, um der Bevölkerung eine adäquate Einschätzung der finanziellen Risiken zu ermöglichen. Insbesondere Frauen sollten darüber informiert werden, dass sie eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, pflegebedürftig zu werden, sowie längeren Verweildauern in Pflege ausgesetzt sind und damit von hohen Eigenanteilen betroffen sein können.

Mit Blick auf flankierende Maßnahmen, die den Beitragssatzanstieg durch eine Ausweitung der Eigenanteilsbegrenzungen mindern könnten, zeigt sich, dass der Einbezug von Beamten und Selbstständigen in die Finanzierung der SPV sowie ein proportional stärkerer Einbezug von Vermögenden und Vielverdienern in die Finanzierung der SPV präferierte Optionen darstellen und von der Politik geprüft werden sollten. Der Einbezug von Kapitaleinkünften in die Beitragsbemessung stellt keine präferierte Maßnahme dar, kann aber vor dem Hintergrund der Generationengerechtigkeit sinnvoll sein. Die beiden letztgenannten Maßnahmen haben zwar rechnerisch einen Einfluss auf die Begrenzung der notwendigen Beitragssatzsteigerungen, besitzen jedoch keinen Einfluss auf die Präferenzen der Befragten. Sie können daher lediglich als Instrument dienen, um die Beitragssatzanstiege zu verringern, nicht aber als Argument, um die Akzeptanz für verschiedene Maßnahmen zur Begrenzung der Eigenanteile zu erhöhen. Weitere Details zu Vor- und Nachteilen der verschiedenen Maßnahmen zur Begrenzung des Beitragssatzanstiegs finden sich in Kapitel 3.3.

Die Angst der Befragten vor finanziellen Engpässen im Falle einer Pflegebedürftigkeit sowie die wesentliche Zustimmung zu der Aussage, dass die pflegerische Versorgung der Bevölkerung eine gesamtgesellschaftliche Aufgabe darstellt, machen deutlich, dass die SPV als Absicherung für den Pflegefall erhalten bleiben sollte. Dies verdeutlicht auch die Abneigung der Befragten gegen den Ersatz der SPV durch ausschließlich private Vorsorge. Trotz begrenzter Eigenanteile im Rahmen eines SST bleibt die Notwendigkeit bestehen, ergänzende private Vorsorge zu fördern. Ein großer Teil der Befragten würde Eigenanteile durch eine private Pflege-Zusatzversicherung finanzieren wollen. Diese sollte allerdings nicht verpflichtend sein.

Als Vorbedingung für die Struktur- und Finanzreform im Rahmen des SST ist eine Verlagerung der Finanzierungskompetenz für die medizinische Behandlungspflege in die GKV notwendig, damit diese dort sachgerecht dem Cure-Bereich zugeordnet ist und Heimbewohner um bis zu 200 € monatlich entlastet werden könnten (vgl. Rothgang, 2018a, S. 23). Weiterhin sollten, insbesondere um die Moral-Hazard-Problematik abzumildern, die in Kapitel 3.1 genannten Maßnahmen befolgt werden. Zu empfehlen ist dabei vor allem der Einsatz von Managern, die sowohl das Ausmaß der Pflegebedürftigkeit feststellen als auch den notwendigen Leistungsumfang und einen adäquaten Preis bestimmen.

In Bezug auf die Ausgestaltung der SPV vor dem Hintergrund des SST wird in dieser Befragung deutlich, dass sich eine große Mehrheit für die Umsetzung eines SST – in verschiedenen Ausprägungen – ausspricht. Eine Abkehr von unbegrenzten Eigenanteilen im Status quo ist damit, wie bereits auf Basis der deskriptiven Ergebnisse abgeleitet, angezeigt.

Die Zahlungsbereitschaft für eine zusätzliche Begrenzung der Höhe der Eigenanteile um 100 €/Monat erscheint mit 1,02 Prozentpunkten (38,76 €/Monat auf Basis eines durchschnittlichen Einstiegsgehalts eines Hochschulabsolventen von 3800 €) und 0,32 Prozentpunkten (12,16 €/Monat) für eine Begrenzung des Zahlungszeitraums um weitere 10 Monate relativ hoch. Dies ermöglicht es der Politik, Beitragssätze im entsprechenden Rahmen zu erhöhen. Die Befragten sind bereit, für die Begrenzung der Eigenanteile höhere Beiträge in Kauf zu nehmen. Grundsätzlich ist eine Beitragssatzfinanzierung für eine Begrenzung der Eigenanteile einer Steuerfinanzierung vorzuziehen, da diese Transparenz über die Gegenleistungen der Beiträge beinhaltet. Es ist jedoch zu beachten, dass durch eine Anhebung der Beitragssätze für die SPV auch die Sozialabgaben auf deutlich über 40 % steigen würden, was aus wirtschaftspolitischer Sicht einen Nachteil für den Standort Deutschland bedeuten kann.

Weiterhin kann angenommen werden, dass die Hilfe zur Pflege von den Befragten lediglich als letzte Finanzierungsoption angesehen wird und sie sich für die eigene Absicherung nicht auf diese verlassen. Ein Trittbrettfahrerverhalten kann damit nicht angenommen werden und sollte von der Politik nicht als Argument genutzt werden, eine Begrenzung der Eigenanteile aus diesem Grunde auszuschließen. Auch sollte es kein Argument sein, dass Vielverdiener und Vermögende ihre Einkommen und Vermögen schützen wollen, da es keinen Einfluss von erwartetem Einkommen und Vermögen auf die

Begrenzungspräferenzen gibt. Ein SST kann vererbbares bzw. geerbtes Vermögen schonen. Die Überlegung, dass eine Begrenzung der Eigenanteile zum Schutz des eigenen Erbes von den Befragten beabsichtigt wird, kann aber auf Basis der Ergebnisse nicht bestätigt werden. Um den Schutz des Vermögens/des Erbes, der durch eine Begrenzung der Eigenanteile jedoch automatisch entsteht, einzugrenzen, könnten wie in Kapitel 8.1 bereits beschrieben Vielverdiener und Vermögende proportional stärker in die Finanzierung der SPV einbezogen werden.

Im LC-Modell mit Kovariaten wird deutlich, dass zwei Segmente mit unterschiedlichen Präferenzen für eine Reform der SPV bestehen. Beachtet werden müssen dabei insbesondere die unterschiedlichen Zahlungsbereitschaften in den Segmenten, die im Rahmen einer einheitlichen, staatlichen Pflegeversicherung im Gegensatz zu privaten Versicherungen, die unterschiedliche Produkte für verschiedene Kundensegmente anbieten können, schwieriger zu berücksichtigen sein werden. Möglicherweise würde sich die Zahlungsbereitschaft der Befragten in Segment B durch eine detaillierte Aufklärung über das finanzielle Risiko durch steigende Eigenanteile noch erhöhen.

Auch um mehr Generationengerechtigkeit zu erzielen, könnten Kapitaleinkommen bei der Berechnung der Beiträge zur SPV berücksichtigt werden. Die Zustimmung für den Einbezug von Kapitaleinkünften in die Beitragsbemessung fällt in dieser Befragung jedoch relativ gering aus. Auch der in weiten Teilen befürwortete Einbezug von Vermögenden und Vielverdienern kann die Generationengerechtigkeit stärken. Aufgrund der Tatsache, dass in der SPV das Einkommen von Vielverdienern nur bis zu einer definierten Beitragsbemessungsgrenze verbeitragt wird, ergibt sich, dass in der SPV nur ein kleinerer Teil der hohen Einkommen für die Finanzierung von Hilfe zur Pflege genutzt wird als in der steuerfinanzierten Sozialhilfe. So würden Zusatzbelastungen für jüngere Generationen entstehen, die nicht vollständig durch niedrigere steuerfinanzierte Sozialhilfe ausgeglichen werden können (vgl. Kochskämper et al., 2019, S. 18). Daher bietet es sich auch entsprechend den Präferenzen der Befragten an, Lohneinkommen von Vielverdienern proportional stärker zu belasten.

Um eine Stabilität des Gesamtsystems und insbesondere eine Lebensstandardsicherung zu gewährleisten, müssten zur Risikoabsicherung sowohl die Sockelhöhe als auch die Laufzeit des Eigenanteilssockels über die Zeit stabil bleiben. Möglich und realistisch wäre jedoch eine ex ante definierte Anpassungsklausel, die inflationsbedingte Kaufkraftverluste systematisch vermeiden würde. Dies wird auch von Rothgang als notwendige

Komponente genannt (vgl. Rothgang und Kalwitzki, 2017b, S. 48–49). Um die Entwicklung der SPV in Richtung einer Vollkostenversicherung im Zeitverlauf zu vermeiden, könnte wie in Kapitel 8.1 bereits erwähnt ergänzend eine Dynamisierung des Sockels mit der pflegespezifischen Teuerungsrate vorgenommen werden (vgl. Kochskämper et al., 2019, S. 15).

Die Zuschüsse zu den Eigenanteilen, wie sie durch die Pflegereform 2021 eingeführt wurden, sind vor dem Hintergrund der in den Kapiteln 3.4 und 8.1 genannten Argumente nicht geeignet, diese nachhaltig zu begrenzen (vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 34–42). Eine erneute Reform im Sinne des SST ist daher weiterhin angezeigt und entspricht in weiten Teilen den Präferenzen der Befragten.

Neben der Relevanz der Ergebnisse für die Politik kann diese Arbeit aus methodischer Sicht die Basis für weitere Studien sein, die Reformoption des SST mithilfe von Choice-Modellen näher zu untersuchen. Limitationen der vorliegenden Arbeit und der abgeleitete Forschungsbedarf werden im folgenden Kapitel beleuchtet.

## 8.3 Limitationen und Forschungsbedarf

Die Einstellungen der Bevölkerung zur Ausgestaltung der SPV wurden im Rahmen verschiedener Studien bisher zwar quantitativ erhoben, aber ausschließlich mithilfe deskriptiver Analysen ausgewertet (vgl. Kapitel 4.1). Diese Arbeit untersucht erstmals die Präferenzen in Bezug auf die konkrete Reformoption eines Sockel-Spitze-Tauschs auf Basis eines Discrete-Choice-Experiments. Die Vorteile dieser Methodik wurden in den Kapiteln 4.2 und 5.1 bis 5.3 erläutert. Erläuterungen und Einordnungen zur Datenqualität finden sich in Kapitel 7.1.1. Im Folgenden werden ergänzend dazu die Limitationen der angewendeten Methodik sowie der weitere Forschungsbedarf beschrieben.

Mit Bezug auf die zugrundeliegende Stichprobe ist zu betonen, dass diese nicht repräsentativ für Studierende deutscher Hochschulen oder die deutsche Wohnbevölkerung ist. Ein Repräsentationsschluss von Stichprobenergebnissen auf Ergebnisse in der Grundgesamtheit ist im vorliegenden Fall damit nicht zulässig, weil die Stichprobe nicht repräsentativ für diese Grundgesamtheit ist. Diese Arbeit soll eine Basis für (teil)bevölkerungsrepräsentative Studien sein und verschiedene methodische Ansätze zur quantitativen Untersuchung der Präferenzen liefern (vgl. Kapitel 4.2). Mithilfe einer repräsentativen Stichprobe könnten dann auch Kohorteneffekte als Basis für mögliche Heterogenität in den Präferenzen untersucht werden.

Bezüglich der Befragungsmethodik könnte die Anzahl an inkonsistenten Antworten durch persönliche Interviews verringert werden. Ein persönliches Interview bewirkt dabei möglicherweise, dass die Befragten ihre Entscheidungen noch genauer abwägen, wäre aber auch mit höheren Kosten für die Durchführung der Befragung sowie dem Risiko für einen Interviewer-Bias verbunden. Auch ein themenbasierter Selektionsfehler kann aufgrund der Freiwilligkeit der Teilnahme an der Befragung nicht ausgeschlossen werden.

In Bezug auf die Ergebnisse zeigt sich, dass trotz Einbezug von Kovariaten in das Modell weiterhin signifikante Heterogenität in den Präferenzen vorhanden bleibt. Diese sollte im Rahmen von Folgeuntersuchungen mithilfe zusätzlicher Kovariaten weiter aufgedeckt und erklärt werden. Die bereits aufgedeckte Heterogenität gilt es in empirischen Folgestudien insbesondere für andere Bevölkerungsgruppen zu überprüfen. Auch die Anwendung weiterer Modelle wie beispielsweise eines LC-Modells mit randomisierten Parametern, um Heterogenität innerhalb der einzelnen Segmente aufzudecken, könnte weiteren Aufschluss über die Beschaffenheit der Präferenzen geben. Auch könnten auf Basis größerer Stichproben sowie modifizierter experimenteller Designs Interaktionseffekte der Attribute in das Modell aufgenommen werden. Um konkrete Empfehlungen für Reformmaßnahmen zu geben, wäre es auf Basis größerer Stichproben ebenfalls sinnvoll, neben der Berechnung von Zahlungsbereitschaften auch Nachfragevoraussagen für spezifische Kombinationen von SST-Ausgestaltungen abzuleiten<sup>59</sup>.

Im Anschluss an umfassende Präferenzmessungen sollten Auswertungen zur finanziellen Wirtschaftlichkeit und Umsetzbarkeit der Präferenzen folgen, die möglichst alle Einflussfaktoren der Einnahmen- und Ausgabenseite der SPV berücksichtigen und der Zahlungsbereitschaft der Befragten gegenüberstellen.

Mit Blick auf die Inhalte der Befragung und des DCE ist hervorzuheben, dass sich die Erhebung insbesondere auf den SST fokussiert hat. In weiteren Studien könnte ein Vergleich der Präferenzen für Ausprägungen der § 43c-Reform des Jahres 2021 mit denen für einen SST angestellt werden. Auch könnten DCE helfen, die Präferenzen für eine Ausgestaltung von ergänzender privater Vorsorge zu verstehen und in die Entwicklung neuer Versicherungsprodukte einzubeziehen.

Die Ergebnisse und Zusammenhänge müssen in weiteren Studien überprüft werden. Erst dann können Antworten auf Forschungsfragen nicht nur Erklärungen bieten, sondern

-

<sup>&</sup>lt;sup>59</sup> Details zu einem möglichen Vorgehen finden sich bei Chandoevwit und Wasi, 2020.

auch Prognosen erlauben. Abschließend werden im folgenden Kapitel die wichtigsten Schlussfolgerungen dieser Arbeit zusammengefasst sowie im Rahmen eines Ausblicks weitergedacht.

#### 9 Fazit und Ausblick

Die bisherige Forschung fokussiert sich auf deskriptive Auswertungen von Fragebögen, die sich vor allem auf Einstellungen zum Umfang des Versicherungsschutzes und den Wissensstand zur Pflegeversicherung konzentrieren. Auch wurden grundsätzliche Einstellungen zur aktuellen Finanzierung der SPV thematisiert. Diese Arbeit hat erstmals die Präferenzen für die Reformoption eines Sockel-Spitze-Tauschs unter Berücksichtigung entstehender Kosten untersucht, bei denen Trade-offs überwunden und diskrete Entscheidungen getroffen werden mussten. Dabei standen die Präferenzen für die Ausgestaltung von Begrenzungen der Eigenanteile sowie die entsprechenden Zahlungsbereitschaften im Vordergrund. Die Ergebnisse dieser Arbeit sind insbesondere für Akteure in der Politik relevant, die sich mit Reformbedarfen und Reformoptionen der SPV-Finanzierung beschäftigen.

Die wesentliche Zustimmung zur pflegerischen Versorgung als gesamtgesellschaftliche Aufgabe sowie die Abneigung gegenüber einer ausschließlich privaten Vorsorge zeigt die hohe Akzeptanz der SPV in der zugrundeliegenden Stichprobe. Auf Basis der erhobenen Erfahrungen und Einstellungen der Befragten lässt sich zunächst ableiten, dass insbesondere die jüngere Generation frühzeitig über die Beschaffenheit der SPV als Teilkostenversicherung sowie die Wahrscheinlichkeit, selbst pflegebedürftig zu werden, und die anzunehmenden Verweildauern in Pflege informiert werden sollte, da hierzu nicht ausreichend Wissen vorhanden ist und dadurch möglicherweise die Notwendigkeit für einen SST bzw. ergänzende private Vorsorge unterschätzt wird. Der Einbezug von Beamten und Selbstständigen in die Finanzierung der SPV sowie ein proportional stärkerer Einbezug von Vermögenden und Vielverdienern sollte vor dem Hintergrund der analysierten Präferenzen ebenfalls geprüft werden. Letztere Maßnahme kann dabei zwar als Instrument dienen, Beitragssatzanstiege zu verringern, nicht aber als Argument, um die Akzeptanz für die Begrenzungen der Eigenanteile zu erhöhen, da kein Einfluss der Maßnahmenbefürwortung auf die Präferenzen für Eigenanteilsbegrenzungen gefunden wurde.

Es wird deutlich, dass ein großer Teil der Befragten einer Begrenzung der Eigenanteile im Rahmen eines SST positiv gegenübersteht. Die Präferenzen bezüglich einer konkreten Ausgestaltung der Begrenzungen unterscheiden sich jedoch. Die Zahlungsbereitschaft im ML-Modell mit Kovariaten für eine zusätzliche Begrenzung der Höhe der Eigenanteile um 100 €/Monat liegt bei 1,02 Prozentpunkten und bei 0,32 Prozentpunkten für eine Begrenzung des Zahlungszeitraums um weitere 10 Monate. Beitragssätze könnten auf der Basis im entsprechenden Rahmen erhöht werden. Im LC-Modell mit Kovariaten zeigt sich, dass die Zahlungsbereitschaft der Befragten sich zwischen zwei Segmenten deutlich unterscheidet. Während die latente Klasse A eine relativ höhere Zahlungsbereitschaft für eine Begrenzung der Eigenanteile aufweist, fällt die Zahlungsbereitschaft in der latenten Klasse B deutlich geringer aus. Für eine Begrenzung der Zahlungszeiträume lässt sich in diesem Segment sogar gar keine Zahlungsbereitschaft mehr ausweisen. Da die Zugehörigkeitswahrscheinlichkeiten der beiden Segmente mit 58 % und 42 % ähnlich sind, sollten beide möglichst im Rahmen einer Umsetzung einer Reform berücksichtigt werden. Dass sich die Zahlungsbereitschaften deutlich unterscheiden, kann dabei zu Herausforderungen in der Praxis führen.

Es kann angenommen werden, dass die Hilfe zur Pflege von den Befragten lediglich als letzte Finanzierungsoption für Eigenanteile angesehen wird und sie sich für die eigene Absicherung nicht auf diese verlassen. Ein Trittbrettfahrerverhalten im Rahmen eines SST kann damit nicht angenommen werden und sollte von der Politik nicht als Argument genutzt werden, eine Begrenzung der Eigenanteile aus diesem Grund auszuschließen. Auch sollte es kein Argument sein, dass Vielverdiener und Vermögende ihre Einkommen und Vermögen schützen wollen, da es keinen Einfluss von erwartetem Einkommen und Vermögen auf die Begrenzungspräferenzen gibt. Weiterhin ist es zwar so, dass ein SST vererbbares bzw. geerbtes Vermögen schonen kann. Die Überlegung, dass eine Begrenzung der Eigenanteile explizit zum Schutz des eigenen Erbes von den Befragten genutzt werden soll, kann aber auf Basis der Ergebnisse nicht bestätigt werden. Um den Schutz des Vermögens, der durch begrenzte Eigenanteile entstehen würde, abzumildern, könnten Vielverdiener und Vermögende in der Einzahlphase proportional stärker in die Finanzierung der SPV einbezogen werden.

Vor dem Hintergrund einer steigenden Anzahl an Leistungsempfängern, einer nicht unerheblichen Wahrscheinlichkeit, im Laufe des Lebens selbst pflegebedürftig zu werden, sowie kontinuierlich steigender bisher von den Versicherten zu zahlender Eigenanteilen aufgrund von nicht in ausreichendem Maße dynamisierten Leistungen sowie Kostensteigerungen durch Qualitäts- oder Personalmaßnahmen wird deutlich, dass Reformbedarf in der SPV besteht, um das bisher unkalkulierbare finanzielle Risiko für die Versicherten einzuschränken. Kostensteigerungen würden wie in Kapitel 4.2 dargelegt ohne Reform weiterhin hauptsächlich durch die Versicherten selbst finanziert werden. Eine Finanzierung von durch Reformen verursachten Mehrkosten durch die Solidargemeinschaft auf Basis eines SST könnte ein Durchsetzen von Anschlussreformen erleichtern (vgl. Initiative Pro Pflegereform, 2017, S. 11).

Die Zuschüsse zu den Eigenanteilen, wie sie durch die Pflegereform 2021 eingeführt wurden, sind vor dem Hintergrund der in den Kapiteln 3.4 und 8.1 genannten Argumente nicht geeignet, diese nachhaltig zu begrenzen (vgl. Rothgang und Müller, 2021, S. 34–42) Eine erneute Reform im Sinne des SST ist daher weiterhin angezeigt. Die vorliegende Befragung zeigt, dass die Umsetzung eines SST in weiten Teilen den Präferenzen der Befragten entspricht, jedoch weiterhin Heterogenität in den Präferenzen erkennbar ist, die in Folgestudien weiter aufgeklärt werden sollte, um in der Ausgestaltung der Reformumsetzung entsprechend darauf reagieren zu können.

Für die Umsetzung eines SST ist weitergehend wichtig, dass klare Regelungen für die Anhebung der Beitragssätze und Eigenanteilsparameter eingehalten werden. Im SST sollte daher eine Dynamisierung des Sockels mit dem Inflationsausgleich sowie eine Dynamisierung mit der pflegespezifischen Teuerungsrate vorgenommen werden (vgl. Kochskämper et al., 2019, S. 15). Trotz begrenzter Eigenanteile im Rahmen eines SST bleibt die Notwendigkeit bestehen, freiwillige private Vorsorge zu fördern. Hier können Discrete-Choice-Experimente helfen, die Präferenzen für eine Ausgestaltung von ergänzender privater Vorsorge zu verstehen und in die Entwicklung von Versicherungsprodukten einzubeziehen.

Diese Arbeit gibt erste Einblicke in die Präferenzstrukturen bezüglich einer Reform der SPV und ist aus methodischer Sicht die Basis für weitere Studien, die Reformoption des SST mithilfe von Choice-Modellen weiter zu untersuchen und so eine Ex-ante-Evaluation von Reformoptionen zu etablieren. (Teil-)Bevölkerungsrepräsentative Folgestudien könnten bereits aufgedeckte Heterogenität verifizieren und für andere Bevölkerungsgruppen untersuchen sowie weitere Einflussfaktoren auf die Präferenzen analysieren. Auch weitere Modelle wie LC-Modelle mit randomisierten Parametern können ergänzenden Aufschluss über die Präferenzstrukturen geben. Erst auf Basis bevölkerungsrepräsentativer Befragungen sollten Anpassungen an der SPV vorgenommen werden. Auch aktuelle

Reformoptionen wie die des neuen Generationenvertrags der PKV sowie die Vorschläge des Experten-Rats Pflegefinanzen oder eine verpflichtende Eigenanteilsversicherung könnten mithilfe von Discrete-Choice-Experimenten zukünftig evaluiert werden. Empfehlungen, welche die Bundesregierung bis Ende Mai 2024 zur langfristigen Finanzierung der SPV vorlegen will, könnten ebenfalls Bestandteil weiterer Untersuchungen sein. Im Anschluss an umfassende Präferenzmessungen sollten Auswertungen zur finanziellen Wirtschaftlichkeit und Umsetzbarkeit der Präferenzen folgen, die möglichst alle Einflussfaktoren der Einnahmen- und Ausgabenseite der SPV berücksichtigen und mit der Zahlungsbereitschaft der Befragten abgleichen.

Es ist mehr denn je angezeigt, die Bürger in Entscheidungsprozesse zu Reformen der Pflegeversicherung einzubeziehen, da immer mehr von ihnen in Zukunft von Pflegebedürftigkeit betroffen sein werden. Eine rein mathematisch-theoretische Evaluation von Reformvorschlägen ist nicht mehr ausreichend, um die Akzeptanz von Reformen zu gewährleisten.

Wird auch die Initiative Pro Pflegereform, die den Reformvorschlag des SST ursprünglich vorgebracht hat, aufgrund mangelnder Resonanz aus der aktuellen Regierung vorerst keine proaktiven Schritte mehr einleiten, um dem Vorschlag in der Politik weiter Nachdruck zu verleihen (vgl. Initiative Pro Pflegereform, 2023), so bleibt doch zu hoffen, dass diese Arbeit einen Beitrag leistet, den Reformvorschlag erneut in die Diskussion zu bringen und ein den Präferenzen der Bürger entsprechendes Reformkonzept auszuarbeiten. Denn "ein Versicherungssystem, das den Wandel von Einstellungen und Verhaltensweisen nicht aufnimmt und sich quasi permanent selbst reformiert, verliert seine Leistungsfähigkeit und wird darüber hinaus ineffizient" (Runde, 2003, S. 6).

## Literaturverzeichnis

Absolventa (2020), *Einstiegsgehalt: So viel verdienst du 2020*. [online] Verfügbar unter: https://www.absolventa.de/karriereguide/arbeitsentgelt/einstiegsgehalt [20.03.2022].

Akaichi, F., Costa-Font, J. und Frank, R. (2020), Uninsured by Choice? A choice experiment on long term care insurance. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Jg. 173, S. 422–434.

Allaire, B. T., Brown, D. S. und Wiener, J. (2016), Who Wants Long-Term Care Insurance? A Stated Preference Survey of Attitudes, Beliefs, and Characteristics. *Inquiry: a journal of medical care organization, provision and financing*, Jg. 53, S. 1–8.

Alpert, M. I. (1971), Identification of determinant attributes: A comparison of methods. *Journal of Marketing Research*, Jg. 8, Nr. 2, S. 184–191.

Amaya-Amaya, M., Gerard, K. und Ryan, M. (2008), Discrete Choice Experiments in a Nutshell, in: Ryan, M., Gerard, K. und Amaya-Amaya, M. (Hrsg.), *Using discrete choice experiments to value health and health care*. Dordrecht: Schmidt & Klaunig, S. 13–46.

Amilon, A., Kjær, A. A., Ladenburg, J. und Siren, A. (2022), Trust in the publicly financed care system and willingness to pay for long-term care: A discrete choice experiment in Denmark. *Social science & medicine*, Jg. 311.

Anderson, S. P., Palma, A. de und Thisse, J. F. (1992), *Discrete choice theory of product differentiation*. Cambridge: MIT Press.

Arentz, C. (2019), Szenarien zur zukünftigen Finanzentwicklung der sozialen Pflegeversicherung. [pdf] Verfügbar unter: http://www.wip-pkv.de/forschungsbereiche/detail/szenarien-zur-zukuenftigen-finanzentwicklung-der-sozialen-pflegeversicherung.html [21.05.2023].

Arentz, C., Moritz, M., Eich, H. und Wild, F. (2019), *Die versteckte Verschuldung der sozialen Pflegeversicherung*. [pdf] Verfügbar unter: http://www.wip-pkv.de/forschungsbereiche/detail/die-versteckte-verschuldung-der-sozialen-pflegeversicherung.html [24.08.2023].

ASMK - Arbeits- und Sozialministerkonferenz (2018), Externes Ergebnisprotokoll der 95. Konferenz der Minister und Ministerinnen, Senatoren un Senatorinnen für Arbeit und Soziales der Länder. [pdf] Verfügbar unter: https://asmkintern.rlp.de/fileadmin/asmkintern/Beschluesse/Beschluesse\_95\_ASMK\_Extern/Externes\_Ergebnisprotokoll\_ASMK\_2018.pdf [14.09.2019].

Auspurg, K. und Liebe, U. (2011), Choice-Experimente und die Messung von Handlungsentscheidungen in der Soziologie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 63, S. 301–314.

Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W. und Weiber R. (2000), *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Berlin: Springer.

Bahnsen, L. und Raffelhüschen, B. (2019), *Zur Reform der Pflegeversicherung: Eine Generationenbilanz*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.ifo.de/DocDL/sd-2019-01-bahnsen-raffelhueschen-reform-pflegeversicherung-2019-01-10.pdf [21.05.2019].

Bateman, I. J., Carson, R. T., Day, B., Hanemann, M. und Hanley, N. (2002), *Economic valuation with stated preference techniques*. *A manual*. Cheltenham: Elgar.

Becker, K. (2006), Flexibilisierungsmöglichkeiten in der Krankenversicherung. Hamburg: Kovac.

Bekker-Grob, E. W. de, Ryan, M. und Gerard, K. (2012), Discrete choice experiments in health economics: a review of the literature. *Health economics*, Jg. 21, Nr. 2, S. 145–172.

Ben-Akiva, M. und Lermann, S. R. (1985), *Discrete choice analysis. Theory and application to travel demand*. Cambridge: MIT Press.

Bhat, C. R. (2003), Simulation estimation of mixed discrete choice models using randomized and scrambled Halton sequences. *Transportation Research Part B: Methodological*, Jg. 37, Nr. 9, S. 837–855.

Blamey, R. K., Bennett, J. W. und Morrison, M. D. (1999), Yea-Saying in Contingent Valuation Surveys. *Land Economics*, Jg. 75, Nr. 1, S. 126–141.

Bliemer, M. und Rose, J. (2010), Construction of experimental designs for mixed logit models allowing for correlation across choice observations. *Transportation Research Part B: Methodological*, Jg. 44, Nr. 6, S. 720–734.

Blinkert, B. und Gräf, B. (2009), *Deutsche Pflegeversicherung vor massiven Herausforderungen*. [pdf] Verfügbar unter: http://www.wernerschell.de/Medizin-Infos/Pflege/StudiePflegesystem.pdf [29.03.2020].

BMAS - Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2023), *Sozialbudget 2022*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/Publikationen/a230-23-sozialbudget-2022.pdf?\_\_blob=publicationFile&v=3 [17.09.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2011), *Abschlussbericht zur Studie Wirkungen des Pflege-Weiterentwicklungsgesetzes*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/5\_Publikationen/Pflege/Berichte/Abschlusbericht\_zur\_Studie\_Wirkungen\_des\_Pflege-Weiterentwicklungsgesetzes.pdf [28.10.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2017a), *Pflegegrade; neuer Pflegebedürf-tigkeitsbegriff*. [online] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/service/begriffe-von-a-z/p/pflegegrade-neuer-pflegebeduerftigkeitsbegriff.html [24.08.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2017b), *Pflegevorsorgefonds*. [online] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/service/begriffe-von-a-z/p/pflegevorsorgefonds.html [24.08.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2017c), *Private Pflege-Pflichtversicherung*. [online] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/service/begriffe-von-a-z/p/private-pflege-pflichtversicherung.html [24.08.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2022), Soziale Pflegeversicherung - Leistungsempfänger nach Altersgruppen und Pflegegraden. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/3\_Downloads/Statistiken/Pflegeversicherung/Leistungsempfaenger/2021\_Leistungsempfaenger-nach-Altersgruppen-und-Pflegegraden-insgesamt\_bf.pdf [17.09.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2023a), *Finanzierung der sozialen Pflegeversicherung*. [online] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/themen/pflege/online-ratgeber-pflege/die-pflegeversicherung/finanzierung.html [17.09.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2023b), *Pflegeversicherung - Versicherte der sozialen Pflegeversicherung nach Versichertengruppen und Geschlecht*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/3\_Downloads/Statistiken/Pflegeversicherung/Versicherte/07-Versicherte-nach-Versichertengruppen-und-Geschlecht\_2021\_bf.pdf [17.09.2023].

BMG - Bundesministerium für Gesundheit (2023c), *Zahlen und Fakten zur Pflegeversicherung*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/3\_Downloads/Statistiken/Pflegeversicherung/Zahlen\_und\_Fakten/Zahlen\_und\_Fakten\_pv\_bf.pdf [17.09.2023].

Boeri, T., Börsch-Supan, A.-H. und Tabellini, G. (2001), Would you like to shrink the welfare state? A survey of European citizens. *Economic Policy*, Jg. 16, Nr. 32, S. 7–50.

Bonin, H. (2019), Fachkräftemangel in der Gesamtperspektive, in: Jacobs, K., Kuhlmey, A., Greß, S., Klauber, J. und Schwinger, A. (Hrsg.), *Pflege-Report 2019: Mehr Personal in der (Langzeit-)Pflege - aber woher*. Berlin: Springer, S. 61–70.

Bonnichsen, O. und Ladenburg, J. (2010), *Reducing Status Quo Bias in Choice Experiments – An Application of a Protest Reduction Entreaty (IFRO Working Paper 2010/7)*. [pdf] Verfügbar unter: http://hdl.handle.net/10419/204312 [13.11.2023].

Box, G. E. und Cox, D. R. (1964), An Analysis of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, Jg. 26, Nr. 2, S. 211–243.

Brau, R. und Lippi Bruni, M. (2008), Eliciting the demand for long-term care coverage: a discrete choice modelling analysis. *Health economics*, Jg. 17, Nr. 3, S. 411–433.

Brau, R., Lippi Bruni, M. und Pinna, A. M. (2010), Public versus private demand for covering long-term care expenditures. *Applied Economics*, Jg. 42, Nr. 28, S. 3651–3668.

Breyer, F. (2016), Die Zukunft der Pflegeversicherung in Deutschland: Umlage und Kapitaldeckung. Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, Jg. 105, Nr. 5, S. 445–461.

Brown, D., Allaire, B. und Wiener, J. (2016), *Choosing Long-Term Care Insurance Policies: What do people want?* [pdf] Verfügbar unter: https://aspe.hhs.gov/system/files/pdf/255376/choosingLTCI-IB.pdf [06.11.2023].

Bundesregierung (2016), Sechster Bericht der Bundesregierung über die Entwicklung der Pflegeversicherung und den Stand der pflegerischen Versorgung in der Bundesrepublik Deutschland. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/5\_Publikationen/Pflege/Berichte/6.Pflegebericht.pdf [24.08.2023].

Bundesregierung (2021), Antwort der Bundesregierung auf die Kleine Anfrage der Abgeordneten Dr. Andrew Ullmann, Otto Fricke, Michael Theurer, weiterer Abgeordneter und der Fraktion der FDP. [pdf] Verfügbar unter: https://www.fdpbt.de/sites/default/files/2021-07/1931676.pdf [22.09.2023].

Burkart, G. (2019), *Bereinigung von Umfragedaten: 7 Punkte wesentliche Punkte*. [online] Verfügbar unter: https://www.poll-pool.com/posts/bereinigung-von-umfragedaten-7-punkte-die-du-vor-beginn-deiner-analyse-prufen-solltest [16.10.2023].

Callan, A. und O'Shea, E. (2015), Willingness to pay for telecare programmes to support independent living: results from a contingent valuation study. *Social science & medicine*, Jg. 124, S. 94–102.

Chandoevwit, W. und Wasi, N. (2020), Incorporating discrete choice experiments into policy decisions: Case of designing public long-term care insurance. *Social science & medicin*, Jg. 258, S. 113044.

Cherchi, E. und Cirillo, C. (2008), *A mixed logit mode choice model on panel data: accounting for systematic and random variations on responses and preferences*. [pdf] Verfügbar unter: https://core.ac.uk/download/pdf/148657449.pdf [30.10.2023].

ChoiceMetrics (2012), NGENE (Version 1.3.0).

ChoiceMetrics (2018), *Ngene 1.2 User Manual & Reference Guide*. [pdf] Verfügbar unter: https://choice-metrics.com/NgeneManual120.pdf [06.11.2023].

Civey (2020), *Pflegenotstand in Deutschland*. [pdf] Verfügbar unter: https://civey.com/pro/loesungen/Tagesspiegel\_Backgrounds\_pflegenotstand?utm\_medium=article&utm\_source=tagesspiegel&utm\_campaign=pflegenotstand [14.05.2022].

Cook, D. und Nachtsheim, C. (1980), A Comparison of Algorithms for Constructing Exact D-Optimal Designs. *Technometrics*, Jg. 22, Nr. 3, S. 315–324.

Currim, I. S., Weinberg, C. B. und Wittink, D. R. (1981), The design of subscription programs for a performing arts series. *Journal of Consumer Research*, Jg. 8, Nr. 1, S. 67–75.

DAK Gesundheit (2019), *Pflegereform: DAK-Konzept deckelt Eigenanteile bis 2045*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.dak.de/dak/download/pressemitteilung-dak-pflegereport-2019-2160286.pdf [08.01.2021].

Daly, A., Dekker, T. und Hess, S. (2016), Dummy coding vs effects coding for categorical variables: Clarifications and extensions. *Journal of Choice Modelling*, Jg. 21, S. 36–41.

Daly, A., Hess, S. und Ortúzar, J. (2023), Estimating Willingness-to-Pay from Discrete Choice Models: Setting the Record Straight. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Jg. 176.

Darmon, R. Y. und Rouziés, D. (1989), Assesing Conjoint Analysis Internal Validity: The Effect of Various Continuous Atribute Level Spacings. *International Journal of Research in Marketing*, Jg. 6, Nr. 1, S. 35–44.

Davis, R. K. (1967), Recreation Planning as an Economic Problem. *Natural Resources Journal*, Jg. 3, Nr. 2, S. 239–249.

Destatis - Statistisches Bundesamt (2018), *Datenreport 2018: Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Service/Statistik-Campus/Datenreport/Downloads/datenreport-2018.pdf?\_\_blob=publicationFile [24.08.2019].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2019a), *14. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung für Deutschland*. [online] Verfügbar unter: https://service.destatis.de/bevoelkerungspyramide/index.html#!y=2060 [09.06.2020].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2019b), *Erwerbsbeteiligung*. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Arbeitsmarkt/Erwerbstaetigkeit/Tabellen/erwerbstaetige-erwerbstaetigenquote.html [14.06.2020].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2019c), *Zusammengefasste Geburtenziffer*. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Geburten/\_inhalt.html [30.03.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2020a), *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Wanderungen*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Wanderungen/\_inhalt.html [30.03.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2020b), *Privathaushalte nach Haushaltsgröße im Zeitvergleich*. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesell-schaft-Umwelt/Bevoelkerung/Haushalte-Familien/Tabellen/Irbev05.html [30.03.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2022a), *15. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung*. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Bevoelkerungsvorausberechnung/begleit-heft.html?nn=208696#entwicklung [17.09.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2022b), *Erwerbstätigenquoten 1991 bis 2022*. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Arbeitsmarkt/Erwerbstaetigkeit/Tabellen/erwerbstaetigenquoten-gebietsstand-geschlecht-altergruppemikrozensus.html [21.09.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2023a), Frauenanteil nach akademischer Laufbahn. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bildung-Forschung-Kultur/Hochschulen/Tabellen/frauenanteile-akademischelaufbahn.html [27.01.2024].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2023b), *Pflegevorausberechnung: 1,8 Millionen mehr Pflegebedürftige bis zum Jahr 2055 zu erwarten.* [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2023/03/PD23\_124\_12.html [24.09.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2023c), *Sozialhilfe: Ausgaben und Einnahmen der Sozialhilfe nach dem SGB XII.* [online] Verfügbar unter:

https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Soziales/Sozialhilfe/Tabellen/ausgaben-einnahmen-t02-nettoausgaben-insg-hilfearten-ilj-zv.html [22.09.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2023d), *Sozialhilfe: Hilfe zur Pflege*. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Soziales/Sozialhilfe/Tabellen/liste-hilfe-pflege.html#118728 [22.09.2023].

Destatis - Statistisches Bundesamt (2023e), *Studierende nach Bundesländern*. [online] Verfügbar unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bildung-Forschung-Kultur/Hochschulen/Tabellen/studierende-insgesamt-bundeslaender.html [27.01.2024].

Dias, V. und Belcher, K. (2015), Value and provision of ecosystem services from prairie wetlands: A choice experiment approach. *Ecosystem Services*, Jg. 15, S. 35–44.

Díaz, F., Cantillo, V., Arellana, J. und Ortúzar, J. d. (2015), Accounting for stochastic variables in discrete choice models. *Transportation Research Part B: Methodological*, Jg. 78, S. 222–237.

Dudel, C. (2015), Vorausberechnung des Pflegepotentials von erwachsenen Kindern für ihre pflegebedürftigen Eltern. *Sozialer Fortschritt*, Jg. 64, 1/2, S. 14–26.

Ehing, D. (2016), Marktversagen auf dem geförderten Pflegezusatzversicherungsmarkt. Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, Jg. 105, Nr. 3, S. 191–220.

Etgeton, S. (2019), *Perspektive Pflege. Finanzentwicklung der Sozialen Pflegeversicherung*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bertelsmann-stif-tung.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/VV\_Studie\_Perspektive\_Pflege.pdf [21.05.2023].

Experten-Rat Pflegefinanzen (2022), *Generationengerechte Pflege*. [online] Verfügbar unter: https://www.pkv.de/positionen/generationengerechte-pflege/?gclid=Cj0KCQiAyeWrBhDDARIsAGP1mWRYaJ13qoHbugog\_\_FYLZuxOsI-zhywkScwbviOgmSw6wUXrD1n-gZoaAipOEALw\_wcB [23.01.2024].

FAZ - Frankfurter Allgemeine Zeitung (2020), *Eigenanteil für Heimpflege soll 700 Euro nicht überschreiten*. [online] Verfügbar unter: https://www.faz.net/aktuell/wirt-schaft/mehr-wirtschaft/spahn-will-eigenanteil-fuer-heimpflege-auf-700-euro-deckeln-16984952.html [10.09.2023].

Fichte, D. (2014), Notwendigkeit und Ausgestaltung von Rücklagen in der Sozialen Pflegeversicherung. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, Jg. 83, Nr. 4, S. 43–55.

forsa - forsa Politik- und Sozialforschung GmbH (2018), *Einstellungen der Bevölkerung zum Thema GKV-Finanzierung und -Versorgung*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.vdek.com/presse/pressemitteilungen/2018/pk-forsa-umfrage/\_jcr\_content/par/download\_3/file.res/05\_Text\_Forsa-Umfrage.pdf [13.09.2023].

Fourati, Y. A. und O´ Donoghue, C. (2009), *Eliciting Individual Preferences for Pension Reforms (IZA Discussion Paper 4479)*. [pdf] Verfügbar unter: https://docs.iza.org/dp4479.pdf [13.11.2023].

Fraktion BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN (2019), *Antrag: Pflege gerecht und stabil finanzieren - Die Pflege-Bürgerversicherung vollenden*. [pdf] Verfügbar unter: http://dip21.bundestag.de/dip21/btd/19/085/1908561.pdf [24.08.20019].

Frondel, M., Sommer, S. und Tomberg, L. (2019), Versorgungssicherheit mit Strom: Empirische Evidenz auf Basis der Inferred-Valuation-Methode. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, Jg. 68, Nr. 1, S. 53–73.

Gamper, E.-M., Holzner, B., King, M. T., Norman, R., Viney, R., Nerich, V. und Kemmler, G. (2018), Test-Retest Reliability of Discrete Choice Experiment for Valuations of QLU-C10D Health States. *Value in Health*, Jg. 21, Nr. 8, S. 958–966.

Gasche, M. und Rausch, J. (2016), Beitragssatzentwicklung in der Gesetzlichen Krankenversicherung und der Sozialen Pflegeversicherung - Projektionen und Determinanten. Zeitschrift für Wirtschaftspolitik, Jg. 65, Nr. 3, S. 195–238.

Genett, T. (2019), *Sockel-Spitze-Tausch. Eine Initiative zur Reform der Pflegefinanzie-rung verschärft den Generationenkonflikt.* [online] Verfügbar unter: https://observer-gesundheit.de/sockel-spitze-tausch-eine-initiative-zur-reform-der-pflegefinanzierung-verschaerft-den-generationenkonflikt/ [28.05.2019].

Graf, J., Brucker, S. Y. und Simoes, E. (2019), Pflegebezogene Aspekte der sozialen Sicherungssysteme in Deutschland, in der Schweiz und in Luxemburg, in: Münnich, R. T. und Kopp, J. (Hrsg.), *Pflege an der Grenze: Entwicklungen, Fragestellungen, Herangehensweisen*. Wiesbaden: Springer, S. 1–17.

Green, P. E., Krieger, A. M. und Bansal, P. (1988), Completely Unacceptable Levels in Conjoint Analysis: A Cautionary Note. *Journal of Marketing Research*, Jg. 25, Nr. 3, S. 292–300.

Green, P. E. und Srinivasan, V. S. (1978), Conjoint Analysis in Consumer Research: Issues and Outlook. *Journal of Consumer Research*, Jg. 5, Nr. 2, S. 103–123.

Green, P. E. und Srinivasan, V. S. (1990), Conjoint Analysis in Marketing Research: New Developments and Directions. *Journal of Marketing*, Jg. 54, Nr. 4, S. 3–19.

Greiner, W. und Bowles, D. (2007), Finanzierungsoptionen in der Sozialen Pflegeversicherung. *Gesundheitsökonomie & Qualitätsmanagement*, Jg. 12, Nr. 6, S. 338–351.

Greß, S., Haun, D. und Jacobs, K. (2019), Zur Stärkung der Solidarität bei der Pflegefinanzierung, in: Jacobs, K., Kuhlmey, A., Greß, S., Klauber, J. und Schwinger, A. (Hrsg.), *Pflege-Report 2019: Mehr Personal in der (Langzeit-)Pflege - aber woher*. Berlin: Springer, S. 241–254.

Greß, S. und Jacobs, K. (2016), Kosten und Finanzierung von Maßnahmen gegen den Fachkräftemangel in der Pflege, in: Jacobs, K., Kuhlmey, A., Greß, S., Klauber, J. und Schwinger, A. (Hrsg.), *Pflege-Report 2016: Die Pflegenden im Fokus*. Stuttgart: Schattauer, S. 263–272.

GVWG (2021), Gesundheitsversorgungsweiterentwicklungsgesetz, v. 11.07.2021 | BGBl. I S. 2754.

Gwerder, N. (2020), *Speeder, Musterankreuzer und Straightliner: Verschmutzte Daten und wie man Ihnen entgegenwirken kann*. [online] Verfügbar unter: https://blog.onlineumfragen.com/artikel/797/ [16.10.2023].

Häcker, J. (2018), *Die Soziale Pflegeversicherung: Eine Generationenbilanz*. Frankfurt am Main: Peter Lang.

Häcker, J., Hackmann, T. und Raffelhüschen, B. (2011), *Soziale Pflegeversicherung heute und morgen. Mit nachhaltigen Reformen aus der Krise.* Köln: Deutsches Institut für Altersvorsorge.

Häcker, J. und Raffelhüschen, B. (2007), Zukünftige Pflege ohne Familie: Konsequenzen des Heimsog-Effekts. *Zeitschrift für Sozialreform*, Jg. 53, Nr. 4, S. 391–422.

Hajek, A., Lehnert, T., Wegener, A., Riedel-Heller, S. G. und König, H.-H. (2018), Do Individuals in Old Age Prepare for the Risk of Long-Term Care? Results of A Population-Based Survey in Germany. *International journal of environmental research and public health*, Jg. 15, Nr. 10, S. 1–10.

Hauber, A. B., González, J. M., Groothuis-Oudshoorn, C. G., Prior, T., Marshall, D. A., Cunningham, C., IJzerman, M. J. und Bridges, J. F. (2016), Statistical Methods for the Analysis of Discrete Choice Experiments: A Report of the ISPOR Conjoint Analysis Good Research Practices Task Force. *Value in Health*, Jg. 19, Nr. 4, S. 300–315.

Haumann, W. (2018), Bilder und Erfahrungen der Pflege in Deutschland und in den Bundesländern, in: Storm, A. (Hrsg.), *Pflegereport 2018: Pflege vor Ort – gelingendes Leben mit Pflegebedürftigkeit*. Heidelberg: medhochzwei, S. 31–108.

He, A. J., Qian, J., Chan, W. und Chou, K. (2021), Preferences for private long-term care insurance products in a super-ageing society: A discrete choice experiment in Hong Kong. *Social science & medicine*, Jg. 270, S. 1–10.

Hensen, P. (2018), Qualität und Qualitätsmessung in der Pflege - Theoretische Grundlagen und methodische Zugänge, in: Jacobs, K., Kuhlmey, A., Greß, S., Klauber, J. und Schwinger, A. (Hrsg.), *Pflege-Report 2018: Qualität in der Pflege*. Berlin: Springer, S. 3–14.

Hensher, D. A. und Greene, W. H. (2003), The Mixed Logit model: The state of practice. *Transportation*, Jg. 30, Nr. 2, S. 133–176.

Hensher, D. A., Louviere, J. J. und Swait, J. D. (1998), Combining sources of preference data. *Journal of Econometrics*, Jg. 89, 1/2, S. 197–221.

Hess, S. (2014), Latent class structures: taste heterogeneity and beyond, in: Hess, S. und Daly, A. (Hrsg.), *Handbook of Choice Modelling*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, S. 311–330.

Hess, S., Bierlaire, M. und Polak, J. W. (2005), Estimation of value of travel-time savings using mixed logit models. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Jg. 39, 2/3, S. 221–236.

Hess, S. und Palma, D. (2021), *Apollo: a flexible, powerful and customisable freeware package for choice model estimation and application (Version 0.2.8).* 

Hess, S. und Polak, J. (2009), *Mixed Logit modelling of parking type choice behaviour*. [pdf] Verfügbar unter: https://ci-

teseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=fdbbd3e9b41c3e8125d3d588 8d810010fdd3b831 [06.11.2023].

Hess, S., Rose, J. M. und Hensher, D. A. (2008), Asymmetric preference formation in willingness to pay estimates in discrete choice models. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Jg. 44, Nr. 5, S. 847–863.

Hess, S., Rose, J. M. und Polak, J. (2010), Non-trading, lexicographic and inconsistent behaviour in stated choice data. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, Jg. 15, Nr. 7, S. 405–417.

Hess, S., Train, K. E. und Polak, J. (2006), On the use of a Modified Latin Hypercube Sampling (MLHS) method in the estimation of a Mixed Logit Model for vehicle choice. *Transportation Research Part B: Methodological*, Jg. 40, Nr. 2, S. 147–163.

Hielscher, V., Kirchen-Peters, S. und Nock, L. (2017), *Pflege in den eigenen vier Wänden. Zeitaufwand und Kosten - Pflegebedürftige und ihre Angehörigen geben Auskunft.* [pdf] Verfügbar unter: https://www.boeckler.de/pdf/p\_study\_hbs\_363.pdf [06.11.2023].

Holzkämper, H. (2014), *Reformoptionen der Pflegeversicherung. Eine ordnungstheoretische Analyse (Arbeitspapiere FOM 45)*. [pdf] Verfügbar unter: http://hdl.handle.net/10419/96212 [29.09.2019].

Hougaard, J. L., Tjur, T. und Østerdal, L. P. (2012), On the meaningfulness of testing preference axioms in stated preference discrete choice experiments. *The European journal of health economics*, Jg. 13, Nr. 4, S. 409–417.

Initiative Pro Pflegereform (2017), *Reformkonzept der Initiative Pro Pflegereform für eine alternative Ausgestaltung der Pflegeversicherung*. [online] Verfügbar unter: https://kreisseniorenrat-konstanz.de/wp-content/uploads/2018/12/Reformkonzept-der-Initiative-Pro-Pflegereform.pdf [27.07.2023].

Initiative Pro Pflegereform (2023), *Initiative zur Reform der Pflegeversicherung*. [online] Verfügbar unter: https://www.pro-pflegereform.de/presse-downloads/ [25.01.2024].

Jacobsen, J. B. und Thorsen, B. J. (2010), Preferences for site and environmental functions when selecting forthcoming national parks. *Ecological Economics*, Jg. 69, Nr. 7, S. 1532–1544.

Johnson, F. R., Lancsar, E., Marshall, D., Kilambi, V., Mühlbacher, A., Regier, D. A., Bresnahan, B. W., Kanninen, B. und Bridges, J. (2013), Constructing Experimental Designs for Discrete Choice Experiments: Report of the ISPOR Conjoint Analysis Experimental Design Good Research Practices Task Force. *Value in Health*, Jg. 16, Nr. 1, S. 3–13.

Johnson, F. R. und Mathews, K. E. (2001), Sources and effects of utility – theoretic inconsistency in stated preference surveys. *American Journal of Agricultural Economics*, Jg. 83, Nr. 5, S. 1328–1333.

Kiefer, G. (2018), *Ist gute Pflege noch bezahlbar?* [pdf] Verfügbar unter: https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=2&ved=2ahU-KEwiY2IWWk8jiAhUBaFAKHY0zAG8QFjABegQIB-

BAC&url=https%3A%2F%2Fwww.dgb.de%2Fthemen%2F%2B%2Bco%2B%2Bd19fe c24-f188-11e8-97d7-52540088cada&usg=AOvVaw0HG-RtUXv4VQraX00psZoW [28.05.2023].

Klose, T. (1999), The contingent valuation method in health care. *Health policy*, Jg. 47, Nr. 2, S. 97–123.

Kochskämper, S. (2014), Steigende Inanspruchnahme von Hilfe zur Pflege - Reformbedarf für die Pflegeversicherung. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, Jg. 63, Nr. 3, S. 219–239.

Kochskämper, S. (2019), *Pflegeheimkosten und Eigenanteile*. Wird Pflege immer teurer? (*IW-Report 41*). [pdf] Verfügbar unter: https://www.iwkoeln.de/fileadmin/user\_upload/Studien/Report/PDF/2019/IW-Report\_2019\_Pflegeheimkosten-und-Eigenanteile.pdf [28.03.2020].

Kochskämper, S. (2021), Reform der sozialen Pflegeversicherung für mehr Nachhaltig-keit? Beleuchtung des Vorhabens des Bundesgesundheitsministeriums (IW-Report 9). [pdf] Verfügbar unter: https://www.iwkoeln.de/studien/susanna-kochskaemper-beleuchtung-des-vorhabens-des-bundesgesundheitsministeriums.html [22.09.2023].

Kochskämper, S., Arentz, C. und Moritz, M. (2019), *Zwei-Säulen-Strategie in der Pflegefinanzierung: Einführung einer Eigenanteilsversicherung*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.iwkoeln.de/fileadmin/user\_upload/Studien/policy\_papers/PDF/2019/IW-Policy\_Paper\_2019-Pflegefinanzierung.pdf [13.12.2023].

Kuhfeld, W. F., Tobias, R. D. und Garratt, M. (1994), Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. *Journal of Marketing Research*, Jg. 31, Nr. 4, S. 545–557.

Lancaster, K. J. (1966), A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, Jg. 74, Nr. 2, S. 132–157.

Lancaster, K. J. (1971), *Consumer demand. A New Approach*. New York: Columbia University Press.

Lancsar, E. und Louviere, J. (2006), Deleting irrational responses from discrete choice experiments: a case of investigating or imposing preferences? *Health economics*, Jg. 15, Nr. 8, S. 797–811.

Lancsar, E. und Louviere, J. (2008), Conducting Discrete Choice Experiments to Inform Healthcare Decision Making: A User's Guide. *PharmacoEconomics*, Jg. 26, Nr. 8, S. 661–677.

Lavetti, K., Simon, K. und White, W. D. (2014), Taxpayer willingness to pay for health insurance reform: a contingent valuation analysis. *Economic Inquiry*, Jg. 52, Nr. 3, S. 994–1013.

Lehnert, T., Günther, O. H., Hajek, A., Riedel-Heller, S. G. und König, H. H. (2018), Preferences for home- and community-based long-term care services in Germany: a discrete choice experiment. *The European journal of health economics*, Jg. 19, Nr. 9, S. 1213–1223.

Lenk, P. (2014), Bayesian estimation of random utility models, in: Hess, S. und Daly, A. (Hrsg.), *Handbook of Choice Modelling*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, S. 457–497.

Liebe, U., Meyerhoff, J. und Hartje, V. (2012), Test–Retest Reliability of Choice Experiments in Environmental Valuation. *Environmental and Resource Economics*, Jg. 53, Nr. 3, S. 389–407.

Louviere, J. J. (1988), Conjoint Analysis Modelling of Stated Preferences. A Review of Theory, Methods, Recent Developments and External Validity. *Journal of Transport Economics and Policy*, Jg. 22, Nr. 1, S. 93–119.

Louviere, J. J., Flynn, T. N. und Carson, R. T. (2010), Discrete Choice Experiments are not Conjoint Analysis. *Journal of Choice Modelling*, Jg. 3, Nr. 3, S. 57–72.

Louviere, J. J. und Hensher, D. A. (1982), Design and Analysis of Simulated Choice or Allocation Experiments in Travel Choice Modelling. *Transportation Research Record*, Nr. 890, S. 11–17.

Louviere, J. J., Hensher, D. A. und Swait, J. D. (2000), *Stated choice methods. Analysis and application*. Cambridge: Cambridge University Press.

Louviere, J. J. und Woodworth, G. (1983), Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach Based in Aggregated Data. *Journal of Marketing Research*, Jg. 20, Nr. 4, S. 350–367.

Luce, R. D. und Tukey, J. W. (1964), Simultaneous Conjoint Measurement. A new type of fundamental measurement. *Journal of Mathematical Psychology*, Jg. 1, Nr. 1, S. 1–27.

Ma, H., Jia, E., Ma, H., Pan, Y., Jiang, S. und Xiong, J. (2023), Preferences for public long-term care insurance among middle-aged and elderly residents: A discrete choice experiment in Hubei Province, China. *Frontiers in public health*, Jg. 11.

Maddala, T., Philipps, K. A. und Johnson, F. R. (2003), An experiment on simplifying conjoint analysis designs for measuring preferences. *Health economics*, Jg. 12, Nr. 12, S. 1035–1047.

Manski, C. F. (1977), The structure of Random Utility Models. *Theory and Decision*, Jg. 8, Nr. 3, S. 229–254.

Mariel, P., Hoyos, D., Meyerhoff, J., Czajkowski, M., Dekker, T., Glenk, K., Jacobsen, J. B., Liebe, U., Olsen, S. B., Sagebiel, J. und Thiene, M. (2021), *Environmental Valuation with Discrete Choice Experiments. Guidance on Design, Implementation and Data Analysis*. Cham: Springer.

Marktforschung.de (2023), *Online-Access-Panel*. [online] Verfügbar unter: https://www.marktforschung.de/wiki-lexikon/marktforschung/Online-Access-Panel/[03.04.2023].

Mattmann, M., Logar, I. und Brouwer, R. (2019), Choice certainty, consistency, and monotonicity in discrete choice experiments. *Journal of Environmental Economics and Policy*, Jg. 8, Nr. 2, S. 109–127.

McFadden, D. (1974), Conditional Logit Analysis of Quantitative Choice Behaviour, in: Zarembka, P. (Hrsg.), *Frontiers in econometrics*. New York: Academic Press, S. 105–142.

McFadden, D. (1981), Econometric Models of Probabilistic Choice, in: Manski, C. F. und McFadden, D. (Hrsg.), *Structural analysis of discrete choice data with econometric applications*. Cambridge: MIT Press, S. 198–272.

McFadden, D. und Train, K. E. (2000), Mixed MNL Models of Discrete Response. *Journal of Applied Econometrics*, Jg. 15, Nr. 5, S. 447–470.

McIntosh, E. und Ryan, M. (2002), Using discrete choice experiments to derive welfare estimates for the provision of elective surgery: Implications of discontinuous preferences. *Journal of Economic Psychology*, Jg. 23, Nr. 3, S. 367–382.

Meißner, S. (2022), *Der einrichtungseinheitliche Eigenanteil in der Übersicht*. [online] Verfügbar unter: https://www.pflegemarkt.com/2017/03/30/analyse-einrichtungseinheitliche-eigenanteil/#comments [21.09.2023].

Merino-Castello, A. (2003), *Eliciting Consumers Preferences Using Stated Preference Discrete Choice Models: Contingent Ranking versus Choice Experiment (UPF Economics and Business Working Paper 705)*. [pdf] Verfügbar unter: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\_id=562982 [13.11.2023].

Middendorff, E., Apolinarski, B., Becker, K., Bornkessel, P., Brandt, T., Heißenberg, S. und Poskowsky, J. (2017), *Die wirtschaftliche und soziale Lage der Studierenden in Deutschland 2016. Zusammenfassung zur 21. Sozialerhebung des Deutschen Studentenwerks - durchgeführt vom Deutschen Zentrum für Hochschul- und Wissenschaftsforschung.* [pdf] Verfügbar unter:

https://www.bmbf.de/SharedDocs/Publikationen/de/bmbf/4/31338\_21\_Sozialerhebung\_2016\_Zusammenfassung.pdf?\_\_blob=publicationFile&v=3 [07.11.2023].

Mohammadi, T., Bansback, N., Marra, F., Khakban, A., Campbell, J. R., FitzGerald, J. M., Lynd, L. D. und Marra, C. A. (2017), Testing the External Validity of a Discrete Choice Experiment Method: An Application to Latent Tuberculosis Infection Treatment. *Value in Health*, Jg. 20, Nr. 7, S. 969–975.

Morey, E. und Rossmann, K. G. (2003), Using Stated-Preference Questions to Investigate Variations in Willingness to Pay for Preserving Marble Monuments: Classic Heterogeneity, Random Parameters, and Mixture Models. *Journal of Cultural Economics*, Jg. 27, 3/4, S. 215–229.

Mühlbacher, A. C., Bethge, S. und Tockhorn, A. (2013), Präferenzmessung im Gesundheitswesen: Grundlagen von Discrete-Choice-Experimenten. *Gesundheitsökonomie & Qualitätsmanagement*, Jg. 18, Nr. 4, S. 159–172.

Mühlbacher, A. C., Kaczynski, A., Schmidt, K. und Dintsios, C.-M. (2018), Komplexe Entscheidungen im Gesundheitswesen: Die Bewertung und Saldierung von Nutzen und Schaden als Gegenstand der multikriteriellen Entscheidungsanalyse. *Gesundheitsökonomie & Qualitätsmanagement*, Jg. 23, Nr. 3, S. 129–141.

Naegele, G. (2014), 20 Jahre Verabschiedung der Gesetzlichen Pflegeversicherung. Eine Bewertung aus sozialpolitischer Sicht. [pdf] Verfügbar unter: http://library.fes.de/pdf-files/wiso/10541.pdf [23.08.2023].

Natter, M. und Feuerstein, M. (2002), Real World Performance of Choice-Based Conjoint Models. *European Journal of Operational Research*, Jg. 137, Nr. 2, S. 448–458.

Neustadt, I. (2011), Do Religious Beliefs Explain Preferences for Income Redistribution? Experimental Design (Working Paper University of Zurich 1009). [pdf] Verfügbar unter: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/76132/1/638619858.pdf [13.11.2023].

Neustadt, I. und Zweifel, P. (2010a), Economic Well-Being, Social Mobility, and Preferences for Income Redistribution: Evidence from a Discrete Choice Experiment (Working Paper University of Zurich 0909). [pdf] Verfügbar unter: https://www.econ.uzh.ch/apps/workingpapers/wp/wp0909.pdf [13.11.2023].

Neustadt, I. und Zweifel, P. (2010b), *Is the Welfare State Sustainable? Experimental Evidence on Citizen's Preferences for Redistribution (Working Paper University of Zurich 1003)*. [pdf] Verfügbar unter: http://hdl.handle.net/10419/76228 [13.11.2013].

Neustadt, I. und Zweifel, P. (2011), *Income redistribution: how to divide the pie?* (MPRA Paper 35427). [pdf] Verfügbar unter: https://mpra.ub.uni-muen-chen.de/35427/2/MPRA\_paper\_35427.pdf [13.11.2023].

Nieboer, A. P., Koolman, X. und Stolk, E. A. (2010), Preferences for long-term care services: willingness to pay estimates derived from a discrete choice experiment. *Social science & medicine*, Jg. 70, Nr. 9, S. 1317–1325.

. Nr. 46 - AEntlG (2019), Angehörigen-Entlastungsgesetz, v. 10.12.2019 | BGBl. I S. 2135.

Nwachukwu, B. U., Eliasberg, C. D., Hamid, K. S., Fu, M. C., Bach, B. R., Allen, A. A. und Albert, T. J. (2018), Contingent Valuation Studies in Orthopaedic Surgery: A Health Economic Review. *HSS journal: the musculoskeletal journal of Hospital for Special Surgery*, Jg. 14, Nr. 3, S. 314–321.

Orme, B. (2010), *Getting Started with Conjoint Analysis*. *Strategies for Product Design and Pricing Research*. Madison: Research Publishers LLC.

Orme, B. und Chrzan, K. (2017), *Becoming an Expert in Conjoint Analysis. Choice Modeling for Pros.* Provo: Sawtooth Software.

Paquet, R. und Jacobs, K. (2015), Die Pflegeversicherung als Sozialversicherung – institutionelle Rahmenbedingungen und Grenzen. *Sozialer Fortschritt*, Jg. 64, 1/2, S. 1–7.

Pfarr, C. (2013), Einkommen, Mobilität und individuelle Präferenzen für Umverteilung. Tübingen: Mohr Siebeck.

Pfarr, C. und Ulrich, V. (2011), *Discrete-Choice-Experimente zur Ermittlung der Präferenzen für Umverteilung*. [pdf] Verfügbar unter: http://www.fiwi.uni-bay-reuth.de/de/download/WP\_03-11.pdf [28.10.2018].

Philipps, K. A., Maddala, T. und Johnson, R. F. (2002), Measuring Preferences for Health Care Interventions Using Conjoint Analysis: An Application to HIV Testing. *Health services research*, Jg. 37, Nr. 6, S. 1681–1705.

Pimpertz, J. (2013), Gegen Alarmismus und Bagatellisierung - empirische Befunde zur Altersarmut und wirtschaftspolitische Empfehlungen. *Sozialer Fortschritt*, Jg. 62, 10/11, S. 274–282.

PKV - Verband der Privaten Krankenversicherung (2019a), *Pflegevorsorge*. [online] Verfügbar unter: https://www.pkv-vorteile.de/blog/2019/07/24/allensbach-umfrage-buerger-schaetzen-die-kosten-einer-privaten-pflege-zusatzversicherung-viel-zu-hoch-ein/[14.05.2022].

PKV - Verband der Privaten Krankenversicherung (2019b), *Pflegezusatzversicherung* weiter im Aufwind. [online] Verfügbar unter: https://www.pkv.de/presse/meldungen/pflegezusatzversicherung-weiter-im-aufwind/ [22.03.2023].

PKV - Verband der Privaten Krankenversicherung (2019c), *Zahlenbericht 2018*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.pkv.de/fileadmin/user\_upload/PKV/3\_PDFs/Publikationen/Zahlenbericht\_2018.pdf [28.10.2023].

PKV - Verband der Privaten Krankenversicherung (2022), Ein neuer Generationenvertrag für die Pflege. Leitplanken für eine solidarische und generationengerechte Finanzierung der Pflegeversicherung. [pdf] Verfügbar unter: https://www.pkv.de/fileadmin/user\_upload/PKV/3\_PDFs/Gutachten\_Studien/Neuer\_Generationenvertrag\_Langfassung.pdf [23.01.2024].

PKV - Verband der Privaten Krankenversicherung (2023), *Pflege: Private Vorsorge* wächst moderat. [online] Verfügbar unter: https://www.pkv.de/wissen/pflegepflichtversicherung/vorsorgen-mit-der-pflegezusatzversicherung/ [22.09.2023].

Presse- und Informationsamt der Bundesregierung (2016), *Pflege und Pflegeversicherung aus Sicht der Bevölkerung*. [online] Verfügbar unter: https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&ved=2ahU-KEwja5Pnvx7KCAxXNCewKHV9PDcUQFnoECBgQAQ&url=https%3A%2F%2Faccess.gesis.org%2Fdbk%2F58189%3Fdownload\_purpose%3D-99&usg=AOvVaw2vheRJTdrEcFOG8cgN0PWR&opi=89978449 [26.07.2023].

Pronova BKK (2018), *Pflege von morgen*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.pronova-bkk.de/media/downloads/presse\_studien/studie\_pflege\_von\_morgen\_2018/pronova-BKK\_Studienband\_Pflege\_2018.pdf [21.04.2022].

PUEG (2023), Pflegeunterstützungs- und -entlastungsgesetz, v. 19.06.2023 | BGBl. I Nr. 155.

PwC - PricewaterhouseCoopers (2017), *Bevölkerungsbefragung*. *Pflege in Deutschland*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.pwc.de/de/gesundheitswesen-und-pharma/pwc-befragung-pflegeheime.pdf [13.09.2023].

Quaife, M., Terris-Prestholt, F., Di Tanna, G. L. und Vickerman, P. (2018), How well do discrete choice experiments predict health choices? A systematic review and meta-analysis of external validity. *The European journal of health economics*, Jg. 19, Nr. 8, S. 1053–1066.

respondi (2023a), *Access Panel*. [online] Verfügbar unter: https://www.respondi.com/access-panel [03.04.2023].

respondi (2023b), *Panel Quality*. [online] Verfügbar unter: https://www.respondi.com/wp-content/uploads/2021/03/respondi\_panel-quality-2021.pdf?cf\_id=3544 [03.04.2023].

respondi (2023c), *Panelbook*. [online] Verfügbar unter: https://www.respondi.com/wp-content/uploads/2021/10/respondi\_panelbook2021.pdf?cf\_id=3545 [03.04.2023].

Rezaei, A. und Patterson, Z. (2015), *Detecting non-transitive, inconsistent responses in discrete choice experiments (CIRRELT-2015-30)*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.cirrelt.ca/documentstravail/cirrelt-2015-30.pdf [13.11.2023].

Robinson, S. M., Ní Bhuachalla, B., Ní Mhaille, B., Cotter, P. E., O'Connor, M. und O'Keeffe, S. T. (2015), Home, please: A conjoint analysis of patient preferences after a bad hip fracture. *Geriatrics & gerontology international*, Jg. 15, Nr. 10, S. 1165–1170.

Rossi, P. E., McCulloch, R. E. und Allenby, G. M. (1996), The Value of Purchase History Data in Target Marketing. *Marketing Science*, Jg. 15, Nr. 4, S. 321–340.

Rothgang, H. (2006), Finanzierungsalternativen der Pflegeversicherung zwischen Eigenverantwortung und Solidarität. Zeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts in der Hans-Böckler-Stiftung, Jg. 59, Nr. 4, S. 212–219.

Rothgang, H. (2009), Theorie und Empirie der Pflegeversicherung. Münster: LIT.

Rothgang, H. (2018a), *Der Sockel-Spitze-Tausch – Idee, Ausgestaltung, Implikationen*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.gruene-bundestag.de/fileadmin/media/gruenebundestag\_de/themen\_az/gesundheit/pdf/18-06-25\_PPP\_Rothgang\_FG\_Pflegeversicherung\_auf\_den\_Kopf\_stellen.pdf [27.07.2023].

Rothgang, H. (2018b), Stellungnahme zum Gesetzentwurf der Bundesregierung: Entwurf eines Fünften Gesetzes zur Änderung des Elften Buches Sozialgesetzbuch – Beitragssatzanpassung und dem Antrag Pflege solidarisch finanzieren – Beitragserhöhungen stoppen. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/3\_Downloads/Gesetze\_und\_Verordnungen/Stellungnahmen\_WP19/Beitragssatzanpassung/19\_14\_0046\_12\_ESV\_Prof.\_Dr.\_Heinz\_Rothgang \_5-SGB\_XI-AEnderungsgesetz.pdf [23.08.2019].

Rothgang, H. und Domhoff, D. (2019), Die Pflegebürgerversicherung als Vollversicherung. Beitragssatz- und Verteilungseffekte bei Umwandlung der Pflegeversicherung in eine Bürgerversicherung mit Vollversicherung (Working Paper Forschungsförderung Hans-Böckler-Stiftung 150). [pdf] Verfügbar unter: https://www.econstor.eu/bitstream/10419/216070/1/hbs-fofoe-wp-150-2019.pdf [13.11.2023].

Rothgang, H., Heinze, F., Kalwitzki, T. und Wagner, T. (2023), *Hilfe zur Pflege in Pflegeheimen – Zukünftige Entwicklung unter Berücksichtigung der aktuellen Reformmaß-nahmen*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.dak.de/dak/download/expertise-2609248.pdf [25.09.2023].

Rothgang, H. und Kalwitzki, T. (2017a), Gutachten Zusammenfassung: Alternative Ausgestaltung der Pflegeversicherung. Abbau der Sektorengrenzen und bedarfsgerechte Leistungsstruktur. [pdf] Verfügbar unter: https://www.pro-pflegereform.de/filead-min/default/user\_upload/Zusammenfassung\_-\_Gutachten\_Prof.\_Rothgang.pdf [02.04.2023].

Rothgang, H. und Kalwitzki, T. (2017b), *Gutachten: Alternative Ausgestaltung der Pflegeversicherung. Abbau der Sektorengrenzen und bedarfsgerechte Leistungsstruktur.* [pdf] Verfügbar unter: https://www.pro-pflegereform.de/fileadmin/default/user\_upload/Gutachten\_Rothgang\_Kalwitzki\_-\_Alternative\_Ausgestaltung\_der\_Pflegeversicherung.pdf [31.05.2019].

Rothgang, H., Kalwitzki, T. und Cordes, J. (2019), *Alternative Ausgestaltung der Pflegeversicherung II (AAPV II) - Gutachten im Auftrag der Initiative Pro Pflegereform. Kurzfassung.* [pdf] Verfügbar unter: https://www.pro-pflegereform.de/filead-min/default/user\_upload/2.\_Gutachten\_AAPV\_-\_Kurzfassung.pdf [05.07.2023].

Rothgang, H. und Müller, R. (2021), *BARMER Pflegereport 2021*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.barmer.de/presse/infothek/studien-und-reporte/pflegereport/pflegereport-2021-1059412 [24.09.2023].

Runde, P. (2003), Einstellungen und Verhalten zur häuslichen Pflege und zur Pflegeversicherung unter den Bedingungen gesellschaftlichen Wandels. [pdf] Verfügbar unter: https://www.aok-gesundheitspartner.de/imperia/md/gpp/bund/pflege/media-thek/pflege\_mediathek\_studie\_pflege.pdf [30.05.2019].

Runde, P., Giese, R., Kaphengst, C. und Hess, J. (2009), *AOK-Trendbericht Pflege II - Entwicklungen in der häuslichen Pflege seit Einführung der Pflegeversicherung*. [pdf] Verfügbar unter: https://docplayer.org/9284273-Aok-trendbericht-pflege-ii-entwicklungen-in-der-haeuslichen-pflege-seit-einfuehrung-der-pflegeversicherung.html [28.10.2023].

Ryan, M. (1996), *Using Consumer Preferences in Health Care Decision Making: The Application of Conjoint Analysis*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.ohe.org/wp-content/uploads/2014/07/223-1996\_Using\_Consumer\_Preferences\_Ryan.pdf [13.11.2023].

Ryan, M. und Hughes, J. (1997), Using Conjoint Analysis to Assess Women's Preferences for Miscarriage Management. *Health economics*, Jg. 6, Nr. 3, S. 261–273.

Ryan, M., Watson, V. und Entwistle, V. (2009), Rationalising the irrational: a think aloud study of discrete choice experiment responses. *Health economics*, Jg. 18, Nr. 3, S. 321–336.

Salkeld, G., Ryan, M. und Short, L. (2000), The veil of experience: do consumers prefer what they know best? *Health economics*, Jg. 9, Nr. 3, S. 267–270.

Samuelson, P. A. (1938), A note on the Pure Theory of Consumer's Behaviour. *Economica*, Jg. 5, Nr. 17, S. 61–71.

San Miguel, F. (2000), Testing the assumptions of completeness, stability and rationality of preferences in health economics using discrete choice experiments. Aberdeen: University of Aberdeen.

San Miguel, F., Ryan, M. und Amaya-Amaya, M. (2005), "Irrational" stated preferences: a quantitative and qualitative investigation. *Health economics*, Jg. 14, Nr. 3, S. 307–322.

San Miguel, F., Ryan, M. und Scott, A. (2002), Are preferences stable? The case of health care. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Jg. 48, Nr. 1, S. 1–14.

Sawamura, K., Sano, H. und Nakanishi, M. (2015), Japanese public long-term care insured: preferences for future long-term care facilities, including relocation, waiting times, and individualized care. *Journal of the American Medical Directors Association*, Jg. 16, Nr. 4, 9-20.

Sawtooth Software (2022), Lighthouse Studio (Version 9.14.2).

Schmähl, W. (2009), *Soziale Sicherung: Ökonomische Analysen*. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.

Schnell, R., Hill, P. und Esser, E. (2005), *Methoden der empirischen Sozialforschung*. München: Oldenbourg.

Schwinger, A., Jürchott, K., Tsiasioti, C., Matzk, S. und Behrendt, S. (2023), Epidemiologie der Pflege: Prävalenz und Inanspruchnahme sowie die gesundheitliche Versorgung von Pflegebedürftigen in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt* - *Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz,* Jg. 66, Nr. 5, S. 479–489.

Schwinger, A., Klauber, J. und Tsiasioti, C. (2019), Pflegepersonal heute und morgen, in: Jacobs, K., Kuhlmey, A., Greß, S., Klauber, J. und Schwinger, A. (Hrsg.), *Pflege-Report 2019: Mehr Personal in der (Langzeit-)Pflege - aber woher*. Berlin: Springer, S. 3–22.

SGB XII (2023), Sozialgesetzbuch, Zwölftes Buch, Sozialhilfe, zuletzt geändert durch Art. 7 v. 06.06.2023 | 146.

Skjoldborg, U. S., Lauridsen, J. und Junker, P. (2009), Reliability of the Discrete Choice Experiment at the Input and Output Level in Patients with Rheumatoid Arthritis. *Value in Health*, Jg. 12, Nr. 1, S. 153–158.

Srinivasan, V. S. (1988), A Conjunctive-Compensatory Approach to Self-Explication of Multiattributed Preferences. *Decision Sciences*, Jg. 19, Nr. 2, S. 295–305.

statista (2011), *Ausgabebereitschaft für eine private Pflegezusatzversicherung*. [online] Verfügbar unter: https://de.statista.com/statistik/daten/studie/202858/umfrage/monatliche-ausgabebereitschaft-fuer-eine-pflegezusatzversicherung/ [22.03.2023].

statista (2014), Welche Gründe sprechen Ihrer Meinung nach gegen eine private Pflege-zusatzversicherung? [online] Verfügbar unter: https://de.statista.com/statistik/daten/stu-die/325820/umfrage/pflegezusatzversicherung-gruende-fuer-ablehnung/ [22.03.2023].

statista (2019), Jährliche Veränderungsrate der Prävalenz von Pflegebedürftigkeit in Deutschland im Zeitraum von 2020 bis 2060. [online] Verfügbar unter: https://de.statista.com/statistik/daten/studie/1044826/umfrage/veraenderungsrate-der-pflegepraevalenz-in-deutschland/ [17.09.2023].

statista (2023a), Einnahmen der sozialen Pflegeversicherung in Deutschland in den Jahren 1995 bis 2022. [online] Verfügbar unter: https://de.statista.com/statistik/daten/studie/39062/umfrage/einnahmen-der-sozialen-pflegeversicherung-seit-1995/ [21.09.2023].

statista (2023b), *Entwicklung des Beitragssatzes der Pflegeversicherung in Deutschland in den Jahren 1996 bis 2023*. [online] Verfügbar unter: https://de.statista.com/statistik/daten/studie/36554/umfrage/beitragssatz-pflegeversicherung-entwicklung-seit-1996/[21.09.2023].

Steiner, M. und Meißner, M. (2018), A User's Guide to the Galaxy of Conjoint Analysis and Compositional Preference Measurement. *ZFP - Journal of Research and Management*, Jg. 40, Nr. 2, S. 3–25.

Street, D. J. und Burgess, L. (2007), *The Construction of Optimal Stated Choice Experiments. Theory and Methods*. New Jersey: Wiley.

Svedsäter, H. und Johansson-Stenman, O. (2001), Choice Experiments and Self-Image: Hypothetical and Actual Willingness to Pay (Working Papers in Economics University

of Gothenburg 94). [pdf] Verfügbar unter: https://gupea.ub.gu.se/bitstream/handle/2077/2822/gunwpe0094.pdf?sequence=1&isAllowed=y [13.11.2023].

Swiss Life Select (2018), *Deutsche fühlen sich für den Pflegefall nicht gewappnet*. [online] Verfügbar unter: https://www.presseportal.de/pm/38757/3829220 [14.10.2023].

Telser, H. (2002), Nutzenmessung im Gesundheitswesen. Die Methode der Discrete-Choice-Experimente. Hamburg: Kovac.

Telser, H., Becker, K. und Zweifel, P. (2008), Validity and Reliability of Willingness-to-Pay Estimates: Evidence from Two Overlapping Discrete-Choice Experiments. *The patient*, Jg. 1, Nr. 4, S. 283–298.

Telser, H. und Zweifel, P. (2007), Validity of discrete-choice experiments evidence for health risk reduction. *Applied Economics*, Jg. 39, Nr. 1, S. 69–78.

Temme, J. (2009), Discrete-Choice-Modelle, in: Albers, S., Klapper, D., Konradt, U., Walter, A. und Wolf, J. (Hrsg.), *Methodik der empirischen Forschung*. Wiesbaden: Gabler, S. 299–314.

Thelen, P. (2023), *Pflegevorsorgefonds: Rendite pro Jahr: minus 0,2 Prozent*. [online] Verfügbar unter: https://background.tagesspiegel.de/gesundheit/rendite-pro-jahr-minus-0-2-prozent [22.09.2023].

Thurstone, L. L. (1927), A law of comparative judgement. *Psychological Review*, Nr. 34, S. 273–286.

TNS Infratest Sozialforschung (2017), *Abschlussbericht. Studie zur Wirkung des Pflege-Neuaus- richtungs-Gesetzes (PNG) und des ersten Pflegestärkungsgesetzes (PSG I)*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/5\_Publikationen/Pflege/Berichte/Abschlussbericht\_Evaluation\_PNG\_PSG\_I.pdf [21.09.2023].

Tourangeau, R. und Rasinski, K. A. (1988), Cognitive processes underlying context effects in attitude measurement. *Psychological Bulletin*, Jg. 103, Nr. 3, S. 299–314.

Train, K. E. (2009), *Discrete choice methods with simulation*. New York: Cambridge University Press.

Train, K. E. und Sonnier, G. (2003), *Mixed Logit with Bounded Distributions of Partworths*. [pdf] Verfügbar unter: https://www.semanticscholar.org/paper/Mixed-Logit-with-Bounded-Distributions-of-Train-Sonnier/0cbcced-bed56148194ea3ac491410e64b98c0ee6 [01.11.2023].

Universität Zürich (2023), *Logistische Regressionsanalyse*. [online] Verfügbar unter: https://www.methodenberatung.uzh.ch/de/datenanalyse\_spss/zusammenhaenge/lreg.html [31.10.2023].

van Dalen, H. P. und Swank, O. A. (1996), Government spending cycles: Ideological or opportunistic? *Public Choice*, Jg. 89, 1/2, S. 183–200.

vdek - Verband der Ersatzkassen (2020), *Daten zum Gesundheitswesen: Soziale Pflege- versicherung (SPV)*. [online] Verfügbar unter: https://www.vdek.com/presse/daten/f\_pflegeversicherung.html [28.10.2023].

vdek - Verband der Ersatzkassen (2023a), Finanzielle Belastung (Eigenanteil) einer/eines Pflegebedürftigen in der stationären Pflege. [online] Verfügbar unter: https://www.vdek.com/presse/daten/f\_pflegeversicherung.html [24.09.2023].

vdek - Verband der Ersatzkassen (2023b), *SPV Einnahmen und Leistungsausgaben*. [online] Verfügbar unter: https://www.vdek.com/presse/daten/f\_pflegeversicherung.html [22.09.2023].

ver.di (2018), *Pflege bezahlbar machen*. [online] Verfügbar unter: https://gesundheitsoziales.verdi.de/themen/pflegepolitik/++co++73baad70-6582-11e8-a17f-525400f67940 [27.07.2023].

wallstreet:online (2019), Krankenkassen erzielen mit Pflegevorsorgefonds Rekord-Rendite. [online] Verfügbar unter: https://www.wallstreet-online.de/nachricht/12006777-rendite-krankenkassen-erzielen-pflegevorsorgefonds-rekord-rendite [28.03.2022].

Wang, Q., Abiiro, G. A., Yang, J., Li, P. und Allegri, M. de (2021), Preferences for long-term care insurance in China: Results from a discrete choice experiment. *Social science & medicine*, Jg. 281.

Wang, Q., Zhou, Y., Ding, X. und Ying, X. (2018), Demand for Long-Term Care Insurance in China. *International journal of environmental research and public health*, Jg. 15, Nr. 1, S. 1–15.

Wasem, J. (2011), Solidaritäten im deutschen Kranken- und Pflegeversicherungssystem - eine Einführung. *Sozialer Fortschritt*, Jg. 60, 4–5, S. 71–73.

Weiber, R. und Mühlhaus, D. (2009), Auswahl von Eigenschaften und Ausprägungen bei der Conjointanalyse, in: Baier, D. und Brusch, M. (Hrsg.), *Conjoint-Analyse: Methoden - Anwendungen - Praxisbeispiele*. Heidelberg: Springer, S. 43–58.

Wild, F. (2015), *Pflege: Notwendigkeit der Kapitaldeckung bleibt – Eine Analyse der neusten Entwicklung*. [pdf] Verfügbar unter: http://www.wip-pkv.de/forschungsbereiche/detail/pflege-notwendigkeit-der-kapitaldeckung-bleibt-eine-analyse-der-neustenentwicklung.html [24.08.2023].

Wirtschaftsdienst (2011), Auf ein Neues: Reform der Pflegeversicherung. Wirtschaftsdienst, Jg. 91, Nr. 10, S. 659–674.

YouGov Deutschland GmbH (2011), *Pflegespiegel 2011*. [pdf] Verfügbar unter: https://yougov.de/loesungen/reports/studien/pflegespiegel/ [14.05.2022].

Zok, K. (2005), Akzeptanz der Pflegeversicherung. Ergebnisse einer Repräsentativumfrage unter 3.000 GKV-Versicherten. [pdf] Verfügbar unter:

https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&cad=rja&uact=8&ved=2ahUKEwjjq\_6UmsjiAhUSPVAKHfoQC4gQFjAAegQIB-

hAC&url=https%3A%2F%2Fwww.wido.de%2Ffileadmin%2FDateien%2FDokumente%2FPublikationen\_Produkte%2FWIdOmonitor%2Fwido\_monitor\_2005\_3\_aktze ptanz\_pflegevers.pdf&usg=AOvVaw2wwWARt41Yj7CmjsnoT3\_X [21.05.2023].

Zok, K. (2011), Erwartungen an eine Pflegereform. Ergebnisse einer Repräsentativbe-fragung. [pdf] Verfügbar unter: https://www.wido.de/fileadmin/Dateien/Dokumente/Publikationen\_Produkte/WIdOmonitor/wido\_monitor\_2011\_2\_erwartungen\_pfle gereform.pdf [03.05.2022].

Zurich (2016), Zurich Pflegestudie 2016. [pdf] Verfügbar unter:

https://www.google.de/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&cad=rja&uact= 8&ved=2ahUKEwiK17WO1rKCAxUGzwIHHWhL-

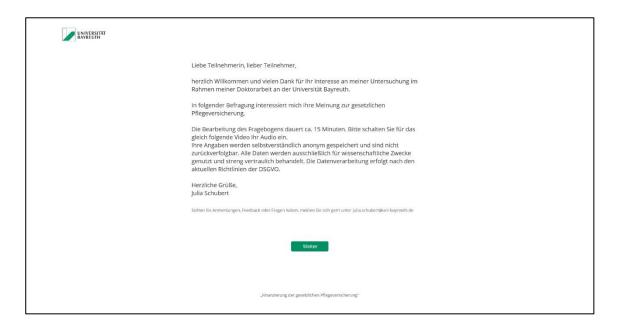
DeQQFnoECA8QAQ&url=https%3A%2F%2Fcache.pressmailing.net%2Fcontent%2F159f62f4-1290-4429-8062-

39bb0df031ee%2FZurichPflegestudie2016.pdf&usg=AOvVaw13saS-4tvAAOZ0EUKct6xP&opi=89978449 [21.05.2023].

## Anhang A – Darstellung des Fragebogens in Lighthouse Studio

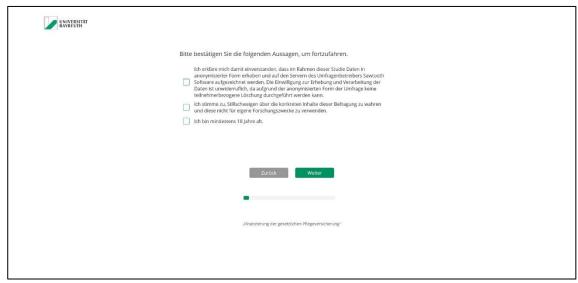
Die folgenden Abbildungen zeigen die Umsetzung des Fragebogens "Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung,, in Lighthouse Studio.

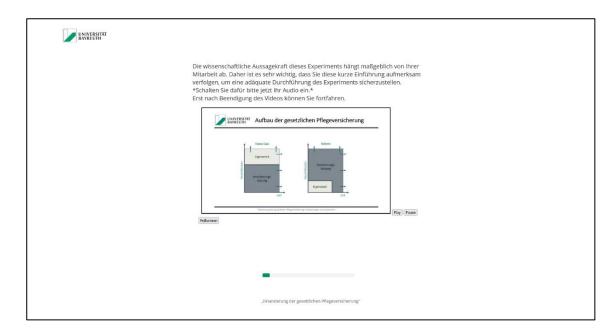
### Einleitung, Screening und Quotierung:



UNIVERSITAT BAYREUTH	
	Sind Sie derzeit Studierende/Studierender an einer deutschen Universität, Hochschule oder Fachhochschule?  Ja  Nein
	Zurück Welter
	"Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung"

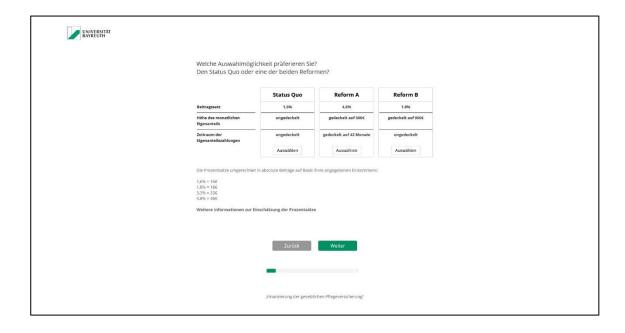






UNIVERSITAT BAYREUTH	
	Um Ihnen ein besseres Verständnis dafür zu geben, was die Prozentsätze bezogen auf Ihr persönliches Einkommen bedeuten, beantworten Sie bitte die folgende Frage:  Wie hoch ist Ihr aktuelles monatliches Einkommen in €?
	Bitte geben Sie ihr Bruttseinbarmen (Einkommen vor Abrug der Steuern, Sozialversicherungsbeiträge und sonstigen Abgeben) an wenn Sie abtwell eines sozialversicherungsgefünzigen Erwertspätigient auchgeben Sozialversicherungsgeführt geben vor der Steuern sozialversicherungsgeführt gestellt auch geben sozialversicherungsgeführt bei der Steuern sozialversiche Steuern sozialversicherungsbeitrage und sonstigen Seibstständige geben bitte ihren Gewinn vor Steuern au.
	Zurück Wester
	"Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung"

#### Entscheidungsexperiment (neun Choice Tasks):



Untenstehend finden Sie weitere absolute Beträge auf Basis des durchschnittlichen Einstiegsgehalts von Hochschulabsolventen (3800 € Bruttoeinkommen/Monat) sowie auf Basis der durchschnittlichen Einkünfte von Studierenden (920 €/Monat)

Wert auf Basis Einstiegsgehalt/Wert auf Basis Studierender 1,6 % = 60 €/14 € 1,8 % = 68 €/17 € 3,3 % = 125 €/30 € 4,8 % = 182 €/44 €

Zum Vergleich:
Die Beitragssätze für andere Zweige der Sozialversicherung - hier ebenfalls nur Arbeitnehmeranteil, da die andere Hälfte vom Arbeitgeber getragen wird - liegen aktuell bei

Krankenversicherung 7,3 % = 277 €/67 € Rentenversicherung 9,3 % = 353 €/86 € Arbeitslosenversicherung 1,2 % = 46 €/11 €

### Erfahrungen mit Pflege und Pflegeabsicherung:

UNIVERSITÄT BAYREUTH									
	Im Folgenden interessiere Pflegeabsicherung.	en mich Ihre bish	erigen Erfah	rungen mit Pflege und					
	Haben Sie sich bereits aktiv mit der Frage "Wie sichere ich mich im Falle einer Pflegebedürftigkeit ab" beschäftigt?								
	◯ ja, sehr umfangreich.								
	Ja, aber nur oberflächlich.								
	Nein, bisher noch nicht.								
	Haben Sie Erfahrungen mit einem Pflegefall in der Familie oder im Bekannten- oder Freundeskreis?								
	○ Ja								
	Nein								
	Für wie wahrscheinlich halte werden?	en Sie es, dass Sie	e selbst im Le	ebensverlauf pflegebedürfti	g				
	Bitte wählen Sie von 1 = "wa								
	1	2	3	4					
	0	0	0	0					
	Gehen wir davon aus, Sie w Hätten Sie Angst vor finanzi			g werden:					
	Bitte wählen Sie von 1 = "keine Angst" bis 4 = "starke Angst".								
	1	2	3	4					
	0	0	0	0					
	Für wie wahrscheinlich halte Ihren Lebensstandard (von Ausgestaltung der Pflegever	vor der Pflegeber rsicherung nicht i	dürftigkeit) u mehr leisten	nter Annahme der aktueller könnten?	n				
	Bitte wählen Sie von 1 = "wa								
		2							
	0	0	0	0					
		Zurück	Weiter						
	"Fir	nanzierung der gesetzlic	hen Pflegeversich	erung"					

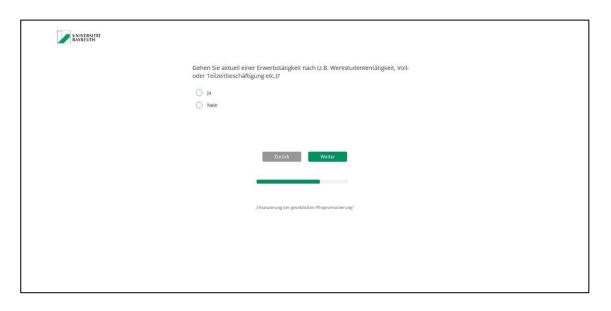
### Einstellungen zur Finanzierung der SPV:

UNIVERSITAT										
In den nächste Pflegeversiche		l es um Ihre	Meinung	zur Finanz	nzierung der gesetzlichen					
Inwiefern stimm	Inwiefern stimmen Sie den folgenden Aussagen zu?									
Bitte wählen Sie 5 = "Stimme voll	Bitte wählen Sie von 1 = "Stimme überhaupt nicht zu" bis 5 = "Stimme voll und ganz zu".									
	1	2	3	4	5					
Die pflegerisch Versorgung de Bevölkerung st e gesamtgesellschaft Aufgabe.	r ine	0	0	0	0					
Die monatliche Eigenanteile sollte Hirber absoluten Hi begrenzt sein.	n in ōhe	0	0	0	0					
Die Eigenanteilszahlur sollten auf eine definierten Zebra begennt zu sein.	n O	0	0	0	0					
Alle Personen m einem Einkommen auch Selbstständ und Beamte) sollt sich and er Finanzierung de gestralten phelegwerischeru beteiliger.	(z.B. ige ten	0	0	0	0					
Es sollten nebe Erwerbseinkünft auch kapitalikung für die Beitragsbemesung gesetzlichen Pflegeversicherun Grunde gelegt wer	en nfte g der	0	0	0	0					
Vermögende un Vileverdiener soll proportional proportional soll pr	ten ker der ng per	0	0	0	0					
Wenn jernand d Eigenarteliskoster die eigene Pflegebedurftige nicht tragen sollte der Staat du die Hiffe zu Hiffe (Schalelstung) d aufkrangen	elt n, O irch ge	0	0	0	0					
Anstatt in eine gesetzliche Pflegwerstliche Pflegwerstliche Pflegwerstlichen einzuzahlen, soll jeder Brager ausschließlich pri für den Pfleger und vorsongen.	ng lte	0	0	0	0					

	Wie ist Ihre Meinung zu der folgenden Fragestellung:							
	Wer ist dafür verantwortlich, dass Menschen im Pflegefall ausreichend abgesichert sind und ihren Lebensstandard halten können?							
	Ausschließlich der Staat	Eher der Staat	Eher der Bürger selbst	Ausschließlich der Bürger selbst				
	0	0	0	0				
	Sollten Sie selbst pflegebed würden Sie diese hauptsäch			nteile zu tragen haben, wie				
	Mithilfe einer privaten Pfleg	e-Zusatzversich	erung					
	Mithilfe einer anderen Vers	icherung z.B. Le	bensversicherur	ng				
	Mithilfe von Eigenkapital z.	3. Ersparnissen						
	Durch andere Finanzierung	squellen, wie						
	Wie würden Sie die Eigenan könnten?	teile finanzie	ren, wenn Sie	e diese nicht selbst aufbringen				
	lch würde mich auf staatlich verlassen.			e zur Pflege (Sozialleistung)				
	Meine Angehörigen sollten		nmen.					
	<ul> <li>Durch andere Finanzierung</li> </ul>	squellen, wie						
	Sollte eine private Pflege-Zusa Pflegeversicherung für jeden i Engpässe zu verringern?							
	Bitte wählen Sie von 1 = "Stim 5 = "Stimme voll und ganz zu"		ot nicht zu" bi	is				
	1	2	3 4	5				
	0	0	0 0	0				
		Zurück	Weiter					
	_	-						
	_Finan	zierung der geseti	rlichen Pflegeversie	icherung"				

### Soziodemografische Daten:

UNIVERSITAT	
	Zu statistischen Zwecken werden im Folgenden noch einige Angaben zu Ihrer Person sowie Informationen zu Ihrem Studium und Ihrem bisherigen Berufsleben erhoben.
	Was ist Ihr Familienstand?
	Ledig     Verheiratet / Eingetragene Lebenspartnerschaft
	○ Sonstiges
	Wie alt sind Sie (in Jahren)?
	Welche Staatsangehörigkeit haben Sie?
	Deutsch Andere
	Welches ist Ihre aktuelle Studienrichtung?
	Studium mit wesentlichen wirtschaftswissenschaftlichen Elementen  (z.B. Betriebswirtschaftslehre, Volkswirtschaftslehre, Wirtschaftswissenschaften, International Management. Wirtschaftslehre, Wirtschaftsweht, Wirtschaftsgenieurwesen etc.)  Studium ohne wesentliche wirtschaftschaftshier etc.)  Studium ohne wesentliche wirtschaftschaftshier etc.)  (z.B. MINTScudiengänge (Marbe, Informatik, Naturwissenschaften, Technik), Kulturwissenschaften, Medizin etc.)
	Was ist Ihr im aktuellen Studium angestrebter Studienabschluss?
	○ Bachelor ○ Master
	Master Abschlus
	in welchem Hochschulsemester befinden Sie sich aktuell?
	Welcher Partei entsprechen Ihre politischen Präferenzen am ehesten?
	○ Die Linke ○ Bündnis 90 / Die Grünen
	○ SPD
	○ CDU7CSU ○ FDP
	○ AfD
	Andere Partei
	Keine politische Präferenz
	Zurück Weiter
	"Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung"



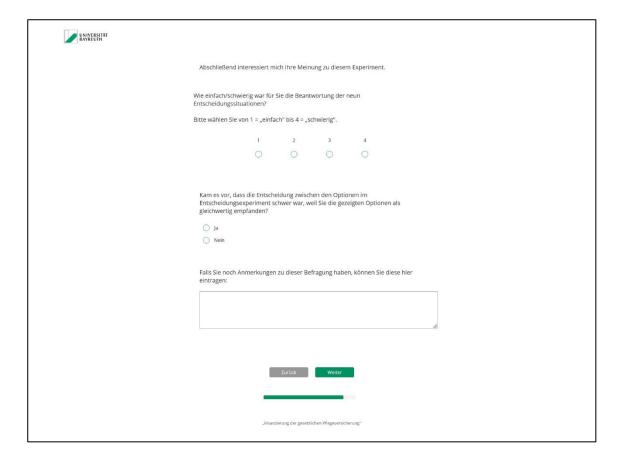




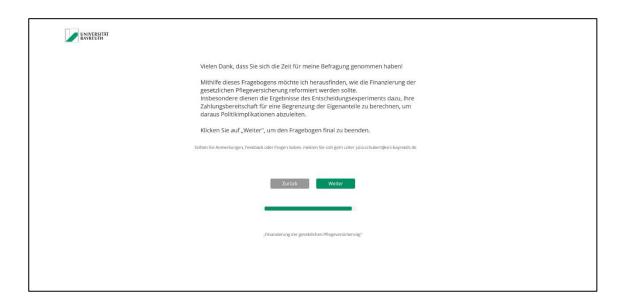


UNIVERSITÄT BAYREUTH	
	Wenn die Eigenanteile an Pflegekosten weiter steigen, wird die Finanzierung dieser möglicherweise auch vom vorhandenen Einkommen und Vermögen abhängen. Daher habe ich zum Schluss noch einige Fragen zu Ihrer Einkommens- und Vermögenssituation. Wichtig: Auch diese Angaben bleiben jederzeit anonym und können nicht mit Ihrer Person in Verbindung gebracht werden.
	Wie hoch ist ihr aktuelles monatliches Gesamt-Nettoeinkommen (unter Einbezug aller summierten Einkommensquellen wie z.B. BAföG, Erwerbseinkommen (nach Abzug von Steuern, Sozialversicherungsbeiträgen und sonstigen Abgaben), Unterhaltsleistungen der Eltern etc.)?
	Unter 5000
	○ 500€ bis 750€
	○ 750€ bis 1000€
	Mehr als 1000€
	Studien machen deutlich, dass Gehälter im Durchschnitt ab dem 45. Lebensjahr nicht mehr signifikant ansteigen und mit dem 60. Lebensjahr ihren Höhepunkt erreichen.
	Vor diesem Hintergrund: Wie hoch denken Sie wird Ihr jährliches Bruttoeinkommen (Einkommen vor Abzug der Steuern, Sozialversicherungsbeiträge und sonstigen Abgaben) aus Erwerbstätigkeit im Alter von 60 Jahren sein?
	○ Unter 60.000€
	○ 60,000€ bis 100,000€
	○ 100.000€ bis 140.000€
	○ Mehr als 140.000€
	Im Laufe seines Lebens baut ein Mensch auf verschiedenen Wegen ein Vermögen auf. Das sogenannte Bruttovermögen kann aus Sachvermögen (z.B. Immobillen, Grundstücke, Fahrzeuge, Schmuck) und Finanzvermögen (z.B. Sparguthaben, Fondsanteile, Aktien, private Renten- oder Lebensversicherungen, Beteiligungen) bestehen. Zieht man hiervon etwaige Verbindlichkeiten (z.B. Hypotheken, Kredite, andere Schulden) ab ergibt sich das Nettovermögen.
	Vor diesem Hintergrund: Welches Nettovermögen erwarten Sie für sich im Alter von 60 Jahren?
	Soilten Sie Erbschaften erwarten, beziehen Sie diese bitte in Ihre Angaben ein.
	○ Unter 120.000€
	○ 120.000€ bis 240.000€
	○ 240,000€ bis 360,000€
	○ Mehr als 360.000€
	Haben zu erwartende Erbschaften die Höhe Ihres soeben geschätzten Nettovermögens beeinflusst?
	☐ Ja, zu erwartende Erbschaften in Höhe (€) von ca.
	Nein, es bestehen keine zu erwartenden Erbschaften.
	Zurück Weiter
	"Finanzierung der gesetzlichen Pflegeversicherung"

#### Evaluation des Fragebogens:



#### Abschluss:



# Anhang B – Experimentelles Design

Im Folgenden ist das experimentelle Design der Befragung pro Block dargestellt.

	Status quo				Reform A		Reform B		
Block	Beitrag	Höhe Ei- genanteil	Zeitraum Eigenan- teil	Beitrag	Höhe Eigenanteil	Zeitraum Eigenan- teil	Beitrag	Höhe Eigenanteil	Zeitraum Eigenan- teil
	1.6	3	3	3.3	1	2	3.3	3	0
	1.6	3	3	3.3	1	3	3.3	2	0
	1.6	3	3	3.3	1	1	1.8	2	3
1	1.6	3	3	4.8	0	0	1.8	2	2
	1.6	3	3	1.8	2	1	4.8	1	0
	1.6	3	3	1.8	3	1	4.8	2	0
	1.6	3	3	3.3	2	3	4.8	3	2
	1.6	3	3	3.3	0	0	1.8	1	3
	1.6	3	3	1.8	2	1	3.3	1	0
	1.6	3	3	3.3	0	1	3.3	3	0
2	1.6	3	3	1.8	2	1	3.3	0	2
	1.6	3	3	4.8	0	3	1.8	1	2
	1.6	3	3	4.8	2	0	1.8	0	3
	1.6	3	3	4.8	1	1	1.8	2	3
	1.6	3	3	4.8	1	0	1.8	3	2
	1.6	3	3	1.8	2	2	4.8	0	3
	1.6	3	3	3.3	0	3	3.3	1	1
3	1.6	3	3	4.8	3	1	4.8	2	3
	1.6	3	3	4.8	0	1	1.8	1	2
	1.6	3	3	1.8	3	1	4.8	0	2
	1.6	3	3	1.8	2	0	3.3	1	3
	1.6	3	3	4.8	3	2	4.8	2	3
	1.6	3	3	4.8	0	0	1.8	1	3
	1.6	3	3	3.3	2	2	3.3	1	3
4	1.6	3	3	1.8	0	2	4.8	1	0
	1.6	3	3	3.3	3	1	3.3	0	2
	1.6	3	3	1.8	0	3	4.8	1	0
	1.6	3	3	1.8	1	3	4.8	0	2
	1.6	3	3	4.8	2	3	3.3	3	2
	1.6	3	3	3.3	1	1	1.8	3	2
-	1.6	3	3	4.8	2	2	4.8	3	1
5	1.6	3	3	3.3	2	1	1.8	3	0
	1.6	3	3	1.8	3	0	4.8	0	2
	1.6	3	3	4.8	1	0	1.8	3	1
	1.6	3	3	1.8	0	3	3.3	1	2
	1.6	3	3	3.3	1	2	1.8	3	0
	1.6	3	3	4.8	0	1	1.8	3	0
	1.6	3	3	4.8	2	1	3.3	3	2
6	1.6	3	3	1.8	1	2	4.8	0	0
	1.6	3	3	3.3	0	1	1.8	1	3
	1.6	3	3	1.8	2	1	4.8	0	3
	1.6	3	3	1.8	2	0	3.3	0	1

