

Andersen, Hanfried H.; Grabka, Markus M.; Schwarze, Johannes

Article — Published Version

Beitragssatz, Kassenwettbewerb und Gesundheitsreform: Eine empirische Analyse

Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Andersen, Hanfried H.; Grabka, Markus M.; Schwarze, Johannes (2007) : Beitragssatz, Kassenwettbewerb und Gesundheitsreform: Eine empirische Analyse, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, ISSN 0021-4027, Lucius & Lucius Verlagsgesellschaft mbH, Stuttgart, Vol. 227, Iss. 5/6, pp. 429-450

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/66214>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Beitragssatz, Kassenwettbewerb und Gesundheitsreform

Eine empirische Analyse

Premium Rates, Competition Among Health Insurance Funds and the Health Care Reform 2007

An Empirical Analysis

Von Hanfried H. Andersen, Markus M. Grabka, Berlin und Johannes Schwarze, Bamberg*

JEL I11, I18, C25

Statutory health insurance, change of sickness funds, preferences, customer mobility, health care reform, SOEP.

Summary

The premium rates paid for statutory health insurance in Germany play a key role in the competition among health care funds. With the most recent health care reform (GKV-Wettbewerbsstärkungsgesetz GKV-WSG), a range of new products have been introduced that could erode the advantageous selling proposition of the premium rates. In addition to the pure monetary incentive to change health insurance provider, the new products include aspects that are becoming increasingly important to insured persons, such as the assessment of their own morbidity and the level and quality of health care provision. We find that current morbidity, experiences in morbidity, and expectations about morbidity will gain in importance when choosing health care provider.

Using micro-data for the years 1999 to 2004 from the German Socio-Economic Panel study (SOEP), we investigate the willingness to change health provider in a multivariate setting. The SOEP data will be matched with register information about premium rates of all statutory health insurance funds in Germany. Applying a multinomial logit model, we show that there are two prototypes of insured people who change funds. The characteristics of those who changed funds can be used to evaluate the future developments in statutory health insurance in Germany, assuming that customer mobility will continue to increase.

1. Einleitung

Maßnahmen zur Stärkung der Präferenzorientierung von Versicherten und Patienten durchziehen wie ein roter Faden die gesetzgeberischen Aktivitäten der letzten 15 Jahre. Das Gesundheitsstrukturgesetz (GSG) von 1992 hat diesen Prozess mit der freien Kassenwahl wesentlich eingeleitet. Das GSG markierte eine strukturelle Weichenstellung, die

* Die Autoren danken dem Herausgeber und zwei anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise.

das Adjektiv „nachhaltig“ absolut verdient; diese Reform kann als „Mutter aller Strukturreformen“ (Reiners 2006: 32) bezeichnet werden. Mit den „neuen Formen der Versorgung“ wurden weitere gesetzliche und strukturelle Rahmenbedingungen für die verstärkte Berücksichtigung der individuellen Präferenzen geschaffen. Mit dem GKV-Reformgesetz (2000) wurden erste Regelungen der integrierten Versorgung im Rahmen des § 140 a-h SGB V eingeführt. Der für die Vertragspartner noch sehr begrenzte Gestaltungsspielraum wurde durch das Gesetz zur Modernisierung der Gesetzlichen Krankenversicherung (GMG) (2003) wesentlich vergrößert.

Mit dem Wettbewerbsstärkungsgesetz (GKV-WSG) (2007) wurden weitere grundlegende Strukturreformen in Richtung einer verstärkten Berücksichtigung der Präferenzen von Patienten und Versicherten beschlossen. Die Wahlmöglichkeiten für die Versicherten sind durch eine Vielzahl möglicher neuer Angebote erheblich gestiegen. So sind etwa die Kassen verpflichtet, Wahltarife für besondere Versorgungsformen anzubieten; verpflichtend sind darüber hinaus Tarife für Versicherte ohne Anspruch auf Krankengeld. Die optionale Tarifpalette umfasst darüber hinaus Selbstbehalttarife, Kostenerstattungstarife, Tarife bei Nichtinanspruchnahme von Leistungen, Tarife für Arzneimittel der besonderen Therapieeinrichtungen, Tarife bei eingeschränktem Leistungsumfang (Teilkostenerstattung). Damit bietet sich den Akteuren des Gesundheitswesens zum ersten Mal in Deutschland die Chance, eine umfassende kundenorientierte Produktentwicklung zu etablieren.

Es ist deshalb durchaus berechtigt, das GKV-WSG als ordnungspolitische Weichenstellung und als „Paradigmenwechsel“ zu bezeichnen. Ordnungspolitische Weichenstellung impliziert aber auch, dass die wettbewerblichen Instrumente weiterentwickelt und – vor allem – dass die Gestaltungsspielräume durch die Entscheidungsträger auch genutzt und in konkrete Angebote umgesetzt werden müssen. Nachfrageseitig heißt dies, dass die neuen Angebote von den Versicherten und Patienten auch angenommen werden müssen. Dies wird nur dann der Fall sein, wenn mit diesen Angeboten die Präferenzen der Kunden hinreichend adäquat abgebildet werden. Ob und wie weit dies tatsächlich der Fall ist, wird die Praxis zeigen und wird dann empirisch zu überprüfen sein.

Anreize für einen Kassenwechsel waren bisher vor allem die Höhe des Beitragssatzes bzw. die Höhe der zu erzielenden Beitragssatzdifferenzen bzw. Beitragssatzvorteile. (Vermutete) Leistungsunterschiede der Kassen, Differenzen bei Service und Komfort oder Imageprobleme spielen demgegenüber eine untergeordnete Rolle. Und auch die bisher realisierte Größenordnung von Angeboten neuer Versorgungsformen haben noch keine wettbewerbskritische Größenordnung erreicht (Lüngen/Lauterbach 2007).

Im Zentrum auch dieses Beitrags steht die Analyse der Rolle des Beitragssatzes als Anreiz für die Entscheidung, die Kasse zu wechseln. Angeknüpft wird an Analysen der Wechselentscheidungen 1999/2000 (Schwarze/Andersen 2001) und an deskriptive Analysen des Wechselgeschehens bis 2004 (Andersen/Grabka 2006). In diesem Beitrag werden diese deskriptiven Befunde durch multivariate Analysen ergänzt. Dabei wird es Leitlinie der Interpretation sein, aus Entwicklungstendenzen der Rolle des Beitragssatzes und weiterer sozio-ökonomischer Determinanten des Kassenwechsels Prognosen dafür abzuleiten, wie Patienten und Versicherte mutmaßlich auf die neuen Angebote reagieren werden. Also Hinweise darauf, welche Konsequenzen sich durch die neuen Tarifangebote und den Gesundheitsfonds auf den Kassenwettbewerb ergeben werden.

Im folgenden Abschnitt werden zunächst die Datengrundlagen vorgestellt. Anschließend werden deskriptive Befunde präsentiert, wobei der Schwerpunkt auf der Interpretation der Zusammenhänge von Beitragssatzveränderungen und Wechslergruppen

liegt. Im Abschnitt 4 werden die ökonomischen Modelle und einige Hypothesen zur Anreizstruktur der unterschiedlichen Wechslergruppen diskutiert. Im Anschluss an die Präsentation und Interpretation der Ergebnisse der ökonomischen Modelle werden die mutmaßlichen Auswirkungen des GKV-WSG auf das Wechslerverhalten analysiert. Im abschließenden Ausblick wird versucht, aus den Ergebnissen der empirischen Analyse prognostische Aussagen zur zukünftigen Kundenmobilität abzuleiten.

2. Daten und Operationalisierung

Datenbasis für die empirischen Analysen ist das Sozio-ökonomische Panel (SOEP). Das SOEP ist eine repräsentative Längsschnittuntersuchung, mit der seit 1984 Verlaufsdaten für Personen in Privathaushalten zur Verfügung stehen (vgl. Wagner et al. 2007, siehe auch <http://www.diw.de/soep>). Ein Befragungsschwerpunkt des SOEP ist der Bereich Gesundheit, wobei hier seit 1997 auch Informationen zum Kassenwechsel erhoben werden (vgl. Andersen/Schwarze 1999).

Mit der Erhebungswelle 1999 wurden erstmalig differenziert die Namen der Krankenkassen erfragt, bei denen die Befragten versichert sind. Neben den Kassenarten AOK, BKK, IKK, und Landwirtschaftliche Krankenkasse (LKK), werden verschiedene große Ersatzkassen als Item vorgegeben: Barmer Ersatzkasse (BEK), Deutsche Angestellten Krankenkasse (DAK), Techniker Krankenkasse (TKK), Kaufmännische Krankenkasse (KKH) und Gmünder Ersatzkasse (GEK). Für Betriebskrankenkassen bzw. sonstige Krankenkassen besteht darüber hinaus die Möglichkeit, mittels einer Klarschriftangabe den Namen der entsprechenden Kasse separat anzugeben.

Die Aufbereitung dieser Daten zeigte, dass die Klarschriftangaben in einem überraschend hohen Umfang den tatsächlich existierenden Kassen zugeordnet werden konnten¹. So gaben 1999 rund 1600 Befragte an, bei einer Betriebskrankenkasse versichert zu sein. Von den im Klarschriftfeld angegebenen Kassen konnten nur 1,8% nicht identifiziert, das heißt, einer existierenden Betriebskrankenkasse zugeordnet werden.² Durch die genauen Angaben war es möglich, den Kassen auch die zum jeweiligen Befragungszeitpunkt (jeweils im Frühjahr eines jeden Jahres) geltenden Beitragsätze zuzuordnen.³ Als wenig problematisch erwies sich das für die bundesweit operierenden Kassen. Für die regional gegliederten Kassen (insbesondere die AOKs) wurde die Wohnortregion der Befragten herangezogen.⁴ Eine Unterscheidung nach allgemeinem, ermäßigtem oder erhöhtem Beitragssatz (vgl. § 241 - § 243 SGG V) wurde hier verworfen, da bei einem Wechsel der

¹ Die Aufbereitung der Daten erfolgte im DIW Berlin. Die Daten stehen der SOEP-Gruppe im DIW zur Verfügung und können für Re-Analysen genutzt werden. Dazu sind allerdings spezifische Datenschutzerfordernisse zu erfüllen.

² In diesen Fällen wurde der durchschnittliche Beitragssatz aller BKK's in dem betreffenden Jahr zugewiesen.

³ Durch die Zuweisung der kassenindividuellen Beitragsätze jeweils zum Frühjahr eines jeden Jahres zu den Surveydaten des SOEP besteht das Problem, dass unterjährige Veränderungen des Beitragssatzes als ein weiteres Wechselmotiv nicht berücksichtigt werden können. Um diesem Aspekt Rechnung zu tragen, wäre eine exakte Erfassung des Datums des Kassenwechsels notwendig. Diese Information steht im SOEP aber nicht zur Verfügung. Die Relevanz dieser Einschränkung ist aber gering, da z.B. im Jahre 2002 unter allen AOK's und Ersatzkassen nur eine Kasse unterjährig den Beitragssatz veränderte.

⁴ Für die Bereitstellung der Beitragsätze aller gesetzlichen Krankenkassen danken wir ausdrücklich dem Bundesversicherungsamt.

Krankenkasse diese Unterscheidung weiterhin erhalten bleibt. Es findet daher nur der allgemeine Beitragssatz Anwendung.

Für die folgenden Analysen wurden alle Mitglieder der gesetzlichen Krankenversicherung der Jahre 1999 bis einschließlich 2004 berücksichtigt.⁵ Eine Analyse der Jahre 1997 und 1998 erfolgt hier nicht, da zum einen der Beitragssatz als zentrales Motiv für einen Kassenwechsel erst seit 1999 dem SOEP sinnvoll zugespielt werden kann und zum anderen für pflichtversicherte Mitglieder der Krankenversicherung der Rentner (KVdR) erst seit Mitte 1999 ein Beitragssatzanreiz zum Kassenwechsel besteht, da bis dahin für alle Versicherten der KVdR der gleiche Beitragssatz erhoben wurde.

Für die multivariaten Schätzverfahren werden alle Kovariaten als „gelagte“ Information ausgewiesen, d.h. es werden die sozio-demographischen Indikatoren zum Zeitpunkt des Kassenwechsels verwendet.⁶ Mit diesem Vorgehen reduziert sich die Zahl der Beobachtungsjahre auf fünf Wellen des SOEP. Die resultierende Anzahl der gepoolten Beobachtungen beträgt aber immer noch 64.992 Fälle.

3. Kassenwechsel und Beitragssatzdifferenzen – deskriptive Befunde

Wer das Wechselgeschehen im Zeitablauf analysieren und dabei ein realistisches Bild vom Wechselpotential in der GKV gewinnen will, muss nach Nicht-, Erst- (resp. Einmal-) und Mehrfachwechslern differenzieren können. Die Differenzierung nach diesen Gruppen wird deshalb grundlegend für die weiteren Analysen. Dies gilt sowohl für die deskriptiven Befunde (Kap. 3) wie für die Ergebnisse der ökonometrischen Modelle (Kap. 5). Dieser Gruppenvergleich wird auch zur Basis, um ein wesentliches Ziel dieses Beitrags zu erreichen, nämlich Hinweise darauf zu gewinnen, wie die Kunden auf die neuen Wettbewerbsbedingungen mutmaßlich reagieren werden.

Tabelle 1 zeigt den Verlauf der Wechslerquoten von 1999 bis 2004 und die jeweiligen Anteile an Erst- und an Mehrfachwechslern.⁷

Tabelle 1 Wechslerquoten

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Wechsler insgesamt	4,50	5,62	5,70	4,24	5,22	5,84
<i>Darunter ... (Anteil in %)</i>						
Erstwechsler	100,0	84,2	73,3	60,8	67,8	69,0
Mehrfachwechsler	–	15,8	26,7	39,2	32,2	31,0

Datenbasis: SOEP 1999-2004, Mitglieder der GKV, gepoolte und gewichtete Querschnitte.

⁵ Dieses Vorgehen steht im Gegensatz zu den Analysen von Schwarze und Andersen (2001), die sich nur auf die erwerbstätige Bevölkerung in der GKV bezogen.

⁶ Für die multivariaten Schätzungen wurden die LKK, die Hanseatische Ersatzkasse, die Gärtnerkrankenkasse sowie einige andere kleine Krankenkassen, die mittels der Klarschriftangaben identifiziert werden konnten nicht separat als Dummyvariable kontrolliert, sondern der Rubrik „Sonstige Krankenkassen“ zugeordnet.

⁷ Da Wechselmöglichkeiten bereits seit 1996 bestehen, ist der Anteil der Erstwechsler tatsächlich etwas niedriger und der Anteil der Mehrfachwechsler etwas höher als in dieser Tabelle ausgewiesen.

Insgesamt gesehen sind die Wechslerquoten mit rund 4 bis 6 Prozent aller GKV-Mitglieder über die Zeit hinweg relativ stabil. Die Verringerung der Quote von 2001 auf 2002 könnte mit der Einführung der Mindestbindungsfrist von 18 Monaten zum 1.1.2002 erklärt werden. Diese Regelung dürfte zunächst die Wechselmöglichkeiten eingeschränkt haben. Die Steigerung von 4,24% in 2002 auf 5,84% in 2004 könnte auch auf einen verstärkten Wettbewerb deuten und ein Hinweis darauf sein, dass neue Anreize für einen Wechsel wirksam werden. Mit den Angeboten für neue Versorgungsformen (Disease-Management-Programme, Hausarztmodelle, integrierte Versorgung, Bonusprogramme) und Kooperationen einzelner GKV-Kassen mit privaten Krankenkassen sind Wettbewerbsparameter eingebracht worden, die zu einer Steigerung der Wechselquoten beitragen dürften. Diese Interpretation könnte dadurch gestützt werden, dass ab 2002 die Anteile an Erstwechslern wieder etwas steigen. Möglich ist, dass zunehmend Versicherte angesprochen wurden, die bisher kein hinreichendes Motiv zum Wechsel einer Kasse hatten.

Tabelle 2 zeigt die durchschnittlichen Beitragssätze der Jahre 1999 bis 2004 für verschiedene Gruppen. Die Werte der Spalte „GKV insgesamt“ sind nahezu identisch mit denen der amtlichen Statistik (BMG 2005) und verweisen auf die valide empirische Basis der Surveydaten. Aus den Beitragssätzen der Wechsler insgesamt (in Zeile 2) folgt, dass die Wechsler – wie selbstverständlich zu erwarten – vornehmlich in Kassen mit einem unterdurchschnittlichen Beitragssatz wechseln. Die durchschnittlichen Beitragssätze von Erstwechslern einerseits und der Mehrfachwechsler andererseits entwickeln sich differenzierter. Während in 2000 alle Wechslergruppen (aus datentechnischen Gründen zwangsläufig) einen weitgehend identischen Beitragssatz haben, zeigen die Gruppen ab 2001 folgenden Verlauf: Die durchschnittlichen Beitragssätze der Mehrfachwechsler liegen immer etwas unter denen der Erstwechsler. Mehrfachwechsler wählen also im Durchschnitt Kassen mit einem besonders niedrigen Beitragssatz.

Tabelle 2 Durchschnittliche Beitragssätze¹ in der GKV

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
GKV insgesamt	13,66	13,64	13,63	14,06	14,35	14,25
<i>Darunter ...</i>						
Wechsler	13,18	12,97	12,67	13,20	13,50	13,88
Erstwechsler	13,18	12,96	12,75	13,32	13,59	13,92
Mehrfachwechsler	–	12,99	12,46	13,02	13,32	13,80

¹ Beitragssatz jeweils zum 1.1. des entsprechenden Jahres. Im Falle von Kassenwechslern wird hier der Beitragssatz der aufnehmenden Kasse ausgewiesen.

Datenbasis: SOEP 1999-2004, Mitglieder der GKV, gepoolte und gewichtete Querschnitte.

Die Veränderungen zwischen den Beitragssätzen der einzelnen Gruppen – jeweils gemessen in Beitragssatzpunkten – werden in Tabelle 3 ausgewiesen. Die erste Zeile zeigt die Entwicklung in der GKV insgesamt (entsprechend den Werten in Tabelle 2). Zeile 2 ergibt das erwartete Bild: Die Wechsler insgesamt haben immer einen deutlichen Beitragssatzvorteil. Differenziert man nun nach Erst- und Mehrfachwechslern, dann zeigt sich, dass die Erstwechsler den größten Vorteil realisieren. Und wenn man weiterhin berücksichtigt, dass der durchschnittliche Beitragssatz der Erstwechsler ab 2001 höher liegt als der der Wechsler insgesamt, dann folgt daraus notwendig, dass Erstwechsler vor allem aus Kassen mit einem überdurchschnittlich hohen Beitragssatz kommen.

Tabelle 3 Beitragssatzveränderungen¹ in der GKV (in Beitragssatzpunkten)

	1999/2000	2000/2001	2001/2002	2002/2003	2003/2004
GKV insgesamt	-0,02	-0,02	0,43	0,29	-0,10
<i>Darunter ...</i>					
Wechsler	-0,61	-0,86	-0,03	-0,39	-0,28
Erstwechsler	-0,91	-1,15	-0,49	-0,79	-0,66
Mehrfachwechsler	-0,04	-0,28	0,46	0,19	0,39

¹ Beitragssatzveränderung jeweils für den Beitragssatz des 1.1. des entsprechenden Jahres.

Datenbasis: SOEP 1999-2004, Mitglieder der GKV, gepoolte Querschnitte, gewichtete Querschnitte des jeweiligen 2. Beobachtungsjahres.

Die Beitragssatzveränderungen für die Gruppe der Mehrfachwechsler sind differenzierter. Während die Mehrfachwechsler bis 2000/2001 noch einen Beitragsvorteil erzielen, in 2001/2002 eine vergleichbare Entwicklung wie die GKV insgesamt erreichen, 2002/2003 wiederum zumindest im Vergleich zur GKV insgesamt einen relativen Vorteil haben, nehmen Mehrfachwechsler 2003/2004 im Durchschnitt sogar eine Beitragssatzerhöhung von 0,39 Prozentpunkten in Kauf.

Wie die Tabellen 2 und 3 zeigen, werden zur Analyse der Zusammenhänge von Kassenwechsel und Beitragssatz zwei Bezugsgrößen (resp. Indikatoren) herangezogen. Zum einen die Höhe des Beitragssatzes (sowohl der abgebenden wie der aufnehmenden Kassen) und zum anderen die Beitragssatzdifferenz zwischen abgebenden und aufnehmenden Kassen, jeweils differenziert nach den verschiedenen Gruppen. Beide Größen haben einen je spezifischen Indikatorwert und weisen in verschiedenen Konstellationen auf unterschiedliche Motive bzw. auf einen unterschiedlichen Mix von Motiven. Und zwar je nach Beitragssatzhöhe der Kasse, aus der gewechselt wird und der Beitragssatzhöhe der Kasse, in die gewechselt wird sowie dem Vorzeichen und dem Niveau der erzielten Beitragssatzdifferenzen. In folgender, sehr vereinfachter Vierfeldertafel sollen exemplarisch mutmaßliche Wechselmotive bzw. Motivkombinationen verschieden möglicher Konstellationen dargestellt werden.

Vierfeldertafel: Exemplarische Darstellung möglicher Zusammenhänge zwischen Beitragssatz, Beitragssatzdifferenzen und Kassenwahlmotiven

	Durchschnittliche Höhe des Beitragssatzes der aufnehmenden Kassen	
Beitragssatzdifferenz der Kassenwechsler	Neue Kasse liegt <i>unter</i> Durchschnitt der GKV insgesamt	Neue Kasse liegt <i>über</i> Durchschnitt der GKV insgesamt
Beitragssatz ist <i>niedriger</i> als vor dem Wechsel (monetärer Vorteil)	Beitragssatzhöhe: dominantes Motiv	Mixed motives (Beitragssatz; Service; Leistungen; neue Formen der Versorgung; Qualität)
Beitragssatz ist <i>höher</i> als vor dem Wechsel (monetärer Nachteil)	Mixed motives (Beitragssatz; Service; Leistungen; neue Formen der Versorgung; Qualität)	Beitragssatzhöhe: kein Motiv (Motive: Service; Leistungen; neue Formen der Versorgung; Qualität)

Wenn z.B. eine Person aus einer beitragsgünstigen Kasse in eine Kasse wechselt, die einen noch günstigeren Beitragssatz hat, dann dürfte vermutlich der Beitragssatz das eindeutig dominante Motiv sein. Wenn der neue Beitragssatz ebenfalls günstiger ist, aber der Beitragssatz der neuen Kasse über dem Durchschnitt liegt, dann dürften neben dem Beitragssatz auch andere Gründe relevant sein; ansonsten hätte die Person eine billigere Kasse gewählt. Ähnlich dürfte die Motivlage bei denen sein, deren Beitragssatz nach dem Wechsel höher ist als vorher, die aber in Kassen mit einem unterdurchschnittlichen Beitragssatz wechseln. Wenn der alte Beitragssatz allerdings über dem Durchschnitt lag und die neue Kasse ebenfalls einen überdurchschnittlich hohen Beitragssatz hat, dann dürfte das Beitragssatzmotiv keine Dominanz gehabt haben. Anreize dürften dann Service, Komfort, Versorgungsangebot, Leistungen oder Qualitätsvermutungen gewesen sein.

Sieht man sich nun die einzelnen Jahre an, dann dürften etwa für den Kassenwechsel im Zeitraum 2000/2001 für beide Wechslergruppen monetäre Anreize das primäre Wechselmotiv sein. Sieht man sich dagegen das Bild für 2003/2004 an, dann dürfte deutlich werden, dass es eine Reihe von Mehrfachwechslern gegeben haben muss, für die monetäre Anreize keine dominante Rolle gespielt haben können; ansonsten hätten die Mehrfachwechsler nicht im Durchschnitt höhere Beiträge in Kauf genommen.

Bei dem Gruppenvergleich der „Mittelwerte wichtiger Merkmale“ interessieren zum einen die Verteilungen jener Merkmale, die für die Interpretation der Risikoprofile relevant sind und zum anderen die jener Merkmale, die im Hinblick auf die Maßnahmen des GKV-WSG prognostisch genutzt werden können. Merkmalsverteilungen also, die Hinweise auf Dispositionen für bestimmte Mobilitätsmodi bieten können. Dabei ist zu beachten, dass sich die Informationen immer auf das Jahr der Entscheidung für einen Wechsel der Kasse beziehen.

Tabelle 4 zeigt die Mittelwerte für zwei verschiedene Datensätze. Die ersten vier Spalten beziehen sich auf den gepoolten Querschnitt der Jahre 1999 bis 2004 mit ca. 65 Tsd. Beobachtungen. Die Spalten 5 und 6 umfassen den gepoolten Querschnitt der Jahre 2003 und 2004 mit ca. 27,5 Tsd. Beobachtungen. Zunächst werden ausgewählte Verteilungen der Gesamtbeobachtungen interpretiert, anschließend wird auf einige Besonderheiten der Daten aus 2003/2004 eingegangen, die auf Veränderungen und zeitliche Entwicklungen hinweisen könnten.

Das Durchschnittsalter der Wechsler ist deutlich niedriger als das der GKV-Mitglieder insgesamt. Da das Lebensalter zahlreiche andere, vor allem im Gesundheitsbereich relevante Indikatoren beeinflusst, dürften einige Unterschiede zwischen den Gruppen der Wechsler und den Mitgliedern insgesamt auf den Alterseffekt zurückzuführen sein. So etwa auf Seiten der Wechsler der höhere Anteil an nicht-verheirateten Mitgliedern und an Haushalten mit ein oder zwei Kindern und an Erwerbstätigen. Ebenfalls auf den Alterseffekt zurückzuführen sein dürften die insgesamt bessere Einschätzung des Gesundheitszustandes und die geringere ambulante und stationäre Inanspruchnahme durch die Wechsler. Ob dies allerdings auch bedeutet, dass die Wechsler bessere Risiken sind, kann nur bestimmt werden, wenn für Alter und Geschlecht kontrolliert wird.

Die Mehrfachwechsler unterscheiden sich von den Erstwechslern vor allem durch das noch etwas niedrigere Durchschnittsalter sowie die noch höheren Anteile an Erwerbstätigen, an Mitgliedern mit Hochschulabschluss und – mit letzterem vermutlich zusammenhängend – den höheren Anteil an den beiden obersten Quintilen des Haushaltseinkommens. Dies etwa könnte auf die Bedeutung monetärer Motive für den mehrfachen Kassenwechsel hinweisen.

Tabelle 4 Mittelwerte wichtiger Merkmale¹

Mittelwerte	GKV-Mitglieder 2000- 2004	Wechsler Insgesamt 2000- 2004	Erst- wechsler 2000- 2004	Mehrfach- Wechsler 2000- 2004	Erst- wechsler 2003- 2004	Mehrfach- wechsler 2003- 2004
Alter in Jahren	48,1	37,8	38,5	36,7	40,2	37,4
Frauen (%)	48,6	48,7	48,6	48,9	53,6	48,5
Verheiratet (%)	63,7	57,1	57,4	56,6	60,2	56,8
Ein Kind im Haushalt (%)	16,4	22,7	23,3	21,8	21,2	20,7
Zwei Kinder (%)	10,7	13,9	13,4	14,7	12,1	13,9
Drei Kinder und mehr (%)	3,3	2,9	3,2	2,5	3,4	2,7
Erwerbstätig (%)	56,9	79,4	76,3	84,3	75,8	84,0
Sozialhilfeempfänger (in %)	1,5	0,9	1,0	0,6	1,0	0,7
Arbeitslos (in %)	6,7	4,6	5,2	3,7	5,4	4,9
Schwerbehindert, amtlich anerkannt (%)	13,1	5,0	5,1	4,9	5,4	3,9
Gesundheitszustand (%)						
Sehr gut	8,6	11,1	11,4	10,5	9,6	10,2
Gut	39,5	51,8	50,6	53,6	48,6	52,7
Zufriedenstellend	34,4	29,1	29,3	28,7	31,3	29,3
Weniger gut	13,7	6,9	7,6	5,8	8,7	5,8
Schlecht	3,7	1,2	1,2	1,3	1,4	2,0
Quintile des Haushaltseinkommens						
1. Quintil	21,2	14,7	15,6	13,4	14,0	11,6
2. Quintil	20,8	21,5	22,1	20,6	21,5	21,3
3. Quintil	18,4	21,9	22,5	21,0	22,4	19,6
4. Quintil	20,4	20,2	20,0	20,6	20,5	20,9
5. Quintil	19,1	21,6	19,7	24,5	21,7	26,7
Arztbesuch letztes Quartal (%)	70,3	64,8	64,2	65,7	66,3	65,0
Anzahl der Arztbesuche	2,7	1,9	1,9	1,9	2,1	1,9
Stationäre Behandlung (%)	12,6	8,4	8,9	7,6	9,1	7,3
Hochschulreife (%)	13,2	18,7	17,5	20,6	17,6	21,1
Lehre (%)	71,0	75,8	75,3	76,7	77,0	75,2
Hochschulabschluss (%)	15,1	18,1	16,7	20,3	17,8	22,3
Alte Bundesländer (%)	70,0	64,8	64,7	65,0	61,4	66,3
Gemeindegrößenklassen (%)						
< 2000 Einwohnern	10,9	11,7	12,3	10,8	13,5	9,9
2 – 5.000 Einwohner	15,8	17,2	16,1	19,0	17,1	19,2
5 – 20.000 Einwohner	18,1	17,9	18,1	17,5	19,3	17,7
20 – 50.000 Einwohner	18,3	17,2	17,9	16,3	18,4	16,7
50 – 100.000 Einwohner	7,2	7,1	6,6	8,0	4,8	6,8
100 – 500.000 Einwohner	17,9	17,6	17,6	17,6	17,4	18,5
500.000 und mehr	11,7	11,2	11,4	10,9	9,5	11,2
Freiwillig versichert (%)	11,7	12,2	11,5	13,3	12,1	15,0
Private Zusatzversicherung (%)	9,6	12,2	11,1	14,0	11,7	15,5
Kassen/Kassenarten (%)						
AOK	36,2	23,1	30,8	10,8	27,0	11,9
TKK	7,6	5,3	5,6	4,9	4,7	2,9
Barmer	13,4	12,8	18,2	4,2	19,4	4,6
DAK	11,7	10,9	14,6	5,2	17,3	5,6
KKH	3,7	4,3	5,8	1,9	6,9	2,4
BKK	16,0	32,1	12,5	63,1	14,8	65,3
IKK	6,3	7,3	8,6	5,3	7,4	4,3
GEK	1,8	1,5	1,0	2,3	0,7	1,2
Knappschaft	2,0	0,1	0,1	0,8	0,7	0,9
Sonstige Krankenkasse	1,4	2,0	2,3	1,4	1,1	1,0
Nachrichtlich: Observationen	64992	3248	1993	1255	881	588

¹ Die sozio-demographischen Informationen beziehen sich auf das entsprechende Erhebungsjahr des Wechsels der Krankenkasse.

Datenbasis: SOEP 1999-2004, Mitglieder der GKV, gepoolte Querschnitte, gewichtete Querschnitte.

Die Ergebnisse der beiden letzten Spalten sollen zeigen, ob sich in den Beobachtungsjahren 2003/2004 wesentliche Veränderungen in den Verteilungsmustern von Erst- und Mehrfachwechslern ergeben haben, die auf Verhaltens- bzw. Profilveränderungen, bzw. auf einen Wandel der Wechselmotive schließen lassen. So ist das Durchschnittsalter vor allem der Erstwechsler etwas höher, eine Erhöhung die nicht auf Paneffekte zurückzuführen ist (Andersen/Grabka 2007). Aufmerksam macht auch, dass der Frauenanteil unter der Erstwechslern 2003/2004 deutlich höher ist und dass sie relativ häufig in den neuen Bundesländern wohnen.

Abschließend soll noch kurz auf die Verteilungen der Kassen bzw. Kassenarten eingegangen werden. Hier unterscheiden sich vor allem die Werte der Betriebskrankenkassen grundlegend von allen anderen Kassen bzw. Kassenarten. So weist der Wert von über 60% Anteil unter den Mehrfachwechslern darauf hin, dass „Kassenhopping“ vor allem ein BKK-internes Phänomen (besser: Problem) ist.

4. Determinanten des Kassenwechsels

Die Entscheidung, die Krankenkasse zu wechseln, kann in jedem Beobachtungszeitpunkt t als die Realisation eines latenten, nicht beobachtbaren Prozesses Y^* aufgefasst werden. Die Versicherten treffen ihre Entscheidung aufgrund einer Kosten-Nutzen-Analyse, deren konkrete Bestandteile aber nicht beobachtet werden können. Kosten und Nutzen des Wechsels sind insbesondere abhängig vom Beitragssatz und von verschiedenen beobachtbaren Einflussgrößen X , die u. a. Informations- und Transaktionskosten des Kassenwechsels einschließen. Als entscheidungsrelevanter Beitragssatz wird hier der Satz aus dem Beobachtungsjahr vor dem Wechsel bzw. dem Nicht-Wechsel herangezogen:

$$Y_{it}^* = a * \text{Beitragssatz}_{i,t-1} + x'_{it}b + \varepsilon_{it} = x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

i ist ein Index für die Individuen, ε sind nicht beobachtbare Einflüsse. Aus den Daten zu beobachten ist, ob tatsächlich ein Kassenwechsel stattgefunden hat. In diesem Fall ist $Y = 1$. Wenn kein Kassenwechsel zu beobachten war, ist $Y = 0$. Die Beziehung zu der latenten Kosten-Nutzen-Analyse kann dann als

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } Y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{wenn } Y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

formuliert werden.

Je nach Annahme über die Verteilung des Störterms kann dieses Modell als Logit- oder Probit-Modell geschätzt werden. Aus noch zu erläuternden Gründen wird hier das Logit-Modell gewählt:

$$P(Y_{it} = 1) = F(x'_{it}\beta) = \frac{e^{x'_{it}\beta}}{1 + e^{x'_{it}\beta}} \quad (3)$$

mit F als Verteilungsfunktion der logistischen Verteilung oder der Standardnormalverteilung. Die Parameter β geben den Einfluss der Merkmale X auf die Wahrscheinlichkeit an, die Krankenkasse zu wechseln. Da Paneldaten über mehrere Jahre zur Verfügung stehen, besteht die Möglichkeit, die unbeobachtete Heterogenität der Individuen entweder in

Form eines Random- oder eines Fixed-Effects Modells zu kontrollieren (vgl. z.B. Greene 2003).

Das bisher vorgestellte Modell analysiert die Entscheidung eines Kassenwechsels in jedem Beobachtungsjahr unabhängig davon, wie häufig die Krankenkasse schon vorher gewechselt wurde. Dies wäre nicht problematisch, wenn davon ausgegangen werden könnte, dass die Determinanten des Kassenwechsels unverändert wirken. Die in den vorangegangenen Abschnitten angestellten Überlegungen sprechen allerdings dagegen. Das ökonomische Modell ist deshalb im Hinblick auf die Analyse von Mehrfachwechslern zu modifizieren. Dabei ist die Art der Modellierung nicht von vornherein festgelegt, sondern von den Hypothesen über die Häufigkeit des Kassenwechsels bestimmt.

Die zentralen Hypothesen wurden oben abgeleitet: Danach ist der erste Kassenwechsel vor allem durch die Höhe des Beitragssatzes bzw. von der Differenz der Beitragssätze abhängig. Demnach sollte der Koeffizient α für den Beitragssatz in Gleichung (1) positiv sein: Je höher der Beitragssatz der Kasse, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass in eine Kasse mit einem geringeren Beitragssatz gewechselt wird. Selbstverständlich spielt der Beitragssatz auch bei wiederholtem Kassenwechsel eine Rolle. Allerdings wurde oben gezeigt, dass dieser Vorteil immer geringer wird. Zwar ist davon auszugehen, dass die Informations- und Transaktionskosten bei mehrfachem Wechsel sinken. Deshalb ist bei gleichen Beitragssätzen die Wahrscheinlichkeit eines Mehrfachwechsels höher als die eines Erstwechsels. Oder: Auch bei relativ günstigen Beitragssätzen, die – wie die deskriptive Analyse gezeigt hat – durch den erstmaligen Wechsel bereits erreicht wurden, wird mehrfach gewechselt, um weitere Beitragssatzvorteile durch einen Wechsel in eine noch günstigere Kasse zu erreichen.

Für Mehrfachwechsler könnte aber auch gelten, dass Erfahrungen mit den neuen Kassen möglicherweise als ein Verlust an Service oder an Beratungsleistungen empfunden werden und dass sich Versicherte deshalb auch für einen Rückwechsel in die alte Kasse oder einen nochmaligen Wechsel in eine Kasse mit einem Vorteil an qualitäts- und versorgungsorientierten Parametern (z.B. örtliche Präsenz; Service; Leistungen) entscheiden. Für Mehrfachwechsler gilt deshalb eher ein Mix von Motiven. Im Vergleich zu Erstwechslern könnte sich der Einfluss des Beitragssatzes auf die Wahrscheinlichkeit eines Mehrfachwechsels sogar umkehren. Jedoch darf dies nicht als kausaler Einfluss interpretiert werden. Eher lautet die Hypothese: Bei mehrfachen Wechseln hat der Beitragssatz insgesamt keinen dominanten Einfluss.

Das oben vorgestellte binäre Logit-Modell kann diesen potentiell gegenläufigen Einfluss des Beitragssatzes auf die Kassenwechselentscheidung nicht abbilden. Eine Möglichkeit, Mehrfachwechsel explizit zu analysieren, ist ein multinomiales Logit-Modell. In diesem konkretisieren wir drei Alternativen: (1) die Krankenkasse wurde im Beobachtungszeitraum gar nicht gewechselt, (2) es ist ein Kassenwechsel zu beobachten und (3) es sind mehr als ein Kassenwechsel zu beobachten. Das multinomiale Logit-Modell stellt sich wie folgt dar:

$$P(Y_{it} = j) = \frac{e^{x'_{it}\beta_j}}{1 + \sum_{k=1}^3 e^{x'_{it}\beta_k}}, \quad j = 1, 2, 3 \quad \beta_1 = 0 \quad (4)$$

Das multinomiale Modell liefert also für jede der Alternativen einen eigenen Parametervektor. Die Normalisierung der Parameter für die erste Alternative auf Null ist aus rechentechnischen Gründen notwendig.

Es lässt sich durchaus diskutieren, inwieweit das multinomiale Modell eine der Problemstellung angemessene Modellierung darstellt. Zunächst unterstellt diese Modellierung, dass die drei Alternativen unabhängig voneinander gewählt werden können. Streng genommen gilt das hier nicht, da einem mehrfachen Kassenwechsel (Alternative 3) zwangsläufig ein erster Kassenwechsel (Alternative 2) vorausgehen muss.

Genauer impliziert diese Annahme, dass die Fehlerterme der alternativenspezifischen Entscheidungen unabhängig voneinander sind. Dies lässt sich mit einem Test auf Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen testen (vgl. Greene 2003). Für das multinomiale Modell existiert noch kein Schätzer für Paneldaten. Da es jedoch unrealistisch erscheint, die befragten Individuen über die Zeit als unabhängig voneinander zu betrachten, wird die Varianz-Kovarianzmatrix des Modells im Hinblick auf die befragten Personen geclustert, also robust geschätzt. Eine Alternative zum multinomialen Modell wäre ein verallgemeinertes Ordered Logit-Modell.

Durch die Kombination der Höhe des Beitragssatzes und dem beitragspflichtigen Einkommen der GKV-Mitglieder wird der faktische monetäre Vorteil eines Kassenwechsels bestimmt. Im Falle von abhängig Beschäftigten oder Rentnern ist dieser Vorteil direkt ableitbar. Hier werden aber alle Mitglieder der GKV berücksichtigt, d.h. z.B. auch Bezieher von Lohnersatzleistungen oder Sozialhilfeempfänger, für die die entsprechende Beitragsbemessungsgrundlage nicht direkt aus den SOEP-Daten bestimmt werden kann. Aus diesem Grunde wurde hier das verfügbare Haushaltseinkommen in Form von Quintilen in den Schätzungen herangezogen. Referenzgruppe ist das unterste Quintil.

Ein Wechsel der Krankenkasse ist mit Informations- und Transaktionskosten verbunden. Mit zunehmender Qualität der Schul- und Berufsausbildung dürften die Informationskosten zurückgehen. Die Schul- und Berufsausbildung wird deshalb in den Schätzungen kontrolliert. Die Transaktionskosten eines Kassenwechsels dürften auch mit der Anzahl der mitversicherten Familienangehörigen steigen, da der Zeit- und Organisationsaufwand, der mit dem Wechsel verbunden ist, zunimmt. Deshalb wird in den Schätzungen der Familienstand (verheiratet) und die Anzahl der Kinder im Haushalt berücksichtigt. Beides sind zugleich wichtige Kriterien im Risikostrukturausgleich.

Für einen signifikanten Anteil der Versicherten ist die Höhe des Beitragssatzes nicht mehr das alleinige Wechselmotiv, sondern auch Leistungsumfang und Leistungsqualität gewinnen zunehmend an Bedeutung. Dies kann sich in der Nachfrage bestimmter Zusatzpolice einer privaten Krankenzusatzversicherung ausdrücken. Eine Dummyvariable über den Abschluss einer privaten Zusatzversicherung ist deshalb berücksichtigt worden.

Entscheidend dafür, inwieweit der Kassenwechsel die Risikomischung der Krankenkassen - unabhängig von den im Risikostrukturausgleich berücksichtigten Merkmalen - verändert, ist, ob Morbiditäts- und/oder Inanspruchnahmeindikatoren die individuelle Kassenwechselentscheidung ursächlich beeinflussen. Um dies zu prüfen, wird in den Schätzungen die Selbsteinschätzung des Gesundheitszustandes (vgl. dazu Abschnitt 3) durch vier Dummy-Variablen berücksichtigt. Referenzgruppe sind Versicherte, die einen zufriedenstellenden Gesundheitszustand angegeben haben. In den Schätzungen wird auch berücksichtigt, ob eine amtlich attestierte Schwerbehinderung vorliegt. Als Indikatoren für die Inanspruchnahme des Gesundheitswesens werden die Anzahl ambulanter und stationärer Kontakte berücksichtigt. Für den ambulanten Bereich wurde zusätzlich die Anzahl der

Arztkontakte im letzten Quartal in die Schätzungen aufgenommen. Eine deskriptive Statistik der im Modell verwendeten Variablen zeigt Tabelle 4.⁸

5. Ergebnisse der ökonometrischen Modelle

Zunächst werden die Ergebnisse des gepoolten Logit-Modells⁹ für die Wahrscheinlichkeit eines Kassenwechsels für die Jahre 2000-2004 vorgelegt; anschließend werden anhand des multinomialen Logit-Modells Effekte diskutiert, die sich ergeben, wenn die Wechsler zusätzlich nach Erst- und Mehrfachwechslern unterschieden werden.¹⁰ Die Ergebnisse des abschließenden multinomialen Logit-Modells für die Jahre 2003/2004 werden vor allem daraufhin geprüft, ob Unterschiede vorliegen, die sich als Trends für die Konsequenzen der Maßnahmen des GKV-WSG interpretieren lassen.

Nach den deskriptiven Ergebnissen war zu erwarten, dass mit steigendem Alter insgesamt die Wahrscheinlichkeit, die Kasse zu wechseln, sinkt. Nach multivariater Kontrolle ist aber eine sinkende Bereitschaft nur in den höheren Altersgruppen signifikant vorhanden. Während das Geschlecht, der Ehestatus sowie Ein- bzw. Zweikinderhaushalte keinen Einfluss haben, ist die Wechselbereitschaft von Angehörigen von Mehrkinderhaushalten geringer; ein Effekt, der bereits in den Analysen 1999/2000 registriert wurde und mit den vergleichsweise hohen Transaktionskosten erklärt werden kann (Schwarze/Andersen 2001). Mit der Erwerbstätigkeit, mit steigendem Haushaltseinkommen, besserer Bildung und dem Abschluss einer privaten Zusatzversicherung steigt die Wechselneigung.

Von besonderer Bedeutung für das Wechselgeschehen insgesamt sind der Gesundheitszustand und die Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen. Die Einschätzung des Gesundheitszustandes ist ambivalent. Denn Versicherte, die ihren Gesundheitszustand als „zufriedenstellend“ einschätzen, sind sowohl im Vergleich zu denen, die ihren Gesundheitszustand mit „sehr gut“ wie im Vergleich zu denen, die ihren Gesundheitszustand mit „weniger gut“ einschätzen, eher zu einem Kassenwechsel bereit. Die Inanspruchnahmeindikatoren verweisen auf einen differenzierteren Kontext. Während Versicherte, die regelmäßig zum Arzt gehen – dies lässt sich auch als Hinweis auf gesundheitsbewusstes Verhalten deuten – eher häufiger die Kasse wechseln, verringern häufige Arztkontakte und stationäre Aufenthalte die Wechselwahrscheinlichkeit. Diese Zusammenhänge zeigen, dass Kassenwechsler zumindest in der ersten Zeit nach dem Kassenwechsel vermutlich eher gute Risiken sind. Damit werden die Ergebnisse der Analyse von Risikoprofilen im Längsschnitt bestätigt, die ergeben haben, dass Wechsler unmittelbar nach dem Wechsel noch gute Risiken waren, dass dann allerdings ein Prozess der „Verdurchschnittlichung der Risikoprofile“ eingetreten ist (Andersen/Grabka 2006: 159f.).

Die Ergebnisse zu den Kassen bzw. Kassenarten sind immer in Relation zur AOK zu interpretieren. D.h. also, dass Mitglieder der Technikerkrankenkasse eher seltener, die

⁸ Weitere Indikatoren, die in den multivariaten Schätzungen Berücksichtigung finden, sind die Information ob eine Person freiwillig versichert ist, regionale Differenzierungen und neben dem kassenindividuellen Beitragssatz auch die Krankenkasse bzw. Kassenart.

⁹ Um im Hinblick auf das multinomiale geclusterte Logitmodell vergleichbare Koeffizienten zu schätzen, wurde das einfache Logitmodell als geclusterte Variante berechnet. Die sich ergebenden Koeffizienten weichen nur unwesentlich von einem random effects Logitmodell ab. Diese Ergebnisse stehen auf Nachfrage zur Verfügung.

¹⁰ Der Test auf Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen zeigt das Ergebnis, dass die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann. Aus dieser Sicht kann das multinomiale Logitmodell also verwendet werden.

Tabelle 5 Ergebnisse eines geclusterten Logit Modells für die Wahrscheinlichkeit eines Kassenwechsels 2000-2004

	Betas	Std. err. ¹
Alter in Jahren	-0.0115	0.0121
Alter in Jahren quadriert	-0.0004***	0.0001
Frauen	0.0242	0.0447
Verheiratet	0.0341	0.0540
Ein Kind im Haushalt	-0.0030	0.0585
Zwei Kinder	-0.0200	0.0741
Drei Kinder und mehr	-0.2309*	0.1283
Erwerbstätig	0.3701***	0.0644
Sozialhilfeempfänger	-0.2965	0.1992
Arbeitslos	-0.1368	0.0996
Schwerbehindert, amtlich	-0.1618	0.1025
Gesundheitszustand (RF: zufriedenstellend)		
Sehr gut	-0.1500**	0.0726
Gut	0.0195	0.0466
Weniger gut	-0.1726**	0.0803
Schlecht	-0.0844	0.1963
Quintile des Haushaltseinkommens (RF: 1. Quintil)		
2. Quintil	0.2572***	0.0660
3. Quintil	0.3579***	0.0703
4. Quintil	0.2350***	0.0758
5. Quintil	0.3163***	0.0823
Arztbesuch letztes Quartal	0.0795*	0.0455
Anzahl der Arztbesuche	-0.0170**	0.0079
Stationäre Behandlung	-0.1505**	0.0696
Hochschulreife	0.0545	0.0641
Lehre	0.2081***	0.0550
Hochschulabschluss	0.1972***	0.0721
Alte Bundesländer	-0.3966***	0.0550
Gemeindegrößenklassen (RF: < 2000 Einwohnern)		
2 – 5.000 Einwohner	0.0494	0.0774
5 – 20.000 Einwohner	0.0767	0.0871
20 – 50.000 Einwohner	-0.0719	0.0820
50 – 100.000 Einwohner	0.0775	0.1066
100 – 500.000 Einwohner	-0.0321	0.0808
500.000 und mehr	0.0478	0.0934
Freiwillig versichert	-0.1808***	0.0658
Private Zusatzversicherung	0.1628***	0.0634
Kassen / -arten (RF: AOK)		
TKK	-0.4218***	0.0982
Barmer	0.2268***	0.0687
DAK	0.2277***	0.0714
KKH	0.2954***	0.1008
BKK	0.5038***	0.0692
IKK	0.2094***	0.0804
GEK	-0.2695	0.1654
Knappschaft	-0.3652	0.2235
Sonstige	0.5639***	0.1458
Beitragssatz	-0.3214***	0.0407

Tabelle 5 Fortsetzung

	Betas	Std. err. ¹
Erhebungsjahr (RF: 1999)		
2000	0.0526	0.0575
2001	-0.2252***	0.0654
2002	0.1352**	0.0667
2003	0.4033***	0.0691
Konstante	2.0651***	0.6029
Nachrichtlich:		
Observationen	64992	
Log likelihood	-11624.683	
Wald chi ²	1750.45	
Pseudo R ²	0.0987	

¹ Robuste Standardfehler

Datenbasis: SOEP 1999-2004, Mitglieder der GKV, gepoolte Querschnitte.

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Mitglieder der meisten anderen Kassen bzw. Kassenarten eher häufiger wechseln. Zu beachten bleiben die regionalen Unterschiede. Während die Gemeindegrößenklasse keine Rolle spielt, neigen die GKV-Mitglieder in den neuen Bundesländern signifikant stärker zu einem Wechsel. Dies könnte eine Folge der durchschnittlich kürzeren Kassenzugehörigkeit und damit mutmaßlich geringerer Kassenbindung im Osten sein.

Von zentraler Bedeutung ist selbstverständlich die Rolle des Beitragssatzes. Nun weist die Schätzung aus, dass die Wechselwahrscheinlichkeit mit höherem Beitragssatz der Kassen, aus denen die Mitglieder weggehen, signifikant sinkt. Dieses Ergebnis steht in fundamentalem Gegensatz zum Ergebnis der Schätzung 1999/2000. Denn die Schätzung damals hatte ergeben, dass eine Beitragssatzerhöhung um einen Prozentpunkt zu einer Erhöhung der Wechselhäufigkeit um 4.2 Prozentpunkte führt (Schwarze/Andersen 2001: 598).

Eine Erklärung für diesen, wie sich zeigen wird nur scheinbaren Widerspruch, wurde bereits in den Interpretationen der deskriptiven Befunde angedeutet. Denn es sind vor allem die Erstwechsler, die einen relativ hohen Beitragsgewinn erzielen und die vor allem aus beitragshöheren Kassen abwandern, während die Mehrfachwechsler deutlich geringere Vorteile erreichen und in 2003/2004 im Durchschnitt sogar Beitragsnachteile in Kauf nehmen. Eine Schätzung auf Basis eines multinomialen Logit-Modells, das nach Erst- und Mehrfachwechslern differenziert, müsste deshalb unterschiedliche Einflussrichtungen der Beitragssatzhöhe auf die Wechselbereitschaft ausweisen.

Wie die Ergebnisse der Tabelle 6 zeigen, wird diese Vermutung bestätigt. Denn die Wahrscheinlichkeit eines erstmaligen Wechsels steigt mit der Höhe des Beitragssatzes. Auch wenn nicht ausgewiesen wird, wohin die Erstwechsler gehen, kann aufgrund des durchschnittlichen Beitragsgewinns davon ausgegangen werden, dass der zu erwartende Beitragsvorteil das dominante Wechselmotiv ist. Dieser Vorteil kann aber nur realisiert werden, wenn der Beitragssatz der abgebenden Kasse vergleichsweise hoch ist.

Tabelle 6 Ergebnisse eines gedulsterten multinomialen Logit Modells für die Wahrscheinlichkeit eines Kassenwechsels

	2000-2004			2003-2004			
	Erstwechsler		Mehrfachwechsler	Erstwechsler		Mehrfachwechsler	
	Betas	Std.err. ¹	Betas	Std.err. ¹	Betas	Std.err. ¹	
Alter in Jahren	-0.0169	0.0135	0.0084	0,0201	-0.0245	0.0191	0,0396
Alter in Jahren quadriert	-0.0003*	0.0002	-0.0007***	0,0002	-0.0002	0.0002	-0.0011***
Frauen	-0.0685	0.0472	0.1617**	0,0726	0.0479	0.0727	0,0758
Verheiratet	0.0352	0.0586	0.0636	0,0869	0.1609*	0.0896	0,1139
Ein Kind im Haushalt	0.0664	0.0647	-0.1352	0,0949	-0.0620	0.0980	-0.2137
Zwei Kinder	-0.0076	0.0833	-0.0532	0,1173	-0.1497	0.1282	-0.2173
Drei Kinder und mehr	-0.1100	0.1406	-0.4596**	0,2044	-0.0385	0.2071	-0.4891*
Erwerbstätig	0.3433***	0.0738	0.4079***	0,1107	0.4156***	0.1070	0.3893**
Sozialhilfeempfänger	-0.2871	0.2311	-0.3215	0,3841	-0.0274	0.3504	0,1514
Arbeitslos	-0.1390	0.1154	-0.1329	0,1770	-0.1876	0.1687	-0.0062
Schwerbehindert, amtlich	-0.2884***	0.1109	0.0852	0,1633	-0.3627***	0.1617	-0.2312
Gesundheitszustand (RF: zufriedenstellend)							
Sehr gut	-0.0799	0.0845	-0.2545**	0,1217	-0.1879	0.1355	-0.2395
Gut	0.0387	0.0553	0.0023	0,0734	-0.0317	0.0834	-0.0435
Weniger gut	-0.1436	0.0936	-0.2153	0,1419	-0.1459	0.1313	-0.2165
Schlecht	-0.2447	0.2228	0.2346	0,3109	-0.2248	0.3179	0.8397**
Quintile des Haushaltseinkommens (RF: 1. Quintil)							
2. Quintil	0.2909***	0.0785	0.1848*	0,1110	0.3767***	0.1255	0.4515***
3. Quintil	0.4168***	0.0822	0.2286**	0,1155	0.4560***	0.1285	0.2985*
4. Quintil	0.3036***	0.0884	0.1038	0,1219	0.3523***	0.1359	0.2954
5. Quintil	0.3659***	0.0957	0.1801	0,1288	0.3587***	0.1447	0.2703
Arztbesuch letztes Quartal	0.0617	0.0556	0.1147	0,0750	0.0861	0.0841	0.1382
Anzahl der Arztbesuche	-0.0135	0.0092	-0.0246*	0,0140	-0.0038	0.0119	-0.0296*
Stationäre Behandlung	-0.1069	0.0836	-0.2152*	0,1161	-0.1484	0.1243	-0.2385
Hochschulreife	0.1183**	0.0695	-0.0711	0,0961	0.0770	0.1083	-0.1718
Lehre	0.1885***	0.0588	0.1860**	0,0911	0.1956**	0.0938	0.0666
Hochschulabschluss	0.1245	0.0761	0.2711**	0,1092	0.1115	0.1161	0.3713**
Alte Bundesländer	-0.3025***	0.0595	-0.4844***	0,0872	-0.5467***	0.0931	-0.3231***

Tabelle 6 Fortsetzung

	2000-2004			2003-2004		
	Erstwechsler		Mehrfachwechsler	Erstwechsler		Mehrfachwechsler
	Betas	Std.err. ¹	Betas	Betas	Std.err. ¹	Betas
Gemeindegrößenklassen (RF: < 2000 Einwohner)						
2 – 5.000 Einwohner	-0,0236	0,0833	0,2007	0,0100	0,1252	0,3321*
5 – 20.000 Einwohner	0,1026	0,0911	0,0674	0,1870	0,1398	0,1616
20 – 50.000 Einwohner	0,0180	0,0849	-0,1735	0,0585	0,1302	-0,0338
50 – 100.000 Einwohner	0,0430	0,1150	0,1998	-0,2246	0,1954	0,0953
100 – 500.000 Einwohner	0,0578	0,0851	-0,1095	0,0566	0,1319	0,0839
500.000 und mehr	0,1341	0,0971	-0,1345	-0,0348	0,1562	-0,0179
Freiwillig versichert	-0,1874**	0,0759	-0,1534	-0,1560	0,1116	-0,1068
Private Zusatzversicherung	0,1039	0,0749	0,2065**	0,0056	0,1128	0,2309*
Kassen / -arten (RF: AOK)						
TKK	-0,0731	0,1236	-0,0122	-0,2083	0,1960	-0,6379**
Barmer	0,2270***	0,0709	0,0858	0,2701**	0,1106	0,3409
DAK	0,1243*	0,0749	0,4416**	0,2350**	0,1174	0,8231***
KKH	0,2676**	0,1072	0,4430*	0,4331***	0,1596	0,8244***
BKK	0,2617**	0,1039	1,1275***	0,2511*	0,1441	1,0963***
lKk	0,2508***	0,0923	0,6733***	0,1014	0,1480	0,5473**
GEK	-0,5790**	0,2375	0,7706***	-0,8818**	0,4222	0,0344
Knappschaft	0,0028	0,2874	-0,0391	0,3533	0,4472	-0,2963
Sonstige	0,5479***	0,1663	0,8847***	-0,0780	0,3320	0,6037
Beitragsatz	0,5218***	0,0639	-0,9904***	0,5200***	0,0974	-0,8821***
Erhebungsjahr (RF: 1999) ²						
2000	-0,0010	0,0739	0,1574	-	-	-
2001	-0,4513***	0,0831	0,0054	-	-	-
2002	-0,2848***	0,0833	0,3855***	-	-	-
2003	-0,3381***	0,0955	0,9881***	-0,0550	0,0799	0,5856***
Konstante	-9,7981***	0,9365	9,2392***	-9,9271***	1,4509	7,4459***
Nachrichtlich:						
Observationen		64992				27514
Log Pseudo likelihood		-13034,06				-5814,69
Wald chi2		2971,13				1510,29
Pseudo R ²		0,1348				0,1350

¹ Robuste Standardfehler. / ² Bei 2. Modell bezogen auf die Jahre 2003-2004 ist die Referenzgruppe 2003 / * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01.
 Datenbasis: SOEP 1999-2004, Mitglieder der GKV, gepoolte Querschnitte.

Bei den Mehrfachwechslern dagegen ist der Wert für den Beitragssatz signifikant negativ. Die Wahrscheinlichkeit eines Mehrfachwechsels steigt also mit sinkendem Beitragssatz. Im Gegensatz zu den Erstwechslern sind allerdings weder die Richtung noch die Motive eindeutig. Denn da die Ergebnisse auf Herkunftskassen abstellen, dürfte es sich sowohl um die „Schnäppchenjäger“ handeln, also um Versicherte, die eine noch billigere Kasse suchen, aber auch um Versicherte, die „rückwechseln“ in eine Kasse mit zwar höherem Beitragssatz aber mit möglicherweise besserem Service, neuen Versorgungsangeboten oder besserer Qualität.¹¹ Ein Beispiel könnten die Einbußen bestimmter „virtueller Kassen“ sein, bei denen von zahlreichen Versicherten das Fehlen von Geschäftsstellen und damit der Mangel an persönlichen Kontakten moniert wurde. In diesem Zusammenhang ist auch der Abschluss einer privaten Zusatzversicherung zu nennen. Während bei Erstwechslern das Vorhandensein einer privaten Zusatzversicherung keinen Einfluss auf den Kassenwechsel hat, zeigt sich bei Mehrfachwechslern ein positiv signifikanter Effekt. Dies kann als Wunsch nach einer umfassenderen Versorgung interpretiert werden.

Schon bei der Interpretation der Tabelle 3 wurde darauf hingewiesen, dass insbesondere bei den Motiven der Mehrfachwechsler sich in den letzten Beobachtungsjahren Veränderungen ergeben haben könnten, die auf einen Wandel von Wechselprofilen und Wechselmotiven deuten könnten. Differenziert man die beiden Gruppen nach den einzelnen Merkmalen, dann ist bemerkenswert, dass die Wahrscheinlichkeit eines Mehrfachwechsels bei Frauen höher ist als bei Männern. Und plausibel ist, dass die Transaktionskosten für den Mehrfachwechsel in Haushalten mit drei und mehr Kindern besonders hoch sind und deshalb auch die Wahrscheinlichkeit eines mehrfachen Wechsels signifikant niedriger ist.

Die Differenzierung nach Wechslergruppen verändert auch die Einflussstrukturen der für die Risikoprofile relevanten Gesundheits- und Inanspruchnahmeindikatoren. Während für die Erstwechsler keines dieser Merkmale einen signifikanten Einfluss ausweist, sinkt bei Versicherten, die ihren Gesundheitszustand als sehr gut einschätzen eher die Wahrscheinlichkeit zum mehrmaligen Wechsel. Da Mehrfachwechsler offenbar eine geringere Zahl von Arztkontakten und seltener stationäre Aufenthalte zeigen, dürften sie im Vergleich zu Nicht-Wechslern und Erst-Wechslern zumindest in der ersten Zeit nach dem Wechsel die besseren Risiken sein.

Auch bei den Bildungs- und Einkommensmerkmalen zeigen die Daten Unterschiede zwischen Erst- und Mehrfachwechslern. Während bei Erstwechslern die Versicherten, die aus Haushalten oberhalb des untersten Quintil kommen, alle eine verstärkte Wechselwahrscheinlichkeit zeigen, sind bei den Mehrfachwechslern nur das zweite und dritte Quintil signifikant. Und während ein Hochschulabschluss keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Erstwechsels hat, gilt dies nicht für den Mehrfachwechsel; der Hochschulabschluss dürfte Tendenzen zum Mehrfachwechsel steigern. Für die regionalen Merkmale resultieren keine Veränderungen. Denn für beide Gruppen spielen Stadt-Land-Unterschiede keine Rolle und die Bewohner der neuen Bundesländer neigen stärker als die Westdeutschen sowohl zum Erst- wie zum Mehrfachwechsel.

Tabelle 6 zeigt auch die Ergebnisse der multinomialen Logit-Schätzung für die gepoolten Daten allein der Jahre 2003/2004. Ziel ist es hier vor allem zu fragen, ob sich die Einflussstrukturen von Erst- und Mehrfachwechslern in den beiden letzten Beobachtungsjahren

¹¹ Die weitere Differenzierung der Gruppe der Mehrfachwechsler ist aufgrund der geringen Fallzahlen problematisch. Geplant ist eine weitergehende Analyse auf Basis eines gepoolten Datensatzes der Jahre 1998 bis 2007.

in der Weise geändert haben, dass Trends für prognostische Aussagen über mutmaßliche Auswirkungen der Maßnahmen des GKV-WSG abgeleitet werden können. Aufmerksam in diesem Kontext machen vor allem zwei, möglicherweise relevante Veränderungen bei den signifikanten Merkmalen. Versicherte, die ihren Gesundheitszustand als eher schlecht einschätzen, neigen verstärkt zum Mehrfachwechsel, während das Merkmal „stationärer Aufenthalt“ keinen Einfluss mehr hat. Dies könnte die Vermutung eines Trends stützen, dass zur Gruppe der Mehrfachwechsler zunehmend Personen gehören, die in Kassen wechseln, die zwar einen höheren Beitragssatz haben als die Herkunftskasse, die aber ein Angebotsprofil vorweisen, das eher den Präferenzprofilen entspricht, die stärker auf Morbiditäts- und Inanspruchnahmeindikatoren ausgelegt sind.

Abschließend soll kurz auf die Daten zu den Jahresdummys eingegangen werden. Referenz ist jeweils das Jahr 1999; in diesem Jahr gab es nur Erstwechsler. Der hochsignifikante Rückgang der generellen Wechselbereitschaft (Tabelle 5 für 2001) bezieht sich auf das Jahr 2002 in Tabelle 1 und wurde durch die Maßnahmen zur 18-Monatsfrist erklärt, während die gestiegene Wechselwahrscheinlichkeit im Wechseljahr 2002 in der Tabelle 1 in 2003 ausgewiesen wird. Werden dagegen die Wechslergruppen differenziert, zeigen sich die zwangsläufig zu erwartenden Veränderungen: Die Wahrscheinlichkeit des Erstwechsels sinkt in Referenz zu 1999 während die Wahrscheinlichkeit eines Mehrfachwechsels notwendig steigt.

6. Das GKV-WSG: Vom Kassenwechsel zur Kundenmobilität

Der einleitend skizzierte Paradigmenwechsel in ordnungspolitischer Perspektive, der vor allem mit dem GKV-WSG begründet wurde, resultiert aus dem Wechsel der vordringlichen Zielsetzungen der einzelnen Gesetzesvorhaben. Vordringliches Ziel des Gesundheitsstrukturgesetzes war die Aufhebung von Ungleichheiten, die durch die berufsständische Zuordnung entstanden; die freie Kassenwahl war die strukturelle Bedingung für diese Aufhebung. Im Fokus des Wettbewerbsstärkungsgesetzes (sowie vorher schon des Gesundheitsreformgesetzes und des Modernisierungsgesetzes) dagegen stehen vor allem die Wünsche und Vorstellungen von Patienten und Versicherten, stehen die Möglichkeiten zu einer präferenzbasierten Produktentwicklung.

„Erfolgskriterium“ des GSG war auch keineswegs der „massenhafte“ Kassenwechsel. Darin wurde eher eine Gefahr von Verwerfungen in der Kassenlandschaft gesehen, trotz der zeitgleichen flankierenden Einführung des Risikostrukturausgleichs. Deshalb wurde auch zu Recht immer wieder hervorgehoben, dass dieses Gesetz einen „Wert an sich“ habe. Und auch die Aussage, dass eine „hinreichende Zahl von Versicherten die Kasse wechseln“ müsse, damit der Funktionsmechanismus der freien Kassenwahl funktioniere (Braun et al. 2008: 21) ist zumindest problematisch. Denn entscheidend ist die *Möglichkeit* der Wahl; sind hinreichende Bedingungen für die Funktionsfähigkeit eines potentiellen Markts. Selbstverständlich gab es Strategien, diese Funktionsfähigkeit zu beschränken. Aber es dürfte außerordentlich schwierig sein, eine Grenze zu bestimmen, ab der die freie Kassenwahl als Zeichen eines funktionierenden Wettbewerbs zu werten ist.

Für eine empirische Überprüfung der Frage, ob die geänderten Wettbewerbsbedingungen hinreichend geeignet sind, nach eigenen Vorstellungen und Wünschen die Formen der Absicherung des Krankheitsrisikos zu bestimmen, taugt nun der Mobilitätsmodus Kassenwechsel noch weniger. Denn mit den neuen Angeboten haben sich auch die Indikatoren

der Kundenmobilität grundlegend geändert. Neben (besser vielleicht: vor) dem Kassenwechsel muss künftig der Tarifwechsel als Indikator für die Kundenmobilität herangezogen werden. Dabei wird es zu den zentralen Fragen der empirischen Analysen der Folgewirkungen des Wettbewerbsstärkungsgesetzes gehören, wie sich die Zusammenhänge von Kassenwechsel und Tarifwechsel im Einzelnen gestalten. Im Fokus der Analyse stehen die unterschiedlichen Modi der Kundenmobilität wie Kassenwechsel ohne Tarifwechsel, Kassenwechsel mit Tarifwechsel oder Tarifwechsel ohne Kassenwechsel. Das empirische Analyseprogramm, das bisher nur für den Mobilitätsmodus Kassenwechsel angewandt wurde, wird nun für jeden Modus relevant. Und wenn man sich das Spektrum verpflichtender und optionaler Tarifangebote ansieht, dann gewinnt man einen Eindruck vom komplexen analytischen Aufwand.

Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass nach Einführung der umfassenden Tarifangebote im Zuge des GKV-WSG der Beitragssatz die (fast) singuläre Rolle im Erklärungskontext der Kundenmobilität einbüßen wird. Dies gilt analog für die nach Einführung des Gesundheitsfonds dann zu erwartenden pauschalen Ab- und Zuschläge. Dies bedeutet selbstverständlich keineswegs, dass der Beitragssatz bzw. die folgenden pauschalen Ab- und Zuschläge keine Bedeutung mehr als Anreize für die Kundenmobilität hätten. Entscheidend ist, dass monetäre Anreize zunehmend in den Kontext von tatsächlicher und erwarteter Morbidität, von aktueller und erwarteter Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen, von Service-, Komfort-, oder Qualitätsansprüchen eingebunden sind. Vor allem die Morbidität, die Morbiditätserfahrungen und die Morbiditätserwartungen werden bei Wahl und Wechsel der Absicherung des Krankheitsrisikos von primärer Bedeutung sein. Wenn bisher die Morbidität eine Rolle als Barriere für den Kassenwechsel spielte, etwa als „Risiko von Wechslersanktionen“, dann beruhte dies auf Irrtümern und Fehlinformationen der GKV-Regelungen (Braun et al. 2008).

Diese bisherige Dominanz von Beitragssatzdifferenzen als Wechselanreiz hat dazu geführt, dass empirische Untersuchungen die Barrieren eines Kassenwechsels zum zentralen Thema der empirischen Analysen gemacht haben. Zu den wichtigen Folgen des Paradigmenwechsels einer Empirie der Kundenmobilität zählt deshalb auch die veränderte Bedeutung von Wechselbarrieren bzw. von Transaktionskosten. So haben sich die Kassenbindung als „Garant kommunikativer und sozialer Sicherheit aufgrund der Kenntnis zuständiger Ansprechpartner“ (Braun et al. 2008: 47) und die Zufriedenheit mit Service oder Informationsangeboten der bisherigen Kasse als wesentliche Barrieren für einen Wechsel der Kasse erwiesen. Für einen Tarifwechsel innerhalb einer Kasse dürften sich diese bisherigen Barrieren eher als Motive und „Treibsatz“ für einen Wechsel der Absicherung des Krankheitsrisikos auswirken; wenn die entsprechenden Angebote von der Kasse auch vorliegen. Die kasseninterne Kundenmobilität durch einen Tarifwechsel wird durch Kassenloyalität und Kassenzufriedenheit gefördert, die Barrieren für die Kundenmobilität in Form des Kassenwechsels dürften eher noch größer werden. Und auch die Suchkosten dürften bei kasseninterner Mobilität deutlich niedriger ausfallen. Und da angesichts des zunehmend komplexer werdenden Angebots an Tarifen in der GKV die Suchkosten erheblich steigen dürften, könnte darin ein weiteres Argument für steigende kasseninterne Kundenmobilität liegen.

Analysen zur Kundenmobilität nach dem GKV-WSG werden umfassender und komplexer angelegt sein müssen (vgl. Andersen/Grabka 2007). Und die Forderung nach wissenschaftlichen, und d.h. vor allem nach öffentlichen und veröffentlichten und nicht auf kasseninterne Marktanalysen reduzierte empirische Analysen gründet stärker noch als bei den bisherigen Studien zum Kassenwechsel auf den latenten Risiken der Wettbewerbsfol-

gen.¹² Vor allem an umfassenden, evaluativ angelegten Studien besteht prinzipiell auch ein öffentliches Interesse. Hier lassen sich durchaus Parallelen mit den Zertifizierungsvorschriften der DMP-Programme ziehen (Wegscheider et al. 2006). Denn die Evaluation der verschiedenen Mobilitätsmodi dürfte einen nicht unerheblichen Einfluss auf die Weiterentwicklung von Maßnahmen zu einer weiteren Stärkung von Versicherten- und Patientenorientierung haben.

7. Ausblick

Ziel dieser empirischen Analyse sollte es auch sein, prognostische Hinweise auf die möglichen Effekte der Maßnahmen des GKV-WSG abzuleiten. Dabei ist es durchaus reizvoll, auf die Situation zur Einführung der freien Kassenwahl vergleichend einzugehen. In bestimmter Hinsicht ähnelt die Situation durchaus jener zu Beginn der freien Kassenwahl, andererseits gibt es fundamentale Unterschiede. So gab es bei Einführung der freien Kassenwahl keine Erfahrungen zur Einschätzung des Wanderungspotentials, die man hätte übertragen können; man war auf mehr oder weniger begründete Spekulationen angewiesen. Und wären die meist genannten Prognosen eingetreten, hätte es zu erheblich größeren Wanderungsbewegungen kommen müssen als dann tatsächlich zu registrieren waren (vgl. dazu Andersen/Grabka: 2006). Die Preiselastizität wurde offenbar überschätzt, die Transaktionskosten unterschätzt. Die Situation heute ähnelt jener von 1996 insofern, als es ebenfalls kaum Erfahrungen mit den meisten der neuen Wahltarife gibt. Die Versicherten und Patienten können sich für Modalitäten der Absicherung des Krankheitsrisikos entscheiden, für die es bisher keine Angebote gab.¹³

Zu den fundamentalen Unterschieden gehört, dass zehn Jahre freie Kassenwahl auch zehn Jahre Erfahrung mit der Möglichkeit von Entscheidungen auf einem Handlungsfeld bedeuten, dass vorher kaum Spielraum für die Orientierung an den je eigenen Wünschen und Vorstellungen bot. Und in einer weiteren Hinsicht unterscheidet sich die Situation heute grundlegend. So beklagte der Sachverständigenrat für die Konzertierte Aktion im Gesundheitswesen in seinem Gutachten 1995 noch, dass es nur vereinzelt Befragungen gegeben habe, „die die Präferenzen der Versicherten untersucht haben“ (SVR 1995: Zi. 455-459). Heute liegen zahlreiche Befragungen vor; die Kundenpräferenzen der GKV sind in allen möglichen Facetten empirisch erfasst.

Auch wenn die Ergebnisse dieser Analysen zu den stated preferences selbstverständlich nicht bruchlos in Prognosen zur Kundenmobilität umgesetzt werden können, so bieten sie doch empirisch begründete Informationen, um das Mobilitätspotential auszuloten und um Strategien der Umsetzung zu entwickeln. Insgesamt dürfte die Annahme begründet sein, dass nicht nur das Wissen um die Möglichkeiten, eine Versicherung nach eigenen Wünschen und Vorstellungen zu wählen, erheblich gestiegen ist, sondern dass immer mehr Versicherte bewusste Entscheidungen treffen; dass sie darüber nachdenken, ob sie angesichts ihrer Morbidität, ihren Risikopräferenzen, ihren Vorstellungen über die gewünschte oder notwendige Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen einen Tarif wählen, der für sie der geeignete ist. Die zu Beginn der freien Kassenwahl von vielen Beobachtern geäußerte Furcht vor der Überforderung des „durchschnittlichen“ Versicherten dürfte trotz

¹² Hierbei dürfte dem Problem der Entsolidarisierung der Versichertengemeinschaft in der GKV vermehrt Bedeutung zukommen. Dies ist vor allem dann relevant, wenn es zu einer Risikoentmischung der Versichertenpopulation zwischen bestimmten Tarifen kommen sollte.

¹³ Selbstverständlich sind in diesem Fall Erfahrungen aus dem PKV-Bereich eher übertragbar; denn Tarifwechsel in der PKV gibt es, Kassenwechsel gibt es (fast) nicht.

des erheblich komplexer gewordenem Angebots heute kein gravierendes Problem mehr darstellen.

Die Erwartungen der zahlreichen Experten hinsichtlich der mutmaßlichen Auswirkungen des GKV-WSG auf die Stärkung des Wettbewerbs sind selbstverständlich unterschiedlich. Sie reichen von der Überzeugung, dass das gesamte Paket – Tarifangebot und Gesundheitsfonds – überhaupt keine wettbewerbsfördernden Effekte haben wird (Breyer 2007), über die vermutlich mehrheitlich vertretene Überzeugung, dass zumindest die neuen Tarifangebote den Wettbewerb zwischen den Kassen fördern werden bis zu der Überzeugung, dass der Gesundheitsfonds nicht nur das Potential zur wettbewerblichen Weiterentwicklung in sich trägt (Henke 2007; Richter 2007), sondern auch unmittelbar den Wettbewerb dadurch stärkt, dass die pauschalen Ab- und Zuschläge korrekte Preissignale an die Versicherten senden (Felder 2007).

Insbesondere die „korrekten Preissignale“ dürften für jenen Typus Mehrfachwechsler, der bereits jetzt bei auch nur marginalen Beitragsatzvorteilen die Kasse wechselt, unmittelbar Anlass für Mobilität sein. Und jener mobile Typus, der schon jetzt Beitragsatznachteile in Kauf nimmt, um besseren Service oder mehr vertragliche Leistungen zu erreichen, wird bei einem differenzierteren Angebot vermutlich noch eher die Modalitäten der Absicherung des Krankheitsrisikos wechseln. Vor allem aber die sich abzeichnenden Tendenzen, dass zunehmend auch ältere Versicherte und Versicherte mit eher schlechterem Gesundheitszustand und höherer Inanspruchnahme Wechselbereitschaft zeigen, lässt vermuten, dass Tarife, die sich an bestimmten Veränderungen des Versorgungsangebots orientieren, zunehmend das Interesse dieser Klientel gewinnen werden.

Kurzfristig wird es keine massiven Bewegungen zwischen den Tarifen geben. So warnen z.B. Verbraucherorganisationen angesichts der Bindungsfristen vor einem Tarifwechsel, solange nicht die Pauschalen, die mit dem Gesundheitsfonds kommen werden, feststehen. Mittelfristig und langfristig allerdings dürfte – das legen die Ergebnisse der Befragungen zu den Präferenzen der GKV-Versicherten und die Analysen zum Mobilitätspotential nahe – die zu erwartende Kundenmobilität ein wesentlich höheres Niveau erreichen als es die Quoten des Kassenwechsels zur Zeit ausweisen.

Literatur

- Andersen, H.H., J. Schwarze (1999), Kassenwahlentscheidungen in der GKV – Eine empirische Analyse. *Arbeit und Sozialpolitik* 5-6: 10-23.
- Andersen, H.H., M.M. Grabka (2006), Kassenwechsel in der GKV 1997-2004. Profile – Trends – Perspektiven. S. 145-189 in: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs, J. Wasem (Hrsg.), *Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2006. Zehn Jahre Kassenwahlfreiheit*. St. Augustin.
- Andersen, H.H., M.M. Grabka (2007), Vom Kassenwechsel zur Kundenmobilität. S. 233-254 in: H. Adam, C. Behrens, D. Göppfarth, B. Jochimsen (Hrsg.), *Öffentliche Finanzen und Gesundheitsökonomie. Festschrift zum 65. Geburtstag von Prof. Dr. Klaus-Dirk Henke*. Baden-Baden.
- Braun, B., S. Greß, H. Rothgang, J. Wasem (Hrsg.) (2008), Einfluss nehmen oder aussteigen. Theorie und Praxis von Kassenwechsel und Selbstverwaltung in der gesetzlichen Krankenversicherung. *Forschung Haus Böckler Stiftung*. Berlin
- Breyer, F. (2007), Löst der Gesundheitsfonds die Finanzierungsprobleme der GKV? S. 27-43 in: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs, J. Wasem (Hrsg.), *Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2007. Gesundheitsfonds*. St. Augustin.
- Bundesministerium für Gesundheit (BMG): *Statistisches Taschenbuch Gesundheit 2005*. Berlin.

- Felder, S. (2007), Gesundheitsfonds und Preiswettbewerb. S. 215-230 in: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs, J. Wasem (Hrsg.), Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2007. Gesundheitsfonds. St. Augustin.
- Greene, W.H. (2003): *Econometric Analysis*. Fifth Edition, Upper Saddle River.
- Henke, K.-D. (2007), Der Gesundheitsfonds: Politökonomische Aspekte und seine Rolle als Wettbewerbsinstrument. S. 45-69 in: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs, J. Wasem (Hrsg.), Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2007. Gesundheitsfonds. St. Augustin.
- Lüngen, M., K.W. Lauterbach (2007), Wettbewerb im Gesundheitswesen. S. 279-283 in: V. Ulrich, W. Ried (Hrsg.), *Effizienz, Qualität und Nachhaltigkeit im Gesundheitswesen*. Festschrift zum 65. Geburtstag von Eberhard Wille. Baden-Baden.
- Reiners, H. (2006), Der „Lahnstein-Mythos“: Die schwere Geburt des RSA. S. 13-34 in: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs, J. Wasem (Hrsg.), Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2006. Zehn Jahre Kassenwahlfreiheit. St. Augustin.
- Richter, W.F. (2007), Der Gesundheitsfonds als Kernstück einer Reform. S. 71-95 in: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs, J. Wasem (Hrsg.), Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2007. Gesundheitsfonds. St. Augustin.
- Sachverständigenrat für die Konzertierte Aktion im Gesundheitswesen (1995), *Gesundheitsversorgung und Krankenversicherung 2000. Mehr Ergebnisorientierung, mehr Qualität und mehr Wirtschaftlichkeit*, Sondergutachten. Baden-Baden.
- Schwarze, J., H.H. Andersen (2001): Kassenwechsel in der Gesetzlichen Krankenversicherung: Welche Rolle spielt der Beitragssatz? *Schmollers Jahrbuch* 121: 581-602.
- Wagner, G.G., J.R. Frick, J. Schupp (2007), The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, Evolution and Enhancements. *Schmollers Jahrbuch* 127(1): 139-169.
- Wegscheider, K., C. Romes, C. Gawlik (2006), Evaluation von Disease Management Programmen in Deutschland. S. 261-278 in: D. Göppfarth, S. Greß, K. Jacobs, J. Wasem (Hrsg.), Jahrbuch Risikostrukturausgleich 2006. Zehn Jahre Kassenwahlfreiheit. St. Augustin.

Dr. Hanfried H. Andersen, Technische Universität Berlin, Institut für Volkswirtschaftslehre und Wirtschaftsrecht, Straße des 17. Juni 135, 10623 Berlin, Germany.
E-Mail: h.andersen@finance.wv.tu-berlin.de

Dr. Markus M. Grabka, DIW Berlin / SOEP, Mohrenstraße 58, 10117 Berlin, Germany.
E-Mail: mgrabka@diw.de

Prof. Johannes Schwarze, Otto-Friedrich-Universität Bamberg, Fakultät für Sozial- und Wirtschaftswissenschaften, Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, insb. Empirische Mikroökonomik, 96045 Bamberg, Germany. DIW Berlin und IZA Bonn
E-Mail: johannes.schwarze@uni-bamberg.de