

Kassenwechsel in der Gesetzlichen Krankenversicherung: Welche Rolle spielt der Beitragssatz?

Von Johannes Schwarze und Hanfried H. Andersen

Abstract

It is currently intensively discussed whether the system of risk structure adjustment (RSA) among German statutory health insurance providers should be supplemented by morbidity indicators. It has been shown that employees who change their health insurance provider are better risks and thus shift the advantageous morbidity structure to the funds they change to. Using data from the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP) we analyze why German employees change their health insurance provider. We find that the contribution rate is the most important determinant. A one percent change in the contribution rate will increase the probability of change by four percent. The probability is also positively affected by earnings up to the assessable income limit but it decreases with age. With regards to the RSA debate the results are not clear: while the extent of utilization of the in-patient medical care system has a negative impact on the probability of changing, we find a positive effect for out-patient utilization. Thus, it is not clear whether changers are the better risks.

Zusammenfassung

Die aktuelle Diskussion über den Risikostrukturausgleich (RSA) zwischen den Gesetzlichen Krankenkassen konzentriert sich auf die Frage, ob zusätzlich Morbiditätsindikatoren berücksichtigt werden sollen; denn vorliegende Studien deuten darauf hin, dass Kassenwechsler im Durchschnitt bessere Risiken sind. In diesem Beitrag werden die Determinanten des Kassenwechsels mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) analysiert. Dabei zeigt sich, dass der Beitragssatz die entscheidende Determinante ist. Eine Steigerung des Beitragssatzes um einen Prozentpunkt erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Wechsels im Durchschnitt um 4 Prozentpunkte. Einen positiven Einfluss auf die Wechselwahrscheinlichkeit hat auch das Erwerbseinkommen, allerdings nur bis zur Höhe der Beitragsbemessungsgrenze. Ältere Menschen wechseln hingegen weniger häufig die Krankenkasse. Im Hinblick auf die Inanspruchnahme von Leistungen des Gesundheitssystems sind die Ergebnisse nicht eindeutig: Während mit steigender stationärer Inanspruchnahme die Wahrscheinlichkeit eines Kassenwechsels abnimmt, zeigt sich für die ambulante Inanspruchnahme ein positiver Einfluss.

JEL Klassifikation: I11, I18, C25

1. Einleitung*

Die Einführung der freien Kassenwahl markierte eine zentrale ordnungspolitische Wende in Richtung einer verstärkt wettbewerblich orientierten Struktur der Gesetzlichen Krankenversicherung. Ziele waren bzw. sind die Verbesserung von Qualität und Effizienz der Gesundheitsversorgung und eine stärkere Berücksichtigung der Präferenzen der Versicherten.

Zentrales Element des ordnungspolitischen Rahmens für den Kassenwettbewerb ist der Risikostrukturausgleich (RSA). Dessen vordringliche Aufgabe ist die Vermeidung von Risikoselektion und die Schaffung von Anreizen zur Verbesserung von Qualität und Wirtschaftlichkeit; und es ist das Ziel, die Beitragsbelastung der Versicherten gerechter als bisher zu gestalten.

In der Vergangenheit hatten die Krankenkassen bei weitgehend gleichen Leistungsansprüchen ihrer Versicherten sehr unterschiedliche Beitragsätze, die in erheblichem Umfang auf sachlich nicht gerechtfertigte Unterschiede im Kassenwahlrecht der Versicherten zurückzuführen waren. Dadurch entstanden bei den Krankenkassen unterschiedliche Versichertenstrukturen und unterschiedliche Risikobelastungen. Allerdings kommt es dann zu einer (weiteren) Risikoentmischung, wenn die Kassenwechsler überwiegend durch Merkmale charakterisiert sind, die zwar relevant für die Risikostruktur einer Kasse sind, aber nicht im RSA abgebildet werden. Dies ist z. B. dann der Fall, wenn überwiegend gesunde und einkommensstarke Versicherte vor allem zu jenen Kassen wechseln, die aufgrund ihres hohen Anteils an „guten“ Risiken bereits einen unterdurchschnittlichen Beitragsbedarf und damit niedrigen Beitragssatz haben.

Diese – seit Einführung der freien Kassenwahl immer wieder geäußerten Befürchtungen (vgl. bereits Andersen/Schwarze 1996) – sind Realität geworden. Und zwar in einem Ausmaß, welches die gesundheitspolitische Debatte beherrscht und den Gesetzgeber unter Handlungszwang setzt (vgl. „Zeitgespräch“ im Wirtschaftsdienst Nr. 4, 2001). Welche der in den letzten Monaten entworfenen und wieder revidierten oder zur Diskussion gestellten Maßnahmen letztlich implementiert werden, steht noch nicht endgültig fest. Weitgehender Konsens besteht allerdings darin, den RSA um Morbiditätsindikatoren zu ergänzen (vgl. Jacobs et al. 2001; Lauterbach/Wille

* Wir danken Markus Grabka, Berlin, und Robert Voigtländer, Bamberg, für die umfangreiche Unterstützung bei der Datenaufbereitung. Stellvertretend für die vielen Krankenkassen, die uns bei der Beschaffung der Beitragssätze unterstützt haben, danken wir Frau Schumann vom BKK Bundesverband und Herrn Schäfer vom AOK Bundesverband. Für wertvolle Anregungen danken wir dem Herausgeber der Zeitschrift und drei anonymen Gutachtern.

Die Arbeit entstand im Rahmen des vom BMFT geförderten Projektes „Bestimmung und Quantifizierung nichtmorbidity-induzierter Ursachen für Unterschiede bei der Inanspruchnahme des Versorgungssystems“ (Förderkennzeichen: 01GL0003).

2000; Breyer/Kifmann 2001). Nur vereinzelt wird dies abgelehnt (vgl. Felder 2001).

Die Höhe der auf der Basis von GKV-Daten und nach RSA-standardisierten Leistungen ermittelten Unterschiede in den Inanspruchnahmeprofilen von Wechslern und Nicht-Wechslern haben Lauterbach/Wille (2000) zu dem Vorschlag veranlasst, das Merkmal „Kassenwechsel“ als mittelbaren Morbiditätsindikator zu fassen, und über eine Wechslerkomponente einen kurzfristig realisierbaren Ausgleich zwischen den Kassen einzuführen. Ihre empirischen Analysen haben gezeigt, dass in allen von ihnen untersuchten Hauptleistungsbereichen (Arzneimittel, Krankengeld, Krankenhaus, sonstiges) der relative Beitragsbedarf der Wechsler deutlich unter 100% lag. Von ihnen nicht einbezogen wurde allerdings der Hauptleistungsbereich „ärztliche Leistungen“. Es besteht deshalb auch kein Widerspruch zu den in diesem Beitrag präsentierten Ergebnissen, die darauf deuten, dass Wechsler eher stärker ambulante Leistungen in Anspruch nehmen als Nicht-Wechsler¹.

Unabhängig davon, ob durch die Einführung des Merkmals „Kassenwechsel“ in den RSA eine gleichmäßigere finanzielle Verteilung der Morbiditätsrisiken zwischen den Kassen zu erzielen ist, hätte dies – ebenso, wie der inzwischen ad acta gelegte Vorschlag, Mindestbeitragssätze einzuführen – den gravierenden Nachteil, den Wettbewerb zwischen den Kassen zu beeinträchtigen (vgl. auch Schulz et al. 2001). Bemühungen der Kassen, effizienter zu wirtschaften und dadurch attraktivere Beitragssätze anzubieten, würden konterkariert und damit wäre ein Ziel der Einführung der Kassenwahlfreiheit in Frage gestellt.

Fraglich ist zudem, ob das Merkmal Kassenwechsel auch langfristig als Ausgleich der durch unterschiedliche Risikomischung hervorgerufenen Belastungen der Kassen wirken kann. Dies wäre nur dann der Fall, wenn das Merkmal Kassenwechsel zusätzliche Informationen im Hinblick auf (objektive) Morbidität enthielte. Und das Merkmal Kassenwechsel würde auch nur dann eine zusätzliche Information für den Risikostrukturausgleich bedeuten, wenn Morbidität eine ursächliche Determinante der individuellen Kassenwahlentscheidung wäre; bzw. wenn eine Determinante der Kassenwahlentscheidung so eng mit Morbiditätsausprägungen verknüpft ist, dass diese Determinante als mittelbarer Morbiditätsindikator zu interpretieren ist. Hinzu kommt: Der relativ niedrige Beitragsbedarf der Kassenwechsler wäre auch nur in dem Maße als Morbiditätsindikator zu interpretieren, in dem die Unterschiede in der Leistungsanspruchnahme auf Unterschiede

¹ So zeigen erste, noch nicht veröffentlichte Analysen mit Daten des SOEP, dass der relative Beitragsbedarf von Kassenwechslern im Hauptleistungsbereich „ärztliche Leistungen“ vermutlich über 100% liegen dürfte.

in der Morbidität zurückzuführen sind. Die gegenläufige Tendenz der ambulanten Inanspruchnahme aber lässt daran Zweifel aufkommen und deutet auf nicht-morbiditätsinduzierte Ursachen zur Erklärung von Unterschieden in der Inanspruchnahme.

In diesem Beitrag werden die Determinanten des individuellen Kassenwahlverhaltens mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) der Jahre 1999 und 2000 analysiert. Um prüfen zu können, welchen Einfluss der Beitragssatz auf die Kassenwechselentscheidung hat, wurden den SOEP-Daten die exakten Beitragssätze für die einzelnen Kassen zugespielt. Damit kann die individuelle Anreizstruktur des Kassenwechsels umfassend analysiert werden. Daraus können sich Ansatzpunkte für die Politik ergeben, die Möglichkeit des Kassenwechsels auch für die Personen attraktiver zu gestalten, die davon bislang kaum Gebrauch gemacht haben. Dies könnte möglicherweise zu einer Entzerrung der bislang durch den Kassenwechsel hervorgerufenen ungünstigen Risikomischung führen. Den Kassenwechsel zu stärken, statt ihn einzuschränken, würde einem stärker am Wettbewerb orientierten Gesundheitswesen entgegenkommen.

Im folgenden wird zunächst die Datengrundlage dieses Beitrags vorgestellt (Abschnitt 2). Im dritten Abschnitt werden deskriptive Ergebnisse zum Kassenwechsel zwischen Anfang 1999 und Frühjahr 2000 präsentiert. Dabei liegt ein Schwerpunkt auf den durchschnittlichen Beitragssätzen von Kassenwechslern und Nicht-Wechslern und die durch Kassenwechsel erzielbaren Beitragsdifferenzen. In Abschnitt 4 werden zunächst einige Hypothesen zur Anreizstruktur des Kassenwechsels formuliert. Im fünften Abschnitt werden die Ergebnisse des ökonometrischen Modells präsentiert und diskutiert. Ein Fazit wird im sechsten Abschnitt gezogen.

2. Daten und Operationalisierung

Datenbasis für die empirischen Analysen ist das Sozio-oekonomische Panel (SOEP), eine repräsentative Längsschnittuntersuchung, mit der seit 1984 Verlaufsdaten für Personen und Haushalte zur Verfügung stehen². Ein Befragungsschwerpunkt des SOEP ist der Bereich Gesundheit und insbesondere seit 1998 auch die Thematik Kassenwechsel (vgl. Andersen/Schwarze 1999).

In den Befragungen der Jahre 1999 und 2000 wurde erstmalig differenziert nach dem Namen der Krankenkasse gefragt, bei der die Befragten versichert sind. Neben den Kassenarten (AOK, BKK, IKK) konnten die „großen“ Krankenkassen Barmer Ersatzkasse, Deutsche Angestellten Kranken-

² Vgl. Wagner et al. (1993); siehe auch <http://www.diw.de/soep>.

kasse, Techniker Krankenkasse, Kaufmännische Krankenkasse (KKH) mittels einer Listenvorgabe von den Befragten ausgewählt werden. Insbesondere Betriebskrankenkassen wurden darüber hinaus durch Klarschriftangaben ermittelt. Die Aufbereitung dieser Daten zeigte, dass die Klarschriftangaben weitgehend den tatsächlich existierenden Kassen zugeordnet werden konnten³. 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, keiner existierenden Betriebskrankenkasse zugeordnet werden. Durch diese genauen Angaben war es möglich, den Kassen auch die zum jeweiligen Befragungszeitpunkt (Frühjahr 1999, Frühjahr 2000) geltenden Beitragsätze zuzuordnen. Als wenig problematisch erwies sich das für die bundesweit operierenden Kassen. Für die regional gegliederten Kassen (insbesondere die AOK's) wurden die Wohnortregionen der Befragten herangezogen. Die in der Befragung genannten Betriebskrankenkassen und einige der sonstigen Krankenkassen mussten zum Teil einzeln kontaktiert werden.

Für die Darstellung der deskriptiven Befunde wurden die knappschaftliche Krankenversicherung, die LKK, die Hanseatische Ersatzkasse, die Gärtnerkrankenkasse sowie einige andere zu einer Rubrik „Sonstige Krankenkassen“ zusammengefasst. Den größten Anteil unter den „Sonstigen Krankenkassen“ stellt die Gmünder Ersatzkasse.

Alle Analysen beruhen auf Längsschnittdatensätzen. Das ist notwendig, um die Differenzen in den Beitragssätzen analysieren zu können. Es werden nur diejenigen Befragten berücksichtigt, die an den Befragungen 1999 und 2000 teilgenommen haben. Die deskriptiven Analysen beziehen sich dabei auf alle Personen, die in beiden Jahren in der GKV pflicht- oder freiwillig versichert waren. Die deskriptiven Analysen, denen rund 6800 Beobachtungen zugrunde liegen, werden mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren gewichtet. Dabei zeigt sich, dass insbesondere bei Rentnern der Kassenwechsel nach wie vor die Ausnahme bildet. Dies könnte u. a. daran liegen, dass pflichtversicherte Rentner erst seit Mitte 1999 einen Beitragssatzanreiz zum Kassenwechsel haben. Vor diesem Zeitpunkt wurden ihre Krankenversicherungsbeiträge auf Basis eines durchschnittlichen Beitragssatzes ermittelt. Da der Beitragssatz jedoch für die ökonometrische Analyse eine entscheidende Rolle spielt, bezieht sich diese ausschließlich auf abhängig beschäftigte GKV-Versicherte (also ohne Mitversicherte) in den alten und neuen Bundesländern.

³ Die Aufbereitung der Daten erfolgte im DIW Berlin, in Zusammenarbeit mit der Professur für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Sozialpolitik an der Universität Bamberg. Die Daten stehen der SOEP-Gruppe im DIW zur Verfügung und können für Re-Analysen genutzt werden. Dazu sind allerdings spezifische Datenschutzerfordernisse zu erfüllen.

3. Kassenwechsel und Beitragssatzdifferenzen: Deskriptive Befunde

Verglichen mit früheren Jahren (vgl. Andersen und Schwarze 1999) ist der Anteil der Kassenwechsler zwischen 1999 und 2000 leicht gestiegen. In diesem Zeitraum haben etwa 4,7% aller Versicherten ihre Krankenkasse gewechselt (vgl. Tabelle 1). Während der Anteil bei den Erwerbstätigen über 5% beträgt, ist er bei den Rentnern mit rund einem Prozent nach wie vor sehr gering. Auf einen möglichen Grund dafür, wurde schon hingewiesen.

Tabelle 1
Kassenwechsel zwischen Anfang 1999 und Frühjahr 2000
Angaben in %

Gruppe	Anteil der Wechsler
Alle	4,7
Erwerbstätige	5,2
Rentner	1,1
Sonstige ¹⁾	2,9

Anzahl der Beobachtungen: 6710

Anmerkungen: ¹⁾ Arbeitslose, Studenten, Wehr- oder Zivildienstleistende.

Quelle: SOEP 1999 und 2000.

Ein Vergleich der „Marktanteile“ der „großen“ Kassen bzw. der Kassenarten 1999 und 2000 zeigt, dass einzig die Betriebskrankenkassen Zugewinne verbuchen konnten (vgl. Tabelle 2). Sie konnten ihren Marktanteil von 11,8% im Jahre 1999 auf 14% ein Jahr später steigern. Die Diagonale der Tabelle 2 zeigt, in welchem Umfang die jeweiligen Kassen (Kassenarten) die im Jahr 1999 bei ihnen Versicherten halten konnten. Dieser Anteil ist mit über 99% bei den Betriebskrankenkassen am höchsten. Dies sagt allerdings nichts darüber aus, wie groß die Wechselhäufigkeit innerhalb der Kassenart Betriebskrankenkassen ist. Überdurchschnittliche Verluste musste die KKH hinnehmen, die nur 93% der bei ihnen Versicherten halten konnte, gefolgt von den Innungskrankenkassen und den „sonstigen Krankenkassen“ (jeweils etwa 95%). Die Allgemeinen Ortskrankenkassen hingegen, konnten im betrachteten Zeitraum überdurchschnittlich viele ihrer Versicherten halten.

Die Bewegungen zwischen den Kassenarten – für die es keine offiziellen vergleichbaren Angaben gibt – zeigen, dass die Versicherten überwiegend in eine Betriebskrankenkasse wechseln. Vergleichsweise gering ist dieser An-

teil bei den – vermeintlich teuren – Allgemeinen Ortskrankenkassen. Dies mag u. a. daran liegen, dass die Allgemeinen Ortskrankenkassen schon bald nach der Einführung der vollen Kassenwahlfreiheit 1996 überdurchschnittlich viele Versicherte verloren haben.

Tabelle 2

Bewegungen zwischen den gesetzlichen Krankenkassen (alle Versicherten)
Angaben in %

Kasse 2000/ Kasse 1999	AOK	TKK	Barmer	DAK	KKH	IKK	BKK	Sonst.	Anteil 1999
AOK (= 100)	96,6	/	/	/	/	/	1,8	/	33,4
TKK (= 100)	/	96,0	/	/	/	/	(3,3)	/	8,4
Barmer (= 100)	/	/	95,9	/	/	/	3,1	/	15,2
DAK (= 100)	/	/	/	96,3	/	/	2,9	/	14,2
KKH (= 100)	/	/	/	/	93,2	/	/	/	5,1
IKK (= 100)	/	/	/	/	/	94,7	/	/	6,3
BKK (= 100)	/	/	/	/	/	/	99,4	/	11,8
Sonst. (= 100)	/	/	/	/	/	/	(3,3)	94,6	5,6
Anteil 2000	32,6	8,4	14,7	13,7	4,8	6,1	14,0	5,6	100,0

Anmerkungen: /: Weniger als 10 Fälle; (): Weniger als 30 Fälle.

Anzahl der Beobachtungen: 6710.

Quelle: SOEP 1999 und 2000.

Wie erwartet, schlägt sich der Wechsel der Krankenkasse in geringeren Beitragsätzen nieder. Versicherte, die die Kasse gewechselt haben, hatten im Jahr 2000 einen um durchschnittlich rund 1,2 Prozentpunkte geringeren Beitragssatz als 1999 (vgl. Tabelle 3)⁴. Bezogen auf ein Bruttomonatseinkommen von 5000 DM bedeutet dies eine Beitragsreduzierung von je 30 DM für den Beschäftigten und seinen Arbeitgeber. Nicht-Wechsler mussten dagegen eine leichte Steigerung ihres Beitragssatzes um 0,01 Prozentpunkte hinnehmen.

Kassenwechsler hatten im Jahr 1999 einen höheren durchschnittlichen Beitragssatz als Nicht-Wechsler. Das mag daran liegen, dass die Gruppe der Nicht-Wechsler auch Versicherte enthält, die schon vor 1999 die Kasse gewechselt haben. Andererseits deutet der Befund darauf hin, dass es offen-

⁴ Die mit dem SOEP ermittelten durchschnittlichen Beitragssätze stimmen mit den von amtlicher Seite ermittelten durchschnittlichen Beitragssätzen in einem hohen Grade überein: Danach betrug der durchschnittliche allgemeine Beitragssatz der GKV in Deutschland am 1. 1. 1999 13,6% und am 1. 1. 2000 13,57% (vgl. BMA 2000).

sichtlich große Anreize gibt, aus teuren Kassen zu wechseln. Obwohl der durchschnittliche Beitragssatz der Wechsler im Jahr 2000 unter dem der Nicht-Wechsler liegt, deutet einiges darauf hin, dass der Kassenwechsel in Richtung eines „gleichgewichtigen“ Beitragssatzes führt. Von diesem Prozess ausgeschlossen bleiben anscheinend bisher weitgehend die Rentner. Die durchschnittlichen Beitragssätze dieser Gruppe liegen in beiden Jahren über denen der Erwerbstätigen. Rentner könnten sich also durch einen Wechsel der Krankenkasse noch deutlich verbessern.

Tabelle 3
**Mittlere Beitragssätze 1999 und 2000
für Wechsler und Nichtwechsler**

Beitragssatz	Alle	Nicht-Wechsler	Wechsler
Alle			
1999	13,65	13,65	13,78
2000	13,60	13,66	12,61
2000 – 1999	-0,05	+0,01	-1,18
Erwerbstätige			
1999	13,63	13,62	13,77
2000	13,57	13,63	12,61
2000 – 1999	-0,05	+0,01	-1,17
Rentner			
1999	13,82	13,82	/
2000	13,79	13,80	/
2000 – 1999	-0,03	-0,02	/
Sonstige			
1999	13,76	13,75	(13,96)
2000	13,77	13,80	(12,72)
2000 – 1999	+0,01	+0,05	(-1,27)

Anmerkungen: / : Weniger als 10 Fälle; () : Weniger als 30 Fälle.

Beobachtungen insgesamt: 6710.

Quelle: SOEP 1999 und 2000.

Wie wirkt sich der Kassenwechsel auf die für den Risikostrukturausgleich relevanten Merkmale aus? Ergebnisse dazu zeigt Tabelle 4.

Versicherte, die die Kasse gewechselt haben, sind im Durchschnitt etwa 37 Jahre alt, während Nicht-Wechsler mit durchschnittlich 43 Jahren gut 6 Jahre älter sind. Hinweise auf die Anzahl der mitversicherten Familienangehörigen geben die Merkmale verheiratet und Anzahl der Kinder, die im Haushalt des Versicherten leben. Während Kassenwechsler häufiger in Haushalten mit einem Kind leben, verhält es sich bei den Mehrkinderhaus-

Tabelle 4
Mittelwerte wichtiger Merkmale 1999

Merkmale	GKV-Versicherte			Erwerbstätige GKV-Versicherte	
	Alle	Wechsler	Nicht-Wechsler	Wechsler	Nicht-Wechsler
Alter in Jahren	43,1	37,3	43,4	37,2	41,1
Frauen (%)	45,4	45,7	45,4	46,4	42,2
Verheiratet (%)	59,2	55,4	59,4	54,1	59,9
Ein Kind im Haushalt (%)	17,4	19,6	17,3	18,0	17,9
Zwei Kinder (%)	10,9	7,8	11,1	6,9	11,8
Drei Kinder und mehr (%)	3,5	0,7	3,7	0,3	3,9
Erwerbstätig (%)	82,7	94,7	82,1	100,0	100,0
Bruttomonatseinkommen in DM	-	-	-	4305	4231
Zufriedenheit mit der Gesundheit (0 – 10)	6,7	7,2	6,6	7,2	6,8
Gesundheitszustand (%):					
Sehr gut	8,8	14,8	8,5	15,3	9,4
Gut	42,4	59,3	41,6	57,4	43,7
Zufriedenstellend	33,8	20,5	34,5	21,6	35,0
Weniger gut	12,2	5,0	12,6	5,4	10,4
Schlecht	2,8	0,4	2,9	0,3	1,4
Schwerbehindert, amtlich (%)	10,4	4,1	10,7	4,4	7,7
Arztbesuch letztes Quartal (%)	65,9	63,3	66,0	63,0	62,9
Anzahl der Arztbesuche	2,4	1,6	2,4	1,6	2,1
Stationäre Behandlung (%)	10,4	6,8	10,6	6,2	8,4
Hochschulreife (%)	14,0	18,3	13,8	18,2	14,7
Lehre (%)	50,0	49,5	50,0	48,8	49,6
Hochschulabschluss (%)	11,2	9,9	11,3	8,6	12,2
Alte Bundesländer (%)	77,5	74,0	77,7	75,5	81,0
Neue Bundesländer (%)	22,5	26,0	22,3	24,5	19,0
Freiwillig versichert (%)	17,6	18,8	17,6	18,9	17,8
Kassen / Kassenarten (%):					
AOK	33,4	31,4	33,5	30,9	31,6
TKK	8,4	8,1	8,5	8,3	8,9
Barmer	15,2	14,2	15,2	13,8	15,0
DAK	14,2	12,8	14,2	12,3	14,7
KKH	5,1	8,3	5,0	9,1	5,0
IKK	6,3	7,5	6,2	7,3	6,4
BKK	11,8	10,9	11,8	11,1	12,5
Sonstige	5,6	6,8	5,5	7,2	5,9
Anzahl der Beobachtungen	6710	312	6398	281	5210

Quelle: SOEP 1999 und 2000.

halten umgekehrt: Nicht-Wechsler leben häufiger in Haushalten mit 2 und mehr Kindern. Die Unterschiede im durchschnittlichen Bruttoeinkommen sind nur gering: Das durchschnittliche Bruttoeinkommen der erwerbstätigen Wechsler liegt etwa um 70 DM höher als das der erwerbstätigen Nicht-Wechsler.

Im SOEP wird der Gesundheitszustand durch Selbsteinschätzung der Befragten auf einer Skala von eins (Gesundheitszustand sehr gut) bis fünf (Gesundheitszustand schlecht) ermittelt. Ergebnisse internationaler Studien zeigen, dass die Selbsteinschätzung als valider Indikator für den objektiven Gesundheitszustand gelten kann (vgl. z. B. Idler/Benyamini 1997). Auch für Deutschland dürfte dies gelten (vgl. Schwarze et al. 2000). Tabelle 4 zeigt, dass die Wechsler im Durchschnitt in besserer gesundheitlicher Verfassung sind als die Nicht-Wechsler (vgl. dazu auch Lauterbach/Wille 2000). So geben nahezu 60% der Nicht-Wechsler einen guten Gesundheitszustand an, während es bei den Nicht-Wechslerinnen nur 42% sind. Zu diesem Befund passt, dass Wechsler im Durchschnitt deutlich zufriedener mit ihrer Gesundheit sind als Nicht-Wechsler.

Eine wichtige Rolle für den Risikostrukturausgleich spielt die Inanspruchnahme medizinischer Güter und Dienstleistungen. Bezüglich des Kontaktes von Ärzten (im letzten Quartal) unterscheiden sich Wechsler und Nicht-Wechsler kaum. Deutlicher sind die Unterschiede bei der Häufigkeit der Arztbesuche und auch im Hinblick auf stationäre Behandlungen im letzten Jahr. Die Inanspruchnahme der Nicht-Wechsler ist hier jeweils deutlich höher als die der Wechsler.

Die Unterschiede in der Ausbildung sind weniger deutlich. Zwar verfügen Wechsler im Durchschnitt häufiger über die Hochschulreife als Nicht-Wechsler; diese jedoch verfügen häufiger über einen abgeschlossenen Hochschulabschluss.

Die Mehrzahl der deskriptiven Unterschiede dürften letztendlich auf die unterschiedliche Altersstruktur der Gruppen zurückzuführen sein, sind also Kohorteneffekte. Damit stellt sich die Frage, welche Gründe ursächlich für den Kassenwechsel sind.

4. Determinanten des Kassenwechsels bei abhängig Beschäftigten

Die individuelle Entscheidung, die Krankenkasse zu wechseln, kann 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:

$$(1) \quad Y_{ik}^* = a \text{Beitragsatz}_k + \beta' X_{ik} + \varepsilon_{ik}$$

i ist ein Index für die Individuen, k ein Index für die Krankenkassen. 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 ist dann

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

Ist ε normalverteilt mit Mittelwert 0 und Varianz σ_ε^2 (i.i.d. Annahme) und restringiert man $\sigma_\varepsilon = 1$, dann kann die Wahrscheinlichkeit, einen Kassenwechsel zu beobachten, als ein binomiales Probit-Modell formuliert werden:

$$(3) \quad P(Y = 1) = \Phi(\beta' X)$$

mit Φ als Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung. Die Parameter β geben den Einfluß der Merkmale X auf die Wahrscheinlichkeit an, die Krankenkasse zu wechseln.

Die Varianz-Kovarianzmatrix wird robust geschätzt (Huber-White-Verfahren, vgl. Greene 2000, S. 488 ff.), da nicht davon auszugehen ist, dass alle, den Kassenwechsel systematisch beeinflussenden, Merkmale, berücksichtigt sind. Darüber hinaus zeigt die Formulierung des Modells in (1), dass die Beitragssätze auf einer höheren Ebene (Krankenkassen) aggregiert sind als die zu erklärende Variable Kassenwechsel (Individuen). Dies kann dazu führen, dass die Standardfehler der Koeffizienten verzerrt geschätzt werden, wenn sich Mitglieder einer gleichen Kasse durch gemeinsame, im Modell nicht kontrollierte, Eigenschaften auszeichnen. In diesem Fall wären die Fehlerterme der Personen, die derselben Kasse angehören, korreliert (vgl. z. B. Moulton 1990). Ob die Standardfehler unterschätzt oder überschätzt werden ist davon abhängig, ob die Fehlerterme positiv oder negativ miteinander korreliert sind. Das Huber-White Verfahren erlaubt es auch, die Annahme der Unabhängigkeit der Störterme zu lockern, indem in der Varianz-Kovarianz-Matrix die Beobachtungen, die zu einer Krankenkasse gehören, zu Clustern zusammengefasst werden⁵.

Da es sich beim Probit-Modell um ein nicht-lineares Modell handelt, geben die Parameterschätzungen nur bedingt darüber Auskunft, wie sich die Wahrscheinlichkeit, die Krankenkasse zu wechseln ändert, wenn beispielsweise der Beitragssatz einer Krankenkasse um einen Prozentpunkt steigt. Um solche isolierten Effekte zeigen zu können, werden marginale Effekte berechnet:

$$(4) \quad \frac{\delta P(Y = 1)}{\delta X} = \phi(\beta' X)\beta$$

mit ϕ als Dichtefunktion der Standardnormalverteilung. Die marginalen Effekte werden an der Stelle der Mittelwerte für X – das hier auch den Beitragssatz enthalten sollte – berechnet (vgl. dazu Greene 2000, S. 815 f., 852 f.). Also geben die marginalen Effekte für kontinuierliche Variablen an – z. B. für den Beitragssatz der Krankenkassen –, wie sich die Wahrscheinlichkeit des Kassenwechsels ändert, wenn der Beitragssatz um eine Einheit steigt. Für Dummy-Variablen wird jeweils die Änderung der Wahrscheinlichkeit berechnet, die sich durch einen Wechsel der Ausprägung von 0 auf 1 (also z. B. von männlich auf weiblich) ergibt.

Die Anreizstruktur der individuellen Kassenwechselentscheidung der abhängig Beschäftigten lässt sich für die Jahre 1999 und 2000 noch vergleichsweise einfach modellieren, da der Wettbewerb innerhalb der GKV bislang nur marginal auf der Leistungsseite stattfindet. Nach wie vor gilt der einheitliche Leistungskatalog, den alle Kassen anbieten müssen. Wettbewerb auf der Leistungsseite kann in begrenztem Rahmen ausschließlich über eine unterschiedliche Kulanz bei der Gewährung und Abrechnung von Leistungen (z. B. im Bereich des Zahnersatzes) oder durch unterschiedliche Serviceleistungen (Geschäftsstellen, Beratung, Kurse u. a.) stattfinden. Derartige eventuelle kassen(art)spezifische Unterschiede können zum Teil durch kassen(art)spezifische Dummy-Variable (Kassen(art)zugehörigkeit im Jahr 1999) kontrolliert werden⁵. Die AOK bildet dabei die Referenzgruppe. Die Dummy-Variablen für Kassen bzw. Kassenarten können auch mögliche Bindungseffekte der Versicherten an ihre Krankenkasse kontrollieren. Mögliche Effekte einer Kassenbindung werden auch durch das Alter der Versicherten kontrolliert.

⁵ Es handelt sich um einen Spezialfall des von Huber (1967) vorgeschlagenen Verfahrens. Die Summation der geschätzten Störterme erfolgt dann nicht nur über die Individuen, sondern zusätzlich über einen Index, der die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Gruppe anzeigt (vgl. dazu Rogers 1993).

⁶ Eine vollständige Kontrolle derartiger Faktoren durch die kassen(art)spezifischen Dummy-Variablen ist sicherlich nicht möglich. Zum Beispiel sind räumliche Unterschiede denkbar. Darüber hinaus dürfte das Kulanzverhalten der Kassen auch an individuelle Merkmale, z. B. die Beitragshöhe, geknüpft sein.

Wichtigste Determinante für die Kassenwechselentscheidung ist vermutlich der Beitragssatz, der, bei funktionierendem Risikostrukturausgleich, über Minimierung und effizienten Einsatz der Verwaltungskosten durch die Kassen beeinflusst werden kann. Funktioniert der Risikostrukturausgleich nicht vollständig, d. h. werden insbesondere die unterschiedlichen Morbiditätsstrukturen der Kassen nicht vollständig durch Ausgleichszahlungen erfasst, dann können Kassen mit einer guten Risikomischung darüber hinaus geringere Beitragssätze anbieten. Bei dem Beitragssatz, der in das Modell aufgenommen wird, handelt es sich um den Beitragssatz, der 1999 von den Versicherten zu entrichten war⁷.

Die auf das Bruttoeinkommen bezogenen relativen Erträge aus dem Wechsel zu einer Krankenkasse mit geringerem Beitragssatz sind bis zur Beitragsbemessungsgrenze in der GKV (1999 = 6450 DM im Monat) konstant und danach fallend. D.h., jenseits der Beitragsbemessungsgrenze wird der Anreiz, die Krankenkasse zu wechseln, bezogen auf das Bruttoeinkommen, immer geringer. Um dies zu prüfen, wird das Bruttoerwerbseinkommen in der Schätzung durch fünf Dummy-Variablen berücksichtigt, wobei die oberste Kategorie ein Bruttoeinkommen über der Beitragsbemessungsgrenze anzeigt. Referenzgruppe ist ein Bruttoeinkommen von monatlich unter 2000 DM.

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. Als zusätzlicher Indikator für Information wird das Interesse an politischen Fragen berücksichtigt. Die Transaktionskosten eines Kassenwechsels dürften 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.

Die individuelle Kassenwechselentscheidung könnte auch vom beschäftigenden Unternehmen beeinflusst werden. Von einem Wechsel zu einer Krankenkasse mit geringeren Beiträgen profitieren nicht nur die Beschäftigten, sondern auch die Arbeitgeber. Inwieweit die Unternehmen Einfluss auf die Kassenentscheidung nehmen, ist a priori nicht zu beantworten. Es ist aber nicht unwahrscheinlich, dass der Unternehmensgröße dabei eine wichtige Rolle zukommt. So dürfte es den Arbeitgebern in Unternehmen mit überschaubarer kleinerer Belegschaft eher möglich sein, ihre Beschäf-

⁷ Eine Alternative wäre, die Differenz der Beitragssätze aus den Jahren 2000 und 1999 zu berücksichtigen. Dabei entstünde aber ein Problem der Endogenität.

tigten direkt auf einen möglichen Kassenwechsel hinzuweisen. Hinzu kommt, dass Beschäftigte in sehr großen Unternehmen schon überdurchschnittlich häufig in vergleichsweise günstigen Betriebskrankenkassen versichert sind. Auch das Merkmal „Beschäftigung im öffentlichen Dienst“ wird in die Schätzung aufgenommen. Besonders für größere Behörden kann davon ausgegangen werden, dass einzelne Mitarbeiter gezielt für spezielle Krankenkassen werben.

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-Variable berücksichtigt. Referenzgruppe sind Versicherte, die einen befriedigenden Gesundheitszustand angegeben haben. Ergänzend wird die Zufriedenheit mit der Gesundheit berücksichtigt, die auf einer Skala von 0 (sehr unzufrieden) bis 10 (sehr zufrieden) angegeben werden konnte. In den Schätzungen berücksichtigt wird auch, 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 aufgenommen⁸. Zusätzlich wurde auch die Anzahl der Tage berücksichtigt, an denen die Versicherten arbeitsunfähig waren. Eine deskriptive Statistik der im Modell verwendeten Variablen zeigt Tabelle 4⁹.

5. Ergebnisse des ökonometrischen Modells

Die Ergebnisse der Schätzungen zeigt Tabelle 5. Zunächst wurde ein Modell ohne Berücksichtigung des Beitragssatzes geschätzt (Modell I)¹⁰. Einen

⁸ Analog wurde auch die im Krankenhaus verbrachte Anzahl von Tagen in den Schätzungen getestet. Für die hier analysierten erwerbstätigen Versicherten zeigt sich aber, dass die Anzahl der Tage im Krankenhaus kaum Varianz aufweist. Die getrennte Berücksichtigung der Variablen – stationärer Kontakt oder Anzahl der Tage – führt jeweils zu gleichen Ergebnissen. Werden beide Variable – stationärer Kontakt und Anzahl der Tage – in der Schätzung berücksichtigt, heben sich die Effekte gegenseitig auf.

⁹ Die höheren Fallzahlen für die Erwerbstätigen in Tabelle 4 im Vergleich zu den Fallzahlen der Schätzungen ergeben sich aus der unterschiedlichen Behandlung der Missing Values. In Tabelle 4 werden die Missing Values jeweils auf die einzelnen Variable bezogen. In den Schätzungen müssen alle Fälle ausgeschlossen werden, für die für eine Variable ein fehlender Wert vorliegt. Fehlende Werte kommen besonders häufig bei den Einkommensvariablen vor.

¹⁰ Streng genommen handelt es sich damit um ein verzerrtes Modell. Im Sinne einer explorativen Analyse sind die Ergebnisse aber von Interesse, da sie zum einen

deutlich signifikanten Einfluss hat das Alter der Versicherten. Mit steigendem Alter geht die Bereitschaft, die Krankenkasse zu wechseln, zurück. Möglicherweise ist dieser Effekt auf die zunehmende Bindung an die Krankenkasse zu erklären. Aber auch die insgesamt geringere Mobilität Älterer dürfte eine Rolle spielen. Hinzu kommt, dass die zukünftigen Erträge aus einem Wechsel der Krankenkasse mit zunehmendem Alter c.p. sinken. Geschlecht und Familienstand spielen keine Rolle. Das Vorhandensein von Kindern hat erst dann einen negativen Einfluss auf die Wechselwahrscheinlichkeit, wenn mehr als zwei Kinder im Haushalt leben. Hier spielen vermutlich hohe Transaktionskosten eine Rolle. Die Schul- und Berufsausbildung ist für den Kassenwechsel nicht von Bedeutung. Dagegen wechseln Versicherte, die ein Interesse am politischen Geschehen äußern, signifikant häufiger die Krankenkasse. Auch wenn diese Variable nicht im Modell berücksichtigt wird, ergeben sich keine signifikanten Bildungseffekte.

Wesentlich für die Kassenwechselentscheidung ist die Höhe des Bruttoerwerbseinkommens. Versicherte mit einem Einkommen zwischen 2000 DM und 6500 DM im Monat wechseln häufiger die Krankenkasse als Versicherte mit einem Einkommen bis 2000 DM. Am deutlichsten zeigt sich dieser Effekt bei Versicherten mit einem Einkommen zwischen 5000 und 6500 DM. Interessant ist der Befund, dass Versicherte mit einem Einkommen über der Beitragsbemessungsgrenze nicht signifikant häufiger die Kasse wechseln als die Versicherten mit einem Einkommen bis 2000 DM. Dies könnte mit der Degressionswirkung der Entlastung erklärt werden. Möglich ist aber auch, dass die Versicherten mit derartig hohen Einkommen schon vorher einen Kassenwechsel vollzogen haben¹¹.

Beschäftigte in Unternehmen, in denen zwischen 20 und 200 Mitarbeiter tätig sind, wechseln häufiger die Kasse als Beschäftigte in sehr kleinen oder größeren Unternehmen. Mögliche Ursachen dafür wurden schon diskutiert. Auch Beschäftigte im öffentlichen Dienst wechseln signifikant häufiger die Krankenkasse.

Der Gesundheitszustand hat in diesem Modell keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Kassenwechsels. Für die Inanspruchnahmeindi-

den Vergleich mit bisher vorliegenden Analysen erlauben, die die Beitragssätze nicht berücksichtigen konnten (vgl. z. B. Andersen/Schwarze 1999). Zum anderen ist es von Interesse, welchen Einfluss die Kassen(arten), mit und ohne Berücksichtigung des Beitragssatzes auf die Kassenwechselentscheidung haben.

¹¹ Versicherte mit einem Einkommen oberhalb der Versicherungspflichtgrenze (freiwillig Versicherte) haben die Möglichkeit in eine private Krankenkasse zu wechseln. Die Anzahl der Fälle in dem hier untersuchten Sample ist allerdings sehr gering. Um mögliche Verzerrungen durch die Nichtberücksichtigung der PKV-Option offen zu legen, wurden alle Schätzungen zusätzlich für die Pflichtversicherten – also unter Ausschluss der freiwillig Versicherten – durchgeführt. Dabei zeigten sich keinerlei Veränderungen der Ergebnisse im Hinblick auf Vorzeichen und Signifikanz der geschätzten Parameter.

Tabelle 5

**Kassenwechsel zwischen 1999 und 2000
Schätzergebnisse für abhängig Beschäftigte**

Variable	Modell I		Modell II		Modell III	
	Koeffizient	Robuste Std. Err.	Koeffizient	Robuste Std. Err.	Koeffizient	Robuste Std. Err. Cluster ¹⁾
Beitragssatz 1999	-	-	0.46851***	0.1067	0.46851***	0.0897
Kassen / Kassenarten: ^{d)}						
TKK	-0.08228	0.1551	0.24107	0.1692	0.24107**	0.0744
Bärmer Ersatzkasse	0.02892	0.1172	0.03859	0.1176	0.03859	0.0340
DAK	0.02753	0.1152	-0.01985	0.1166	-0.01985	0.0536
KKH	-0.22254	0.1905	-0.21476	0.1899	-0.21476***	0.0374
IKK	-0.09232	0.1613	0.10273	0.1691	0.10273**	0.0463
BKK	-0.07171	0.1503	0.39295**	0.1725	0.39295**	0.1640
Sonstige Kassen	0.31521**	0.1539	0.43550***	0.1576	0.43550***	0.0907
Alter in Jahren	-0.02034***	0.0043	-0.02103***	0.0043	-0.02103***	0.0043
Frau	0.00849	0.0833	0.02289	0.0841	0.02289	0.0651
Verheiratet	0.02467	0.0943	0.03266	0.0951	0.03266	0.0577
1 Kind im Haushalt	-0.02909	0.0933	-0.04295	0.0942	-0.04295	0.0488
2 Kinder	-0.14980	0.1211	-0.16643	0.1221	-0.16643	0.1796
3 u. m. Kinder	-0.72690*	0.3809	-0.71450*	0.3860	-0.71450*	0.4086
Bruttomonatseinkommen: ^{a)}						
2000 bis 3000 DM	0.25327*	0.1479	0.26507*	0.1481	0.26507	0.1677
3000 bis 4000 DM	0.24743*	0.1439	0.24631*	0.1452	0.24631	0.1768
4000 bis 5000 DM	0.27777*	0.1567	0.29467*	0.1578	0.29467***	0.1070
5000 bis 6500 DM	0.31223*	0.1726	0.32843*	0.1746	0.32843**	0.1541
über 6500 DM	0.26250	0.2091	0.28251	0.2122	0.28251	0.2437
Gesundheitszufriedenheit	0.02304	0.0288	0.02094	0.0294	0.02094	0.0217
Gesundheitszustand: ^{b)}						
Sehr gut	-0.06728	0.1744	-0.06255	0.1755	-0.06255	0.1155
Gut	0.13889	0.0953	0.15620*	0.0968	0.15620*	0.0937
Weniger gut	-0.0829	0.1809	-0.06981	0.1864	-0.06981	0.1157
Schlecht	0.24005	0.4569	0.10784	0.4130	0.10784	0.4559
Arztbesuch letztes Quartal	0.17205**	0.0905	0.19051**	0.0920	0.19051**	0.0910
Anzahl der Besuche	-0.01762	0.0180	-0.02333	0.0186	-0.02333	0.0171
Stationäre Behandlung	-0.34019*	0.1901	-0.31124	0.1950	-0.31124**	0.1210
Arbeitsunfähig (Tage)	0.00159	0.0016	0.00172	0.0016	0.00172*	0.0009
Schwerbehindert	-0.18538	0.2044	-0.17340	0.2060	-0.17340	0.1292
Politisches Interesse	0.16354**	0.0840	0.16374*	0.0847	0.16374*	0.0883
Hochschulreife	0.08725	0.1127	0.08906	0.1128	0.08906	0.0880
Lehre	0.03826	0.0779	0.02260	0.0793	0.02260	0.0639
Hochschulabschluß	-0.05913	0.1361	-0.05403	0.1366	-0.05403	0.0686
Öffentlicher Dienst	0.24698***	0.0856	0.23459***	0.0861	0.23459***	0.0696
Beschäftigte im Unternehmen: ^{c)}						
bis 20	0.14240	0.1263	0.17969	0.1299	0.17969*	0.0981
20 bis 200	0.28481**	0.1126	0.31993**	0.1158	0.31993***	0.1242
200 bis 2000	0.1064	0.1215	0.15104	0.1239	0.15104	0.1162
Neue Bundesländer	0.07442	0.0783	-0.03975	0.0825	-0.03975	0.1178
Konstante	-10.6741***	0.2972	-8.1549***	1.5392	-8.1549***	1.1831
Pseudo R ²	0.0623		0.0743		0.0743	
Log-Likelihood	-645.2		-636.9		-636.9	

Beobachtungen: 3266.

Irrtumswahrscheinlichkeiten: * < 0.1; ** < 0.05; *** < 0.01.

Anmerkungen: ¹⁾ Varianz-Kovarianzmatrix geclustert nach Kassenarten; ^{a)} Referenzkategorie: bis 2000 DM, ^{b)} Referenzkategorie: zufriedenstellend, ^{c)} Referenzkategorie: mehr als 2000, ^{d)} Referenzkategorie: AOK.

Quelle: SOEP 1999 und 2000.

katoren gilt das nicht. So wechseln Versicherte, die innerhalb des letzten Quartals einen Arzt aufgesucht haben, signifikant häufiger die Krankenkasse als Personen, auf die das nicht zutrifft. Möglicherweise wechseln damit aber nicht die schlechten, sondern die guten Risiken. Denn der regelmäßige ärztliche Kontakt könnte z. B. auch auf häufige Inanspruchnahme von Präventionsleistungen deuten oder auch darauf, daß für die Wechsler in besonderem Maße die Devise „ambulant vor stationär“ gilt. Dies wäre dann ein Hinweis darauf, dass Wechsler vor allem langfristig eher gute Risiken für die Krankenkassen darstellen.

Die Häufigkeit der Arztbesuche hat keinen signifikanten Einfluss auf den Kassenwechsel. Dagegen wechseln Versicherte, die im Verlauf des letzten Jahres in stationärer Behandlung waren, signifikant weniger häufig die Krankenkasse. Ausschließlich dieser Befund könnte darauf hindeuten, dass der Kassenwechsel durch morbiditätsspezifische Merkmale geprägt ist, die nicht schon über den Risikostrukturausgleich abgedeckt werden. Die Anzahl der krank verbrachten Tage und das Vorliegen einer Schwerbehinderung spielen bei der individuellen Kassenwechselentscheidung keine Rolle.

Bleibt schließlich der Einfluss der Kassenart bei der die Befragten 1999 versichert waren. Die Kassenart kontrolliert u. a. für unterschiedliche Serviceleistungen, wie dem Angebot von Geschäftsstellen und Beratung, sowie für unterschiedliche Kulanz bei Leistungszusagen. Referenzgruppe sind die Versicherten der AOK. Bis auf die sonstigen Kassen sind hier keine signifikanten Einflüsse auf die Wechselwahrscheinlichkeit feststellbar. Versicherte, die 1999 bei einer sonstigen Kasse Mitglied waren, haben im Zeitraum bis Frühjahr 2000 signifikant häufiger die Kasse gewechselt. Da bislang der Beitragssatz noch nicht in der Schätzung berücksichtigt ist, ist das Ergebnis, dass die Kassenarten kaum einen Einfluss haben, doch erstaunlich. Offensichtlich ist die Korrelation zwischen Kassenarten und Beitragssätzen nur sehr gering.

Die Schätzung von Modell II in Tabelle 5 berücksichtigt den Beitragssatz. Der Beitragssatz ist, wie nicht anders zu erwarten, positiv signifikant: Je höher das Niveau des Beitragssatzes im Jahr 1999 war, desto höher die Wahrscheinlichkeit für einen Kassenwechsel. Auf die Stärke des Zusammenhangs wird später noch eingegangen. Durch die Einbeziehung des Beitragssatzes ergeben sich für die übrigen, bereits diskutierten Merkmale nur geringfügige Änderungen, die allerdings durchaus interessant sind. So wechseln – bei Kontrolle des Beitragssatzes – diejenigen Versicherten signifikant häufiger die Krankenkasse, die ihren Gesundheitszustand als gut angeben. Zwar ist dieser Effekt nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% signifikant, gleichwohl ist es bemerkenswert, dass nun ein morbi-

tätsspezifisches Merkmal identifiziert werden kann, das die individuelle Kassenwechselentscheidung beeinflusst.

Interessante Veränderungen zeigen sich ferner bei den Dummy-Variablen, die die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Kassenart im Jahr 1999 anzeigen. Hier zeigt sich, dass Versicherte der Betriebskrankenkassen – bei Kontrolle des Beitragssatzes – signifikant häufiger die Krankenkasse gewechselt haben als die Vergleichsgruppe der AOK-Versicherten. Die Betriebskrankenkassen können demnach zwar mit einem großen Zustrom an Versicherten rechnen, müssen aber einkalkulieren, dass diese Wechsler ebenso schnell ihre Kasse auch wieder verlassen, wenn sie bei anderen Kassen geringere Beitragssätze erzielen können. Dieses Ergebnis widerspricht nicht dem Befund aus Tabelle 2, wonach die Betriebskrankenkassen insgesamt einen Zuwachs verzeichnen konnten, da Betriebskrankenkassenversicherte auch innerhalb der Kassenart BKK gewechselt haben können.

Die dritte Schätzung in Tabelle 5 (Modell III) unterscheidet sich von der zweiten durch das Clustering aller Beobachtungen, die zu einer Kasse bzw. einer Kassenart gehören, in der Varianz-Kovarianzmatrix. Die geschätzten Koeffizienten verändern sich dadurch nicht. Die Standardfehler sind in den meisten Fällen geringer und dies hat Auswirkungen auf die Signifikanz einzelner Merkmale. So zeigt sich, dass die Wechselwahrscheinlichkeit nun mit der Anzahl der arbeitsunfähig verbrachten Tage ansteigt. Auch scheinen Beschäftigte in sehr kleinen Unternehmen signifikant häufiger zu wechseln als Beschäftigte in großen Unternehmen. Deutliche Veränderungen zeigen sich auch bei den Kassen(art)variablen. Signifikant häufiger als Versicherte der AOK wechseln demnach die Mitglieder der Technikerkrankenkasse, der IKK's, der Betriebskrankenkassen und der sonstigen Krankenkassen. Weniger häufig wechseln dagegen die Mitglieder der KKH¹². Diese Befunde dürften vor dem Hintergrund der aktuellen Diskussion von Interesse sein.

Die Bedeutung der signifikanten Einflüsse auf die Wahrscheinlichkeit eines Kassenwechsels kann mittels der marginalen Effekte ermittelt werden (vgl. Tabelle 6). Eine Beitragssatzerhöhung um einen Prozentpunkt führt demnach zu einer Steigerung der Wechselhäufigkeit um 4,2 Prozentpunkte. Verglichen mit der durchschnittlichen Wechselhäufigkeit aller Erwerbstätigen von etwa 5 %, kommt dem Beitragssatz also eine wichtige Rolle bei der individuellen Kassenwechselentscheidung zu.

¹² Auch dieses Ergebnis widerspricht nur vordergründig den Befunden aus Tabelle 2. Zum einen bezieht sich Tabelle 2 auf alle Versicherten und die Schätzung nur auf die erwerbstätigen Versicherten. Zum anderen besagt das Ergebnis der Schätzung, dass Versicherte der KKH gegeben dem Beitragssatz 1999 und aller anderen einbezogenen Merkmale weniger häufig die Krankenkasse gewechselt haben.

Tabelle 6

**Determinanten des Kassenwechsels:
Marginale Effekte der signifikanten Einflussfaktoren
(Ergebnisse für abhängig Beschäftigte)**

Variable	Marginale Effekte	Standardfehler
Beitragssatz 1999	0.041917	0.0076
Kassen / Kassenarten:		
TKK	0.025461	0.0092
KKH	-0.016290	0.0023
IKK	0.009895	0.0047
BKK	0.045927	0.0249
Sonstige Kassen	0.054145	0.0156
Alter in Jahren	-0.00188	0.0003
Mehr als 2 Kinder	-0.03613	0.0087
Bruttomonatseinkommen:		
4000 – 5000 DM	0.031039	0.0126
5000 – 6500 DM	0.035836	0.0195
Gesundheitszustand gut	0.014071	0.0083
Arztkontakt	0.016287	0.0073
Stationäre Behandlung	-0.022149	0.0069
Arbeitsunfähig (Tage)	0.000154	0.00008
Politisches Interesse	0.015421	0.0086
Öffentlicher Dienst	0.023455	0.0077
Beschäftigte im Unternehmen:		
bis 20	0.017337	0.0102
20 – 200	0.031955	0.0139

Anmerkungen: Die marginalen Effekte wurden für Modell III in Tabelle 5 berechnet. Die Effekte gelten bei kontinuierlichen Merkmalen für den Mittelwert der Beobachtungen; bei Dummy-Variablen ist die Änderung der Wahrscheinlichkeit durch einen Wechsel von 0 auf 1 angegeben.

Quelle: SOEP 1999 und 2000.

Überraschend deutlich ist auch der Effekt der Zugehörigkeit zu einer Betriebskrankenkasse, wodurch die Wahrscheinlichkeit eines Kassenwechsels, im Vergleich zu anderen Krankenkassen, um 4,6 Prozentpunkte erhöht wird. Eine weitere wichtige Einflussgröße ist die Größe des Unternehmens. Beschäftigte in Unternehmen mit 20 bis 200 Mitarbeitern haben eine um 3,2 Prozentpunkte höhere Wechselwahrscheinlichkeit. Etwa gleich groß sind die Effekte für Erwerbstätige mit einem monatlichen Bruttoeinkommen zwischen 4000 und 6500 DM im Monat.

Personen, die ihren Gesundheitszustand als gut angeben, wechseln die Krankenkasse häufiger als Personen mit einem zufriedenstellenden Gesundheitszustand. Die Differenz beträgt 1,4 Prozentpunkte und kann als originärer Einfluss des Kassenwechsels auf die Morbiditätsstruktur der

Krankenkassen interpretiert werden. Signifikant ist der Zusammenhang zwischen Kassenwechsel und stationärer Inanspruchnahme. Hier spiegelt sich das Ergebnis der Analysen von Lauterbach/Wille (2000), die zeigen, dass mehr als 50 % des geringeren Leistungsbedarfs der Kassenwechsler auf die stationäre Versorgung zurückzuführen ist.

6. Fazit

Eine Wechslerkomponente (wie von Lauterbach/Wille 2000 vorgeschlagen) und ein Mindestbeitrag (wie von der Gesundheitsministerin zuerst vorgeschlagen) sind – zur Zeit – keine ernsthafte gesundheitspolitische Option. Soll zusammenfassend die Frage beantwortet werden, ob das Merkmal „Kassenwechsel“ als mittelbarer Morbiditätsindikator herangezogen werden kann, dann ergibt sich ein differenziertes und uneinheitliches Bild. So zeigt sich, dass viele der in der deskriptiven Analyse gezeigten Unterschiede zwischen Wechslern und Nichtwechslern keine ursächliche Bedeutung für die individuelle Kassenwahlentscheidung haben.

Es muss insbesondere unterschieden werden zwischen der Morbidität als einem „objektiven“ Indikator für die Höhe des (relativen) Leistungsbedarfs und anderen, nicht-morbiditätsspezifischen Determinanten der Inanspruchnahme. Ferner muss zwischen den morbiditätsspezifischen Determinanten des Kassenwechsels (z. B. Gesundheitszustand) und jenen Merkmalen differenziert werden, die keinen offensichtlichen Zusammenhang mit Morbidität oder Inanspruchnahme haben. Andererseits ist zu bedenken, dass die für diese Analyse zur Verfügung stehenden Indikatoren für Morbidität sicherlich nicht ideal sind.

Als dominierende Determinante des Kassenwechsels zeigen sich der Beitragssatz bzw. die Beitragssatzdifferenzen zwischen den Kassen. Fraglich ist, ob dies Anlass dazu geben sollte, die Möglichkeit des Kassenwechsels politisch zu begrenzen. Vielmehr könnte darüber nachgedacht werden, Anreize zum Kassenwechsel auch den Personen zu geben, die bislang nicht von der Möglichkeit des Kassenwechsels Gebrauch machen und dadurch möglicherweise zu einer schlechten Risikomischung der Kassen beitragen. Insbesondere ist daran zu denken, mehr Transparenz zu schaffen und Informationen bereitzustellen und somit die Transaktionskosten des Kassenwechsels zu senken. Die (geplante) Aufhebung des jährlichen Kündigungsstichtags für pflichtversicherte Kassenwechsler zugunsten eines monatlichen Kündigungsrechts, und die damit hergestellte Gleichstellung von Pflichtmitgliedern und freiwillig Versicherten, ist trotz der auf 18 Monate verlängerten Bindungsdauer insgesamt eher als eine Stärkung der Versichertenpräferenzen zu interpretieren (vgl. Jacobs 2001).

Die Beitragssatzhöhe ist in der gegenwärtigen (Wettbewerbs-)Situation zwar die zwangsläufig dominante Entscheidungsdeterminante; die Wechselbereitschaft allerdings – und damit der potentielle Markt – wird damit keineswegs erfaßt. Vor allem Differenzierungen auf der Leistungsseite werden von den Versicherten als relevantes Wechselmotiv genannt (vgl. Andersen / Schwarze 1998; Lauterbach / Wille 2000) und könnten deshalb als Anreize zur Steigerung des Wettbewerbs zwischen den gesetzlichen Krankenkassen eingesetzt werden. Die strukturierten Behandlungsprogramme für chronisch Kranke und die verschiedenen Formen der integrierten Versorgung könnten diese Anreize schaffen.

Literatur

- Andersen, Hanfried H. / Schwarze, Johannes (1996): Die freie Kassenwahl – ein gesellschaftliches Experiment: Ökonomische und soziologische Analysen individueller Entscheidungsprozesse und Präferenzbildungen. *Zeitschrift für Sozialreform*, (42), S. 810–825.
- (1998): GKV '97: Kommt Bewegung in die Landschaft? Eine empirische Analyse der Kassenwahlentscheidungen. *Arbeit und Sozialpolitik*, 9–10 / 98, S. 11–23.
- (1999): Kassenwahlentscheidungen in der GKV – Eine empirische Analyse. *Arbeit und Sozialpolitik*, 5–6 / 99, S. 10–23.
- BMA, Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (2000): Übersicht über das Sozialrecht, 6. Auflage, Bonn.
- Breyer, Friedrich / Kifmann, Mathias (2001): Optionen der Weiterentwicklung des Risikostrukturausgleichs in der GKV. DIW-Diskussionspapiere Nr. 236, Berlin.
- Felder, Stefan (2001): Wehret den Anfängen! Gegen Morbiditätsfaktoren im Risikostrukturausgleich. *Wirtschaftsdienst* 4 / 2001, S. 198–201.
- Greene, William H. (2000): *Econometric Analysis*. Fourth Edition, London.
- Huber, Peter J. (1967): The behavior of maximum likelihood estimates under non-standard conditions. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, University of California Press, (1), Berkeley, S. 221–233.
- Idler, Ellen L. / Benyamini, Yael (1997): Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior*, (38), S. 21–37.
- Jacobs, Klaus (2001): Konsens vor Konsistenz? Der Freude über den RSA-Konsens könnte schon bald der Katzenjammer folgen. *Forum für Gesundheitspolitik*, Juni 2001
- Jacobs, Klaus / Reschke, Peter / Cassel, Dieter / Wasem, Jürgen (2001): Zur Wirkung des Risikostrukturausgleichs in der gesetzlichen Krankenversicherung. Eine Untersuchung im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit. Endbericht

- Lauterbach, Karl W. / Wille, Eberhard* (2000): Modell eines fairen Wettbewerbs durch den Risikostrukturausgleich – Sofortprogramm „Wechslerkomponente und solidarische Rückversicherung“ unter Berücksichtigung der Morbidität. Gutachten im Auftrag des VdAK, des AEV, des AOK-BV und des IKK-BV.
- Moulton, Brent R.* (1990): An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units. *The Review of Economics and Statistics*, (72), S. 334–338.
- Rogers, William H.* (1993): Regression Standard Errors in clustered Samples. *Stata Technical Bulletin*, (13), S. 32–35.
- Schulz, Erika / Kifmann, Mathias / Breyer, Friedrich* (2001): Risikostrukturausgleich am Scheideweg – Senkung der Wirtschaftlichkeitsanreize für die Krankenkassen sollte vermieden werden. *DIW Wochenbericht* Nr. 14 / 2001.
- Schwarze, Johannes / Andersen, Hanfried H. / Anger, Silke* (2000): Self-rated health and changes in self-rated health as predictors of mortality – First evidence from German panel data. *DIW Discussion Paper* No. 203, Berlin.
- Wagner, Gert G. / Burkhauser, Richard V. / Behringer, F.* (1993): The English Language Public Use File of the German Socio-Economic Panel. *Journal of Human Resources*, (28), S. 429–433.