

KONSTANTIN BECK

Kann der Risikoausgleich unterlaufen werden? Analyse der schweizerischen Ausgleichsformel¹

Liberalisierung und Deregulierung der Krankenversicherung sind ein Thema in vielen Europäischen Staaten, so auch in Deutschland und in der Schweiz. Alle diese Reformen zeichnen sich durch folgende Gemeinsamkeit aus: Einerseits erhöht man den Wettbewerbsdruck auf die Versicherer. Den Versicherten wird größere Mobilität zugestanden und das Versicherungsangebot standardisiert und damit vergleichbarer gemacht. Andererseits gelten nach wie vor dieselben oder sogar verschärfte Vorschriften, was die Ausgestaltung der Prämientarife angeht. Aus Gerechtigkeitsüberlegungen verbietet man den Krankenkassen, risikogerechte Prämien in Rechnung zu stellen.

Besteht eine solche Mischung von Freiheit und Vorschriften, so hat der Versicherer zwei Möglichkeiten, auf den Wettbewerbsdruck zu reagieren. Entweder gibt er sich härter in den Tarifverhandlungen mit den Leistungserbringern und setzt sich ein für Sparmodelle wie beispielsweise HMOs² oder höhere Franchisen, oder er versucht auf dem Versichertenmarkt die guten von den weniger guten Risiken zu trennen und nur noch die besseren Risiken zu versichern (Pauly 1984).

Mit der ersten Methode ist es schwierig, einen Wettbewerbsvorteil zu erlangen. Sie ruft beispielsweise hart-

näckigen Widerstand von Seiten der Ärzteschaft hervor und liegt zudem in vielen Ländern gar nicht in der Kompetenz des Versicherers. Dagegen ist die still und heimlich betriebene Risikoselektion einfacher und in ihrem Ergebnis auch viel weniger ungewiß.

Erfolgreiche Risikoselektion setzt wiederum voraus, daß der Gesetzgeber die freie Beweglichkeit der Versicherten nicht vollständig durchsetzen kann. Andernfalls hätte der Markt selber die Tendenz, Selektionsvorteile wieder zum Verschwinden zu bringen. So würden die tieferen Prämien eines Risikoselektionierers sofort auch einen Zustrom von weniger guten Risiken auslösen, was seinen Kostenvorteil zunichte machen würde.

Problematisch an der Risikoselektion ist, daß gesunde Personen für den Versicherer attraktiver sind als beispielsweise Chronischkranke. Alle Kassen könnten daher versucht sein, offensichtlich schlechte Risiken aus ihren Beständen zu verdrängen, was für die Betroffenen sehr unangenehm wäre, würden sie doch schlimmstenfalls von einer Kasse zur anderen verschoben und hätten bei jeder eine abschreckend schlechte Behandlung zu gewärtigen.

Zudem ist Risikoselektion nicht gratis. Sie bringt Werbeaufwendungen und Kosten der Verkäuferschulung mit sich. Alles Aufwendungen, die volkswirtschaftlich

Dr. KONSTANTIN BECK
Korrespondenz-Adresse: CSS Versicherung
Dr. Konstantin Beck
Leiter Statistik
Postfach 2568
CH-6002 Luzern

¹ Der Autor dankt der CSS Versicherung für die großzügige Unterstützung der vorliegenden Arbeit. Dabei sind die hier geäußerten Ansichten die des Autors und spiegeln nicht in jedem Fall die offizielle Haltung der CSS. Ferner dankt er Herrn lic. occ. publ. Luca Crivelli (Universität Zürich) für hilfreiche Kommentare.

² Eine HMO (aus dem Englischen Health Maintenance Organization) ist eine Gruppenpraxis, in der Ärzte als Lohnempfänger arbeiten. Diese neuen Organisationsform führt zu Kosteneinsparungen, die von der Kasse an Versicherte weitergegeben werden, welche sich ihrerseits verpflichten, nur noch die Ärzte der HMO aufzusuchen

gesehen keinen Nutzen stiften, da in einem Markt mit Versicherungsobligatorium letztlich alle irgendwo versichert sein müssen. Im weiteren verschleiert Risikoselektion die Qualität eines Versicherers. Primäres Ziel des Wettbewerbs sollte es sein, das Kostenwachstum im Gesundheitswesen zu dämpfen. Da sich aber Versicherer mit angeblich rigorosen Kostenkontrollen brüsten können, während sie in Wirklichkeit nur eine bessere Risikostruktur herausselektioniert haben, können Versicherte bei ihrer Kassenwahl irreführt werden. Falsche Signale werden kommuniziert, und der Zufluß von neuen Versicherungsnehmern zur „angeblich“ effizientesten Kasse wird letztlich nicht zu einer Kostenreduktion im Gesundheitswesen führen. Kann sich die angeblich kostengünstigere Kasse gegen den Zustrom abschotten, wird die Einheitsprämienvorschrift unterlaufen. Gute Risiken sammeln sich in der einen Kasse, weniger gute in der anderen und beide zahlen längerfristig risikogerechte Prämien.

Wenn die Abschottung eines Versicherers vom Markt nur unvollständig gelingt, haben Selektionsvorteile nur vorübergehenden Charakter. Das daraus resultierende Auf und Ab der Prämien untergräbt das Vertrauen des Publikums in die Kassen und den Vorteil des Wettbewerbs, so daß der Ruf nach Verstaatlichung und Monopolisierung nicht lange auf sich warten ließe.

Aus diesen Gründen ist es wichtig, dem Versicherer von Anfang an den Anreiz zur Risikoselektion zu nehmen, so lange man an Einheitsprämien festhalten will. Diese Aufgabe sollte der Risikostrukturausgleich oder Risikoausgleich, wie sein Pendant aus der Schweiz heißt, wahrnehmen, indem er die rein selektionsbedingten Kostenvorteile unter den Kassen wieder ausgleicht und den Druck erhöht, „echte“ Kosteneinsparungen vorzunehmen.

Ziel dieses Aufsatzes ist es, die Effektivität des Risikoausgleichs in seiner heutigen Form³ kritisch zu beleuchten. Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: In einem 1. Abschnitt wird der schweizerische Krankenversicherungsmarkt kurz beschrieben. Abschnitt 2 wendet sich der Risikoselektion zu, die in der Vergangenheit stattgefunden hat. Als Reaktion darauf hat der Gesetzgeber sowohl einen Risikoausgleich eingeführt als auch die Rahmenbedingungen verändert (Abschnitt 3). Im Anschluß

³ Verordnung über den Risikoausgleich vom 12. April 1995 (KSK 1996, S. 148 ff)

daran vergleichen wir die deutsche mit der schweizerischen Formel. In Abschnitt 5 respektive 6 kommen wir auf die Mängel der Risikoausgleichsformel und der Rahmenbedingungen zu sprechen, um schließlich in den Abschnitten 7 und 8 Änderungsvorschläge zu formulieren. Im Schlußabschnitt fassen wir die wesentlichen Aussagen zusammen.

1. Der schweizerische Krankenkassenmarkt

Der schweizerische Markt für Krankenversicherungen ist von jeher geprägt von weitgehend selbständigen Krankenversicherern, sogenannten Krankenkassen, welche nicht gewinnorientiert wirtschaften. Es handelt sich dabei um staatlich unabhängige Organisationen, die selber für die Anwerbung der Mitglieder, die Festlegung der Prämienhöhe und das finanzielle Ergebnis verantwortlich sind.

Dabei bieten sie alle Arten von Heilungskosten-Versicherungen an: Von der Krankenpflege-Grundversicherung über Spitalzusatz-Versicherungen für private und halbprivate Abteilungen bis zu Krankengeld- und Alternativmedizin-Versicherungen. Vor allem bei den Versicherungszweigen, die über die Deckung der Grundversicherung hinausgehen, stehen sie in Konkurrenz mit Privatversicherern, welche gewinnorientiert wirtschaften.

Im Jahre 1990 deckten die Krankenkassen mit 9,7 Milliarden Schweizer Franken 39,6% der gesamten Gesundheitsausgaben. Sie leisteten damit den größten Beitrag zur Finanzierung dieser Kosten (Frei und Hill 1992, S. 81).

Zudem haben die Versicherer zusammen mit ihren Konkurrenzkassen Einsitz in den Gremien, welche die Verträge mit den Leistungserbringern aushandeln, in denen Höhe und Art der Entschädigung von medizinischen Leistungen festgelegt werden.

Die Überwachungstätigkeit, welche für die Grundversicherung das Bundesamt für Sozialversicherung (BSV) wahrnimmt, beschränkt sich im Wesentlichen auf die Genehmigung von Prämienänderungen, die Kontrolle sowohl der finanziellen Reserven als auch des Marktzutritts neuer Kassen (neue Kassen brauchen eine Betriebsbewilligung vom BSV).

Hervorzuheben ist vor allem der hohe Grad an Selbstständigkeit der Kassen, der schon immer bestand und durch das neue Krankenversicherungsgesetz (KVG, in

Kraft seit 1.1.96) zum Teil noch verstärkt wurde. In dieser Hinsicht unterscheidet sich der schweizerische Markt stark von den übrigen europäischen Krankenversicherungsmärkten.

Die Krankenpflege-Grundversicherung, welche uns hier vor allem interessiert, deckt die ambulanten ärztlichen Leistungen aller Ärzte des Wohnkantons sowie die ambulanten Dienste aller im Wohnkanton praktizierenden Physiotherapeutinnen, Chiropraktiker etc. Miteingeschlossen sind Zahlungen an spitalexterne Dienste sowie der Aufenthalt in den allgemeinen Abteilungen von Spitälern, psychiatrischen Kliniken etc. Mit 12 von gesamthaft 14 Milliarden sFr. machten die Grundversicherungsleistungen schon 1993 den Löwenanteil aller Krankenkassenleistungen aus (BSV 1993, S. 30).

Nicht eingeschlossen sind zahnärztliche Leistungen, welche in der Regel von den Patienten direkt entrichtet werden oder vom Kanton unentgeltlich zur Verfügung gestellt werden. Auch Krankentaggeld-Zahlungen sind nicht Bestandteil des Grundpakets.

Vor der Einführung des neuen KVGs hatte jede Kasse das Recht, die Grunddeckung nach ihren eigenen Vorstellungen auszugestalten, was die Transparenz des Marktes einschränkte. Heute beschränkt sich dieses Recht auf die Zusatzversicherungen, während das Grundpaket im Gesetz abschließend definiert ist.

Dieses Paket ist seit dem 1. Januar 1996 obligatorisch für jede in der Schweiz wohnhafte Person. Dabei sind die Prämien Kopfprämien, d.h. Versicherte derselben Kasse aus derselben geographischen Zone zahlen alle dieselbe Prämie, sofern sie erwachsen, d.h. über 18 Jahre alt sind.⁴ Nur für Kinder und für Jugendliche, die nachweislich in Ausbildung sind und das 25. Lebensjahr noch nicht überschritten haben, sind Reduktionen der Prämie erlaubt. Die Versicherten finanzierten im Jahre 1993 mit ihren Prämien und den Kostenbeteiligungen 87% der Kassenleistungen (BSV 1993, S. 35). Gegenwärtig dürfte dieser Anteil mit dem Wegfall der staatlichen Subventionen auf 98,8% angestiegen sein.

Die in Deutschland vorherrschende Form der Lohnprozentprämie, sowie die Möglichkeit, Versicherte desselben Arbeitgebers in Kollektivverträgen mit günstigeren Prämien zusammenzufassen, wurden (für die

⁴ Diese geographischen Zonen, Risikozonen genannt, entsprechen in der Regel einem Kanton. Größere Kantone mit deutlichem Stadt/Land-Gefälle dürfen in bis zu 3 Zonen unterteilt werden

Grundversicherung) auf den 1.1.96 verboten. Das hat zur Folge, daß im Gegensatz zum deutschen System die Prämien unabhängig vom Lohn sind und sowohl Kinder als auch Ehefrauen als eigene Risiken erfaßt und abgerechnet werden. Auch ist die für Deutschland typische soziale schichtspezifische Zuteilung von Versicherten zu Kassen in der Schweiz nicht gegeben (vgl. Wyss und Abel 1996). Jeder Krankenversicherer hat Mitglieder aus allen Kreisen der Bevölkerung, und die ursprüngliche Bindung an konfessionelle oder politische Gruppierungen wurde schon vor geraumer Zeit fallen gelassen. Die neue Vorschrift, daß jede Kasse jeden und jede Bewerberin aufnehmen muß, ohn Ansehn der Person und deren Gesundheitszustand, wird die Durchmischung der Kassen noch zusätzlich verstärken.

2. Risikoselektion auf dem Schweizer Versicherungsmarkt

Obwohl die Relevanz von Risikoselektion in der Literatur umstritten ist (vgl. Newhouse (1994) pro und Feldman (1995) kontra), scheint die Situation in der Schweiz eindeutig zu sein: Hier gab und gibt es deutliche Evidenz für Risikoselektion. Das liegt vor allem auch daran, daß die bis Ende 95 gültige Regulierung die Risikoselektion begünstigt hat. Die Mobilität der Versicherten (zwischen den Kassen) war durch das alte Gesetz unterschiedlich eingeschränkt (s. Abb. 1).

Einerseits bestand eine Vorbehaltsregel, d.h. Versicherte mit einer Krankheit konnten die Kasse nicht ohne weiteres wechseln. Die neue Kasse durfte während längstens 5 Jahren alle Leistungen, die in Zusammenhang mit bereits bekannten Krankheiten der betreffenden Person standen, streichen. Dadurch wurden kranke Personen vom Kassenwechsel abgeschreckt.

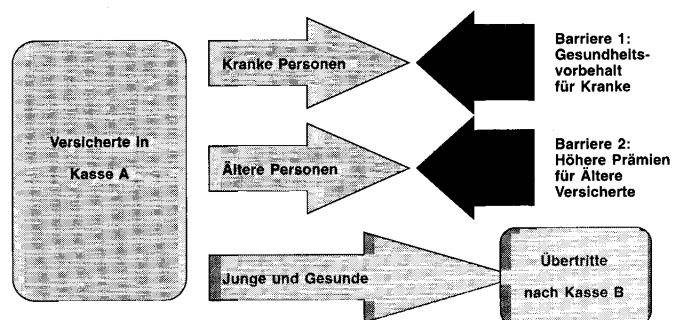


Abb. 1. Die Mobilitätsbarrieren nach altem KUVG

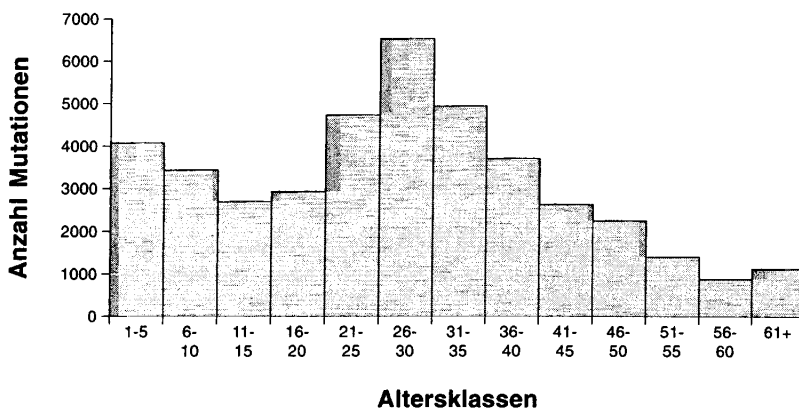


Abb. 2. Die Altersstruktur der mobilen Versicherten (Ein und Austritte ohne Geburten und Todesfälle der CSS 1994)

Eine zweite Barriere waren die Prämienvorschriften. Es stand den Kassen frei, für Personen, die beim Übertritt mehr als 30 Jahre alt waren, eine höhere Prämie zu berechnen. Dadurch wurden ältere Personen abgeschreckt, die Kasse zu wechseln.

Die Kombination von beiden Barrieren führte dazu, daß nur noch junge, gesunde Personen innerhalb der Kassen mobil waren. Es bestand somit die Möglichkeit, gezielt junge Gesunde abzuwerben. Solange diese Möglichkeit für alle Kassen besteht, liegt noch nicht unbedingt Marktverzerrung vor. In Wirklichkeit begünstigte dieses System die kleineren Kassen, weil die Durchschnittskosten einer kleineren Kasse stärker auf den Zustrom guter Risiken reagieren als die Durchschnittskosten einer großen Kasse.⁵

Die bisher gemachten theoretischen Aussagen zur eingeschränkten Mobilität sind auch statistisch zu belegen. Betrachtet man die Altersstruktur derjenigen Personen, die 1994 in die CSS ein- bzw. aus der CSS ausgetreten sind⁶, so zeichnet sich eine zweigipflige Verteilung ab (s. Abb. 2).

Die eine Spitze liegt bei den 1–5-jährigen, die andere bei den 26–30-jährigen. Aus der Graphik ausgeklammert wurden die natürlichen Zu- und Abgänge, d.h. die Todesfälle und die Geburten. 60% derjenigen, die die Kasse gewechselt haben, waren unter 31 Jahren, bis zu 35 Jahren waren es sogar 70%, während die Mutationen ab 40 Jahren deutlich zurückgehen.

Bei den unter 31-jährigen ist die Bereitschaft zum Kassenwechsel unterschiedlich ausgeprägt. Die höchsten Prämien zahlen in diesem Alterssegment die 26–30-jährigen. Entsprechend ist ihre Wechselbereitschaft am höchsten.⁷

In diese Altersgruppe fallen auch viele Ehepaare mit Kindern im Alter zwischen 0 und maximal 10 Jahren. Weil in den meisten Kassen Familienrabatte gewährt wurden, lohnte sich der Nachzug der Kinder in die neue Kasse. Die Spitze bei den 1–10-jährigen dürfte daher durch die Wanderung der Eltern ausgelöst worden sein.

Auch der Rückgang in den Altersgruppen 11–15 läßt sich gleichermaßen erklären: Die Eltern dieser Kinder waren bereits in einem Alter, in dem die Prämienbarriere beim Kassenwechsel griff. Ein Wechsel der Kinder allein war häufig wegen des Verlusts des Familienrabatts nicht rentabel. Infolgedessen ging der Prozentsatz der Mutationen in dieser Altersgruppe zurück. Sobald die Kinder volljährig wurden, der Familienrabatt somit keine Rolle mehr spielte, nahmen die Mutationen wieder zu. Die Zahlen stützen deutlich die These, daß die Mobilität mit steigendem Alter sank.

Das Ergebnis dieses Prozesses soll am Beispiel einer kleineren Kasse dargestellt werden. Wir greifen dazu auf die Altersstruktur der Sanitas.⁸ Die Sanitas gehörte mit 120 000 Mitgliedern (im Jahre 1988) zu den kleinen Kassen, die erfolgreich eine Politik der Risikoselektion

⁵ Ein ausführliches Zahlenbeispiel liefern Beck et al. (1995) S. 102 ff.

⁶ Die CSS Versicherung ist die drittgrößte Krankenkasse der Schweiz mit rund 1 Million Mitgliedern

⁷ Werden die Prämien als zu hoch empfunden, so steht der Wechsel der Kasse an erster Stelle, vor der Einschränkung der Versicherungsdeckung beispielsweise. Das haben Umfrage-Ergebnisse deutlich bestätigt (Beck et al. (1995) S. 24 ff.)

⁸ Sanitas 1994, S. 14

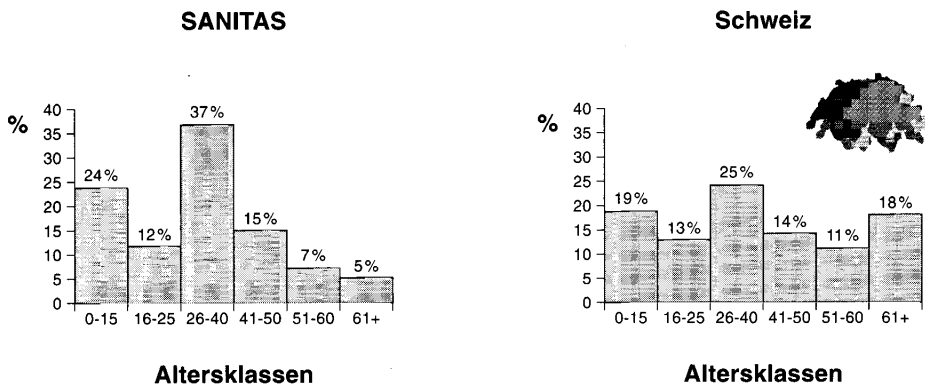


Abb. 3. Die Altersstruktur der Sanitas und der Schweizer Bevölkerung 1993 (Quellenangaben im Text)

betreiben konnten. Es gelang ihr, innert 6 Jahren ihren Bestand auf 200 000 Mitglieder zu erhöhen. Vergleicht man ihre Altersstruktur mit den gesamtschweizerischen Zahlen⁹, so wird wiederum deutlich, daß große Abweichungen vom Schweizer Durchschnitt bei den Kindern und den Erwachsenen ab 26 Jahren auszumachen sind, also genau in den Altersgruppen, die sowohl empirisch nachweisbar wie auch auf Grund theoretischer Überlegungen zur Ausgestaltung des alten Gesetzes hohe Mobilität aufweisen müßten (s. Abb. 3).

Der starke Zuwachs in den jungen Jahrgängen läßt den Anteil der über 50jährigen, der früher möglicherweise dem Schweizer Schnitt entsprochen haben mag, auf lediglich 12% sinken, das ist nicht einmal die Hälfte des gesamtschweizerischen Anteils (29,6%).

Auch hinsichtlich des Geschlechts unterscheidet sich die Sanitas deutlich vom Durchschnitt. Von den erwachsenen Versicherten sind 55% männlich, während im Schnitt (allerdings unter Einbezug der Kinder) der Männeranteil nur 48,8% ausmacht.

Die Folgen dieser Risikoselektion schlagen sich dann auch deutlich in Prämienunterschieden nieder. In einem vom BSV (1995) publizierten Prämienvergleich schneidet die Sanitas deutlich besser ab als beispielsweise die Helvetia, welche als größte Kasse der Schweiz erhebliche Abwanderungen von jungen, männlichen Versicherten hinnehmen mußte. Im Durchschnitt ist die Helvetia 12,9% teurer, in 2/3 der Risikozonen liegt die Hel-

⁹ Bundesamt für Statistik 1994, Tabelle T 1.6

¹⁰ Allerdings kann nicht gefolgert werden, daß der ganze Prämienunterschied zwischen Helvetia und Sanitas nur eine Konsequenz der Risikoselektion sei, denn es könnten auch Unterschiede bei der Kontrolle der Leistungszahlungen dafür verantwortlich sein. Aber zumindest ein Teil des Unterschiedes ist mit Sicherheit nur Selektionsgewinn

vetia zwischen 11% und 30% über der Sanitas-Prämie, und in lediglich 8% der Zonen ist die Sanitas geringfügig teurer.¹⁰

3. Die Reaktion des Gesetzgebers

3.1 Die Einführung des Risikoausgleichs

Hätte man dieser Entwicklung weiterhin freien Lauf gelassen, so wäre der Solidaritätsgedanke in der sozialen Krankenversicherung vollständig unterlaufen worden. Junge, gesunde Risiken hätten sich in der einen Kasse gesammelt und eine niedrigere Prämie bezahlt, während die älteren und die schlechten Risiken in der anderen Kasse zurückgeblieben wären.

Der Gesetzgeber reagierte daher relativ rasch auf die unbefriedigende Situation im Krankenversicherungsmarkt und führte mit dringlichem Bundesbeschuß vom 13.12.91 einen Risikoausgleich ein, der im Jahre 1993 erstmals durchgeführt wurde.

Trotz der kurzen Zeit seines Bestehens ist heute bereits die dritte Verordnung in Kraft. Die drei Verordnungen unterscheiden sich hinsichtlich der Genauigkeit, mit der die Strukturunterschiede zwischen den Kassen berechnet werden. Die erste Variante unterteilte in 2 Geschlechts- und 3 Altersgruppen, die zweite bereits ein Jahr später in 9 Altersklassen¹¹ und schließlich die dritte in 30 Risikoklassen.

Die stetige Verfeinerung der Berechnung hatte über die letzten 3 Jahre einen sukzessiven Anstieg des umverteilten Volumens zur Folge: von 83 Mio. sFr. im Jah-

¹¹ Diese Verordnung ist im nera-Bericht ausführlich beschrieben (nera 1995)

re 1993¹² wuchs der Ausgleich über 101 Mio. 1994 bis auf hochgerechnete 454 Mio. im Jahre 1996 (Schneider 1995), wobei das Wachstum für gewisse Kassen noch stärker ausfiel. Vor allem bei kleineren Kassen mit stark wachsenden Marktanteilen schlug der Risikoausgleich stark zu Buche. Die im Kanton Wallis tätige Hermes beklagte sich schon 1994 über einen Anstieg von 111% auf 9,3 Mio. sFr. (Voigt und Töni 1994), und auch die bereits zitierte Sanitas schreibt in ihrem Jahresbericht von einem zweistelligen Millionenbetrag mit steigender Tendenz (Sanitas 1994, S. 4).

Noch deutlicher werden die Unterschiede beim Vergleich der CSS mit der Artisana. Diese zahlte bei einem Mitgliederbestand, der dreimal kleiner war als derjenige der CSS, fast doppelt soviel in den Risikoausgleich wie die CSS vom Ausgleich bezog. D.h. die Altersstruktur der Artisana wich 6mal mehr vom Schweizer Durchschnitt ab als die der CSS.

Die allzu optimistische Prämienkalkulation der Artisana, gepaart mit steigenden Risikoausgleichsverpflichtungen führte schließlich im Sommer 1995 zum Eklat. Auf Weisung des Bundesamtes mußten die Prämien kurzfristig nach oben korrigiert werden. Die damit einhergehende Abwanderung von guten Risiken führte schließlich dazu, daß die ehemalige Billigkasse unter den teuersten Kassen zu finden war (BSV 1995). Eine andere Kasse, welche ausschließlich Studentinnen und Studenten versichert hatte, mußte ihre Geschäftstätigkeit vollständig niederlegen.

Es verwundert nicht, daß der Risikoausgleich bereits zum Gegenstand gerichtlicher Auseinandersetzungen geworden ist. Heftig debattiert wurde der Einbezug der Kinder in die Ausgleichsformel. Schließlich kam der Bundesrat den prozessierenden Kassen entgegen, als er die Kinder bis zum 18. Lebensjahr vom Ausgleich befreite mit dem Argument, daß die volle Freizügigkeit bei den Kindern einen Einbezug in die Ausgleichsformel nicht mehr nötig mache (BSV 1994, S. 2). Ein Argument, das in seiner Logik nicht besticht, da es den Risikoausgleich als ganzes obsolet macht, weil die volle Freizügigkeit, wie der nächste Abschnitt zeigen wird, für alle Versicherten gilt.

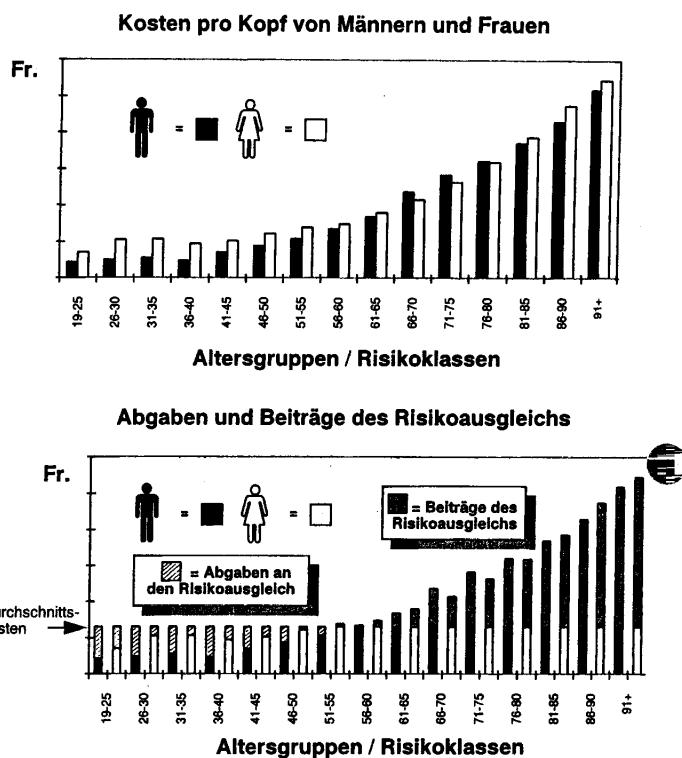


Abb. 4. Berechnung von Abgaben und Beiträgen des Risikoausgleichs

3.2 Die Berechnung des Risikoausgleichs

Die seit dem 1.1.96 gültige Ausgleichsformel besteht durch ihre Einfachheit und Objektivität. Wir erläutern die Formel anhand zweier Graphiken. Aus Abb. 4 ist ersichtlich, daß der gesamte Versichertenbestand in 2 Geschlechtsgruppen mit je 15 Altersklassen (sog. Risikoklassen) unterteilt wird. Risikoklassen, deren Durchschnittskosten unterhalb des Gesamtdurchschnitts liegen, zahlen in den Ausgleichsfonds ein, andernfalls erhalten sie Geld aus dem Fonds. Diese Berechnung wird für die Versicherten eines jeden Kantons separat durchgeführt, das bedeutet, daß in der Schweiz im Grunde genommen 26 verschiedene Risikoausgleichsverfahren durchgeführt werden.

Abbildung 4 zeigt, daß die jüngeren Risikoklassen zahlen und die älteren beziehen, wobei die Abgaben der jungen Frauen infolge höherer Durchschnittskosten geringer sind als die Abgaben der gleichaltrigen Männer.

¹² Was etwa 3,37% des Prämienvolumens entspricht (nera 1995, S. 191)

Die Durchschnittskosten werden jährlich, gestützt auf eine Vollerhebung bei allen Kassen, berechnet. Sie sind also eine objektive Größe.

Jeder Kasse wird nun beispielsweise für jeden Mann aus dem Kanton Zürich zwischen 31 und 35 eine Abgabe von 1081 sFr./Jahr belastet und für jede Zürcher Frau zwischen 71 und 75 1762.09 sFr./Jahr gutgeschrieben.¹³ Hat die Kasse einen überdurchschnittlichen Anteil junger Männer, so ist die Summe ihrer Abgaben größer als die Summe der Beiträge. Die Kasse wird zur Nettozahlerin. Diese Nettozahlung wird von der Ausgleichsstelle einkassiert und an die anderen Kassen mit mehr älteren oder weiblichen Versicherten ausbezahlt.

Das verblüffend Einfache an der Formel ist der Umstand, daß die Summe der Einzahlungen mathematisch zwingend immer den Ausgaben entspricht, die Zahlungsströme sich also stets ausgleichen.¹⁴

3.3 Die Änderung der Rahmenbedingungen

Mit dem am 1.1.96 eingeführten neuen Gesetz wurden aber auch die Rahmenbedingungen des Marktes verändert.

- Der Leistungsumfang der Grundversicherung wurde vereinheitlicht, so daß Selektion durch Produktdifferenzierung nicht mehr möglich ist.
- Die Kassen sind verpflichtet, jeden Bewerber und jede Bewerberin vorbehaltlos aufzunehmen. Damit soll die volle Freizügigkeit für die Versicherten gewährleistet werden.
- Jeder erwachsene Versicherte aus demselben geographischen Raum zahlt innerhalb derselben Kasse eine für alle gleiche Einheitsprämie. Es gibt keine Eintrittsalterszuschläge mehr.

Obwohl alle diese Gesetzesänderungen den Wettbewerb unter den Kassen verstärken und die Risikoselektion reduzieren, reichen sie zur Elimination von Risikoselektion nicht aus, wie wir später sehen werden.

¹³ Hochrechnung der Ausgleichsstelle des Risikoausgleichs für 1997 mit Datenbasis 1995

¹⁴ Beweis: Der Kantonsdurchschnitt entspricht dem gewichteten Durchschnitt der Risikoklassendurchschnitte. Nun ist die (ebenfalls gewichtete) Summe der Abweichungen vom Mittelwert beim arithmetischen Mittel immer gleich Null $\sum (g_i x_i - \bar{x}) = 0$, weil $\sum (g_i x_i - \sum g_i x_i / n) = \sum g_i x_i - n \sum g_i x_i / n = 0$ q.e.d

4. Vergleich des Schweizer Risikoausgleichs mit dem deutschen Risikostrukturausgleich

Viele Unterschiede zwischen deutschem und schweizerischem Risikoausgleich rühren von den Unterschieden in der Kassenfinanzierung her. Während sich in der Schweiz seit 1.1.96 die Kopfprämie durchgesetzt hat, werden in Deutschland die Kassenbeiträge in Prozenten des Lohnes festgelegt.¹⁵

Die Schweiz kann dank den Kopfprämien alle Versicherten gleich behandeln, muß in der Formel keine Rücksicht nehmen auf zahlende und nicht zahlende Mitglieder (weil es hierzulande diese Unterscheidung nicht gibt) und kann sowohl das Einkommen der Versicherten wie auch die Prämienhöhe der Kassen ausklammern, weil die Prämien einkommensunabhängig festgelegt werden.¹⁶

Als Folge davon resultiert eine einfache und auch für Nichtmathematiker leicht durchschaubare Formel, die lediglich mit den ausbezahlten Leistungen und der Anzahl versicherter Personen gespeist werden muß.

Die Notwendigkeit von Sonderregelungen für Landwirte, Rentner, Berufs- und Erwerbsunfähige etc. im deutschen Ausgleich hängt ebenfalls mit der Finanzierung über Lohnprozente zusammen. Im Gegensatz dazu ist in der Schweiz eine Gleichbehandlung aller erwachsenen Einwohner durchsetzbar. Der im Gegensatz zu Deutschland vorgenommene Ausschluß der Kinder ist dagegen nicht systemkonform (vgl. Abschnitt 3).

Auch bei der Datenerhebung schlägt die Schweiz einen wesentlich einfacheren Weg ein. Es werden sämtliche Leistungen aller Versicherten erhoben, was den Risikoausgleich weniger anfechtbar macht als sein deutsches Pendant, bei dem lediglich eine Stichprobe der Leistungen bei einer Stichprobe der Versicherten erhoben wird. (Auch die Vollerhebung in der Schweiz stößt allerdings an Grenzen. Aus organisatorischen Gründen können die Leistungen von HMO-Versicherten nicht erfaßt werden. Das betrifft zwar momentan nur 2,52% der Versicherten (Risikoausgleichsstelle 1996), die starke Zunahme dieser Gruppe mit Wachstumsraten von gegenwärtig 162% (CSS Statistik) legt in naher Zukunft eine Änderung der Datenerfassung nahe).

¹⁵ Für eine ausführliche Beschreibung des deutschen Risikostrukturausgleichs siehe nera 1995

¹⁶ Für den sozialen Ausgleich sorgen die direkt an Personen mit niedrigen Einkommen ausbezahlten staatlichen Subventionen

Organisatorisch läuft die Datenerfassung über zwei Stufen: Alle Kassen liefern ihre Angaben direkt von ihren Datenbanken an die Ausgleichsstelle, welche ihrerseits nach erfolgter Berechnung den Kassen Rechnung stellt oder die Guthaben an sie ausbezahlt. Geprüft wird der Ablauf von einer Treuhandfirma. Die Ausgleichsstelle ihrerseits darf Datenfehler, welche sie entdeckt, niemals selber beheben. Sie muß dann an die fehlbare Kasse gelangen und eine korrekte Lieferung verlangen. Die Strafbestimmungen für einen solchen Fall sind eindeutig und hart, und es ist noch kein Fall bekannt, wo eine Datennachlieferung verweigert worden wäre.

Im Vergleich dazu ist das mehrstufige deutsche Verfahren viel komplizierter und auch problematischer. Nicht nur daß die Daten über 5 Stufen erhoben werden (Leistungserbringer → Dachverband der Leistungserbringer → individuelle Kassen → Dachverband der Kassen → Ausgleichsstelle). Der Dachverband der Kassen hat zudem das Recht, die Plausibilität der Daten zu prüfen und sie ggf. abzuändern, was unseres Erachtens höchst problematisch ist.

Sind die Daten einmal bei der Ausgleichsstelle, so führt die schweizerische Formel automatisch zum Ausgleich von Ein- und Auszahlungen, während das Bundesversicherungsamt mittels Korrekturfaktoren die Zahlungsströme in Einklang bringen muß.

Ein weiteres Unterscheidungsmerkmal ist die für die Schweiz typische Betonung des föderalistischen Moments im Gegensatz zum deutschen Ausgleich, der lediglich alte und neue Bundesländer unterschiedlich behandelt. Möglicherweise wird der Förderalismus in der Schweiz auf die Spitze getrieben. So werden beispielsweise im Kanton Appenzell Innerrhoden in der obersten Altersgruppe noch 12 Männer erfaßt (Risikoausgleichsstelle 1996), was als Stichprobe viel zu klein ist. Die Ausgleichszahlungen erhalten damit in kleineren Kantonen auch recht zufälligen Charakter. Dem könnte durch Zusammenlegung von Kantonen abgeholfen werden.

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß der schweizerische Risikoausgleich einfacher und transparenter aufgebaut ist, dadurch wahrscheinlich auf größere Akzeptanz stößt und geographischen Unterschieden stärkeres Gewicht beimißt. Zudem treffen viele der im Folgenden beschriebenen Mängel des Risikoausgleichs auch für den komplizierter ausgestalteten deutschen Risikostrukturausgleich zu.

5. Die Mängel der Risikoausgleichsformel

5.1 Kritikpunkte aus der Literatur

Die Risikoausgleichsformel basiert auf der Annahme, daß Alter und Geschlecht das Krankheitsrisiko im wesentlichen erklären können. Im Gegensatz dazu besteht in der Literatur ein breiter Konsens, daß dem gerade nicht so ist. Theoretisch können maximal 20% der Schwankungen in den individuellen Gesundheitskosten prognostiziert werden (Newhouse 1986 und van Vliet 1992). Berechnungen zeigen, daß Indikatoren wie Geschlecht, Alter und Wohnort lediglich 3% dieser Schwankungen erklären (Thomas und Lichtenstein 1986, van Vliet und van de Ven 1992, van de Ven und van Vliet 1992, Epstein und Cumella 1988, Howland et al. 1987, Beebe et al. 1985). Auch CSS-eigene Berechnungen mit Daten aus ihrem Versichertenbestand führten zu lediglich 4% Erklärungsgehalt¹⁷ (CSS 1994).

Problematisch wird das Ganze darum, weil es andere Erklärungsfaktoren gibt, die das Risiko deutlich besser zu erklären vermögen und den Versicherern bekannt sind, in der Risikoausgleichsformel jedoch nicht berücksichtigt werden. Die einfache Faustregel: „Wer in der Vergangenheit hohe Kosten verursacht hat, wird es mit hoher Wahrscheinlichkeit auch in Zukunft tun“, steigert den Erklärungsgehalt erheblich. Bei den genannten Autoren finden wir Werte zwischen 4% und 10% (dieselben sowie Beck und Zweifel 1995).

Das Problem besteht nun aber darin, daß wir die Anreize der Kassen falsch setzen, wenn wir die Kosten der vergangenen Jahre in die Ausgleichsformel einbeziehen. Eine möglichst großzügige Auszahlung von Leistungen wird dann rückwirkend belohnt, und der Anreiz zum Sparen wird untergraben.

Es mag erstaunen, daß Geschlecht und Alter das Risiko so schlecht zu erklären vermögen, vor allem mit Blick auf Abbildung 4, in der sich die Kosten ja ganz deutlich mit dem Alter und dem Geschlecht verändern.

Zwei Hinweise scheinen daher angebracht: in den zitierten Berechnungen wurde der Versuch unternommen, die „individuellen Krankheitskosten“ zu erklären, während die Graphik die „Durchschnittskosten“ von Versicherten zeigt, nach Geschlecht und Alter gruppiert. Je größer diese Gruppen sind, desto besser pro-

¹⁷ Statistisch verstehen wir unter Erklärungsgehalt den maximal erreichbaren Determinationskoeffizienten

gnostizierbar werden ihre Kosten (vgl. auch nera 1955, S. 21).

Das Bild der individuellen Kostenwahrscheinlichkeit unterscheidet sich aber stark von den Gruppenschnitten. So zahlten (im Jahre 1993) trotz ihres hohen Gruppenschnitts 50% der über 75jährigen mehr in die Krankenkasse ein, als sie von der Kasse an Leistungen bezogen hatten (CSS 1994). Weil die Kassen (insbesondere in der Schweiz) Individuen und nicht Gruppen versichern, muß der Risikoausgleich nicht nur das Gruppenrisiko, sondern vor allem das individuelle Risiko erklären können. Und das, das zeigen die Berechnungen und die Simulation im folgenden Abschnitt, kann er nur ungenügend.

Der zweite Hinweis betrifft den Begriff „Erklärbarkeit“: Wie erwähnt, berechnen Newhouse (1986) und van Vliet (1992) eine Obergrenze der Erklärbarkeit von 20%. D.h. der größte Teil der individuellen Schwankungen in den Gesundheitsausgaben ist rein zufällig und nicht vorhersehbar. Dieser unsystematische Teil der Gesundheitskosten gehört nicht zur Information, die zu Selektionszwecken gebraucht werden kann. Anders ausgedrückt: Rein zufälligen Kosten kann durch Risikoselektion nicht ausgewichen werden. Sie treffen die selektionierenden Kassen genau so wie die anderen, weil sie nicht vorhersagbar sind.

Eine perfekte Risikoausgleichsformel sollte sich daher darauf konzentrieren, nur die prognostizierbaren Kostenunterschiede auszugleichen. Vor allem die niederländische Forschergruppe um Prof. van de Ven vertritt diese Position mit Vehemenz.

Mit den heute in Deutschland und in der Schweiz gebräuchlichen Formeln werden aber Gesamtkosten ausgeglichen. Technisch gesprochen ginge es darum, eine Formel, die auf Durchschnittskosten basiert, zu ersetzen durch eine, die auf Regressionskoeffizienten basiert.

Dabei stellen sich zwei Probleme: Prognosemodelle (wir wollen sie im folgenden ex ante-Modelle nennen) haben den Nachteil, daß sie nicht in der Lage sind, mehr als etwa die Hälfte (10–12%) der theoretisch prognostizierbaren Kostenunterschiede (20%) zu erklären, das zeigt die Literatur. Dabei benötigen sie zur Erklärung dieser gut 10% große Datenmengen. Zudem sind sie nicht so einfach handhabbar wie Durchschnittskostenmodelle (die wir ex post-Modelle nennen wollen).

Wer nun glaubt, ex post-Modelle, wie der Risikoausgleich eines ist, führe lediglich zu einem zu hohen Umverteilungsvolumen, täuscht sich. Zu diesem ersten Mangel kommt ein zweiter dazu: Die Umverteilung kann ebenfalls, wie wir gleich sehen werden, systematisch unterlaufen werden.

5.2 Ergebnisse einer Simulation

Wir stützen diese Behauptung auf eine Simulationsrechnung. Diese basiert auf einer repräsentativen Stichprobe von 4689 CSS-Versicherten aus dem Kanton Zürich. Von diesen Individuen kennen wir Geschlecht, Alter sowie die jährliche Pflegegrundversicherungs-Leistungen abzüglich der Kostenbeteiligungen für die Jahre 1990–1994.¹⁸ Diese Stichprobe wurde mit einem Zufallsverfahren so in zwei Unterstichproben aufgeteilt, daß die kleinere mit 938 Individuen genau dieselbe Altersstruktur hatte wie die Sanitas (vgl. Abb. 3), während die Altersstruktur der größeren Stichprobe etwa der der Schweizer Bevölkerung entspricht.

Mit diesen beiden Teilstichproben simulierten wir zwei Kassen A und B. Für beide Kassen wurde die kostendeckende Prämie berechnet. Die der Sanitas entsprechende Kasse A startete mit einer Kopfprämie von sFr. 73.– pro Monat und lag damit im ersten Jahr sFr. 26.– unter der Konkurrenzkasse.

Im weiteren nahmen wir an, daß Kasse A sich vollständig vom Markt abschotten könne und daß sie zusätzlich Risikoselektion betreibe, indem sie für jedes versicherte Individuum die Prämien den Leistungen gegenüberstellt. Versicherte mit negativem Saldo würden aus der Kasse ausgeschlossen und durch Gleichaltrige mit allerdings unbekanntem Gesundheitszustand ersetzt. Eine weitere Annahme war die, daß Selektionen nur im Jahre 1990 vorgenommen würden, weil ab 1991 ein Gesetz in Kraft trete, das weitere Selektionen verbiete.

Diese 3 Annahmen zusammen mit der Altersstruktur der beiden Kassen entsprechen etwa der Situation in der Schweiz vor und nach der Einführung des neuen Gesetzes. Die dritte Annahme, daß das Selektionsverbot durchsetzbar sei, ist sehr optimistisch. Die Absicht ist

¹⁸ In der Schweiz ist gesetzlich vorgeschrieben, daß pro Jahr die ersten 150.– sFr. Gesundheitskosten vom versicherten Individuum selbst zu tragen sind. Vom 151. bis zum 6150. Franken sind 10% Selbstbehalt zu übernehmen, d.h. maximal 600.– sFr.

die, zu zeigen, daß auch unter optimistischen Voraussetzungen die Wirksamkeit des Risikoausgleichs beschränkt ist. Wir wenden uns nun zwei Szenarien zu:

Szenario 1. Entwicklung der Prämien ohne Risikoausgleich (sFr./Monat)

Jahr	1990	1991	1992	1993	1994
Kasse A	73	51	70	76	80
Kasse B	99	132	133	148	146
Differenz	26	81	63	72	66

In diesem Szenario startet Kasse A bereits mit 26.- sFr. Vorsprung, der rein altersmäßig bedingt ist. Die Gesundheitsprüfung ihrer Mitglieder erhöht den Abstand auf 81.- sFr. Zwar reduziert sich ab dem Jahre 1991 der Vorteil der kleineren Kasse, er liegt aber 1994 immer noch bei 66.- sFr. pro Monat. D.h., falls sich ein Risikoselektionsverbot wirklich durchsetzen läßt, machen sich die Selektionsvorteile noch über mehrere Jahre bemerkbar.

Szenario 2. Entwicklung der Prämien mit Risikoausgleich (sFr./Monat)

Jahr	1990	1991	1992	1993	1994
Kasse A	91	78	95	104	111
Kasse B	94	125	127	142	138
Differenz	3	47	32	38	27

Von Anfang an ist nun die offizielle Risikoausgleichsformel in Kraft, und es fällt auf, daß Risikoselektion, die nur auf Alter und Geschlecht basiert, durch den Risikoausgleich vollständig neutralisiert werden kann. Im Jahre 1990 unterscheiden sich die Prämien lediglich um zufällige 3.- sFr.

Sobald Kasse A aber eine Gesundheitsprüfung vornimmt, gemäß der Faustregel, „wer heute teurer ist, wird es auch in Zukunft sein“, kann sie trotz Zahlungen an den Ausgleichsfonds einen substantiellen Prämienvorteil von 47.- sFr. erwirtschaften. Dieser Vorteil nimmt zwar im Laufe der Zeit ab, bleibt aber mit 27.- sFr. im Jahre 1994 erstaunlich hoch.

Fazit: Der Risikoausgleich eliminiert zwar Kostenvorteile, die nur auf Unterschiede in Alter und Ge-

schlecht zurückzuführen sind, bleibt aber machtlos bei raffinierteren Selektionsmethoden. Zudem bleiben einmal gewonnene Selektionsvorteile über Jahre erhalten.

Gestützt wird diese Behauptung durch eine weitere, ebenfalls auf CSS-Daten basierende, aber unabhängig von der Kasse durchgeführte Analyse (Keller 1995). Keller unterteilt eine Stichprobe von 8742 Versicherten in Kostenklassen. Alle Versicherten, die im Jahre 1990 keine Kosten verursacht haben, liegen auch 1994 noch 49% unter dem Gesamtdurchschnitt, während Individuen mit Kosten über dreitausend Franken im Jahre 1990 vier Jahre später immer noch durchschnittlich dreimal teurer als der Gesamtdurchschnitt sind (vgl. Tabelle 1).

Die Einführung eines Risikoausgleichs, basierend auf Alter, Geschlecht und Kantonzugehörigkeit, verbessert das Bild nur unwesentlich. Die günstigen Individuen sind nach 4 Jahren noch 39% günstiger, die teureren nach 4 Jahren immer noch doppelt so teuer (197%).

Illustriert das Simulationsszenario 2 die Unvollkommenheit einer ex post-Ausgleichsformel, so zeigt Keller mit seinen Berechnungen, daß auch eine ex ante-Formel, die sich auf Alter, Geschlecht und Wohnort beschränkt, zu unvollständigem Ausgleich führt.

6. Unzulänglichkeiten der Rahmenbedingungen

Das neue Gesetz brachte freie Beweglichkeit durch Abschaffung des Gesundheitsvorbehalts¹⁹ und der eintrittsaltersabhängigen Prämienhöhe. Zudem macht die Standardisierung der Versicherungsdeckung in der Grundversicherung die Prämien der Kassen vergleichbar.

Diese freie Mobilität der Versicherten sollte die Ungleichheiten, die durch Risikoselektion entstehen können, zum Verschwinden bringen, weil jede Kasse mit niedrigen Prämien einem Zustrom unterschiedlichster Risiken ausgesetzt sein wird, welche das Kostenniveau dieser Kasse dem Durchschnitt anpaßt, es sei denn, der Kostenunterschied sei durch effizientes Wirtschaften oder erfolgreiches Vermarkten kostensparender Versicherungsformen entstanden.

¹⁹ Früher konnten die Kassen bei Bestehen eines Leidens im Moment des Eintritts in die Kasse alle Zahlungen, die im Zusammenhang mit diesem Leiden standen, während längstens 5 Jahren verweigern. Diese Regelung hat mit der Einführung des Versicherungsobligatoriums die Notwendigkeit verloren

Tabelle 1. Entwicklung der Mittelwerte verschiedener Kostengruppen

Gr	Kostenintervall in sFr.	Versicherte		Mittelwert 1990	Mittelwert 1994	Gruppenmittel ÷ Gesamtittel (1994)	
		Anzahl	Anteil			ohne R. A.	mit R. A.
1	0	1823	20.9%	0	730	0.51	0.61
2	1-200	1700	19.4%	106	733	0.51	0.66
3	201-500	1621	18.5%	332	972	0.68	0.78
4	501-1000	1369	15.7%	724	1520	1.06 ns	0.99 ns
5	1001-2000	1141	13.1%	1418	2045	1.43	1.14
6	2001-3000	488	5.6%	2440	2790	1.95	1.39
7	>3000	600	6.9%	5836	4294	3.00	1.97
Total		8742	100.0%	916	1431		

ns: kein statistisch signifikanter Unterschied zwischen den Mittelwerten (t-Test, $P=0,05$)
Quelle: Keller (1995), S. 45; Mittelwerte in sFr.; R. A. = Risikoausgleich

In Wirklichkeit ist die Beweglichkeit der Versicherten gar nicht so groß, wie das neue Gesetz vermuten läßt, so daß nach wie vor Risikoselektion betrieben werden kann.

6.1 Risikoselektion über die Wahlfranchise

Das Gesetz gibt dem Versicherer die Möglichkeit, sogenannte Wahlfranchisen anzubieten. Das bedeutet, daß ein Versicherungsnehmer sich verpflichtet, im Krankheitsfall mehr als die ersten 150.- sFr. selber zu tragen (beispielsweise die ersten 300.-, 600.-, 1200.- oder 1500.-). Dafür erhält er auf seinen Prämien einen Nachlaß. Jeder Versicherer, der Wahlfranchisen anbieten will, muß seinerseits alle Varianten in seinem Angebot führen und gleichzeitig auch die ordentliche Franchise von 150.- sFr. anbieten.

Es liegt auf der Hand, daß hohe Wahlfranchisen vor allem für gute Risiken interessant sind und ein Versicherer, der nur die obersten Wahlfranchisen (nämlich 1200.- und 1500.-) anbieten würde, nur sehr gute Risiken aufnehmen müßte. Aus diesem Grund schreibt das Gesetz auch ein umfassendes Angebot vor.

In der Branche ist nun hinlänglich bekannt, daß gewisse Kassen Bewerber für tiefere Franchisen unter 600.- sFr. abwimmeln. Die Beamten des BSV konterten diesen Vorwurf mit dem Hinweis, daß dem Versicherten ja der Rechtsweg offen stehe und er vor Versicherungsgericht sicher recht bekäme (Stirnimann 1996).

Nur, wie groß ist der Anteil der Versicherten, welche die Unrechtmäßigkeit im Vorgehen der Kasse erkennen? Der große Teil der Abgewiesenen wird sich an eine andere Kasse wenden, während die paar wenigen, welche die juristische Situation kennen und mit einem Verfahren drohen, sofort aufgenommen werden dürften. Somit kommt es in keinem Fall zu einer Verurteilung der Kasse, und die Risikoselektionsstrategie zahlt sich (in den meisten Fällen) aus.

Ob eine solche Selektion über Wahlfranchisen wirklich stabil ist, bleibt jedoch fraglich. Geht man wieder von einer selektionierenden Kasse A und einer solidarischen Kasse B aus, verbessert sich die Risikostruktur der Kasse A dadurch, daß sie nur Personen mit höheren Wahlfranchisen aufnimmt. In der Folge kann sie ihre Prämien senken, während die weniger guten Risiken, welche sich in der Kasse B sammeln, höhere Prämien in Kauf nehmen müssen.

Wenn der Prämienunterschied zu groß wird, kann, je nach Präferenzen der Individuen, die Situation entstehen, daß die günstige Prämie von A den Nachteil von höheren Franchisen wettzumachen beginnt. Es ist möglich, daß für ein weniger gutes Risiko in B die Wahlfranchisenprämie von Kasse A attraktiver wird als die hohe Prämie in B zusammen mit tiefer Franchise. Er oder sie nimmt also lieber eine höhere Kostenbeteiligung in Kauf, weil in der Kasse B inzwischen auch die ordentliche Franchise auf ein beachtliches Prämienniveau geklettert ist.

Kasse A kann also nie ganz sicher sein, ob sie nicht langfristig erneut einem Zustrom weniger guter Risiken ausgesetzt ist, die den Kostenvorteil von A dann wieder zunichte machen. Es handelt sich hier um den klassischen Fall eines instabilen Nash-Gleichgewichts nach Rothschild und Stiglitz (1976).²⁰

6.2 Risikoselektion über Zusatzversicherungen

Viel sicherer ist die Selektion über Zusatzversicherungen. Diese decken weitergehende Versicherungsbedürfnisse ab, wie beispielsweise höhere Spitalklassen, Eintritt in Spitäler außerhalb des Wohnkantons, alternativmedizinische Behandlungen etc. Ist die Beweglichkeit in der Grundversicherung zwar gestiegen, so bleibt sie in der Zusatzversicherung weiterhin eingeschränkt. Zwar sind hier risikogerechte Tarife zugelassen, womit der Hauptanreiz zur Risikoselektion wegfällt (Pauly 1984), aber weil das Hauptgeschäft einer Krankenkasse das Grundversicherungsgeschäft ist²¹ und zudem viele Versicherte neben der Grundversicherung eine Zusatzversicherung abgeschlossen haben²², eignet sich das Zusatzversicherungsgeschäft hervorragend zur Selektion in der Grundversicherung.²³

Will eine chronischkranke Person von Kasse B zu Kasse A wechseln, so kann ihr A eine reduzierte Deckung anbieten, wobei alle Leistungen, die das chronische Leiden betreffen, gestrichen sind, oder die Aufnahme gänzlich verweigern. Zwar hat diese Person dann immer noch die Möglichkeit, die Grundversicherung bei A abzuschließen und die Zusatzversicherungen in B zu lassen, was aber erhebliche Komplikationen mit sich bringt. Muß sie doch bei jeder Rechnung abklären, ob sie sie bei Kasse A oder B oder bei beiden einzureichen habe. Zudem kann die Rabattregel so ausgestaltet sein, daß es sich lohnt, Grund- und Zusatzversicherung bei derselben Kasse abzuschließen.

²⁰ Im Anhang A ist ein solch denkbares Ungleichgewicht anhand eines Zahlenbeispiels illustriert

²¹ Wie bereits erwähnt, gehen 86% der Leistungen aller Krankenkassen auf das Konto der Grundversicherung (BSV 1993, S. 30)

²² Bei der CSS beispielsweise haben 97% der Grundversicherten noch eine Zusatzversicherung

²³ Vergleiche auch Ilg (1995)

Auch die Ausgestaltung der Zusatzangebote, beispielsweise mit Vergünstigungen für Fitnesscenter, kann zum Anwerben von guten Risiken gebraucht werden (Peter 1996).²⁴ Es zeigt sich somit, daß die Kassen über eine Reihe von Möglichkeiten verfügen, durch die Zusatzdeckung die Mobilität in der Grundversicherung einzudämmen.

Nicht vergessen werden darf, daß alle Selektionsvorteile, die in den Jahren vor der Gesetzesreform und der Einführung des Risikoausgleichs erarbeitet worden sind, auch längerfristig bestehen bleiben (vergleiche die Simulationsergebnisse in Abschnitt 6.2) und durch den Risikoausgleich nur teilweise ausgeglichen werden.

6.3 Gefahr der Selbstselektion

Die erhöhte Mobilität muß aber nicht nur dazu führen, daß Kassen Jagd auf gute Risiken machen. Auch wenn die Kassen passiv bleiben, könnte die Selbstselektion der Versicherten zu Risikoverschiebungen zwischen den Kassen führen. Entscheidend ist, ob die Kassen einen Informationsvorsprung gegenüber den Versicherten haben, das führt zu Risikoselektion, oder die Versicherten gegenüber der Kasse, das führt zu Selbstselektion, und ob die jeweilige Gruppe ihren Vorsprung auch aktiv ausnützt.

Einerseits braucht es eine Abschottung der Kasse mit günstigen Risiken vom Markt. Diese Abschottung kann nur die Kasse selbst vornehmen. Verhält sie sich passiv, so hat der Markt selbst die Tendenz, die Risikounterschiede, sobald sie sich als Prämiendifferenzen bemerkbar machen, wieder auszugleichen.

Eine der Schlußfolgerungen von Rothschild und Stiglitz (1976) bei Vorliegen von Selbstselektion ist die, daß bei Existenz eines Gleichgewichts im Markt die weniger guten Risiken die guten Risiken teilweise verdrängen und volle Versicherungsdeckung kaufen können, während die guten Risiken nur unvollständige Deckung nachfragen. (Es sind also die guten Risiken, welche bei Selbstselektion zu kurz kommen). Dabei gehen sie von einem Markt mit freiem Zutritt aus. Im vorliegenden Fall handelt es sich aber um eine Zwangsversicherung, so daß die Deckung für alle Risiken, unabhängig von ihrer Qualität, identisch ist. Indem die Grunddeckung

²⁴ Eine grundsätzliche Kritik an der präventiven Tätigkeit der Krankenkassen formuliert Nagel (1996)

obligatorisch erklärt wird, wird ein Teil des Rothschild/Stiglitz-Problems aufgefangen.²⁵

Aus der Literatur wissen wir, daß Selbstselektion kaum ein Problem ist, wenn der Versicherer die Prämien risikogerecht gestalten kann (van de Ven und van Vliet 1995). Diese Prämien-gestaltung ist dem Versicherer in der Grundversicherung aber verboten. Somit dürfte ein gewisser Informationsvorsprung der Konsumenten existieren. Nicht weil die Versicherten mehr wissen, sondern weil die Versicherer ihre Informationen nicht umsetzen dürfen.

Nun betont aber Pauly (1984, S. 93): „One of the things that theory does say here is that a little bit of adverse selection may cause marked equilibrium to unravel. But then only a little bit of consumer inertia is needed to reinstate it.“²⁶

Eine ausgeprägte Konsumententrägheit läßt sich dagegen im Schweizer Markt sehr gut nachweisen. Unfreiwilligerweise hat das BSV mit seiner neuen Verordnung zu den Wahlfranchisen die Grundlagen für einen Trägheitstest mit 7 Millionen Versicherten geliefert.

Die Idee der Wahlfranchisen wäre grundsätzlich die, daß eine höhere Beteiligung der Versicherten am Risiko tiefere Prämien zur Folge hätte. Eine eher eigenartige Verordnung des BSVs führt nun aber dazu, daß der Abschluß einer höheren Wahlfranchise von 300.- sFr. das Risiko für den Versicherten in jedem Fall reduziert.

Die Tabelle zeigt das Beispiel einer VISANA-Versicherten, die sogar im Krankheitsfall noch 11.75 sFr. spart gegenüber der Variante Franchise 150.-. Es ist also in jedem Fall lukrativ, die Variante Wahlfranchise 300.- zu wählen.

Überschlagsmäßig gerechnet lohnt sich ein Wechsel zur Wahlfranchise für 68% der CSS-Versicherten. Trotz Hinweis auf diese Sparmöglichkeit in der Tagespresse sowie der Konsumentenschutzzeitung, ja sogar der kaseneigenen CSS-Zeitung, die an sämtliche Mitglieder versandt wird, und der außerordentlichen Möglichkeit, auch noch rückwirkend die Vertragsbedingungen ändern zu dürfen, haben lediglich 24% auf höhere Wahl-

Tabelle 2. Beispiel einer VISANA-Versicherten im Kanton Zug 1996

		Option ordentliche Franchise 150.- sFr.	Option Wahlfranchise 300.- sFr.
gesund	Prämie	1 617.60	1 455.85
schwer krank	Prämie	1 617.60	1 455.85
	Franchise	150.00	300.00
	Selbstbehalt	600.00	600.00
	Total	2 367.60	2 355.85

franchisen umgestellt. D.h. 44% der CSS-Versicherten (und das sind 65% der in Frage kommenden) ziehen es vor, für das Jahr 1996 einen Verlust im Extremfall bis zu 295.- sFr. in Kauf zu nehmen.²⁷

Damit dürfte ausreichend unterstrichen sein, daß der schweizerische Versicherungsmarkt durch erhebliche Trägheit gekennzeichnet ist. Aus all den genannten Gründen kann gefolgert werden, daß Selbstselektion im Schweizer Markt wohl kaum ein Problem sein dürfte.

7. Alternativen zur Risikoausgleichsberechnung

Es muß also nach anderen Möglichkeiten zur Verbesserung der Formel gesucht werden. Nach gut 10 Jahren Forschung auf diesem Gebiet zeichnet sich ab, daß eine gute und gleichzeitig einfache Lösung dieses Problems nicht in Sicht ist.²⁸ Unter Einbezug aufwendiger Zusatzinformationen läßt sich der Erklärungsgehalt auf 10% bis 12,09% steigern (Ash et al. 1989, Lamers 1996), wobei in Frage gestellt werden darf, ob die genannten Lösungen von den Kosten des Berechnungsaufwandes her noch vertretbar sind (Swartz 1995).

7.1 Ergänzung mit Risikopools

Eine andere Lösung schlagen van Barneveld et al. (1995) vor. Weil die Gesundheitskosten von der Ausgleichsstelle nicht besser prognostiziert werden können, suchen sie nach einer institutionellen Regelung, die den

²⁵ Für eine ausführliche Argumentation siehe Breyer und Zweifel, 1992, S. 165 ff.

²⁶ „Eine der Aussagen, die die Theory dazu macht, ist die, daß schon ein bißchen Selbstselektion das Marktgleichgewicht aufröselt. Aber dann benötigt es auch nur ein bißchen Trägheit der Konsumenten, um es wieder herzustellen“

²⁷ Der Autor dankt Frau Claudia Limacher (CSS) für die Zusammenstellung der notwendigen Daten

²⁸ Newhouse, eine der führenden Kapazitäten auf diesem Gebiet, meint dazu: „The good news is (...), that there is a substantial literature on risk adjustment. The bad news is, that the literature could be summarized as: we don't know how to do it very well despite of several years of trying.“ (Newhouse 1994, S. 139)

Kassen den Anreiz gibt, ihren Wissensvorsprung bekannt zu geben. So schlagen sie ein obligatorisches Pooling vor.

Jede Kasse muß „zum voraus“ jährlich einen bestimmten Prozentsatz ihrer Versicherten für einen Pool anmelden. Das Risiko der Versicherten im Pool tragen dann alle Versicherer gemeinsam. Das Risiko der verbleibenden, nicht-gepoolten tragen nach wie vor die Kassen, wobei die Strukturunterschiede dieser Nicht-Gepoolten über einen normalen Risikoausgleich ausgeglichen werden.

Es ist nämlich ein empirisches Faktum, daß eine ganz kleine Zahl der Versicherten einen unverhältnismäßigen Anteil der Gesundheitskosten verursachen. So fallen 50% der gesamten Gesundheitskosten bei den 5% teuersten Individuen an, während sogar nur 1% der Versicherten für 25% der Kosten verantwortlich ist (Newhouse 1994, S. 139).

Würden also die 5% teuersten Versicherten gepoolt, so wären die verbleibenden 95% viel homogenere Risiken, und der Anreiz, Risikoselektion trotz Risikoausgleich zu betreiben, wäre massiv reduziert. Zudem würden durch die Meldung der Kassen genau diejenigen Risiken gepoolt, von denen hohe Kosten erwartet werden (die Liste der Pool-Versicherten muß ja zum voraus eingereicht werden). Dies wären gerade die Risiken, die Opfer einer Selektionspolitik würden.

Allerdings sind auch zwei gewichtige Einwände gegen diese Kombination von Versicherungspool und Risikoausgleich zu machen:

Die Effizienz der Kassen wird reduziert: Ist ein Versicherter einmal für den Pool angemeldet, kann es der Kasse während des folgenden Jahres egal sein, wie hoch seine Kosten sind. Weil diese Kosten via Pool auf die Schultern aller Versicherer verteilt werden. Der Anreiz zur Kostenkontrolle geht zudem gerade bei den Versicherten verloren, bei denen es um die größten Summen geht, wo Sparen den größten Effekt hätte.

Zudem verlieren die Kassen Geschäftsautonomie: Aufgabe einer selbständig arbeitenden Kasse ist es ja gerade, die Kosten der wenigen hohen Risiken mit den Einnahmen der vielen guten Risiken auszugleichen. Faßt man nun alle hohen Risiken in einem Pool zusammen, so schrumpft die Verantwortung der Kasse als Risikoträger gewaltig. Es verwundert nicht, daß dieser Diskussionsvorschlag aus den Niederlanden kommt, wo

Tabelle 3. Die Kosten Überlebender und Verstorbener im Vergleich

Untersuchung	Jahr	in	Durchschnittskosten der		Faktor
			Überlebenden	Verstorbenen	
Nooren/van Vliet (1994)	1976-79	hfl.	684	6262	9.2
Lubitz/Riley (1993)*	1976	\$	492	3488	7.1
	1988	\$	1924	13316	6.9
Zweifel/Felder/Meier (1995)*	1983	sFr.	860	9150	10.6
	1992	sFr.	2800	15000	5.4
Beck (1996b)	1993	sFr.	1313	17716	13.5
	1994	sFr.	1388	18400	13.3

*) nur Kosten von über 65jährigen Personen in der Stichprobe

die Kassen heute nur für 2,5% ihres Prämienvolumens einem Risiko ausgesetzt sind (van de Ven et al. 1994). In der Schweiz, wo die Kassen zu 100% Risikoträger sind, stößt ein solcher Vorschlag in der Branche auf wenig Verständnis.

Könnte man den Vorschlag von van Barneveld als subjektives Pooling bezeichnen, weil die Versicherten gemäß der subjektiven Einschätzung durch die Versicherer gepoolt werden, so versuchten wir, dem ein objektives Pooling entgegenzustellen (Beck und Zweifel 1996).

Neuere Untersuchungen zeigen, daß auch der Todesfall spezielle Eigenschaften aufweist (siehe Tabelle 3). So liegen die Durchschnittskosten der letzten Lebensjahre um das 5- bis 13fache höher als der Durchschnitt der Überlebenden. Zweifel, Felder und Meier (1995) weisen nach, daß die Kostenhöhe generell nicht mit dem Lebensalter einer Person, sondern mit deren Nähe zum Tod korreliert ist. Nur Roos et al. (1987) präsentieren eine schwache Evidenz dafür, daß die Todesfallkosten abhängig vom Lebensalter der Verstorbenen sein sollen. Sie arbeiten aber nicht mit Individualdaten und zum Teil mit geschätzten Größen.

Folgt man der These von Zweifel et al., daß die Todesfallkosten unabhängig vom Alter sind, so kann relativ einfach ein objektives Pooling definiert werden: Alle Versicherten, die während des Bemessungsjahres verstorben sind, werden herausgegriffen und gepoolt. Die Kosten dieser Verstorbenen werden gleichmäßig auf die Kassen verteilt, während für die Überlebenden ein Risi-

koausgleich gemäß momentaner Formel berechnet wird.

Damit werden die Kosten der im Risikoausgleich verbleibenden Versicherten homogener und Risikoselektion wird weniger rentabel. Aber auch die Effizienz leidet nicht so stark wie beim Vorschlag van Barnevelds et al. (1995) mit zum voraus definiertem Pool. Weil eine Kasse zum vornherein nicht weiß, welche Versicherten in den Pool kommen werden, und darum eher wieder sämtliche eingehenden Rechnungen gleich gründlich prüft.

Szenario 3. Entwicklung der Prämien mit Risikoausgleich und Todesfallpooling (sFr./Monat)

Jahr	1990	1991	1992	1993	1994
Kasse A	91	84	100	112	120
Kasse B	94	123	126	139	136
Differenz	3	39	26	27	16

Das objektive Pooling führt zwar nicht zum perfekten Risikoausgleich, verbessert aber seine Wirkung erheblich. Berechnet wird nochmals dieselbe Simulation, wie in Abschnitt 6.2 beschrieben.²⁹ Die Prämienendifferenz fällt bereits 1991 8,- sFr. geringer aus als mit Risikoausgleich allein, und 1994 reduziert sich der Unterschied zwischen den Kassen um 41% (vgl. Tabelle zu Szenario 2). Zudem ist die Idee des Poolings der Verstorbenen mit geringem, zusätzlichem Datenbedarf umsetzbar, wobei nur Informationen erhoben werden müssen, über die die Kassen heute bereits verfügen.

Kritik erhoben an der Idee des objektiven Poolings wurde vor allem deshalb, weil Todesfälle nicht prognostizierbar sind. „Ultima ora latet“,³⁰ und folglich können gerade die Verstorbenen nicht Opfer von Risikoselektion sein.³¹ Grundsätzlich richtet sich diese Kritik gegen den ganzen schweizerischen Risikoausgleich, weil

²⁹ Zur Erinnerung: Eine Stichprobe wird in 2 Samples dividiert, wovon Sample A die vorteilhafte Altersstruktur der Sanitas, das Sample B etwa die schweizerische Altersstruktur aufweist. Die Versicherten in Sample A werden im Jahre 1990 einer Gesundheitsprüfung unterzogen und alle Risiken mit höheren Leistungen als Prämien ausgeschlossen und durch gleichaltrige, unbekannte Risiken aus B ersetzt. Ab 1991 seien diese Risikoselektionsaktivitäten verboten, aber Kasse A weiß sich abzuschotten

³⁰ Die letzte Stunde ist ein Geheimnis

³¹ Diesen Einwand verdanke ich Prof. René van Vliet

er nicht prognostizierbare Kosten (ex ante), sondern tatsächliche Kosten (ex post) ausgleicht. Wollte man den Risikoausgleich in eine ex ante-Formel umwandeln (basierend auf einer Regression), so entstünde das Problem, daß ein großer Teil der theoretisch prognostizierbaren Kosten von einer Formel, basierend auf Alter, Geschlecht und Wohnort, nicht erfaßt würde.

Es bliebe auch dann viel Raum für profitable Risikoselektion. Da aber in der gesamten Literatur noch keine mit vernünftigem Aufwand handhabbare Formel zu finden ist, könnte eine ex ante-Formel, ergänzt um rückwirkendes Todesfallpooling, mit Sicherheit den Spielraum für Risikoselektion reduzieren.

Beim Todesfallpooling erhält jede Kasse genau die für Verstorbene angefallenen Kosten zurückerstattet, zahlt aber entsprechend ihrer Mitgliederzahl einen Beitrag.³² Die Todesfälle selber sind unterteilbar in Fälle, wo der Tod überraschend und mit sofortiger Wirkung eintritt, und Fälle, wo der Tod längerem Leiden erlösend ein Ende setzt. Der plötzliche Tod führt in der Regel zu geringeren Kosten, im Gegensatz zum langsamen Sterben. Ferner dürfte auch der plötzliche Tod schwieriger prognostizierbar sein, die hohen Kosten des langsamen Ablebens dagegen eher besser.

Aufgrund dieser Überlegungen ist es plausibel anzunehmen, das Todesfallpooling entschädige umso mehr Kosten, je besser prognostizierbar diese sind. Somit ist das Argument, Todesfallpooling entschädige nur nicht-prognostizierbare Kosten, relativiert.

7.2 Der Einbezug der Wahlfranchisen

Die Forschung zeigt, daß die besten Ergebnisse unter Einbezug von Gesundheitsindikatoren zu realisieren sind (Ash et al. 1989). Nur ist die Erhebung von Gesundheitsindikatoren einerseits aufwendig und führt andererseits zu Problemen mit dem Daten- und Persönlichkeitsschutz.

Ein guter Indikator für den Gesundheitsstatus dürfte die Wahl der Franchisenhöhe sein. Solange diese Wahl vom Versicherer nicht manipuliert werden kann (und auf Absicherungen gegen Manipulationen gehen wir in Abschnitt 8 ein), zeigt sich relativ unverfälscht die Ein-

³² Der Beitrag entspricht den Kosten aller Toten, dividiert durch die gesamte Anzahl Versicherter, multipliziert mit der Mitgliederzahl der jeweiligen Kasse

stufung des Gesundheitszustandes durch den Versicherten.

Da die Versicherten jährlich ihre Franchisenstufen frei wechseln können, kann diese Selbsteinschätzung auch immer wieder aktualisiert und korrigiert werden. Die gewählte Franchisenstufe liefert uns also einen groben, bedingt manipulierbaren und jährlich aktualisierbaren Gesundheitsindikator.

Wie stark der Erklärungsgehalt steigt, wenn die Franchisenstufen in die Ausgleichsformel aufgenommen werden, ist noch Gegenstand der aktuellen Forschung. Berechnungen waren bisher noch nicht möglich, weil die Wahlfranchisen kaum verbreitet waren. Infolge des starken Prämienanstieges von 1995 auf 1996 wählten immer mehr Personen Franchisen von 600.- sFr., 1200.- sFr. und 1500.- sFr.³³

Allein in der CSS verzeichneten diese Franchisen im ersten Halbjahr 1996 einen Zuwachs von 224%. Somit dürfte ab nächstem Jahr genügend statistisches Material vorhanden sein, um die Verbesserung der Risikoausgleichsformel durch Einbezug der Wahlfranchisen zu dokumentieren.

7.3 Die Ausklammerung der HMO-Versicherten

Aus organisatorischen Gründen können im Moment die Leistungen der HMO-Versicherten nicht erfaßt werden. Die Ausgleichsstelle kennt lediglich die Anzahl HMO-Versicherter und deren Alter und Geschlecht.

Sicher wäre es wünschenswert, diese Unvollständigkeit zu beheben, da sie durch das große Wachstum im HMO-Bestand zu immer größeren Lücken im Datenbestand führen wird. In der Zwischenzeit behilft man sich mit der Annahme, daß HMO-Versicherte dieselben Durchschnittskosten hätten wie die übrigen Versicherten mit freier Arztwahl.

Da die HMOs als kostensparende Maßnahme eingeführt worden sind, sollte es daher so sein, daß die Durchschnittsleistungen von HMO-Versicherten tiefer sind als die der übrigen. Der voreilige Schluß, die Ausklammerung von HMO-Leistungen führe zu einem zu hohen Risikoausgleich, der zwangsläufig die kleineren Kassen mit günstiger Risikostruktur treffe, weil sie dann mehr einbezahlen müssen, ist nicht korrekt. In

³³ Daß die Wahlfranchise 300.- sFr. nicht als Gesundheitsindikator herangezogen werden kann, liegt auf der Hand (vgl. Abschnitt 6.3)

Anhang B zeigen wir anhand eines frei gewählten Zahlenbeispiels, daß sich die Ausklammerung der richtigen HMO-Leistungen sehr wohl auch zu Gunsten einer risikoselektionierenden Kasse auswirken könnte.

7.4 Die Kritik an der Formel im Überblick

Es ist langfristig kaum befriedigend, daß der Risikoausgleich zu einem Totalausgleich vergangener Kosten führt und sich nicht auf die prognostizierbaren und damit für Selektionszwecke ausnützbaeren Kostenunterschiede beschränkt.

Die heutige ex post-Formel sollte daher durch eine ex ante-Formel mit den Risikoadjustoren Alter, Geschlecht und Wohnkanton ersetzt werden. Zu ergänzen wäre diese Formel durch die Wahlfranchisen (wobei die ordentliche Franchise 150.- sFr. zusammen mit der Wahlfranchise 300.- sFr. eine Gruppe bilden würde). Je nach resultierendem Erklärungsgehalt sollte noch ein retrospektives Todesfallpooling ins Auge gefaßt werden.

Auch sollte eine befriedigendere Lösung zur Erfassung der Leistungen von HMO-Versicherten gefunden werden.

Es ist zu erwarten, daß sich dadurch der Erklärungsgehalt der Risikoausgleichsformel deutlich verbessert (wahrscheinlich um den Faktor 3), während das Ausgleichsvolumen zurückgehen dürfte, weil nur noch der prognostizierbare Anteil der Leistungen umverteilt würde.

Wie stark Erklärungsgehalt und Volumen sich ändern dürften, kann im Moment nicht gesagt werden. Die Fragestellung ist aber Inhalt eines laufenden Forschungsprojektes.

8. Optimierung der Rahmenbedingungen

Der Risikoausgleich darf nicht isoliert betrachtet werden. Insbesondere heute, wo sich langsam abzeichnet, daß die perfekte Formel kaum je gefunden wird. Selektionshemmend oder -fördernd wirken auch die Rahmenbedingungen, insbesondere in der Schweiz, wo eine erste Selektionswelle direkte Folge der verfehlten Rahmenbedingungen war.

Unsere Diskussion hat gezeigt, daß die Mobilität der Versicherten eingeschränkt werden kann durch die faktische Verknüpfung von Zusatz- und Grundversicherung sowie die offensichtliche Umgehung des Gesetzes

durch Kassen, welche entgegen den Bestimmungen nur Versicherungen mit hohen Wahlfranchisen anbieten. Aus diesen Gründen scheint uns eine Optimierung der Rahmenbedingungen angezeigt, zumal sie durch zwei bescheidene Eingriffe ins heutige System bewerkstelligt werden könnten.

8.1 Bessere Trennung von Zusatz- und Grundversicherung

De iure sind Zusatz- und Grundversicherung bereits heute getrennt. Die Versicherungssparten unterstehen sogar zwei verschiedenen Aufsichtsbehörden. Praktikabel ist die heutige Trennung für den Versicherten aber nicht. Wenn er sich bei zwei Gesellschaften versichert, muß er bei jeder Rechnung abklären, bei welcher Gesellschaft sie einzureichen ist.

Das ist auch für Versicherungsfachleute nicht immer ganz einfach, da es komplizierte Grenzfälle gibt. Und der Versicherte läuft Gefahr, daß er sich am Ende mit 2 Kassen herumschlagen muß, von denen beide behaupten, die jeweils andere Kasse müsse bestimmte Positionen seiner Arztrechnung übernehmen.

Eine sehr simple Lösung wäre die: Würde von Amtes wegen verlangt, daß Leistungserbringer jeweils 2 Rechnungen auszustellen hätten, von denen die eine nur Leistungen der Grundversicherung enthalten dürfte, während über die Grunddeckung hinausgehende Leistungen ggf. auf einem zweiten, separaten Formular auszuweisen wären, wäre der Aufwand für Versicherte wie für die Kassen gleich Null.

Diese minimale Bestimmung hätte die weitreichende Konsequenz, daß es für Versicherte praktikabel ist, Zusatz- und Grundversicherung bei zwei Kassen abzuschließen. Dadurch könnte die Kasse die Beweglichkeit der Versicherten in der Grundversicherung nicht mehr durch Auflagen (wie Leistungskürzungen) in den Zusatzversicherungen einschränken.

Die Abschottung von Kassen gegenüber Bewerbern aus weniger guten Risikosegmenten würde erschwert, und der Markt hätte dann die Tendenz, Selektionsvorteile auszubebnen.

8.2 Staatliche Ergänzung der Einschreibung

Der Ombudsmann der Krankenversicherten der Schweiz kennt³⁴ in der Zwischenzeit etliche Geschichten von Versicherten, welche von bestimmten Kassen abgewimmelt, auf die lange Bank geschoben oder nur in bestimmte Franchisenkategorien aufgenommen worden sind (Thalmann 1996). Dabei sind die Fälle in den Dossiers des Ombudsmannes nicht das eigentliche Problem. Alle diese Personen haben sich ja gewehrt und im Normalfall sicher Recht bekommen. Problematisch ist die Dunkelziffer derjenigen, welche beim Kassenwechsel abgeblitzt sind, sich aber nicht beim Ombudsmann gemeldet haben, weil ihnen diese Institution unbekannt war. Diese Anzahl dürfte im Bereich des 10- bis 100fachen liegen. Davon abgesehen ist die Anrufung der Ombudsstelle und anschließende Prüfung des Falles an und für sich ein zeitintensives Procedere (auch für die Versicherten).

Um die verschiedenen Selektionstricks der Kasse bei der Aufnahme (oder eben Nichtaufnahme) von Versicherten zu unterbinden, schlägt Enthoven in seinem Reformkonzept grundsätzlich eine Verstaatlichung des Aufnahmeverfahrens vor (Enthoven 1978, S. 713). Neben der Unterbindung von Risikoselektion nennt er als Grund auch die Kosteneinsparung: Wickelt eine zentralisierte staatliche Stelle die Einschreibung ab, so können sich die Kassen den Aufbau eines Netzes von Versicherungsagenten sparen.

In der Schweiz ist diese Argumentation insofern unzutreffend, als die Kassen für die Zusatzversicherungen sowieso ein Verkaufsnetz brauchen, so daß hier kaum Kosten gespart würden. Die zusätzlichen Kosten für den Verkauf von Grundversicherungen fallen da nicht mehr ins Gewicht, und eine gesetzliche Regelung, die die Tätigkeiten der Agenten auf den Zusatzversicherungsbe- reich einschränken will, ist kaum kontrollierbar.

Ein konkretes Beispiel für solche einschränkenden Bestimmungen sind die entsprechenden Punkte im US-amerikanischen Clinton-Reformprojekt zur Kontrolle der Marketing- und Verkaufsaktivitäten.³⁵ Ob diese Bestimmungen auch umsetzbar wären, ist jedoch zweifelhaft (Newhouse 1994).

Wir plädieren hier für eine staatliche Ergänzung der Verkaufsaktivitäten der einzelnen Kassen, weil sie ohne

³⁴ Wie von der CSS an ihrer Pressekonferenz vom 17.1.96 vorausgesetzt (Beck 1996a)

³⁵ President Bill Clinton's Health Security Act, Section 1325b

großen Aufwand realisierbar, eindeutig durchsetzbar wären und bereits beachtliche Auswirkung auf das Risikoselektionsverhalten hätte.

Parallel zur Aufnahme durch die Kasse kann ein Versicherter auch über die bundesamtliche Stelle die Kasse wechseln. Das BSV würde Postkarten drucken, pro Kanton ein Typ. Auf dieser Karte, adressiert an das BSV, kann jeder Versicherte, der die Kasse wechseln will, den Namen der neuen Kasse ankreuzen sowie die Art der Deckung (Franchisentyp, Versicherung mit eingeschränkter Arztwahl etc.). Das BSV müßte beim Druck darauf achten, daß die im Kanton tätigen Kassen mit ihrem Angebot aufgeführt werden.³⁶

Dazu sind die Personalien anzugeben und die bisherige Kasse. Mit der Unterschrift des Versicherten versehen, gilt der Übertritt juristisch bereits als vollzogen, wenn die Karte im Bundesamt eintrifft. Das BSV hätte nichts weiter zu tun, als die Karte auf logische Fehler hin zu prüfen und eine Kopie mit amtlichem Stempel den beteiligten Kassen und dem Versicherungsnehmer zuzustellen. Die Kassen müßten dann nur noch den Übertritt administrativ nachvollziehen.

Die neue Kasse hätte kein Interesse, diesen Schritt hinauszuzögern, weil ihr dadurch nur Prämieeinnahmen entgingen. Die Kopie mit amtlichem Stempel hätte bereits die Funktion eines provisorischen Kassenausweises und würde zum Bezug von Leistungen berechtigen.

Diese Karten des BSVs würden gut zugänglich aufgelegt, beispielsweise in öffentlichen Ämtern, in Apotheken oder bei Gynäkologen, damit werdende Mütter ihre Kinder einschreiben können.

Schon allein die Tatsache, daß es einen schnelleren Weg zur Einschreibung gibt als über die abwehrende Kasse, würde die Kasse sofort kooperativer machen. Jeder Versicherte, der abgewimmelt würde, könnte sein Problem mit einer pauschalfrankierten Postkarte lösen und müßte nicht den komplizierten Weg über den Ombudsmann einschlagen.

Diese zwei Änderungen der Rahmenbedingungen würden beide minimalen administrativen Zusatzaufwand mit sich bringen, gleichzeitig die Risikoselektionsmöglichkeiten der Kassen deutlich beschneiden.

³⁶ Nicht jede Kasse ist national tätig, und nicht bei jeder Kasse existiert die Option HMO

9. Zusammenfassung

In der Schweiz waren in jüngster Vergangenheit einige Kassen nachweisbar und erfolgreich darauf spezialisiert, den Konkurrenzassen die guten Risiken abzuwerben. Dieser unerwünschten Unterwanderung des Solidaritätsgedankens sollte mittels Risikoausgleich und geänderten Rahmenbedingungen ein Riegel vorgeschoben werden.

Aber auch nach Einführung des neuen Gesetzes am 1.1.96 konnte weiterhin Risikoselektion nachgewiesen werden, und eine der führenden Krankenkassen konnte an einer Pressekonferenz im Januar den Nachweis erbringen, daß die Ausgleichsformel so grobmaschig ist, daß geschickte Kassen nach wie vor ungestraft die guten Risiken herauspflücken können.

Die schweizerische Ausgleichsformel weist erhebliche Vorzüge gegenüber ihrem deutschen Pendant auf. Sie ist einfacher, klarer und basiert auf einer Vollerhebung der Daten. Beiden Ausgleichsformeln ist jedoch gemein, daß sie einen geringen Erklärungsgehalt haben und mit relativ simplen Faustregeln unterlaufen werden können.

Andererseits zeigte ein Überblick über die Fachliteratur, daß die perfekte Formel so schnell nicht zu finden ist. Nach über 10 Jahren Forschung sind noch keine handhabbaren Lösungen gefunden. Die Diskussion verlagerte sich daher von der Suche nach der besten Formel zur Suche nach den optimalen Rahmenbedingungen.

Auch hier sind in der Schweiz einige Punkte zu kritisieren. So haben die Kassen trotz gesetzlich garantierter Freizügigkeit nach wie vor die Möglichkeit, nicht genehme Personen am Eintritt zu hindern, und sei es nur dadurch, daß die Bewerbungsunterlagen „verloren gehen“. Zudem können die Kassen ihre Grundversicherungen über die Zusatzversicherungen an sich binden.

All diese Unvollkommenheiten bewogen uns, Alternativen zur heutigen Situation in die Diskussion einzubringen. Was die Formel betrifft, geht es uns darum, mit möglichst geringem zusätzlichem Datenaufwand eine Verbesserung des Erklärungsgehalts zu realisieren. Ungenutzte, aber vorhandene Informationen sind die Einteilung der Versicherten in Verstorbene und Überlebende sowie die Gruppierung nach gewählter Wahlfranchisenhöhe.

Beides sind Informationen, über die die Kassen heute bereits verfügen, im Gegensatz zu Diagnosecodes

und Ähnlichem. Der Einbezug der Toten in die Formel erhöht den Erklärungsgehalt um das 4fache. Eine Simulationsrechnung zeigt, daß diese Verbesserung den Prämienunterschied zwischen einer Billigkasse und einer solidarischen Kasse um 41% reduzieren würde. Analoge Berechnungen für den Einbezug der Wahlfranchisen sind noch ausstehend, aber wir erwarten ähnliche Ergebnisse.

Die Wahlfranchisenvariante hat den zusätzlichen Vorteil, daß hier die Formel auch in eine prospektive Formel umgewandelt werden könnte. Ziel eines idealen Risikoausgleichs muß es ja sein, die erwarteten Kostenunterschiede auszugleichen, so daß nicht vergangenheitsbezogene Durchschnittskostenrechnungen, sondern vorausschauende Regressionsrechnungen Grundlage der Ausgleichszahlungen sein müßten. Weitergehende Berechnungen in der skizzierten Richtung sind in Arbeit.

Aber auch die Rahmenbedingungen ließen sich mit zwei gezielten, kleinen Eingriffen optimieren. Die Trennung von Grund- und Zusatzversicherung ist erst dann richtig vollzogen, wenn auch die Leistungserbringer Grund- von Zusatzversicherungsleistungen getrennt in Rechnung stellen müßten und ggf. zwei separate Rechnungen drucken würden. Dann erst wäre eine praktikable Trennung von Grund- und Zusatzversicherung erreicht.

Wäre es zudem möglich, den Kassenwechsel über eine neutrale staatliche Stelle zu vollziehen in Ergänzung zum heutigen System, so wäre es praktisch nicht mehr möglich, Risikoselektion bei der Aufnahme von Versicherten zu betreiben.

Es zeigt sich somit, daß einerseits noch Handlungsbedarf besteht, will man die Risikoselektion im Schweizer Versicherungsmarkt wirksam einschränken, andererseits Feinsteuerungsmaßnahmen bei weitem ausreichen würden, dem gesteckten Ziel recht nahe zu kommen.

Anhang A: Ungleichgewicht bei Selektion über Wahlfranchisen

Es soll anhand eines Zahlenbeispiels gezeigt werden, daß bei Selektion über die Wahlfranchisen ein Ungleichgewicht im Sinne von Rothschild und Stiglitz (1976) entstehen kann.

Folgende Annahmen werden getroffen: Es gäbe für alle Individuen nur 2 Gesundheitszustände: Gesund und krank. Das verfügbare Einkommen bei Gesundheit betrage 1000 Geldeinheiten (GE). Der Nutzenverlust der Krankheit lasse sich in Geld ausdrücken und betrage 700 GE. Das verfügbare Einkommen bei Krankheit liegt demnach bei 300 GE.

Alle Individuen hätten dieselbe Nutzenfunktion: $u = \sqrt{xGE}$.³⁷

Und schließlich ließen sich die Individuen in gute und weniger gute Risiken einteilen. 65% gehörten zur Gruppe A der guten Risiken, die mit der Wahrscheinlichkeit $P_a = 1/15$ erkrankten. Die 35% in Gruppe B erkrankten mit der höheren Wahrscheinlichkeit von $1/10$.

Die Versicherer könnten nicht feststellen, ob ein Individuum zur Gruppe A oder B gehöre. Sie bieten Verträge mit voller Deckung abzüglich einer Franchise von 150 GE oder 300 GE an. Die Höhe der Franchise sei frei wählbar.

Wir berechnen die sogenannte faire Prämie.³⁸ Wir nehmen dabei an, daß Individuen beider Gruppen gleichbehandelt würden. Die Prämie beträgt bei Franchise 150 respektive 300

$$(0.65P_a + 0.35P_b) \frac{1}{2} (700GE - 150GE) = 43.08GE$$

$$(0.65P_a + 0.35P_b) \frac{1}{2} (700GE - 300GE) = 31.33GE$$

Der Erwartungsnutzen für die Individuen in Gruppe A bei Franchise 150 liegt dann bei:

$$P_a \sqrt{1000GE - 150GE - 43.08GE} + (1 - P_a) \sqrt{1000GE - 43.08GE} = 30.766NE$$

(mit NE = Nutzenheiten). Die Erwartungsnutzen für alle 4 Fälle sind in Tabelle A.1 aufgeführt. Wird Nutzenmaximierung unterstellt, so ergibt sich, daß alle guten Risiken aus A die Franchise 300 ($30.772 > 30.766$), alle anderen die Franchise 150 wählen.

Will eine Kasse nur die guten Risiken anlocken, so gelingt ihr das, wenn sie ihr Angebot auf die höhere

³⁷ Diese Nutzenfunktion erfüllt die üblichen Bedingungen positiver erster und negativer zweiter Ableitungen

³⁸ Die faire Prämie ist die Prämie, welche dem Erwartungswert des Schadens entspricht (vgl. Breyer/Zweifel 1992, S. 180). Moralisches Risiko wird in diesem Beispiel nicht berücksichtigt

Tabelle A.1. Prämien und Nutzen, wenn alle Versicherten gleichbehandelt werden

	Franchise 150	Franchise 300
Prämie	43.08 GE	31.33 GE
Nutzen Gruppe A	30.766 NE	30.772 NE
Nutzen Gruppe B	30.681 NE	30.597 NE

Tabelle A.2. Prämien und Nutzen der risikoselektionierenden Kasse

	Franchise 150	Franchise 300
Prämie	*	26.67 GE
Nutzen Gruppe A	*	30.848 NE
Nutzen Gruppe B	*	30.673 NE

Tabelle A.3. Prämien und Nutzen nach Abwanderung der guten Risiken

	Franchise 150	Franchise 300
Prämie	55.00 GE	40.00 GE
Nutzen Gruppe A	30.571 NE	30.631 NE
Nutzen Gruppe B	30.486 NE	30.455 NE

Franchise einschränkt (was heute entgegen den gesetzlichen Bestimmungen von vereinzelt Kassen versucht wird). Da die Kasse mit dem Zustrom guter Risiken rechnen kann, kann sie ihre Prämien senken und 26.67 GE statt 31.33 GE verlangen (vgl. Tabelle A.2). Damit wird ihr Angebot sehr attraktiv für Versicherte der Gruppe A, verbessern diese doch ihren Nutzen von 30.772 auf 30.848. Die Gruppe B bleibt jedoch bei Franchise 150 in der bisherigen Kasse, weil sich ihr Nutzen senken würde (von 30.681 auf 30.673).

Die Abwanderung der guten Risiken aus den alten Kassen hat aber dort Prämienanpassungen zur Folge und die Franchise 150 kostet neu 55 GE statt 43.08 GE.

Tabelle A.5. Risikoausgleichsberechnung

	Leistungen pro Mitglied	Berechnung der Abgaben und Beiträge	Risikoausgleichsabrechnung	
			für Kasse A	für Kasse B
Jung	58.50 →	$58.50 - 108.50 = -50.-$	$1000 \times (-50) = -50000$	$3000 \times (-50) = -150000$
Alt	128.50 →	$128.50 - 108.50 = 20.-$	$500 \times 20 = 10000$	$9500 \times 20 = 190000$
Total	108.50 ↗		$= -400000$	$= 40000$

Tabelle A.4. Leistungen und Mitglieder in den beiden Kassen

	Kasse A		Kasse B		Total	
	Leistungen	Mitglieder	Leistungen	Mitglieder	Leistungen	Mitglieder
Jung	60000	1000	174000	3000	234000	4000
Alt	65000	500	1220000	9500	1285000	10000
Total	125000	1500	1394000	12500	1519000	14000

Dadurch verschlechtert sich der Nutzen der Gruppe B so stark, daß die höhere Franchise gepaart mit der günstigeren Prämie attraktiver wird als die niedrigere Franchise zum hohen Preis. Damit setzt eine Wanderung von weniger guten Risiken zur selektionierenden Kasse ein.

Somit ist gezeigt, daß die Beschränkung auf hohe Wahlfranchisen langfristig nicht zwingend einen risikoselektionierenden Effekt haben muß. Je nach Präferenzen der Versicherten und je nach Marktsituation kann diese Form der Risikoselektion zu einer Abfolge unstabiler Gleichgewichte führen.

Anhang B:

Die Auswirkung der Leistungen von HMO-Versicherten

Es soll anhand eines Zahlenbeispiels gezeigt werden, wie die Ausklammerung der Leistungen von HMO-Versicherten die Höhe des Risikoausgleichs beeinflusst.

Ausgangspunkt sind zwei Kassen, die risikoselektionierende Kasse A mit eher jungem Bestand und die solidarische Kasse B mit überaltertem Bestand. Die größere Kasse B führt neben dem traditionellen Geschäft auch eine HMO, die vorwiegend junge Versicherte anspricht.

Berechnet wird ein ganz simpler Risikoausgleich mit nur zwei Altersklassen (diese Vereinfachung beeinträchtigt die Allgemeingültigkeit des Schlusses, den wir zie-

Tabelle A.6. Leistungen und Mitglieder in den beiden Kassen

	Kasse A		Kasse B		Total	
	Leistungen	Mitglieder	Leistungen	Mitglieder	Leistungen	Mitglieder
Jung	60 000	1 000	160 000	3 000	220 000	4 000
Alt	65 000	500	1 220 000	9 500	1 285 000	10 000
Total	125 000	1 500	1 394 000	12 500	1 505 000	14 000

Kasse B auf 160 000 GE reduziert. Diese Reduktion der Leistungen einer Gruppe in einer der Kassen verändert sämtliche Abgaben und Beiträge des Risikoausgleichs, und es resultiert ein Ausgleichsvolumen von 42 000 GE.

Der Einbezug von 8,75% tieferen Leistungen in Kasse B führt zu einem Anstieg der Risikoausgleichsschuld bei Kasse A um 9,5%. Die einfache Gleichung „weniger Leistungen = weniger Risikoausgleich“ ist damit falsifiziert.

Tabelle A.7. Risikoausgleichsberechnung

	Leistungen pro Mitglied	Berechnung der Abgaben und Beiträge	Risikoausgleichsabrechnung	
			für Kasse A	für Kasse B
Jung	55.00 →	$55.00 - 107.50 = -52.50$	$1\,000 \times (-52.50) = -52\,500$	$3\,000 \times (-52.5) = -157\,500$
Alt	128.50 →	$128.50 - 107.50 = 21.-$	$500 \times 21 = 10\,500$	$9\,500 \times 21 = 199\,500$
Total	107.50 ↗		= -42 000	= 42 000

hen, nicht. Grundlage für den formalen Beweis liefert Beck et al. (1995), S. 139 ff.)

Variante 1: Die Leistungen der HMO-Versicherten sind unbekannt. HMO-Versicherte werden gleichbehandelt wie traditionell Versicherte.

Werden die Leistungen der HMO-Versicherten nicht erfaßt und die Leistungen der übrigen Versicherten als Maßstab herangezogen, so werden in der Risikogruppe der Jungen in Kasse B zu hohe Kosten ausgewiesen.

Tabelle A.4 zeigt die Verteilung von Leistungen und Mitgliedern auf die beiden Kassen, wobei der Eintrag 174 000 für Junge in Kasse B annahmegemäß zu hoch ist. In Tabelle A.5 werden die Ausgleichsansätze als Differenz der Gruppennennungen zum Gesamtdurchschnitt berechnet. Für jeden jungen Versicherten müssen 50 GE einbezahlt werden und für jeden älteren werden 20 GE ausbezahlt. Von Kasse A zu Kasse B fließen 40 000 GE an Risikoausgleichszahlungen.

Variante 2: Die Leistungen der HMO-Versicherten sind bekannt und werden korrekt berücksichtigt.

Jetzt werden die Leistungen der HMO-Versicherten exakt erfaßt, was das Leistungsvolumen der Jungen in

Literatur

- Ash, A., Porell, F., Gruenberg, L., Sawitz, E., Beiser, A. (1989) Adjusting Medicare capitation payments using prior hospitalization data, in: Health Care Financing Review, Vol. 10, Nr. 4, S. 17-29
- Van Barneveld, E.M., van Vliet, R.C. J.A., van den Ven, W.P.M.M. (1995) Mandatory High-Risk Pooling: A Means for Reducing the Incentives for Cream Skimming, Vortrag gehalten an der 3. europäischen Konferenz für Gesundheitsökonomie in Stockholm (20.-22.8.95)
- Beck, K., (1996a) Die erfolgreichste Krankenkasse wird die unsolidarische Kasse sein, ein Vortrag gehalten anlässlich der CSS Pressekonferenz vom 17.1.96 in Bern
- Beck, K. (1996b) Risikoausgleich - Reformvorschlag der CSS und Stand der internationalen Forschung, Vortrag gehalten in der CSS vom 14.2.96 in Luzern
- Beck, K., Zweifel, P. (1995) Cream-Skimming in Deregulated Social Health Insurance: Evidence from Switzerland, Vortrag gehalten an der 3. europäischen Konferenz für Gesundheitsökonomie in Stockholm (20.-22.8.95)
- Beck, K., Zweifel, P. (1996) Improving on Risk Adjustment in Swiss Health Insurance, Vortrag gehalten am Weltkongress für Gesundheitsökonomie in Vancouver (BC) (19.-23.5.1996)
- Beck, K., Debever Hilfiker, A., Kocher, G., Schmoker, E., Bardenhofer, D. (1995) Die Solidarität im Wandel - Meinungen, Fakten und Analysen zur Krankenversicherung, in: Schriftenreihe der SGGP, Bd. 48, Muri
- Beebe, J., Lubitz, J., Eggers, P. (1985) Using prior utilization to determine payments for Medicare enrollees in health maintenance organizations, in: Health Care Financing Review, Spring 85, Vol. 6, Nr. 3, S. 27-38
- Breyer, F., Zweifel, P. (1992) Gesundheitsökonomie, Springer, Berlin

- BSV, Bundesamt für Sozialversicherung (1993) Statistik über die Krankenversicherung. Vom Bund anerkannte Versicherungssträger, 1993, Bern (1995)
- BSV, Bundesamt für Sozialversicherung (1994) Erläuterungen zum Entwurf der Verordnung über den Risikoausgleich in der Krankenversicherung, Bern
- BSV, Bundesamt für Sozialversicherung (1995) Pressemitteilungen zu den Krankenversicherungsprämien 1996, vom 4.12.1995, Bern
- Bundesamt für Statistik (1994) Statistisches Jahrbuch der Schweiz 1995, (Neue Zürcher Zeitung), Zürich
- CSS (1994) Stellungnahme im Vernehmlassungsverfahren zur neuen Risikoausgleichs-Verordnung, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Luzern
- Enthoven, A.C. (1978) Consumer-Choice Health Plan, in: *New England Journal of Medicine*, Vol. 298, No. 12, S. 650-658 und No. 13, S. 709-720
- Epstein A.M., Cumella, E.J. (1988) Capitation Payment: Using Predictors of Medical Utilization to Adjust Rates, in: *Health Care Financing Review*, Vol. 10-1, S. 51-69
- Feldman, R. (1995) Is risk adjustment essential for medicare reform?, Vortrag gehalten an einer Konferenz über Medicare-Reform, University of Minnesota
- Frei, A., Hill, S. (1992) Das schweizerische Gesundheitswesen - Ausgabe 1992, (Verlag Krebs AG) Basel
- Howland, J., Stokes III J., Crane, S.C., Belanger, A.J.: Adjusting capitation using chronic disease risk factors: A preliminary study, in: *Health Care Financing Review*, Winter 87, Vol. 9, Nr. 2, S. 15-23
- Ilg, W. (1995) Krankenversicherung: Kassen erschweren den Wechsel, in: *Der Schweizerische Beobachter*, Nr. 26, Zürich
- Keller, B. (1995) Risikoklassifikation und Risikoausgleich in der sozialen Krankenversicherung, Diplomarbeit Universität Zürich
- KSK (1996) Schweizerischer Krankenkassen-Kalender 1996, Hrsg. Konkordat der Schweizerischen Krankenkassen, Solothurn
- Lamers, L.M. (1996) The Predictive Accuracy of Risk-Adjusted Capitation Based on Diagnostic Information: An Empirical Evaluation using both Claims and Health Survey Data. Vortrag gehalten am Weltkongress für Gesundheitsökonomie in Vancouver (BC) (19.-23.5.1996)
- Lubitz, J.D., Riley, G.F. (1993) Trends in Medicare Payments in the Last Year of Life, in: *New England Journal of Medicine*, Vol. 328, No. 15, S. 1092-1096
- Nagel, W. (1996) Eine Krankenkasse ist keine Gesundheitskasse: Gesundheitsförderung hat (fast) nichts mit Krankheitsverhinderung zu tun, in: *Schweizerische Versicherungs Zeitschrift* Bd. 64, N. 1/2, S. 12-17
- nera (1995) Risk-Adjustment and its Implications for Efficiency and Equity in Health Care Systems, Hrsg.: *Pharmaceutical Partners for Better Healthcare*, Basel
- Newhouse, J.P. (1986) Rate adjusters for Medicare under capitation, in: *Health Care Financing Review*, Annual Supplement, S. 45-55
- Newhouse, J.P. (1994) Patients at Risk: Health Reform and Risk Adjustment, *Health Affairs* Vol. 1, S. 132-146
- Nooren, J.E.A.M., van Vliet, R.C.J.A. (1994) Sterfte: een verdeelkenmerk voor normuitkeringen?, in: *Tijdschr. Soc. Gezondheidsz.*, Jaargang 72, 221-230
- Pauly, M.V. (1984) Is cream skimming a problem for the competitive medical market?, in: *Journal of Health Economics* 3, S. 87-95
- Peter, M. (1996) Muskeln für die Kassen - Jagd auf gute Risiken, in: *Tages-Anzeiger*, 29.8.96, Zürich
- Risikoausgleichsstelle (1996) Statistik zum provisorischen Risikoausgleich 1997, Solothurn
- Roos, N.P., Montgomery, P., Roos, L.L. (1987) Health Care Utilization in the Years Prior to Death, in: *The Milbank Quarterly*, Vol. 65, No. 2, S. 231-254
- Rothschild, M., Stiglitz, J. (1976) Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay of the Economics of Imperfect Information, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 90, S. 629-649
- Sanitas (1994) Geschäftsbericht 1993, Zürich
- Schneider, B. (1995) Solidarität zwischen den Geschlechtern und den Generationen - der Risikoausgleich in der sozialen Krankenversicherung, in: *Soziale Sicherheit*, Nr. 6, S. 314-317
- Stirnemann, R. (1996) Jung, unsolidarisch und erfolgreich; beim Risikoausgleich scheiden sich die Geister der Krankenkasse, in: *Neuste Luzerner Nachrichten*, 18.1.96, Luzern
- Swartz, K. (1995) Reducing Risk Selection Requires More than Risk Adjustment, in: *INQUIRY*, Vol. 32, No. 1, S. 6-10
- Thalmann, V. (1996) Krankenkassen wimmeln ältere Personen ab, in: *Tages-Anzeiger*, 1.2.96, Zürich
- Thomas, J., Lichtenstein, W. u. R. (1986) Including Health Status in Medicare's Adjusted Average per Capita Cost Capitation Formula, in: *Medical Care*, Vol. 24, No. 3, S. 259-275
- Van de Ven, W.P.M.M., van Vliet, R.C.J.A. (1992) How can we prevent cream skimming in a competitive health insurance market?, in: Zweifel, P., Frech, H.E. (Hrsg.) *Health Economics Worldwide*, S. 23-45, (Kluwer) Norwell/Dordrecht
- Van de Ven, W.P.M.M., van Vliet, R.C.J.A., van Barneveld, E.M., Lamers, L.M. (1994) Risk-adjusted capitation: Recent experiences in the Netherlands, in: *Health Affairs* (Winter 94), page 120-136
- Van de Ven, W.P.M.M., van Vliet, R.C.J.A. (1995) Consumer information surplus and adverse selection in competitive health insurance markets: An empirical study, in: *Journal of Health Economics*, 14, S. 149-169
- Van Vliet, R.C.J.A. (1992) Predictability of individual health care expenditures, in: *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. LIX, No. 3, S. 443-460
- Van Vliet, R.C.J.A., van de Ven, W.P.M.M. (1992) Towards a capitation formula for competing health insurers. An empirical analysis, in: *Soc. Sci. Med.*, Vol. 34, No. 9, S. 1035-1048
- Voigt, B., Töny, R. (1994) Ausgleich säht Zwietracht. Der Risikoausgleich treibt einen tiefen Keil zwischen die Krankenkassen, in: *Cash*, 9.12.94, Zürich
- Wysong, J.A., Thomas, A. (1996) Risk Equalization, Competition, and Choice: A Preliminary Assessment of the 1993 German Health Reforms, in: *Soz Präventivmed*, Bd. 41, S. 212-223
- Zweifel, P., Felder, S., Meier, M. (1995) Demographische Alterung und Gesundheitskosten: Eine Fehlinterpretation, Beitrag für die VII. Jahrestagung des Ausschusses für Gesundheitsökonomie im Verein für Socialpolitik, Bellinzona 19.-21.10.95