

Der Einfluss von freiwilligen Selbstbehalten in der gesetzlichen Krankenversicherung: Evidenz aus der Schweiz*

Von Andreas Werblow und Stefan Felder

Abstract

This study investigates the effect of deductibles in the Swiss social health insurance system on health care expenditure (HCE). We employ annual HCE data for the years 1997–1999 of about 75.000 persons in the canton of Zurich. The law sets a minimal statutory annual deductible of € 160 but allows individuals to opt for a higher deductible (270 €, 410 €, 820 € or 1030 €). The task for identifying the effect of deductibles on HCE is challenging since individuals select contracts based on their expected future HCE. Taking into account the endogeneity of the contract choice we show that deductibles reduce HCE significantly.

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit untersucht den Einfluss von Selbstbehalten in der gesetzlichen Krankenversicherung der Schweiz. Sie stützt sich auf Daten von 75 000 Personen aus dem Kanton Zürich, die von 1997 bis 1999 bei einer Schweizer Krankenkasse im Rahmen der Ordentlichen Krankenpflegeversicherung versichert waren. Das Gesetz räumt den Versicherten die Möglichkeit ein, sich über die minimale Kostenbeteiligung von 230 Franken (€ 160) hinaus für einen Selbstbehalt von bis zu 1200 Franken (1030 €) zu entscheiden. Weil die Versicherten ihren Vertrag in Erwartung ihres zukünftigen Bedarfs an medizinischer Versorgung auswählen, ist es methodisch anspruchsvoll, den Effekt von freiwilligen Selbstbehalten auf die Nachfrage nach medizinischen Leistungen zu schätzen. Unter Berücksichtigung der Endogenität der Vertragswahl können wir zeigen, dass Selbstbehalte zu einer signifikanten Reduktion der Ausgaben führen.

JEL-Classification: H 55, I 11, I 18

* Wir danken den Teilnehmern der Jahrestagungen 2002 der Schweizerischen Gesellschaft für Volkswirtschaft und Statistik in Neuchâtel und des Vereins für Socialpolitik in Innsbruck für hilfreiche Kommentare. Ebenso sind wir Viktor Steiner, DIW Berlin, für das Korreferat auf der von der Hans-Böckler-Stiftung organisierten gesundheitsökonomischen Tagung vom 21.-22. Juni 2002 in Potsdam, zwei anonymen Gutachtern sowie dem Editor, Gert G. Wagner, für wichtige Hinweise dankbar. Der Krankenkasse CSS mit Hauptsitz in Luzern, allen voran ihrem Leiter der Statistikabteilung, Herrn Dr. Konstantin Beck, danken wir für die zur Verfügungsstellung der Daten.

1. Einleitung

Aus Sicht einer Versichertengemeinschaft sind Selbstbehalte dann interessant, wenn sie Einfluss auf die Schadenswahrscheinlichkeit und -höhe haben. Treffen die Versicherten präventive Anstrengungen, damit es nicht zu einem Schaden kommt, und halten sich im Schadensfall mit Forderungen zurück, weil sie einen Teil der Kosten selber tragen, reduzieren sich die Ausgaben für die Versicherten insgesamt. Bei umfassender Versicherungsdeckung fehlen hingegen die Anreize zur Vorsorge und Begrenzung der Leistungen im Schadensfall.

Die Krankenversicherung ist eine Versicherungssparte, bei der das Verhalten der Versicherten einen besonders großen Einfluss auf das Leistungsgeschehen hat (vgl. Schulenburg, 1987, sowie Zweifel, 1992). Durch gesunde Ernährung, ausreichende körperliche Betätigung, stressfreie Arbeit usw. wird die Wahrscheinlichkeit zu erkranken reduziert. Auch hat das Verhalten im Krankheitsfall, etwa die Auswahl der Therapie oder die Compliance des Patienten hinsichtlich der verordneten ärztlichen Leistungen, signifikante Auswirkungen auf den Umfang der bezogenen Leistungen.

In diesem Beitrag wird der Einfluss von Kostenbeteiligungen der Versicherten auf die Nachfrage nach medizinischen Leistungen untersucht. Dies geschieht auf der Grundlage eines Datensatzes einer Schweizer Krankenkasse. Schweizer Daten eignen sich in zweifacher Hinsicht für eine solche Untersuchung. Erstens haben Selbstbehalte in der sozialen Krankenversicherung der Schweiz ihren festen Platz. Der obligatorische Teil der Krankenversicherung sieht einen minimalen absoluten Selbstbehalt von 230 Franken sowie einen proportionalen Selbstbehalt von 10% vor. Darüber hinaus kann sich der Versicherte für einen freiwilligen Selbstbehalt bis zu 1500 Franken entscheiden. Der zweite Vorteil besteht darin, dass es im Gegensatz zu Deutschland in der sozialen Krankenversicherung der Schweiz keine sektoriellen Budgets gibt, die dazu führen, dass die Information über die von den Versicherten bezogenen Leistungen verstreut bei verschiedenen Trägern vorliegen. Vielmehr sind die Daten über die von den Versicherten bezogenen Leistungen, seien es Medikamente, Hilfsmittel, ambulante oder stationäre Behandlungen, bei den Krankenkassen vollständig vorhanden. Die Schweizer Daten geben demnach ein komplettes Bild des Leistungsgeschehens auf der Ebene des einzelnen Versicherten ab und erlauben es somit, den Einfluss von variablen Elementen des Versicherungsvertrages auf die Inanspruchnahme von Leistungen zu untersuchen.

Die Auswirkungen der Kostenbeteiligung auf das Verhalten der Versicherten werden kontrovers diskutiert, vor allem in Bezug auf die Rolle der freiwilligen Selbstbehalte. Zwar wird allgemein anerkannt, dass mit einem Anstieg der Selbstbehalte eine geringere Inanspruchnahme von Leistungen verbunden

ist. Für die beobachtete Ausgabenreduktion kommen jedoch unterschiedliche Gründe in Frage, die wiederum entscheidenden Einfluss auf die politische Attraktivität von Selbstbehalten haben.

Die erste mögliche Ursache hängt mit der fehlenden Option zusammen, die Prämien in der sozialen Krankenversicherung nach dem Krankheitsrisiko der Versicherten zu differenzieren. Über das Instrument der Selbstbehalte kann es aber trotzdem zu einer Prämiendifferenzierung kommen. Für Versicherte mit geringem Krankheitsrisiko sind Selbstbehalte interessant, denn mit der Wahl eines höheren Selbstbehaltes stellen sie sich besser, vorausgesetzt die Prämie reduziert sich hinreichend stark. Versicherte mit hohem Krankheitsrisiko dagegen werden nicht für einen höheren Selbstbehalt optieren. Im Ergebnis zahlen niedrige Risiken geringere Krankenkassenbeiträge als hohe Risiken. Eine solche Entwicklung wird in der sozialen Krankenversicherung als unerwünscht betrachtet, deren Funktion gerade darin besteht, Einkommensverluste für Versicherte mit hohem Krankheitsrisiko zu vermeiden.

Eine zweite mögliche Ursache für den Rückgang der nachgefragten medizinischen Leistungen bei höheren Selbstbehalten besteht in der Verhaltensänderung der Versicherten. Ohne Selbstbehalte haben die Versicherten keinen finanziellen Anreiz, die Erkrankungswahrscheinlichkeit und die Höhe der Leistungen zu beeinflussen, da im Krankheitsfall vollständige Deckung besteht. Weil in der gesetzlichen Krankenversicherung der Leistungsumfang der Deckung nicht verhandelbar ist und Prämien nicht differenziert werden können, stellen Selbstbehalte ein wichtiges Instrument dar, das Verhalten der Versicherten zu beeinflussen. Falls das Instrument greift, so führen Selbstbehalte zu gesamtgesellschaftlichen Effizienzgewinnen. In dem Maße, wie Selbstbehalte die Nachfrage nach medizinischen Leistungen senken können, werden sie als Steuerungsparameter für die Politik attraktiv.

Der Schweizer Gesetzgeber war sich des Zielkonflikts zwischen Effizienz und Verteilung bei Selbstbehalten in der sozialen Krankenversicherung offenbar bewusst. Um das Ausmaß ungünstiger Verteilungswirkungen zu Lasten der Kranken zu begrenzen, legte er maximal zulässige Prämienrabatte fest, die für freiwillige Selbstbehalte gewährt werden dürfen (vgl. BSV, 2000a).

Der Einfluss der Vertragsgestaltung auf das Verhalten der Versicherungsnehmer wird in der Literatur als Moral Hazard bezeichnet, während die endogene Wahl von Verträgen unter dem Begriff der Selbstselektion oder in einem verwandten Zusammenhang unter Adverser Selektion in der Literatur bekannt ist.¹ Beide Phänomene schlagen sich in der beobachteten Leistungs-

¹ Adverse Selektion meint den Umstand, dass die Versicherer aufgrund privater Information der Versicherungsnehmer gezwungen sind, Verträge derart zu gestalten, dass günstige Verträge für hohe Risiken nicht attraktiv sind. Dies führt dazu, dass niedrige Risiken keine optimale Versicherungsdeckung erreichen können. Einen Überblick zu Moral Hazard, Selbstselektion und Adverser Selektion auf Versicherungsmärkten und

inanspruchnahme nieder. Sie voneinander zu trennen, ist deshalb vor allem eine empirische Aufgabe. Die Selbstselektion der Versicherten aufgrund der erwarteten zukünftig in Anspruch genommenen Leistungen muss von den Wirkungen des gewählten Vertrages auf die bezogenen Leistungen separiert werden. Aus ökonomischer Sicht führt die gemeinsame Schätzung in einem Gleichungssystem zu einem Identifikationsproblem (Holly et al., 1998, Nicolet et al., 2001). In der Regel gelingt es daher nur in so genannten kontrollierten Experimenten, wie bspw. bei der bekannten RAND-Studie (z. B. Manning et al., 1987) oder in natürlichen Experimenten (z. B. Chiappori et al., 1998), die zwei Effekte voneinander zu trennen. In beiden Fällen wird den Versicherten ein Vertrag mit einer bestimmten Kostenbeteiligung zugewiesen. Da für den Versicherten keine Ausweichmöglichkeiten bestehen, kann Selbstselektion definitionsgemäß nicht auftreten. Die Wirkung von Selbsthalten in solchen Experimenten ist entsprechend ausschließlich als Ausdruck des Moral Hazards zu interpretieren.

In der sozialen Krankenversicherung der Schweiz haben die Versicherten – wie bereits erwähnt – die Wahl zwischen Verträgen mit unterschiedlicher Kostenbeteiligung. Selektionseffekte bei der Vertragswahl und Moral Hazard nach Abschluss des Vertrages treten gemeinsam auf. Unsere Untersuchung muss sich deshalb mit beiden Effekte befassen. Während andere Arbeiten den Einfluss von Selbsthalten auf die Häufigkeit, einen Arzt aufzusuchen, analysieren (so z. B. Schellhorn, 2001), haben wir die Wirkung der freiwilligen Selbsthalte auf den Umfang der gesamten beanspruchten medizinischen Leistungen im Blick. Um Selektionseffekte von Moral-Hazard-Effekten unterscheiden zu können, modellieren wir im Unterschied zu ähnlichen Arbeiten (vgl. Nicolet et al., 2001) ebenfalls die Vertragswahl explizit.² Dadurch wird es möglich, das erwähnte Identifikationsproblem zu lösen.

Im nachfolgenden *Abschnitt 2* stellen wir kurz die soziale Krankenversicherung der Schweiz mit ihrem System der Wahlfranchisen vor. *Abschnitt 3* beschreibt die Stichprobe unserer Untersuchung einschließlich derjenigen Variablen, die es uns erlauben, den Einfluss von Selbsthalten auf die Vertragswahl und die Nachfrage nach medizinischen Leistungen zu schätzen.

insbesondere in der Krankenversicherung geben Cutler und Zeckhauser (2000). Zu Moral Hazard einschließlich der Unterscheidung zwischen *ex ante* und *ex post* vgl. Breyer, Kifmann und Zweifel (2002).

² Nicolet et al. (2001) umgehen das Endogenitätsproblem der Franchisenwahl durch die Trennung von ambulanten und stationären Leistungen in der Nachfrageschätzung. Sie nehmen an, dass finanzielle Anreize der Patienten im stationären Bereich keine Rolle spielen und schlussfolgern daher, dass Ausgabenunterschiede den unterschiedlichen Franchisestufen im stationären Bereich ausschließlich auf die Selektion zurückzuführen seien. Schellhorn (2001) dagegen berücksichtigt die Wahl der Versicherung bei der Nachfrageschätzung – allerdings in einem Zählmodell, das sich auf die Schätzung von Arztkonsultationen beschränkt.

Abschnitt 4 beinhaltet das umfassende Modell, welches insgesamt aus drei Stufen besteht. Neben der bereits erwähnten Vertragswahl wird zusätzlich die Entscheidung bezüglich des Arztbesuchs modelliert. Die Ergebnisse der dreistufigen Modellschätzung werden in *Abschnitt 5* vorgestellt. *Abschnitt 6* fasst zusammen und gibt einen Ausblick auf Zuzahlungen in der gesetzlichen Krankenversicherung Deutschlands.

2. Kostenbeteiligung und Prämien in der Schweizer Krankenversicherung

In der sozialen Krankenversicherung der Schweiz besteht Versicherungspflicht. Ob Frau, Mann oder Kind, jeder ist verpflichtet, bei einer staatlich zugelassenen Krankenkasse die Grundversicherung zu kaufen. Für das gesetzlich definierte Leistungspaket zahlt der Versicherte eine Kopfprämie, die unabhängig von Geschlecht, Alter, Gesundheitszustand und Einkommen ist. Je nach Krankenkasse, die er wählt, und Region, in der er wohnt, wird die Kopfprämie jedoch unterschiedlich hoch ausfallen, da die Kassen pro Kanton bis zu drei Regionaltarife staffeln können.

Die Kostenbeteiligung für den Versicherten kombiniert einen absoluten mit einem proportionalen Selbstbehalt. Für den absoluten Selbstbehalt, die Franchise, führte das Krankenversicherungsgesetz 1996 einen obligatorischen Sockel von 150 Franken pro Jahr ein. Dieser Betrag wurde 1998 auf 230 Franken erhöht. Darüber hinaus gibt es vier weitere Stufen von 400, 600, 1 200 und 1 500 Franken, die freiwillig gewählt werden können. Bis zur Höhe der gewählten Franchise trägt der Versicherte die gesamten Kosten der bezogenen medizinischen Leistungen, unabhängig davon, ob sie im ambulanten oder stationären Bereich erbracht werden oder Hilfsmittel und Medikamente betreffen.

Übersteigen die Kosten den Franchisenbetrag, so setzt der proportionale Selbstbehalt von 10% ein. Die Kostenbeteiligung des Versicherten ist nach oben beschränkt. Der maximal selbst aufzubringende Betrag entspricht jeweils der gewählten Franchise zuzüglich 600 Franken, also 830, 1 000, 1 200, 1 800 oder 2 100 Franken.³

Bezeichne K_i die Kostenbeteiligung unter Franchise i , FB_i den Franchisenbetrag, L die Bruttoleistung in Geldeinheiten sowie s den proportionalen Selbstbehalt, so lassen sich drei Bereiche für jede Franchisestufe auszeichnen. Es gelten dabei die folgenden formalen Beziehungen zwischen der Kostenbeteiligung und der bezogenen Bruttoleistung:

³ Für Kinder (0–18 Jahre) entfällt der obligatorische Selbstbehalt; allerdings können sie freiwillig eine höhere Franchisestufe wählen (150, 300 oder 375 Franken). Sie zahlen ebenfalls einen Selbstbehalt von 10% für den Franchisenbetrag übersteigende Kosten, aber nur bis zu einer Höchstgrenze von 300 Franken im Jahr.

$$\begin{aligned}
 K_i &= L && \text{für } L \leq FB_i \\
 K_i &= FB_i + s \cdot (L - FB_i) && \text{für } FB_i < L < FB_i + \frac{600}{s} \\
 K_i &= FB_i + 600 && \text{für } L \geq FB_i + \frac{600}{s}
 \end{aligned}$$

Mit dieser Information kann jeder Versicherte seinen Kostenbeitrag auf den einzelnen Stufen in Abhängigkeit der erwarteten Ausgaben berechnen. Zusätzlich kennt er die Prämien und die Prämienrabatte, welche die Kassen bei Wahlfranchisen einräumen, und kann sich in Erwartung seines zukünftigen Bedarfes an medizinischer Versorgung für die optimale Franchisestufe entscheiden. Bei einem 10%igen Selbstbehalt liegt die obere Zuzahlungsgrenze immer um 6 000 Franken über der gewählten Franchise.⁴ Die Prämienrabatte auf den einzelnen Stufen sind gesetzlich festgelegt. Die maximal zulässigen Rabatte betragen auf den einzelnen Stufen 8, 15, 30 bzw. 40%. Der Versicherungsnehmer kann grundsätzlich einen einmal eingegangenen Vertrag unter Einhaltung einer dreimonatigen Kündigungsfrist anpassen. Für den Versicherer hingegen besteht immer Kontrahierungszwang.

Aufgrund der proportional festgesetzten Rabatte kam es in einzelnen Regionen der Schweiz zu der Situation, dass sich Versicherte durch eine Heraufsetzung der Franchise in jedem Fall besser stellen konnten. Bei hinreichend hohem regionalen Prämienniveau (größer als 2 125 Franken im Jahr) fällt die Prämienreduktion unabhängig vom Ausmaß der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen immer höher als die Kostenbeteiligung aus. Bei einer Ausgangsprämie von 2 125 Franken beträgt die Prämienreduktion bei der ersten Wahlfranchise 170 Franken. Dieser Betrag entspricht genau der Differenz zwischen der ersten Wahlfranchise und der obligatorischen Franchise. Für die Versicherten ist es demnach selbst im Fall eines mit Sicherheit auftretenden Schadens günstiger, für die Wahlfranchise zu optieren.

In der französischen Schweiz sind die Prämien vergleichsweise hoch. Es kann deshalb nicht verwundern, dass sich in den Westschweizer Kantonen überproportional viele Versicherte für eine Wahlfranchise von 400 Franken entschieden haben (vgl. BSV, 2000a). In der Zwischenzeit hat der Gesetzgeber auf das Verhalten der Versicherten reagiert, indem er festsetzte, dass ab 2001 neben der proportionalen Beschränkung die Prämienrabatte im absoluten Sinne nicht höher als das zusätzlich übernommene Kostenrisiko der Versicherten ausfallen dürfen.⁵

⁴ Eine Zuzahlungsgrenze von 6 000 entspricht ungefähr dem 90%-Percentil der Versicherten, d. h. ca. 10% aller Versicherten haben Jahreskosten die über der Zuzahlungsgrenze liegen.

⁵ Vgl. BSV (2000b). Die Regelung der maximal zulässigen Rabattsätze lässt selbstredend niedrigere Rabatte zu. Von daher stellt sich die Frage, weshalb die Krankenkassen in der Vergangenheit einem Teil ihrer Versicherten Verträge anboten, die zu Verlusten führten. Kritisch ist weiter zu fragen, ob es tatsächlich Aufgabe des Staates war, die

3. Untersuchungskollektiv und Datenbeschreibung

Die Untersuchung stützt sich auf Daten von etwa 75 000 Personen aus dem Kanton Zürich, die von 1997 bis 1999 bei der Schweizer Krankenversicherung CSS im Rahmen der Ordentlichen Krankenpflegeversicherung versichert waren. Die Stichprobe wurde auf Erwachsene, die älter als 18 Jahre waren, eingegrenzt, da für Kinder und Jugendliche andere Selbstbehalte gelten. Nach dieser Bereinigung verblieben 59 805 Erwachsene in der Stichprobe.

Bei den erklärenden Variablen für die Leistungsanspruchnahme gilt unser Hauptinteresse der Wahl der Franchise aus der Menge $\mathbb{F} = \{F0, F1, F2, F3, F4\}$. *Tabelle 1* zeigt die prozentuale Aufteilung des Versicherungskollektivs auf die fünf Franchisestufen $F0$ bis $F4$; Knapp 60% der Versicherten weisen 1999 die gesetzlich vorgeschriebene Minimalfranchise auf. 40% entschieden sich demnach für eine Wahlfranchise $\{F1, F2, F3, F4\}$, der weitaus größte Teil davon ($\frac{3}{4}$), für die 400er Franchise. Weiter wird deutlich, dass mit höherer Franchise der Anteil der Versicherten, die überhaupt Leistungen beanspruchen, zurückgeht; von 83% für $F0$ auf 43% für $F4$.

Tabelle 1

Franchisen (1999) und Leistungsanspruchnahme

| FRANCHISE | $F0$ | $F1$ | $F2$ | $F3$ | $F4$ |
|-------------------------------|---------|---------|---------|---------|-------|
| <i>Absoluter Selbstbehalt</i> | 230 | 400 | 600 | 1 200 | 1 500 |
| Anteil Versicherter (in %) | 59.4 | 30.2 | 5.1 | 1.5 | 3.8 |
| Anteil $L > 0$ (in %) | 83.2 | 81.0 | 64.3 | 52.2 | 43.4 |
| Anteil $L > 600$ (in %) | 62.8 | 58.4 | 41.3 | 28.9 | 20.9 |
| L99 in SFr | 3 226.5 | 2 280.7 | 1 568.9 | 1 316.0 | 765.4 |
| L98 in SFr | 2 857.7 | 2 034.0 | 1 375.5 | 1 152.1 | 565.7 |
| L97 in SFr | 2 480.9 | 1 777.3 | 1 143.3 | 971.0 | 524.5 |
| SPIT98 (in %) | 13.0 | 9.8 | 7.2 | 7.1 | 3.7 |

Zudem ist die Höhe der Leistungen in den Jahren 1997 bis 1999 ($L97$, $L98$, $L99$) für die einzelnen Franchisen ausgewiesen. In der höchsten Kategorie betragen die Leistungen weniger als ein Viertel der Leistungen bei der minimalen Franchise.⁶ Die letzte Zeile in *Tabelle 1* gibt schließlich den Anteil der

Krankenkassen vor Verlusten zu schützen, die sie ohne Not hätten selbst vermeiden können.

⁶ Die maximal zulässige Prämienreduktion für $F4$ ist 40%. Die $F4$ -Prämie liegt damit rund 40% über den Durchschnittskosten der Versicherten dieser Gruppe.

Versicherten mit einem Krankenhausaufenthalt im Vorjahr (*Spit98*) wider. Demnach nimmt die Wahrscheinlichkeit der Krankenhauseinweisung mit höherer Wahlfranchise deutlich ab.

Für Leistungen unterhalb des Franchisebetrages besteht aus Sicht des Versicherten kein Anspruch auf Kostenerstattung. Da den Patienten die Leistungen von den Erbringern in Rechnung gestellt werden⁷, haben sie grundsätzlich keinen Anreiz, bei den Kassen Kostenerstattung zu beantragen, bevor die aufgelaufenen Beträge nicht den Franchisebetrag erreichen. Innerhalb des Franchisebetrages gibt es deshalb keine gesicherten Angaben über den tatsächlichen Umfang der bezogenen Leistungen. Wir müssten uns daher in der empirischen Arbeit im Wesentlichen auf die Ausgaben oberhalb des gewählten Franchisebetrages beschränken. Die ökonometrische Analyse erfordert jedoch einen konstanten Schnittpunkt, um einen Vergleich der Franchisestufen über einen gemeinsamen Wertebereich der Leistungen zu ermöglichen (vgl. Nicolet et al, 2001). Wir legen den Schnitt bei der dritten Franchisestufe fest, also bei 600 Franken. Dies führt dazu, dass in der Schätzung bei den ersten beiden Franchisen Leistungen bis zum Betrag von 600 Franken nicht berücksichtigt werden. Umgekehrt gehen bei den obersten beiden Franchisen Leistungen ein, die unterhalb des Franchisebetrages liegen. Wir haben bereits darauf hingewiesen, dass für die Vertragswahl die zukünftig erwarteten Gesundheitsausgaben eine entscheidende Rolle spielen. Es erscheint demnach vernünftig zu unterstellen, dass in die Erwartungsbildung die vergangenen und laufenden Ausgaben für Gesundheit eingehen. In diesem Sinne berücksichtigen wir die vergangenen Ausgaben bei der Wahl des Versicherungsvertrages. Bei Daten über die Jahre 1997 bis 1999 verwenden wir die Leistungsdaten der beiden ersten Jahre als erklärende Variablen sowohl für die Vertragswahl als auch für die Nachfrage nach medizinischen Leistungen im Jahre 1999. *Tabelle 2* gibt die deskriptiven Statistiken der Leistungen in den erwähnten drei Jahren an.⁸

Als erklärende Variablen des Nachfrageverhaltens dienen Merkmale der Versicherten wie *Geschlecht* und *Alter*. Darüber hinaus ist aus den Daten erkennbar, ob ein Versicherter im Jahre 1999 eine Prämienermäßigung erfuhr und wie hoch sie ausfiel (*Prerm*). Diese Variable lässt sich als Einkommensindikator auffassen, da Prämienermäßigungen im direkten (negativen) Zusammenhang zum Einkommen des Versicherten stehen.

⁷ Dieser so genannte *tiers garant* wird im ambulanten Bereich durchwegs, im stationären System teilweise angewandt.

⁸ Wir verzichteten auf eine Preisbereinigung der jährlichen Kosten. Da die Kosten sehr heterogen sind, ist eine Preisbereinigung notorisch schwierig. Während die Preise für stationäre Leistungen gestiegen sind, veränderten sich die Preise im ambulanten Bereich praktisch nicht. Da wir die Zusammensetzung der Leistungen nicht kennen, besteht die Gefahr, dass wir bei Anwendung eines Durchschnittspreisindizes einen größeren Fehler verursachen würden als wenn wir die Preisänderung nicht berücksichtigen.

Tabelle 2

Deskriptive Statistiken der Variablen

| N = 59805 | Mittelwert | Standard- abweichung | Minimum | Maximum |
|---|------------|-------------------------|---------|-----------|
| Leistungen | | | | |
| L99 in SFr | 2 734.12 | 5 973.31 | 0 | 14 2912 |
| L98 in SFr | 2 420.63 | 5 521.27 | 0 | 17 9210 |
| L97 in SFr | 2 103.19 | 4 718.65 | 0 | 17 9274 |
| SPT1 (1998 im Spital = 1) | 0.11 | 0.32 | 0 | 1 |
| Eigenschaften Versicherte | | | | |
| ALTER | 50.35 | 17.60 | 19 | 103 |
| ALTER2 | 2 844.39 | 1 879.80 | 361 | 10 609 |
| GESCHLECHT (Mann = 1) | 0.43 | 0.49 | 0 | 1 |
| PR_ERM in SFr pro Jahr | 264.71 | 446.18 | 0 | 2460 |
| Vertragsmerkmale und Versicherungsstatus | | | | |
| Unfall (Unfalleinschluss = 1) | 0.66 | 0.47 | 0 | 1 |
| EINK | 0.41 | 0.43 | 0 | 1 |
| PRAEMIE | 1.139 | 0.64 | 0 | 2 |
| ALT | 0.78 | 0.41 | 0 | 1 |
| NOTF | 0.78 | 0.41 | 0 | 1 |
| KUR_PFL | 0.75 | 0.43 | 0 | 1 |
| CHRO | 0.27 | 0.44 | 0 | 1 |
| STAND | 0.93 | 0.26 | 0 | 1 |
| ZAHNPFL | 0.03 | 0.17 | 0 | 1 |
| SPITAL_H | 0.21 | 0.40 | 0 | 1 |
| SPITAL_P | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| SPITAL_S | 0.03 | 0.17 | 0 | 1 |
| Merkmale Gemeinden | | | | |
| MANN_ANTEIL | 0.48 | 0.01 | 0.44 | 0.52 |
| HA | 3 506.79 | 3 506.82 | 159.00 | 8 780.00 |
| BEVD | 18.59 | 13.64 | 0.4 | 38.4 |
| ALT19- | 0.21 | 0.04 | 0.16 | 0.33 |
| ALT64+ | 0.15 | 0.04 | 0.06 | 0.24 |
| SIEDLUNG | 0.39 | 0.18 | 0.04 | 0.71 |
| ST_FUSS | 114.52 | 15.79 | 70.00 | 131.00 |
| ST_KRAFT | 3 073.24 | 1 470.88 | 906.00 | 10 725.00 |
| ARZTD | 23.61 | 14.26 | 0.00 | 44.54 |

Die zweite Gruppe von Variablen umfasst Merkmale, die den Versicherungsstatus des Versicherten betreffen. Aus dem Versicherungsvertrag ist zunächst ersichtlich, für welche Franchise aus der Menge F er sich 1999 entschieden hat. Weiterhin ist bekannt, ob der Versicherte neben Krankheits- auch Unfalldeckung vereinbart hat (*Unfall*). Versicherte, die über ihren Arbeitgeber gegen Unfall versichert sind, schließen die Unfalldeckung in der obligatorischen Krankenversicherung aus. Deshalb sind Personen mit Unfalleinschluss entweder Selbständige, Rentner oder andere Nichterwerbstätige. 66% der Versicherten in der Stichprobe sind gleichzeitig gegen Unfall versichert. Vergleicht man die unter 65-Jährigen mit älteren Versicherten, so zeigt sich, dass bei den unter 65-Jährigen nur noch 57% obligatorisch gegen Unfall versichert sind, während dieser Anteil bei den über 65-Jährigen 98% beträgt.

Weiter verknüpften wir die Informationen über Unfalleinschluss und Prämienermäßigung zu einer weiteren Dummy-Variablen (*Eink*), die den Wert 1 annimmt, falls *Unfall* = 1 und *Prerm* = 0 ist. Im Zusammenspiel mit dem Alter kann diese Variable Auskunft über die mögliche Vermögenssituation bzw. den Erwerbsstand eines Versicherten geben. Eine wichtige Variable dürfte auch die *Prämienhöhe* sein. Obwohl die Prämien nicht nach Alter oder Geschlecht differenziert sind, unterscheiden sie sich regional. Unsere Krankenkasse teilt den Kanton Zürich in drei Prämienregionen auf. Die teuerste ist Zürich Stadt, die mittlere Klasse bilden Regionen mittelgroßer Gemeinden und die dritte und damit günstigste Klasse enthält eher ländliche Regionen.

Die Daten offenbaren zudem, ob ein Versicherter bei seiner Krankenkasse noch Zusatzversicherungen abgeschlossen hat. Diese decken Leistungen im Krankheitsfall ab, die nicht zum gesetzlichen Leistungskatalog gehören. Sie umfassen bei der hier betrachteten Krankenkasse Versicherungen für Alternativmedizin (*Alt*), für Notfälle (*Notf*), für die Pflege in Kureinrichtungen (*Kurpfl*), für chronische Erkrankungen (*Chro*), für zahnmedizinische Leistungen (*Zahnpfl*) sowie mehrere Versicherungen für die stationäre Behandlung. Die so genannten Spitalversicherungen unterteilen sich in halbprivate und die private Spitalversicherung, die nicht nur die Unterbringung in halbprivaten oder privaten Abteilungen von öffentlichen oder privaten Spitälern in der ganzen Schweiz abdecken, sondern auch die freie Wahl des behandelnden Arztes garantieren (*Spital_H*, *Spital_P*). Hinzu kommt eine Versicherung, die die „Hotelkosten“ (Zuschläge für Ein- oder Zweibettzimmer) eines Aufenthaltes in der allgemeinen Abteilung eines Spitals übernimmt (*Spital_S*). Schließlich lassen sich verschiedene Zusatzversicherungen, bzw. Teile davon, mit der obligatorischen Krankenversicherung zu einer Standardversicherung kombinieren (*Stand*). Für diese Standardversicherung optierten 93% der Versicherten unserer Stichprobe.

Für die Zusatzversicherungen werden risikoäquivalente Prämien verlangt. Die Entscheidung für eine oder mehrere Zusatzversicherungen gibt Aufschluss

über Risikoneigung, Präferenzen für bestimmte Behandlungsmethoden, den (erwarteten) Gesundheitszustand, aber auch über die Einkommenssituation des Versicherten.

Eine weitere Gruppe von Variablen charakterisiert die Nachfrage- und Angebotsseite im lokalen Markt für medizinische Leistungen. So unterscheidet sich das Nachfrageverhalten der Versicherten in ländlichen Gebieten deutlich von jenem in den Städten. Es gibt im Kanton Zürich 170 Gemeinden. Wichtige Merkmale auf Gemeindeebene sind die Fläche in ha (*Ha*), die Bevölkerungsdichte (*Bevd*) und die Siedlungsstruktur der Gemeinden (*Siedlung*). Darüber hinaus ist auch bekannt, wie sich die Bevölkerungszusammensetzung hinsichtlich der Geschlechtszugehörigkeit (*Mann_Anteil*) und der Altersstruktur (*Alt19-*: Anteil der unter 19-Jährigen, *Alt65+*: Anteil der über 65-Jährigen) auf Gemeindeebene unterscheidet. Hinzu kommen Angaben zur Finanzkraft der Gemeinden. Neben dem Steuerfuß (*St_Fuss*) ist dies die Steuerkraft pro Einwohner (*St_Kraft*).⁹ Schließlich wird auch die Arztdichte (*Arztd* = Anzahl aller Ärzte in der Gemeinde pro 10 000 Einwohner) berücksichtigt. Sie soll einen weiteren angebotsseitigen Faktor einfangen, der die Höhe der nachgefragten Leistungen potenziell beeinflusst.

4. Franchisen und Nachfrage: Gesamtmodell

Die Nachfrage nach medizinischen Leistungen leitet sich nach Grossman (1972) aus der Nachfrage nach Gesundheit ab. Der Gesundheitszustand (*G*) bildet neben dem Konsum anderer Güter (*C*) das Argument einer intertemporalen Nutzenfunktion der Form:

$$(1) \quad U = U(G_t, C_t) \quad t = 0, \dots, n.$$

G ist eine Bestandsgröße, die aufgrund physiologischer Änderungen und des Konsumverhaltens des Individuums einer Abschreibung unterworfen ist. Andererseits kann *G* durch präventive Anstrengungen und der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen erhöht werden.

Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass der Arzt bei der Bestimmung der in Anspruch genommenen Gesundheitsleistungen eine wichtige Rolle spielt. Zwar wird er nicht direkt die Entscheidung des Patienten zur Erstkonsultation beeinflussen können, doch wenn der Patient die erste Hürde einmal genommen hat, wird der Arzt auf das Nachfrageverhalten einwirken. Diese zwei unterschiedlichen Determinanten der Nachfrage nach Gesundheitsleistungen lassen sich in dem bekannten Two-Part-Model abbilden: Nachfrage

⁹ In der Schweiz liegt die Steuerhoheit bei den Kantonen und Gemeinden. Die Gemeinden können ausgehend vom Kantonssteuersatz einen eigenen (höheren oder niedrigeren) Steuerfuß festlegen.

nach Erstkontakten mit dem Arzt (Entscheidung des Patienten) und Mitbestimmung der Leistungshöhe durch den Arzt (vgl. Pohlmeier und Ulrich, 1994).

Tabelle 3

Dreistufiges Entscheidungsmodell

| Stufe | Bezeichnung | Ökonometrisches Modell |
|----------|---|--|
| 1. Stufe | Wahl der Franchise | Geordnetes Probit |
| 2. Stufe | Entscheidung über den Arztbesuch | Binomiales Probit |
| | | Binomiales Probit mit Instrumentalvariablen (GMM) |
| 3. Stufe | Nachfrage nach medizinischen Leistungen | OLS ^{a)} Schätzung unter Berücksichtigung der 2. Stufe |
| | | 2SLS ^{b)} Schätzung unter Berücksichtigung der 2.Stufe und der 1. Stufe |

^{a)} OLS: Ordinary Least Square (Kleinst-Quadrateschätzer).

^{b)} 2SLS: Two-Stage Least Square (zweistufiger Kleinst-Quadrateschätzer).

Im Vordergrund steht hingegen die Wirkung von freiwillig gewählten Selbsthalten auf die Nachfrage (Selbstselektion, Moral Hazard). Wir betrachten demnach ein dreistufiges Entscheidungsproblem der Nachfrage nach medizinischen Leistungen. Die Wahl der Franchise wird nicht exogen vorgegeben. Vielmehr hängt sie von den erwarteten Gesundheitsausgaben, sozioökonomischen Parametern und weiteren Faktoren ab. Als zweiter, die finale Nachfrage bedingender Umstand, wird die Entscheidung berücksichtigt, überhaupt eine positive Nachfrage zu entwickeln. *Tabelle 3* illustriert die drei Stufen des Modells und führt die verschiedenen Methoden auf, die bei der ökonometrischen Schätzung der Einzelmodelle verwendet werden. Eine ausführliche Beschreibung des methodischen Vorgehens erfolgt schrittweise in diesem und im nächsten Abschnitt. Zunächst erläutern wir die drei Stufen des Gesamtmodells und ihre Beziehungen untereinander. Die Einzelmodelle und die Schätzansätze mit den entsprechenden Ergebnissen folgen danach.

In der allgemeinen Form lässt sich das Gesamtmodell schreiben als:

$$\begin{aligned}
 F &= f(u^* | \alpha'x_1 + \varepsilon_1) \\
 (2) \quad y &= \beta'x_2 + \gamma_1 F + \varepsilon_2 \quad \text{für } z = 1 \\
 z^* &= \delta'x_3 + \gamma_2 F + \varepsilon_3 \\
 z &= 1 \quad \text{wenn } z^* > 0 ; z = 0 \quad \text{wenn } z^* \leq 0
 \end{aligned}$$

Die erste Gleichung widerspiegelt die Wahl der Franchise aus der Menge F = als eine Funktion des Nutzens u^* , der von verschiedenen beobachtbaren wie unbeobachtbaren Größen abhängt. Die Wahl der Franchise wird als kategoriale Variable F bezeichnet. Sie hat die Ausprägungen $\{0, 1, 2, 3, 4\}$. Die Entscheidung über die Franchise kann mit einem so genannten geordneten Probit-Modell geschätzt werden.

Die zweite Gleichung beschreibt die Abhängigkeit der Ausgaben für medizinische Leistungen y von verschiedenen exogenen Variablen und der Wahl der Franchise unter der Voraussetzung, dass wir eine positive Leistungsanspruchnahme beobachten. Diese Bedingung wird durch $z = 1$ verdeutlicht.

Die dritte Gleichung schließlich formalisiert die Entscheidung über einen Arztbesuch – sprich positive Nachfrage nach medizinischen Leistungen – in Abhängigkeit der exogenen Variablen sowie wiederum der Franchisewahl. Die Variable z^* wird dabei als latente Variable aufgefasst, die den Nutzen eines Arztbesuches messen soll. Dieser Nutzen ist nicht beobachtbar, sondern erschließt sich aus der Beobachtung, ob jemand zum Arzt gegangen ist oder nicht. Diese Entscheidung kann als einfaches Probit- oder Logit-Modell geschätzt werden.

Bei der folgenden Darstellung des Modells gehen wir von einem Probit-Ansatz aus. Für die Störterme ε_2 und ε_3 wird wegen der Abhängigkeit der Nachfrage y von der Entscheidung bezüglich eines Arztbesuches z^* eine bivariate Normalverteilung angenommen.

Aufgrund der endogenen Variablen F in der zweiten und dritten Gleichung von (2) wird deutlich, dass y wie auch z^* mit dem Störterm der ersten Gleichung korreliert sind. Diese Korrelation gilt es in geeigneter Form zu berücksichtigen. Im Folgenden wird zunächst vom Problem der Endogenität abstrahiert, um den Selektionsmechanismus deutlich zu machen.¹⁰

Sofern ein Versicherter Ausgaben für Gesundheitsleistungen aufweist, folgt unter den unterstellten Annahmen für den Erwartungswert der Ausgaben:

$$(3) \quad \begin{aligned} E[y|x_2, z = 1] &= E[y|x_2, \delta'x_3 + \gamma_2 F + \varepsilon_3 > 0] \\ &= \beta'x_2 + \gamma_1 F + E[\varepsilon_2|\varepsilon_3 > -\delta'x_3 - \gamma_2 F] \end{aligned}$$

Aus einem Vergleich mit (2) wird klar, dass man beide Gleichungen nicht unabhängig voneinander betrachten kann. Dies zeigt sich insbesondere an der Kovarianzstruktur der Fehler. Für den positiven Erwartungswert des Fehlers in

¹⁰ Auch der Einfluss der endogenen Franchisewahl ist im Grunde genommen ein Selektionsprozess: Bestimmte Versicherte wählen einen bestimmten Versicherungsvertrag aus. Um Verwechslungen mit dem dargestellten Selektionsproblem hinsichtlich der Entscheidung über einen Arztbesuch zu vermeiden, wählen wir in diesem Fall den Begriff der Endogenität.

(3) muss unter Zuhilfenahme der Dichte- und Verteilungsfunktion von ε_3 (ϕ und Φ)¹¹, der Varianz der Störterme ($\sigma_{\varepsilon_3}, \sigma_{\varepsilon_2}$) und dem Korrelationskoeffizienten ρ gelten:

$$\begin{aligned}
 (4) \quad E[\varepsilon_2 | \varepsilon_3 > -\delta'x_3 - \gamma_2 F] &= \rho \sigma_{\varepsilon_3} \sigma_{\varepsilon_2} \left(\frac{\phi(-\delta'x_3 - \gamma_2 F)}{1 - \Phi(-\delta'x_3 - \gamma_2 F)} \right) \\
 &= \rho \sigma_{\varepsilon_3} \sigma_{\varepsilon_2} \left(\frac{\phi(\delta'x_3 + \gamma_2 F)}{\Phi(\delta'x_3 + \gamma_2 F)} \right)
 \end{aligned}$$

Gewöhnlich wird nun $\sigma_{\varepsilon_3} = 1$ gesetzt, da dieser Standardfehler bei gegebenen Beobachtungen für z nicht geschätzt werden kann. Aufgrund der Verteilungsannahmen hinsichtlich der Entscheidung, einen Arzt aufzusuchen, lässt sich aber mittels der Probit-Koeffizienten das Verhältnis $\lambda = \frac{\phi(\delta'x_3 + \gamma_2 F)}{\Phi(\delta'x_3 + \gamma_2 F)}$ bestimmen, sodass schließlich für den Erwartungswert von y folgt:

$$\begin{aligned}
 (5) \quad E[y | x_2, z = 1] &= \beta'x_2 + \gamma_1 F + \theta \lambda \\
 \text{mit } \theta &= \rho \sigma_{\varepsilon_2} .
 \end{aligned}$$

Der Parameter θ kann nun genauso geschätzt werden wie der Parametervektor β . Gleichung (5) macht allerdings deutlich, dass Multikollinearität auftritt, wenn der Vektor der erklärenden Variablen für die Entscheidung bezüglich des Arztbesuchs (x_3) mit dem Vektor der erklärenden Variablen für die Nachfragegleichung (x_2) identisch ist. In diesem Fall würde man in Ermangelung einer ökonomischen Ausschlussrestriktion (die Nachfrage nach medizinischen Leistungen und die Entscheidung über den Arztbesuch hängen von den gleichen Einflussfaktoren ab) den Selektionseffekt nur über die nichtlineare Form der Selektionsgleichung identifizieren können. In diesem Fall sollte man das Modell auf Multikollinearität testen (vgl. Jones, 2000).

Das Hauptaugenmerk unserer Untersuchung liegt allerdings nicht auf der Trennung der Versicherten in solche, die im Beobachtungszeitraum einen Arzt aufgesucht haben und solche, die keine Leistungen bezogen haben, sondern vielmehr auf der Identifikation der Verhaltensänderung, die durch die Franchisewahl induziert wird.¹² Wie das Modell zeigt, lässt sich dieser Effekt nicht einfach durch die Bestimmung des relevanten Parameters in der Selektionsgleichung für die Arztbesuche wie auch in der Nachfragegleichung

¹¹ $\phi(\cdot)$ und $\Phi(\cdot)$ stehen für die Dichte- und die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

¹² In diesem Sinne lässt sich die Verhaltensänderung, wie es in der Evaluierungsliteratur üblich ist, auch als Behandlungseffekt oder kausalen Effekt bezeichnen. Diese Literatur zeigt im Übrigen, unter welchen harten Annahmen eine Identifizierung des Behandlungseffektes überhaupt möglich ist. Für einen Überblick im Bereich arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen vgl. Schmidt (2000).

bestimmen, da diese Wahl selber endogen ist. Man muss daher sowohl bei der Berechnung von λ berücksichtigen, dass das Verhältnis von Dichte- und Verteilungsfunktion von der Franchisewahl abhängig ist, als auch diese Endogenität der Franchisen in der Nachfragegleichung selbst beachten. Die Methode der Wahl besteht in diesem Fall in der Verwendung von geeigneten Instrumenten in den beiden Nachfragegleichungen. Um für das Probit-Modell den Instrumentalvariablen-Schätzer zu implementieren, verwenden wir für die Schätzung von z einen GMM-Schätzer (Generalized Method of Moments). GMM ist eine nichtlineare Schätzmethode, die mit Hilfe von Instrumenten eine konsistente Schätzung der Parameter erlaubt. Beim GMM-Schätzer handelt es sich um einen verallgemeinerten Momentenschätzer, der eine Vielzahl von Modifikationen zulässt (angefangen beim herkömmlichen OLS als einfachstem Momentenschätzer bis hin zur Schätzung nichtlinearer Funktionen mit unterschiedlichen Annahmen bezüglich der Störterme). In unserem Fall nutzen wir die GMM-Methode, um ein nichtlineares Modell (Probit) mit einer möglicherweise endogenen erklärenden Variablen (Franchise F) zu schätzen.¹³

Die Nachfrage der Versicherten nach medizinischen Leistungen auf der dritten Stufe kann dann unter Berücksichtigung von λ mit Hilfe von Instrumentalvariablen, die der Endogenität von F in der Nachfragegleichung Rechnung tragen, geschätzt werden.

Für die Modellierung der Franchisen verwenden wir wahlweise den bereits beschriebenen kategoriellen Ansatz sowie eine Alternative mittels Dummy-Variablen, auf die wir bei der Spezifikation der Schätzung an späterer Stelle noch genauer eingehen. Der Satz der Instrumente umfasst alle exogenen Variablen sowie – je nach Modellierung – die Instrumente für die Franchisewahl. Außerdem dienen die Variablen der Zusatzversicherung als zusätzliche Instrumente. Die Wahl der Instrumente wurde jeweils mit einem Hausman-Spezifikationstest geprüft.

Zur Identifikation des Endogenitätseffekts benötigt man ökonomische Ausschlusskriterien für die Wahl der Franchisen. Man muss Variablen finden, die nur die Vertragswahl der Versicherten, nicht aber deren Nachfrage nach Gesundheitsleistungen beeinflussen. In unserem Modell verwenden wir dafür Informationen über die Zusatzversicherungen eines Versicherten. Die Wahl der Zusatzversicherungen beeinflusst nicht die Nachfrage nach medizinischen Leistungen in der Grundversicherung, da sie Leistungen versichert, die nicht in der Grundversicherung enthalten sind. Andererseits vermuten wir, dass der Versicherte in der Wahl für eine bestimmte Zusatzversicherung seine Präferenzen offenbart. Sie lässt Rückschlüsse auf seine Risikoneigung oder seinen Gesundheitszustand zu. Wir berücksichtigen daher neun Dummy-Variablen für

¹³ Eine grundlegende Einführung in die Schätzung der Momente einer Verteilung, in nichtlineare Schätzverfahren und den GMM-Ansatz findet sich in Greene (1997).

neun verschiedene Zusatzversicherungen als zusätzliche erklärende Faktoren in der Wahlgleichung.

5. Modellschätzung

Ausgangspunkt der Schätzungen ist die Hypothese, dass der mit ansteigender Franchise beobachtete Rückgang der Ausgaben für medizinische Leistungen nicht nur auf Selbstselektion der Versicherten – Gesunde entscheiden sich eher für hohe, Kranke eher für geringe Selbstbehalte – zurückzuführen, sondern auch eine Reaktion der Nachfrage auf die Selbstbehalte ist. Um diese Hypothese überhaupt testen zu können, muss – wie wir gesehen haben – der Endogenität der Franchisewahl in der Nachfrageschätzung Rechnung getragen werden. Gelingt dies, so lässt sich das Nachfragemodell als gewöhnliches Selektionsmodell schätzen, in dem die Wirkungen der Selbstbehalte als Moral-Hazard-Effekte interpretiert werden können. Dies bedeutet im relevanten dreistufigen Modell, dass auf der 2. und 3. Stufe getestet wird, ob die entsprechenden Koeffizienten der Franchisen signifikant negativ sind.

Im Folgenden präsentieren wir die Modelle auf den einzelnen Stufen und die Ergebnisse der entsprechenden Schätzungen.¹⁴

5.1 Franchisewahl

Per Ende eines Versicherungsjahres legen die Versicherten die Franchisestufe für das folgende Jahr fest. Da sie frei wählen können, ist davon auszugehen, dass sie sich jeweils für die Option mit dem maximalen erwarteten Nutzen entscheiden. Bei der Abwägung der möglichen Zustände spielt neben der Wahrscheinlichkeit der Erkrankung auch die Schwere der Erkrankung bzw. die damit verbundene finanzielle Belastung eine Rolle. Weiter ist auch die Bereitschaft der Individuen, ein finanzielles Risiko zu übernehmen, von Bedeutung.

Die Versicherten ordnen die Erwartungsnutzen der verschiedenen Franchisen und entscheiden sich für die Option mit dem höchsten Erwartungswert. Die Entscheidungssituation lässt sich damit als geordnetes Probit-Modell beschreiben. Wir beobachten die Franchisewahl $F = 0, 1, 2, 3, 4$ und bezeichnen den erwarteten individuellen (nicht beobachtbaren) Nutzen mit u^* . Der Nutzen aus der Wahl einer bestimmten Franchisestufe hängt von verschiedenen beobachtbaren Einflussgrößen x_1 und unbeobachtbaren, annahmegemäß normalverteilten Einflüssen wie dem Ausmaß der Risikobereitschaft ε_1 ab. Formal gilt:

¹⁴ Sämtliche Schätzungen führten wir mit dem ökonometrischen Softwarepaket *LIM-DEP* (Version 7) durch.

$$u^* = \alpha'x_1 + \varepsilon_1$$

$$F = \begin{cases} 0 & \text{falls } u^* \leq \mu_1 \\ 1 & \text{falls } \mu_1 < u^* \leq \mu_2 \\ 2 & \text{falls } \mu_2 < u^* \leq \mu_3 \\ 3 & \text{falls } \mu_3 < u^* \leq \mu_4 \\ 4 & \text{falls } u^* > \mu_4 \end{cases}$$

Die μ 's stellen Schwellenwerte des Erwartungsnutzen dar, die mindestens erreicht werden müssen, damit die nächst höhere Franchise gewählt wird.

Dieses Modell liefert neben den Schätzungen der Parameter α und μ auch auf die einzelnen Versicherten bezogene Wahrscheinlichkeiten für die Wahl der Franchisestufen. Die Einzelwahrscheinlichkeiten lassen sich unter Verwendung der Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung (Φ) wie folgt berechnen:

$$\begin{aligned} \Pr(F = 0) &= \Phi(-\alpha'x_1) \\ \Pr(F = 1) &= \Phi(\mu_1 - \alpha'x_1) - \Phi(-\alpha'x_1) \\ \Pr(F = 2) &= \Phi(\mu_2 - \alpha'x_1) - \Phi(\mu_1 - \alpha'x_1) \\ \Pr(F = 3) &= \Phi(\mu_3 - \alpha'x_1) - \Phi(\mu_2 - \alpha'x_1) \\ \Pr(F = 4) &= 1 - \Phi(\mu_3 - \alpha'x_1) \end{aligned}$$

wobei $\Pr(\cdot)$ die Wahrscheinlichkeit der Wahl für die einzelnen Franchisestufen bezeichnet. Durch Einsetzen der erklärenden Variablen kann damit für jeden Versicherten die Wahrscheinlichkeit bestimmt werden, dass er sich für seine Franchisestufe entscheidet. Diese Wahrscheinlichkeiten bilden unsere Instrumente für die Franchisen in der Nachfrageschätzung (vgl. Abschnitt 5.2). *Tabelle 4* fasst die Ergebnisse der Schätzung zur Wahl der Franchisen zusammen.

Wie bereits erwähnt, gab es in der Vergangenheit Regionen mit derart hohen Prämien, dass sich die Versicherten durch Wahl der ersten Wahlfranchise in jedem Fall besser stellen konnten. Im Kanton Zürich erfüllte die Stadt Zürich diese Bedingung.¹⁵ Die in Zürich wohnhaften Versicherten der betrachteten Krankenkasse müssten sich also – rationale Entscheidungen vorausgesetzt – alle für *F1* entschieden haben.

Für den Einfluss der Prämienregion auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Versicherter die obligatorische Franchise wählt, ergibt sich durch die erste Ableitung der entsprechenden Wahrscheinlichkeit nach der *Prämienregion*:

$$\frac{\partial \Pr(F = 0)}{\partial \text{Prämie}} = -\phi(\alpha'x) \alpha_{\text{Prämie}} = -0.032 .$$

¹⁵ Die Prämie in der höchsten Prämienregion betrug 1999 monatlich 242 Franken, in der zweiten 183 Franken und in der dritten Region 167 Franken. Für die Versicherungsverträge ohne Unfalldeckung lagen die Prämien in den drei Regionen bei 225, 170 bzw. 155 Franken.

Tabelle 4: Geordnetes Probit-Modell der Franchisewahl: Ergebnisse

| Variablen | Koeffizient | Standardfehler | Variablen | Koeffizient | Standardfehler |
|------------|--------------|----------------|-----------------------|-------------|----------------|
| KONST | 2.025** | 0.503 | ST_FUSS | -0.003** | 7.2E-04 |
| ALTER | 0.024** | 0.002 | ST_KRAFT | 4.764E-07 | 5.95E-06 |
| ALTER2 | -1.383E-04** | 1.6E-05 | ALT | -0.311** | 0.014 |
| SEX | -0.018 | 0.01 | NOTF | 0.648** | 0.028 |
| UNFALL | -0.482** | 0.023 | KUR_PFL | -0.395** | 0.026 |
| LN(PR_ERM) | -0.021** | 0.003 | CHRO | -0.400** | 0.015 |
| EINK | 0.053* | 0.025 | STAND | 0.089** | 0.020 |
| PRAEMIE | 0.086** | 0.017 | ZAHNPFL | -0.059* | 0.029 |
| LN(LST97) | -0.046** | 0.002 | SPITAL_H | 0.328** | 0.014 |
| LN(LST98) | -0.048** | 0.002 | SPITAL_P | 0.438** | 0.015 |
| SPT98 | 0.052** | 0.018 | SPITAL_S | -0.239** | 0.040 |
| MANN_ANT | -5.296** | 0.868 | $\mu(1)$ | 1.164** | 0.008 |
| HA | 2.311E-05** | 3.824E-6 | $\mu(2)$ | 1.563** | 0.010 |
| SIEDLUNG | -0.340** | 0.064 | $\mu(3)$ | 1.739** | 0.011 |
| ALT19- | 2.407** | 0.447 | | | |
| ALT64+ | 0.003 | 0.500 | Pseudo R ² | 0.734 | |

** p < 0.01, * p < 0.05

Die Prämienregion ist als kategorielle Variable (0, 1 oder 2) definiert, wobei zwei die höchste Prämienregion darstellt. Gemäß dem Schätzergebnis sinkt die Wahrscheinlichkeit der Wahl der obligatorischen Franchise mit einer höheren Prämie. Dieses Ergebnis bestätigt demnach unsere Hypothese, dass es mit einem Anstieg des Prämienniveaus finanziell interessanter wird, sich für eine Wahlfranchise zu entscheiden.

Auch die Wirkung der Leistungen in den Vorperioden auf die Franchisewahl hat das erwartete negative Vorzeichen: Die Wahrscheinlichkeit, sich für eine höhere Franchise zu entscheiden, nimmt mit hohen Vorleistungen ab. Umgekehrt optieren Versicherte mit hohen medizinischen Vorkosten eher für die minimale Franchise.

Im Allgemeinen ist die Interpretation der einzelnen Koeffizienten eines geordneten Probit-Modells schwierig, da deren Wirkung auf die Wahrscheinlichkeit von der Dichtefunktion der abhängigen Variablen abhängt. Uns interessiert hauptsächlich die Schätzung der Wahrscheinlichkeiten als Vorstufe für die Nachfrageschätzung, sodass wir uns mit der Feststellung begnügen können, dass die meisten Variablen einen signifikanten Einfluss auf die Wahl der Franchisen haben. Die Wahrscheinlichkeit einer korrekten Zuordnung der Versicherten zu ihrer tatsächlich gewählten Franchise beträgt allerdings lediglich 62 %. Außerdem wird kein einziger Versicherter der Franchisen *F2* und *F3* zugeordnet (vgl. *Tabelle 5*). Das Modell ist daher nur in der Lage, die ersten beiden Franchisen (*F0* und *F1*) und – sehr begrenzt – die höchste Franchise zu unterscheiden. Ein Blick auf *F4* offenbart, dass mit diesem Modell von 2 280 Versicherten in dieser Gruppe nur 20 Versicherte richtig klassifiziert werden. Welche Gründe letztlich den Ausschlag gegeben haben, sich für eine der Wahlfranchisen zu entscheiden, kann das Modell nicht klären.

Tabelle 5

Prognose der Franchisewahl im 5-stufigen Probit-Modell

| Tatsächlich | Geschätzt | | | | | |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------|
| | <i>F0</i> | <i>F1</i> | <i>F2</i> | <i>F3</i> | <i>F4</i> | Total |
| <i>F0</i> | 32 008 | 3 513 | 0 | 0 | 11 | 35 532 |
| <i>F1</i> | 12 958 | 5 070 | 0 | 0 | 25 | 18 053 |
| <i>F2</i> | 1 671 | 1 356 | 0 | 0 | 7 | 3 034 |
| <i>F3</i> | 453 | 447 | 0 | 0 | 6 | 906 |
| <i>F4</i> | 1 135 | 1 125 | 0 | 0 | 20 | 2 280 |
| Total | 48 225 | 11 511 | 0 | 0 | 69 | 59 805 |

Aufgrund der zwei unbesetzten mittleren Klassen schätzen wir das Modell zusätzlich mit nur drei Franchiseklassen (F_0 , F_1 sowie neu $F_2^* \geq 600$ Franken). Diese Schätzung identifiziert wesentlich mehr Versicherte mit einer Franchise über oder gleich 600 Franken, ohne aber im Vergleich zum Modell mit fünf Kategorien an Prognosekraft entscheidend hinzu zu gewinnen (62.3 %).

Außerdem wurde getestet, ob die Wahlentscheidung mit Hilfe eines *Discrete-Choice-Ansatzes* besser modelliert werden kann.¹⁶ Dieser Ansatz erlaubt es, zusätzlich auch jene Merkmale der Wahlalternativen (Prämie, Höhe des Selbstbehaltes und Prämienrabatt) in die Schätzung einzubeziehen, die über die Versicherten gleich bleiben. Allerdings brachte diese Modellierung keine bessere Prognose.

5.2 Entscheidung über den Arztbesuch

Bei der Schätzung der Nachfrage nach medizinischen Leistungen ist neben der Endogenität der Franchisewahl auch zu berücksichtigen, dass viele Versicherte in einem gegebenen Jahr weder einen Arzt aufsuchen noch medizinische Leistungen in Anspruch nehmen. Die Entscheidung, nicht zum Arzt zu gehen, kann wiederum mit der Höhe der Kostenbeteiligung eines Versicherten zusammenhängen. Wir beheben dieses Selektionsproblem wiederum dadurch, dass wir die geschätzte Franchisewahl als Instrumentalvariable in die Schätzung der Wahrscheinlichkeit des Arztbesuches einbeziehen. Mit anderen Worten können wir die Erklärung einer positiven Nachfrage nach medizinischen Leistungen als normales Selektionsmodell schätzen.

Bei der Modellierung der Franchise stehen zwei Ansätze zur Wahl. Neben der Modellierung als kategorielle Variable mit der Ausprägung $F = 0,1,2,3,4$ kann man die Franchisen als Dummy-Variablen berücksichtigen. Der kategorielle Ansatz legt die Stufenabstände zwischen den Franchisen konstant fest, während es Dummy-Variablen zulassen, dass bspw. die Wirkung von F_1 im Vergleich zu F_0 eine andere sein kann, als wenn F_2 mit F_1 verglichen wird. Die Verwendung von Dummy-Variablen hat aber zum Nachteil, dass man für jede Franchisestufe ein Instrument für die GMM-Schätzung und die korrigierte Nachfrageschätzung benötigt.

Wie wir im letzten Kapitel gesehen haben, besitzt das Modell keine Prognosekraft für die Wahl von F_2 und F_3 . Würde man die geschätzte Franchisewahl trotzdem als Instrument verwenden, ergäbe sich in der Matrix der Instru-

¹⁶ Zum *Discrete-Choice-Ansatz* vgl. Harris und Keane (1999) und Schoenbaum et al. (2001). Diese Arbeiten weisen diesen Ansatz als richtungsweisend für die Modellierung der Wahl von Versicherungsverträgen aus, da er sowohl Merkmale des Vertrages als auch Merkmale der Versicherten berücksichtigt.

mente für diese beiden Stufen eine perfekte Kollinearität; eine Schätzung und Identifizierung des interessierenden Effektes wäre mithin nicht möglich. Mit drei Stufen ließe sich dieses Problem zwar beheben, jedoch wäre die Korrelation zwischen den Instrumenten weiter sehr hoch, mit der Folge, dass die daraus resultierenden Schätzungen nicht sehr verlässlich wären.

Der Ausweg aus diesem Dilemma besteht in der Wahl „schwächerer“ Instrumente. So werden in den vorgestellten Schätzungen mit Dummy-Variablen die geschätzten Wahrscheinlichkeiten aus dem geordneten Probit-Modell als Instrumente verwendet. Die Dummy-Variablen für die Franchisewahl D_i ($i = 1, 4$) lassen sich wie folgt berechnen:

$$\text{Falls } F = 0 \quad D_i = 0 \text{ für alle } i, \quad \text{falls } F = i, \quad D_j = 1 \text{ für } j = i, \\ D_j = 0 \text{ für } j \neq i .$$

Für die Instrumente gilt:

$$\text{Falls } F = i, \quad ph_j = \Pr(F = j) \text{ für } j = i \text{ und } ph_j = 0 \text{ für } j \neq i .$$

Hat ein Versicherter die Franchise i gewählt, erhält er damit die für diese Wahl geschätzte Wahrscheinlichkeit zugeordnet. Die folgende *Tabelle 6* zeigt die Korrelationsmatrix zwischen tatsächlicher Franchisewahl und den entsprechenden Instrumenten.

Es wird deutlich, dass die Instrumente stark positiv mit der entsprechenden Wahl korreliert sind und damit ihren Zweck erfüllen können. Allerdings sind die Instrumente auch untereinander verbunden, ein Umstand, der auf Kosten der Effizienz der Schätzung geht. Beim kategoriellen Ansatz besteht dieses Problem nicht, dafür nimmt man in diesem Fall jedoch die sehr harte Annahme konstanter Elastizitäten unterschiedlicher Franchisestufen in Kauf.

Tabelle 6

Korrelation zwischen Franchisewahl und Instrumenten

| | D0 | PH0 | D1 | PH1 | D2 | PH2 | D3 | PH3 | D4 | PH4 |
|-----|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| D0 | 1.00 | 0.93 | -0.80 | -0.76 | -0.28 | -0.25 | -0.15 | -0.13 | -0.24 | -0.18 |
| PH0 | | 1.00 | -0.74 | -0.71 | -0.26 | -0.23 | -0.14 | -0.12 | -0.22 | -0.17 |
| D1 | | | 1.00 | 0.96 | -0.15 | -0.14 | -0.08 | -0.07 | -0.13 | -0.10 |
| PH1 | | | | 1.00 | -0.15 | -0.13 | -0.08 | -0.07 | -0.13 | -0.09 |
| D2 | | | | | 1.00 | 0.90 | -0.03 | -0.02 | -0.05 | -0.03 |
| PH2 | | | | | | 1.00 | -0.03 | -0.02 | -0.04 | -0.03 |
| D3 | | | | | | | 1.00 | 0.86 | -0.02 | -0.02 |
| PH3 | | | | | | | | 1.00 | -0.02 | -0.02 |
| D4 | | | | | | | | | 1.00 | 0.76 |
| PH4 | | | | | | | | | | 1.00 |

Tabelle 7 präsentiert die Ergebnisse der GMM-Schätzung mit vier Dummy-Variablen für die Franchisen. Die entsprechenden Koeffizienten sind alle signifikant negativ. Die Resultate offenbaren damit einen stark negativen Zusammenhang zwischen der Höhe der Franchise und der Wahrscheinlichkeit positiver Leistungen. Da die Schätzung für die endogene Wahl der Franchisen korrigiert wurde, folgt daraus die Existenz von Moral Hazard.

Bei den Schätzungen mit kategorieller Ausprägung der Franchisevariablen ergibt sich ein nicht signifikant positiver Effekt höherer Franchisen auf die Wahrscheinlichkeit einer positiven Nachfrage (vgl. *Tabelle 9*). Moral Hazard tritt damit bei dieser alternativen Modellierung der Franchisen nicht auf. Dieses unterschiedliche Resultat lässt sich unter Hinweis auf *Tabelle 5* erklären. Das Modell ordnet der maximalen Wahlfranchise 69 Versicherte zu – davon haben sich nur 20 tatsächlich für *F4* entschieden. Weiter wird kein Versicherter *F2* und *F3* zugeordnet. Darüber hinaus ist der Koeffizient für *D1* in der GMM-Schätzung im Vergleich zu den Koeffizienten der anderen Dummies eher klein. Wenn man sich nun die Schätzgerade vorstellt, die den Einfluss von *F* auf die Höhe der Kosten abbilden soll, dann ist leicht nachzuvollziehen, dass der Steigungsparameter nicht signifikant von Null verschieden ist.

Nicolet et al. (2001) haben die Endogenität der Franchisenwahl nicht berücksichtigt. Wir können unsere Ergebnisse mit dieser Arbeit vergleichbar machen, indem wir die erste Stufe unseres Modells weglassen, d. h. die Wahl der Franchise exogen behandeln und die Wahrscheinlichkeit des Arztbesuches direkt schätzen. Die Ergebnisse der entsprechenden Probit-Schätzung sind auf der rechten Seite von *Tabelle 7* aufgeführt. Auch diese Resultate offenbaren einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen der Franchise und der Wahrscheinlichkeit positiver Leistungen. Allerdings muss man bei der Interpretation des Probit-Modells beachten, dass diese Schätzung nur dann verlässliche Ergebnisse liefert, wenn die Franchisenwahl exogen ist. Unser Endogenitätstest zeigt aber, dass dies nicht der Fall ist. Geht man also vom GMM-Ansatz als der adäquaten Modellierung aus, so zeigen die Koeffizienten der Dummies die um den Selektionseffekt bereinigte Wirkung. Moral Hazard dürfte also tatsächlich relevant sein.

Auf die anderen Variablen bezogen zeigen Probit- und GMM-Schätzung fast übereinstimmende Ergebnisse. Vor allem weisen alle Variablen das gleiche (erwartete) Vorzeichen auf. Beide Schätzungen in *Tabelle 7* offenbaren ein für derartige Schätzungen relativ hohes R^2 .¹⁷ Dies ist vor allem der Tatsache geschuldet, dass die Leistungen der Vorjahre schon eine sehr große Varianz der abhängigen Variablen erklären.

¹⁷ Das angegebene Pseudo R^2 ist eine spezielle Form des Bestimmtheitsmaßes für Logit- bzw. Probit-Modelle (vgl. Greene, 1997).

Tabelle 7

Probit und GMM für Pr ($L > 600$)

| | GMM | | Probit | |
|-------------------------|-------------|----------------|-------------|----------------|
| | $L > 600$ | | | |
| Variablen | Koeffizient | Standardfehler | Koeffizient | Standardfehler |
| KONST | -2.259** | 0.543 | -2.311** | 0.457 |
| ALTER | 0.014** | 0.002 | 0.014** | 0.002 |
| ALTER2 | 3.127E-05 | 2.391E-05 | 2.961E-05 | 1.998E-05 |
| MANN | -0.147** | 0.015 | -0.143** | 0.013 |
| UNFALL | 0.052 | 0.033 | 0.051 | 0.027 |
| LN(PRERM) | -0.007 | 0.005 | -0.006 | 0.004 |
| EINK | -0.071 | 0.036 | -0.071** | 0.030 |
| PRAEMIE | 0.015 | 0.024 | 0.017 | 0.019 |
| LN(LST97) | 0.113** | 0.003 | 0.113** | 0.002 |
| LN(LST98) | 0.156** | 0.003 | 0.155** | 0.002 |
| SPITAL98 | -0.050* | 0.023 | -0.037 | 0.023 |
| MANN_ANT | 0.832 | 1.049 | 0.975 | 0.880 |
| HA | 4.480E-06 | 5.324E-06 | 4.581E-06 | 4.548E-06 |
| ST_FUSS | -0.001 | 0.001 | -0.001* | 0.001 |
| ST_KRAFT | 4.897E-07 | 8.197E-06 | 1.054E-07 | 7.099E-06 |
| BEV_D | 0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.001 |
| ARZTD | 0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.001 |
| D1 | -0.057** | 0.016 | -0.049** | 0.014 |
| D2 | -0.107* | 0.041 | -0.137** | 0.026 |
| D3 | -0.397** | 0.097 | -0.363** | 0.049 |
| D4 | -0.482** | 0.074 | -0.427** | 0.033 |
| Pseudo R ² : | 0.54 | | 0.57 | |

** p < 0.01, * p < 0.05.

5.3 Nachfrage nach medizinischen Leistungen

Die in der laufenden Periode beobachteten positiven Leistungen sind auf der dritten Stufe zu erklären. Die Ausgaben für medizinische Leistungen sind extrem schief verteilt. Wir ziehen deshalb die logarithmierten Werte als abhängige Variable in die Schätzungen ein. Diese sind annähernd normalverteilt.

Im Unterschied zur Stufe der Entscheidung zum Arzt zu gehen, hat die regionale Arztdichte gemäß den Resultaten in *Tabelle 8* einen signifikanten Einfluss auf die Höhe der Ausgaben. Dieses Ergebnis erscheint plausibel: Die Entscheidung über den Erstkontakt nimmt der Patient autonom vor, angebotsseitige Faktoren werden deshalb auf dieser Stufe nur eine untergeordnete Rolle spielen. Ist der Patient hingegen einmal in Behandlung, so unterliegt er dem Einfluss des Arztes. Wenn die Ärztedichte hoch ist, d. h. tendenziell wenig Patienten auf einen Arzt kommen, so könnten die Ärzte ihre Einkommenssituation dadurch verbessern, dass sie pro Patient zusätzliche Leistungen erbringen.¹⁸

Die Ergebnisse der Schätzung stimmen im Großen und Ganzen mit jenen auf der zweiten Stufe überein (vgl. *Tabelle 8*). Es zeigt sich, dass die Leistungsanspruchnahme auf allen Wahlfranchisestufen signifikant geringer ist als bei der obligatorischen Franchise – trotz Berücksichtigung des Endogenitätseffekts. Ein ähnliches Ergebnis erhält man – wie schon bei der Wahrscheinlichkeitsschätzung positiver Leistungen –, wenn man statt der fünf nur drei Franchisestufen ($F0$, $F1$, $F2^*$) berücksichtigt.

Auf der ersten Wahlfranchisestufe beträgt der Rückgang der Ausgaben, der auf den Selbstbehalt zurückgeführt werden kann, 9,9% [= $\exp(-0.104) - 1$]. Der Unterschied in den Durchschnittskosten zwischen $F0$ und $F1$ beträgt gemäß *Tabelle 1* 31,3%. Davon wären nach unserer Schätzung rund ein Drittel (10 %) auf Moral Hazard zurückzuführen. Ähnliches gilt für den Vergleich von $F2$ mit $F0$. Bei den beiden höchsten Franchisen macht der Anteil von Moral Hazard am gesamten Kostenunterschied zur obligatorischen Stufe 70% aus.

Die Schätzung der Nachfrage mit der kategoriellen Ausgestaltung der Franchisevariablen ergibt wiederum ein anderes Bild: Bei diesen Schätzungen sind die entsprechenden Koeffizienten schwach positiv signifikant (vgl. *Tabelle 9*). Gegen die kategorielle Modellierung der Franchisen sprechen aber – wie bereits erwähnt – die ungenügende Prognosefähigkeit des Modells auf der ersten Stufe.

¹⁸ Es ist aber auch eine umgekehrte Richtung der Kausalität denkbar. Die Arztdichte könnte dort am größten sein, wo die Wahrscheinlichkeit, dass viele Patienten einen einzelnen Arzt aufsuchen, vergleichsweise hoch ist.

Tabelle 8

Ergebnisse der Selektionsmodelle

| Variablen | 2SLS (GMM-Selektion) | | OLS (Probit-Selektion) | |
|----------------|----------------------|----------------|------------------------|----------------|
| | Koeffizient | Standardfehler | Koeffizient | Standardfehler |
| KONST | -2.913** | 0.367 | -2.841* | 1.239 |
| ALTER | 0.048** | 0.002 | 0.048** | 0.005 |
| ALTER2 | -1.200E-04** | 1.348E-05 | -1.254E-04** | 4.579E-05 |
| MANN | -0.220** | 0.010 | -0.209** | 0.033 |
| UNFALL | 0.205** | 0.022 | 0.195** | 0.076 |
| LPR | -0.007* | 0.003 | -0.006 | 0.011 |
| EINK | -0.160** | 0.024 | -0.154 | 0.083 |
| PRAEMIE | 0.050** | 0.015 | 0.052 | 0.053 |
| LLST97 | 0.298** | 0.004 | 0.293** | 0.012 |
| LLST98 | 0.465** | 0.006 | 0.456** | 0.016 |
| SPT | 0.022 | 0.014 | 0.045 | 0.047 |
| MANN_ANT | 3.203** | 0.663 | 3.352 | 2.307 |
| HA | 1.277E-05** | 3.330E-06 | 1.322E-05 | 1.162E-05 |
| ST_FUSS | -0.003** | 0.001 | -0.003 | 0.002 |
| ST_KRAFT | 6.918E-06 | 4.985E-06 | 6.972E-06 | 1.751E-05 |
| BEV_D | 0.003** | 0.001 | 0.003 | 0.003 |
| ARZT_D | 0.005** | 0.001 | 0.005 | 0.003 |
| D1 | -0.104** | 0.010 | -0.125** | 0.034 |
| D2 | -0.157** | 0.027 | -0.284** | 0.080 |
| D3 | -0.635** | 0.061 | -0.668** | 0.164 |
| D4 | -0.795** | 0.057 | -0.936** | 0.124 |
| LAMBDA | 3.928** | 0.063 | 3.906** | 0.154 |
| R ² | 0.329 | | 0.328 | |

** p < 0.01, * p < 0.05.

Tabelle 9

Koeffizienten der Franchise in unterschiedlichen Modellen

| Modell | Variable | GMM | Probit | 2SLS (GMM-Selektion) | OLS (Probit-Selektion) |
|--------------|-------------------|----------|----------|-------------------------|---------------------------|
| 5 Kategorien | F (0, 1, 2, 3, 4) | 0.058 | -0.093** | 0.05* | -0.190** |
| 3 Kategorien | F (0, 1, 2+) | 0.06 | -0.104** | 0.03 | -0.210** |
| 4 Dummies | D1 | -0.057** | -0.049** | -0.104** | -0.125** |
| | D2 | -0.107** | -0.137** | -0.157** | -0.284** |
| | D3 | -0.397** | -0.363** | -0.635** | -0.668** |
| | D4 | -0.482** | -0.427** | -0.795** | -0.936** |
| 2 Dummies | D1 | -0.036* | -0.012 | -0.095** | -0.012** |
| | D2 | -0.421** | -0.096** | -0.842** | -0.092** |

** p < 0.01, * p < 0.05

Die Identifikation des Selektionsmodells ist trotz der selben Rechthand-Variablen in der Selektions- wie in der Nachfrageschätzung gegeben. Dies zeigt ein einfacher Test, wonach eine zusätzlich aufgenommene Variable nie das Bestimmtheitsmaß reduzieren sollte (vgl. Greene, 1997). Ansonsten müsste man von einer starken Kollinearität zwischen der neuen und alten Variablen des Modells ausgehen. Da aber bei allen Modellierungsansätzen – also unabhängig von der Modellierung der Franchise – der Korrekturterm für die Selektion das R^2 der Nachfrageschätzung erhöht, ist Multikollinearität aufgrund der Einbeziehung des Korrekturterms ausgeschlossen.¹⁹

Tabelle 9 stellt alle Schätzergebnisse der Nachfrage nach medizinischen Leistungen oberhalb jährlicher Ausgaben von 600 Franken zusammen. Man erkennt deutlich, welchen Einfluss die unterschiedliche Modellierung der Franchise hat. Während es bei der kategoriellen Modellierung den Anschein hat, als ob die Selektion der gesunden Versicherten der Hauptgrund für die geringeren Kosten der höheren Franchisen sei, weist der Ansatz mit Dummy-Variablen auf allen Wahlfranchisestufen eine negative Wirkung auf die Nachfrage aus. Insgesamt stützen die Ergebnisse unsere Hypothese, dass die Nach-

¹⁹ Ein weiterer Test nach Leamer bestätigt dies. Dieser Test prüft explizit die Stärke der Korrelation einer bestimmten Variablen mit allen anderen Variablen. In unserem Fall weist der Test eine fast vollständige Unkorreliertheit des Korrekturterms mit den anderen Variablen aus (vgl. wiederum Greene, 1997).

frage nach medizinischen Dienstleistungen im starken Maße von Moral Hazard beeinflusst wird.

6. Abschließende Bemerkungen

Die vorliegende Arbeit untersucht die Wirkung von freiwilligen Selbstbehalten, so genannten Wahlfranchisen, in der gesetzlichen Krankenversicherung der Schweiz. Nach unseren Schätzungen haben freiwillige Selbstbehalte einen signifikanten Einfluss auf das Nachfrageverhalten der Versicherten. Bei Berücksichtigung der strategischen Wahl von höheren Franchisen – gesunde Versicherte werden eher für eine hohe Selbstbeteiligung optieren als kranke –, ergibt sich i) ein negativ signifikanter Effekt auf die Wahrscheinlichkeit einer positiven Nachfrage und ii) eine Reduktion der Nachfrage nach medizinischen Leistungen bei den Versicherten mit Wahlfranchisen im Vergleich zu den Versicherten mit der geringsten Franchise.

Abbildung 1 fasst die Ergebnisse auf einen „durchschnittlichen“ Mann bezogen zusammen. Die rechten Säulen zeigen die tatsächlichen Ausgaben auf den einzelnen Franchisestufen in Prozent der Ausgaben der obligatorischen Franchise. Die linken Säulen illustrieren den Ausgabenrückgang gegenüber der Minimalfranchise gemäß unseren Schätzungen. Diese Reduktionen widerspiegeln die Nachfragereaktion auf die vertraglich eingegangenen zusätzlichen Selbstbehalte. Der Anteil von Moral Hazard an der tatsächlichen Ausgabenreduktion beträgt rund 30% für die ersten beiden Franchisestufen und 70% auf den zwei höchsten Stufen.

Der Einbezug der Franchisewahl ist zentral für die Schätzung der medizinischen Nachfrage. Bei exogen festgelegter Franchise kann die Schätzung Moral Hazard nicht identifizieren. Vielmehr wird nur die Selektion der Versicherten in für sie vorteilhafte Verträge abgebildet. Die Leistungsausgaben der zwei Vorjahre bilden die Grundlage der Vertragswahl in unseren Schätzungen. Als weitere Stufe berücksichtigen wir die Wahrscheinlichkeit, überhaupt eine positive Nachfrage zu entwickeln. Dieses dreistufige Nachfragemodell ergänzt bestehende Arbeiten zur Wirkung von Selbstbehalten (z. B. Nicolet et al., 2001), die der Endogenität der Franchise nicht Rechnung tragen.

Ein weiteres wichtiges Element der vorliegenden Arbeit ist die Spezifikation des Einflusses der Franchisen. Franchisen werden nicht nur als kategorielle Variable aufgefasst, sondern auch mit Hilfe von Dummy-Variablen eingefangen. Dadurch wird es möglich, den spezifischen Einfluss der einzelnen Franchisestufen zu schätzen. Unsere Ergebnisse in der Schätzung mit kategorieller Variable für die Franchise stimmen im Wesentlichen mit jenen von Schellhorn (2001) überein. Schellhorn schätzt den Einfluss von Selbstbehalten auf die Häufigkeit von Arztkonsultationen, berücksichtigt jedoch die Franchisen aus-

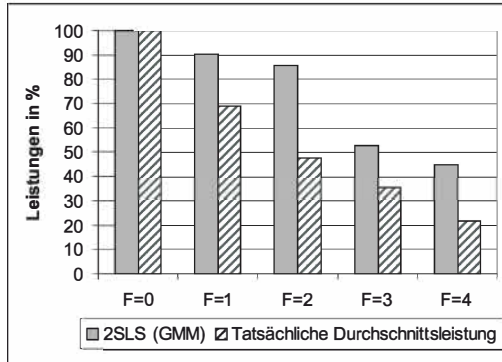


Abbildung 1: Geschätzte und tatsächliche Ausgabenreduktion auf den einzelnen Franchisestufen

schließlich als kategorielle Variable. Seine Resultate weisen weitestgehend auf eine Nicht-Existenz von Moral Hazard hin. Wir können zeigen, dass sich die Ergebnisse zwischen kategorieller Behandlung und Dummy-Modellierung der Franchisen stark unterscheiden. In der Dummy-Modellierung treten Moral-Hazard-Effekte deutlich zu Tage.

Die Modellierung der endogenen Wahl über Dummy-Variablen ist allerdings ebenfalls nicht ohne Probleme. Zum einen sind die Instrumente voneinander abhängig, da sie aus ein und derselben Schätzung der Franchisenwahl stammen. Dieser Schwierigkeit tragen wir durch die oben beschriebene Konstruktion der Instrumente Rechnung. Zum anderen entsteht ein zusätzliches Identifikationsproblem, da die Dummy-Variablen für die Franchisen sowohl direkt in der Nachfragegleichung auftauchen als auch im Korrekturterm der Selektionsgleichung. Dies bedeutet letztendlich, dass die Selektion der Versicherten (positive Leistungen: ja oder nein) allein durch die funktionale Form der Selektionsgleichung identifiziert werden muss. In wie weit dies gelingt, hängt von den Daten ab. Auch wenn wir zeigen können, dass unser Schätzansatz die Multikollinearität nicht erhöht, bleiben die Ergebnisse anfällig für Änderungen in der Spezifikation der Schätzung.

Anders als in der Schweiz sind in Deutschland Selbstbehalte der Versicherten in der gesetzlichen Krankenversicherung kaum vorgesehen. Es gibt Zuzahlungsregelungen für medizinische Leistungen einzig bei den Arzneimitteln. Je nach Packungsgröße müssen € 4, € 4,5 oder € 5 bezahlt werden. Das „GKV-Solidaritätsstärkungsgesetz“ hat den gesetzlichen Krankenkassen u. a. alle Möglichkeiten genommen, ihren Versicherten Selbstbehalte und Beitragsrückerstattung anzubieten. In der Gesetzesbegründung wird nicht nur auf die „entsolidarischen Effekte“ dieser „Elemente der privaten Versicherungswirtschaft“

hingewiesen, sondern auch behauptet, dass hiervon keinerlei positive Steuerungswirkung auf die Leistungsanspruchnahme ausgehe.²⁰

Die Opposition im deutschen Bundestag befürwortet fast uneingeschränkt die Einführung von wählbaren Selbsthalten in der gesetzlichen Krankenversicherung. Sie verspricht sich dadurch eine regulierende Wirkung auf das Verhalten der Versicherten, wodurch schließlich ein dämpfender Effekt auf die Gesundheitsausgaben ausgelöst würde.²¹

Unsere Untersuchung zeigt an Hand von Schweizer Daten, dass Selbstbehalte tatsächlich das Verhalten der Patienten steuern können. Selbstbehaltregelungen sind also nicht einfach eine Einrichtung zum Vorteil der Gesunden in der Gesetzlichen Krankenversicherung. Der Gesetzgeber kann im Übrigen über die Höhe der für Selbstbehalte zugelassenen Prämienrabatte den Zielkonflikt zwischen Verteilung und Effizienz steuern. Es ist nicht zwingend, die Prämienermäßigung bei freiwilligen Selbsthalten so hoch anzusetzen, dass die Selbstselektion der Versicherten über Gebühr belohnt wird. Wichtig ist nur, den Patienten wenigstens einen Anreiz zu setzen, bei der Beanspruchung von Gesundheitsgütern die Kosten ihrer Bereitstellung zu berücksichtigen.

Literaturverzeichnis

- Breyer, F. / Kifmann, M. / Zweifel, P.* (2002), Gesundheitsökonomie, Berlin.
- BSV* (2000a), Statistik der wählbaren Franchisen in der Krankenversicherung 1999, Bern.
- BSV* (2000b), Pressemitteilung vom 23. 2. 2000. <http://www.bsv.admin.ch/aktuell/presse/2000/d/00022301.htm> (Stand: 4. 10. 2001).
- Chiappori, P.-A. / Durand, F. / Geoffard, P.-Y.* (1998), Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a Natural Experiment, *European Economic Review* 42, 499–511.
- Cutler, D. M. / Zeckhauser, R. J.* (2000), The Anatomy of Health Insurance, in A. J. Culyer und J. P. Newhouse (eds), *Handbook of Health Economics*, Chapter 8, Amsterdam.
- Greene, W. H.* (1997), *Econometric Analysis*, London u. a.
- Grossman, M.* (1972), *The Demand for Health – A Theoretical and Empirical Investigation*, New York.

²⁰ Vgl. <http://www.bmggesundheits.de/themen/gkv/diskus/uebersicht.htm>.

²¹ Als Beispiel die Vorschläge der CSU in einem Positionspapier (31. 8. 01): „Auch die Einführung von *Selbstbehalttarifen* dient der Stärkung des individuellen Kostenbewusstseins. Selbstbehalttarife erlauben es dem Versicherten, sich in der von ihm gewünschten Höhe an den Krankheitskosten zu beteiligen und dafür einen ermäßigten Beitrag zahlen zu müssen.“

(vgl. http://www.csu.de/DieThemen/Positionen_A-Z/Soziales/IGesundheitspolitik.htm).

- Harris, K. M./Keane, M. P.* (1999), A model of health plan choice: Inferring preferences and perceptions from a combination of revealed preference and attitudinal data, *Journal of Econometrics* 89, 131 – 157.
- Holly, A./Gardiol, L./Domenighetti, G./Bisig, B.* (1998), An Econometric Model of Health Care Utilization and Health Insurance in Switzerland, *European Economic Review* 42, 513 – 522.
- Jones, A. M.* (2000), Health Econometrics, in: Culyer, A. J./J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Amsterdam et al. 265 – 344.
- Manning, W. G./Newhouse, J. P./Duan, N./Keeler, E. B./Leibowitz, A./Marquis, S.* (1987), Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment, *American Economic Review* 77, 3, 251 – 277.
- Nicolet, Ch./Geoffard, P.-Y./Gardiol, L.* (2001), Testing for Adverse Selection and Moral Hazard: an Econometric Study of Deductibles and Health Expenditures on Swiss Insurance Claims Data, Working Paper, University Lausanne.
- Pohlmeier, W./Ulrich, V.* (1994), An Econometric Model of the Two-Part Decisionmaking Process in the Demand for Health Care, *Journal of Human Resources* 30, 2, 339 – 361.
- Schellhorn, M.* (2001), The Effect of Variable Health Insurance Deductibles on the Demand for Physician Visits, *Health Economics* 10, 441 – 456.
- Schmidt, C. M.* (2000), Arbeitsmarktpolitische Maßnahmen und ihre Evaluierung: eine Bestandsaufnahme, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 69, 3, 425 – 437.
- Schoenbaum, M./Spranca, M./Elliott, M./Bhattacharya, J./Short, P. F.* (2001), Health Plan Choice and Information about Out-of-Pocket Costs: An Experimental Analysis, *Inquiry* 38, 35 – 48.
- Schulenburg, J.-M. Graf von der* (1987), *Selbstbeteiligung*, Tübingen.
- Zweifel, P.* (1992, mit O. Waser), *Bonus Options in Health Insurance*, Dordrecht.