

**Wählbare Selbstbehalte in der  
Krankenversicherung der Schweiz:  
Nachfragesteuerung oder Selektion?**

Martin Schellhorn

04-02

Januar 2004



# Wählbare Selbstbehalte in der Krankenversicherung der Schweiz: Nachfragesteuerung oder Selektion?

Martin Schellhorn \*

**Zusammenfassung:** *In diesem Papier wird diskutiert, ob die wählbaren Selbstbehalte in der gesetzlichen Krankenversicherung der Schweiz zu einer Reduktion der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen führen. Der Datensatz der schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 ermöglicht die korrekte Modellierung der zeitlichen Struktur der Wahl eines bestimmten Selbstbehalts und der anschließenden Inanspruchnahme medizinischer Leistungen. Die mit einem GMM Schätzer, welcher die Endogenität des gewählten Selbstbehalts berücksichtigt, erzielten Resultate bestätigen, dass die Wahlmöglichkeit des Selbstbehalts keinen starken Einfluß auf das Patientenverhalten hat. Der Großteil der beobachteten Reduktion in der Anzahl der Arztbesuche bei Versicherten mit höheren Selbsthalten ist durch Selbstselektion zu erklären. Gesundere Versicherte oder Versicherte, die aufgrund ihrer Präferenzen weniger medizinische Leistungen in Anspruch nehmen, wählen höhere Selbstbehalte. Eine Verhaltensänderung in Richtung einer sparsameren Inanspruchnahme des Gesundheitswesens als Folge einer höheren Selbstbeteiligung ist dagegen kaum festzustellen.*

**Abstract:** *This paper discusses if the choice of a higher deductible in mandatory Swiss health insurance leads to a reduction of health care utilization. A GMM estimator which takes into account the potential endogeneity of the choice of the deductible is used to analyze the number of physician visits. The data from the Swiss Health Survey 2002 allow for a correct modeling of the sequence of choice of the deductible and ensuing health care utilization. Individuals were interviewed at the time of choice of the deductible and six months later. The results indicate that the observed lower number of physician visits among individuals who opted for a high deductible is caused by self-selection of healthier individuals and of individuals with less preference for health care into contracts with high deductibles. An incentive induced behavioral change towards a more parsimonious utilization of health care services cannot be found.*

---

\* Volkswirtschaftliches Institut, Universität Bern und Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit IZA, Bonn.

Diese Arbeit entstand im Rahmen des Teilprojekts „Auswirkungen des KVG auf die Versicherten“ (Projektleitung Prof. Dr. Robert E. Leu) des Nationalen Forschungsprogramms Nr.45 „Probleme des Sozialstaats“, in welchem auch die verwendeten Daten erhoben wurden.

## **Einleitung**

Wirtschaftswissenschaftler schlagen eine (verstärkte) Beteiligung der Patienten an den Gesundheitskosten als einen Weg vor, der den kontinuierlichen Anstieg der Kosten im Gesundheitswesen zumindest zeitweilig bremsen und zu einer effizienteren Allokation medizinischer Leistungen führen könnte.

In diesem Papier wird jedoch nicht die generelle Wirkung von Selbsthalten untersucht, sondern lediglich die Auswirkung von Wahlmöglichkeiten in diesem Bereich. Die Schweiz hat mit der Reform des Krankenversicherungsgesetzes (KVG) 1996 Wahlmöglichkeiten bei den Selbsthalten in der obligatorischen Grundversicherung eingeführt. Es ist zu beobachten, dass Versicherte mit einem freiwillig gewählten höheren Selbstbehalt eine geringere Anzahl medizinischer Leistungen in Anspruch nehmen. Theoretisch kann dies auf verschiedene Gründe zurückgeführt werden.

Zum einen ist der finanzielle Anreiz, Leistungen sparsam in Anspruch zu nehmen, bei höheren Selbsthalten oder –beteiligungen entsprechend größer. Ohne Selbstbeteiligungen, also bei völliger Kostendeckung für medizinische Leistungen ist eine ineffiziente (zu hohe) Inanspruchnahme zu erwarten. Je höher der Selbstbehalt, desto geringer sollte ceteris paribus die Inanspruchnahme sein. Bei einer entsprechenden Ausgestaltung der Kostenbeteiligung wird so eine gesamtgesellschaftlich effizientere Leistungsmenge nachgefragt.

Die Wahlmöglichkeit führt andererseits zu sogenannten Selektionseffekten. Gesundere Versicherte können höhere Selbstbehalte wählen, da sie ein geringeres Krankheitsrisiko aufweisen und bei entsprechender Reduktion der Versicherungsprämie eine Kostenersparnis erwarten können.

Welches der beiden Erklärungsmuster das wichtigere ist, läßt sich nur empirisch klären. Anhand von Daten der schweizerischen Gesundheitsbefragung (SGB) von 2002 werden die Anreiz- und Selektionseffekte von wählbaren Selbsthalten auf die Anzahl der Arztbesuche ermittelt. Die Anzahl der Arztbesuche scheint für die Analyse der oben erklärten Effekte ein sinnvoller Untersuchungsgegenstand, da sie vom Versicherten direkter zu beeinflussen sind, als die tatsächlichen Kosten einer vom Arzt veranlaßten Untersuchung. Das Papier erweitert und verbessert in früheren Studien gewonnene Erkenntnisse zur Wirkung der Wahlmöglichkeit bei Selbsthalten. Mit der schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 stehen Informationen über Versicherungswahl und Inanspruchnahme von medizinischen Leistungen zu zwei Zeitpunkten zur Verfügung. Damit ist es für

die für die Schweiz erstmals mit Umfragedaten möglich, die zeitliche Struktur der Wahl des Selbstbehalts mit anschließender Inanspruchnahme medizinischer Leistungen adäquat zu modellieren.

Im zweiten Abschnitt erfolgt eine Beschreibung der für diese Fragestellung relevanten Aspekte des schweizerischen Krankenversicherungssystems. Es schließt sich eine kurzer Literaturüberblick und die Beschreibung des verwendeten Schätzverfahrens an, welches die Selektionseffekte von Anreizeffekten trennt. Es folgen eine Beschreibung der verwendeten Daten und die Resultate mit einer Diskussion.

### ***Das Krankenversicherungssystem der Schweiz***

Die Schweiz verfügt über ein privates Krankenversicherungssystem, welches aber aufgrund der sehr engen Regelungen in wesentlichen Merkmalen einem sozialen Versicherungssystem entspricht.

Der Abschluß einer individuellen Grundversicherung für Krankheit und Unfall ist obligatorisch – es gibt keine Familienversicherung. Diese Grundversicherung wird von stark regulierten privaten Versicherern angeboten. Der für alle Versicherer einheitliche Leistungskatalog der Grundversicherung ist vorgegeben. Der Leistungskatalog ist ziemlich umfassend, der wichtigste Unterschied zu Deutschland ist, daß zahnmedizinische Leistungen nicht eingeschlossen sind. Ein Wechsel des Versicherers ist am Beginn eines jeden Jahres möglich und für die Versicherer gilt ein Aufnahmewang. Das heißt, ein Versicherter kann weder abgelehnt noch können spezifische Leistungen des Leistungskatalogs ausgeschlossen werden. Um die unterschiedliche Risikostruktur der Versicherer zu kompensieren, gibt es einen Risikostrukturausgleich. Die Prämie ist unabhängig von Alter, Geschlecht Gesundheitszustand und Einkommen des Versicherten, allerdings gibt es Sondertarife für Kinder und für sich in der Ausbildung befindende sowie kantonale Prämienverbilligungen für Ärmere. Insofern ist in der Schweiz ein System implementiert, welches weitgehend der von der Rürup-Kommission (BMGS, 2003) bzw. der Herzog-Kommission (Herzog et al., 2003) vorgeschlagenen Gesundheitspauschale entspricht. Die Prämie variiert zwischen den Versicherern, zwischen den Kantonen und bis zu drei Regionen in manchen Kantonen. Die durchschnittliche Prämienhöhe variiert stark zwischen den Kantonen sowie zwischen den Versicherern innerhalb eines Kantons. So wies Appenzell-Innerrhoden als billigster Kanton 2002 ein Prämie von ca. 159 SFr. auf, während die Grundversicherung in Genf im Durchschnitt 364 SFr. pro Monat kostete (1 SFr.  $\approx$  0,68 €). Die Grundversicherung beinhaltet einen obligatorischen Selbstbehalt von 230 SFr. pro Jahr. Dieser gilt für alle medizinischen Leistungen, die aufgrund einer Krankheit in Anspruch

genommen werden, also sowohl für Krankenhausaufenthalte und Arztbesuche als auch für Medikamente. Medizinische Leistungen aufgrund von Unfällen, sowie Leistungen im Zusammenhang einer Schwangerschaft sind vom Selbstbehalt ausgenommen. Für die Versicherten besteht die Möglichkeit einen höheren Selbstbehalt in Höhe von 400, 600, 1200 oder 1500 SFr. zu wählen. Sie erhalten dafür maximal eine Prämienreduktion von 8%, 15%, 30 % bzw. 40 %, wobei die Reduktion nicht höher als das zusätzliche Risiko sein darf. Nach Ausschöpfung des Selbstbezalts folgt eine Selbstbeteiligung von 10 % an weiteren Gesundheitskosten (bis zu einer Obergrenze von 600 SFr.).

Weitere medizinische Leistungen können in einem privaten Versicherungsmarkt mit risikogerechten Prämien versichert werden. Die wichtigste Zusatzversicherung in der Schweiz ist die Spitalzusatzversicherung, die freie Arztwahl im Krankenhaus und die Unterbringung in der (halb-) privaten Abteilung abdeckt.

Weitere und ausführlichere Darstellungen des schweizerischen Gesundheitssystems finden sich bei Werblow und Felder (2003), sowie in Schellhorn (2001 und 2002).

### ***Literaturüberblick***

Es liegen bereits zahlreiche Studien vor, die sich empirisch mit der Wirkung verschiedener Aspekte der Krankenversicherung auf die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen beschäftigen. Einen Überblick über die internationale theoretische und empirische Literatur zur Wirkung von Anreizen in der Krankenversicherung gibt Zweifel und Manning (2000). In der deutschsprachigen Literatur beschäftigen sich unter anderen Schulenburg (1987) und das Lehrbuch von Breyer et al. (2003) mit dem Thema. Ohne einen Gesamtüberblick über die Arbeiten zu diesem Thema geben zu wollen, sollen hier exemplarisch einige wichtige Arbeiten erwähnt werden. In der wohl berühmtesten empirischen Studie zur Wirkung von Kostenbeteiligungen, dem RAND-Experiment, finden Newhouse et al. (1993), dass durch Kostenbeteiligung der Versicherten das Verhalten relativ stark beeinflusst werden kann. Aus der RAND-Studie können jedoch keine Erkenntnisse über die Gesamtwirkung von Wahlmöglichkeiten im Krankenversicherungsbereich gezogen werden, da die Teilnehmer im Rahmen eines kontrollierten Experiments zufällig auf verschiedene Versicherungsverträge verteilt wurden und somit keine Selektionseffekte auftraten.

Die meines Wissens erste Studie, die empirisch sowohl die Wahl einer Krankenversicherung als auch die Inanspruchnahme von medizinischen Leistungen modelliert, ist von Cameron et al. (1988) für

Australien. Die zentralen Erkenntnisse aus dieser Studie sind, dass in Australien das Einkommen eine zentrale Rolle für den Abschluss eines Versicherungsvertrages spielt, während der Gesundheitszustand eher unwichtig für diese Entscheidung ist. Für die Inanspruchnahme ist hingegen der Gesundheitszustand die wichtigste erklärende Größe, während das Einkommen hier weniger wichtig ist. Zudem weisen die Autoren sowohl Anreiz- bzw. moral hazard Effekten, als auch Selektionseffekten eine wichtige Rolle bei der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen zu.

In der Schweiz befassen sich etliche Studien mit der Gesundheitsnachfrage. Die Studien von Leu und Doppmann (1986) bzw. Leu und Gerfin (1992) analysieren Determinanten der Nachfrage nach medizinischen Leistungen. Sie modellieren die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen als eine abgeleitete Nachfrage nach Gesundheit und folgen damit den Linien des Grossman-Modells (1972). Sie befassen sich allerdings nicht mit der Wirkung von Wahlmöglichkeiten im Versicherungsbereich. Interessant ist, dass die Autoren für die Schweiz nur einen verhältnismäßig schwachen bzw. keinen Einfluss des Einkommens auf die Nachfrage finden. Dies ist allerdings im Einklang mit neueren Erkenntnissen für die Schweiz in Leu et al. (1997) und van Doorslaer et al. (2000). Mit der Wirkung der freiwilligen Spitalzusatzversicherung auf die Anzahl der Krankenhausaufenthalte beschäftigen sich Holly et al. (1998, 2002). Das ältere Papier findet mit Daten von 1992 bei einer simultanen Modellierung von Krankenhausaufenthalten und Zusatzversicherung einen nachfragesteigernden Effekt der Zusatzversicherung. Das neuere Papier erweitert das Modell um eine Gleichung für die Inanspruchnahme anderer medizinischer Leistungen und kommt zu vergleichbaren Resultaten.

Mit der Entwicklung des schweizerischen Gesundheitswesens und Reformvorschlägen wie einer stärkeren Rolle von Selbsthalten und mehr Wahlmöglichkeiten, die mit der Reform von 1996 auch teilweise implementiert wurden, befassen sich Zweifel (1986) und Leu (1993).

Mit der Wirkung der Wahlmöglichkeit bei den Selbsthalten beschäftigen sich bislang die Papiere von Werblow (2002), Werblow und Felder (2003), Gardiol et al. (2002) sowie Schellhorn (2001, 2002a-c), allerdings mit widersprüchlichen Ergebnissen. Während Schellhorn die beobachtete geringere Nachfrage von Individuen mit höheren Selbsthalten hauptsächlich auf Selektionseffekte zurückführt, finden die anderen Autoren auch Anhaltspunkte für moral hazard Effekte. Steiner (2002) kritisiert die identifizierenden Annahmen der Modelle von Werblow aber auch von Schellhorn und verweist auf die Notwendigkeit Paneldaten zu verwenden.

## **Das Schätzverfahren**

Die Anzahl der Arztbesuche soll in Abhängigkeit von verschiedenen sozioökonomischen Variablen, dem Gesundheitszustand und der Wahl des Selbstbehalts modelliert werden. Dabei ist zu beachten, dass es sich bei der Anzahl Arztbesuche um Zähldaten handelt. In etlichen Studien der Nachfrage nach medizinischen Leistungen wurden bereits entsprechende Zähldatenmodelle zur Schätzung verwendet (siehe hierzu z.B. Cameron und Trivedi (1998) und die darin zitierte Literatur). Für die meisten dieser Modelle gilt jedoch, dass sie nur konsistente Schätzergebnisse liefern, wenn alle verwendeten Regressoren exogen sind. Bei der vorliegenden dürfte hingegen die Wahl eines bestimmten Selbstbehaltes endogen sein. Um dieses Problem zu lösen, verwende ich einen von Windmeijer und Santos-Silva (1997) bzw. Mullahy (1997) zur Schätzung von Zähldatenmodellen mit endogenen Regressoren entwickeltes Verfahren, welches zur Klasse der generalisierten Momentenschätzer (GMM) gehört.

Für die abhängige Zähldatenvariable  $y$  (hier die Anzahl der Arztbesuche) ist der bedingte Mittelwert gegeben durch

$$(1) \quad E(y | x) = \mu = \exp(x' \beta),$$

wobei  $x_i$  ein  $k$ -dimensionaler Vektor erklärender Variablen und  $\beta$  ein  $k$ -dimensionaler Vektor von zu schätzenden Parametern ist. Nimmt man an, dass die Zähldatenvariable Poisson- oder negativ binomialverteilt ist, dann können die Parameter mittels Maximum Likelihood geschätzt werden. Die Verteilungsannahmen sind jedoch oft sehr restriktiv. Beispielsweise sind im Fall der Poissonverteilung der bedingte Mittelwert und die (bedingte) Varianz identisch. Die Konsistenz der Schätzergebnisse hängt in diesem Fall von der Angemessenheit der Verteilungsannahmen ab.

## **Der GMM Schätzer**

Die Spezifikation des bedingten Mittelwerts in (1) definiert implizit das folgende Regressionsmodell:

$$(2) \quad y_i = \exp(x' \beta + \tau) + \varepsilon = \exp(x' \beta) v + \varepsilon = \mu v + \varepsilon,$$

wobei die multiplikativen und additiven Störterme  $v_i = \exp(\tau_i)$  und  $\varepsilon_i$  unbeobachtete Heterogenität zwischen den Individuen widerspiegeln. Sind einige der Regressoren  $x_i$  endogen, so liefert der

Poissonschätzer inkonsistente Resultate, da entweder  $E(v_i | x_i) \neq 1$  oder  $E(\varepsilon_i | x_i) \neq 0$  gilt. Windmeijer and Santos-Silva leiten einen GMM Schätzer für beide Spezifikationen her. Das Modell mit dem multiplikativen Störterm  $v_i$  lässt sich als symmetrische Behandlung von beobachtbaren und unbeobachtbaren Einflüssen interpretieren. Prinzipiell lassen sich die beiden Modelle nicht voneinander unterscheiden, wenn nur der bedingte Mittelwert spezifiziert wird. Die generalisierte Momentenmethode kann angewendet werden, wenn Instrument  $z_i$  zur Verfügung stehen für die gilt, dass  $E(v_i | z_i) = 1$  oder  $E(\varepsilon_i | z_i) = 0$ . Windmeijer and Santos-Silva zeigen, dass die Instrumente  $z_i$  nur orthogonal zu entweder den multiplikativen oder zu den additiven Störtermen sein können. In diesem Papier gebe ich nur die Resultate für die multiplikative Spezifikation wieder, da ein Test für die überidentifizierenden Restriktionen dieses Modell unterstützt. Der GMM Schätzer beruht auf einer quadratischen Zielfunktion um den Störterm  $v_i - 1 = (y_i - \mu_i) / \mu_i$ . Windmeijer and Santos-Silva leiten einen zweistufigen GMM Schätzer und die optimalen Instrumente her. Der Schätzer minimiert die Zielfunktion

$$(3) \quad (y - \mu)' M^{-1} Z (Z' \tilde{\Omega}^* Z)^{-1} Z' M^{-1} (y - \mu),$$

wobei  $M = \text{diag}(\mu_i)$ ,  $Z$  ist eine  $N \times g$  Matrix von Instrumenten und  $Z' \tilde{\Omega}^* Z$  ist die asymptotische Kovarianzmatrix von  $Z' M^{-1} (y - \mu)$ . Die optimalen Instrumente sind gegeben durch  $Z^* = E(\tilde{\Omega}^{*-1} W X | Z)$ , wobei gilt  $W = \text{diag}(y_i / \mu_i)$ . Im Fall von ausschließlich exogenen Regressoren gilt  $Z = X$  und mit  $\tilde{\Omega}^* = M^{-1}$  ist die Zielfunktion des multiplikativen Poissonmodells gegeben durch

$$(4) \quad (y - \mu)' M^{-1} X (X M^{-1} X)^{-1} X M^{-1} (y - \mu).$$

Diese Zielfunktion berücksichtigt unbeobachtete Heteroskedasizität und erlaubt eine Ungleichheit von bedingtem Mittelwert und Varianz. Das Minimieren dieser Zielfunktion ergibt nicht die gleichen Resultate wie eine Schätzung mittels Maximum Likelihood.

In der vorliegenden Studie verzichte ich darauf, den Erstkontakt mit einem Arzt und die darauf folgenden Konsultationen separat zu modellieren.

So genannte two-part und zero-inflated Zähldatenmodelle (mit Poisson- and negative Binomialverteilungen) nehmen an, dass es entweder eine (grosse) Anzahl von Individuen gibt, die



keine medizinischen Leistungen in Anspruch nehmen und die sich systematisch von den Nutzern medizinischer Leistungen unterscheiden. Alternativ werden solche Modelle auch mit der Annahme motiviert, dass der Erstaufnahme (Patientenentscheidung) und den weiteren Konsultationen (Wiedereinbestellung durch den Arzt) unterschiedliche Entscheidungskalküle zugrunde liegen. Das von mir verwendete Modell behandelt Nutzer und Nicht-Nutzer medizinischer Leistungen gleich. Die Tatsache, dass sich die beobachteten bedingten Momente unterscheiden (die Varianz ist größer als der Mittelwert) wird ausschließlich mit unbeobachteter Heterogenität und nicht mit verschiedenen Wahrscheinlichkeitsmodellen für Beobachtungen mit und ohne Arztbesuche erklärt. Vuong Tests eines negativen Binomialmodells gegenüber einem zero-inflated Modell für die Anzahl der Arztbesuche unterstützen das zero-inflated Modell nicht. Das negative Binomialmodell ist nicht identisch mit dem in diesem Papier verwendeten multiplikativen Poissonmodell. Dennoch gleichen sich die beiden Modelle in soweit, als das beide eine wie vorher beschriebene durch unbeobachtete Heterogenität verursachte Überstreuung zulassen. In diesem Sinne interpretiere ich die Resultate der Vuong Tests als Unterstützung für den gewählten GMM-Ansatz.

### **Spezifikation des Modells zur Selbstbehaltwahl und für Arztbesuche**

Die Anzahl der Arztbesuche  $y$  die Wahl des Selbstbehalts  $d$  werden mittels eines simultanen Gleichungssystems modelliert. Die Anzahl der Arztbesuche  $y$  hängt von dem gewählten Selbstbehalt  $d$  und weiteren Kovariaten  $x$  ab. Die Wahl des Selbstbehalts  $d$  wird als binärer Indikator für einen hohen bzw. geringen Selbstbehalt modelliert. Die Wahl hängt von der latenten Größe  $d^*$  ab, die wiederum von den Kovariaten  $z$  determiniert ist, welche unter anderem die erwartete Anzahl Arztbesuche in der folgenden Periode beinhalten.

$$\begin{aligned}
 & y = \exp(\delta d + x' \beta) * \varepsilon, \\
 (5) \quad & d = \begin{cases} 1 & \text{iff } \gamma y + z' \alpha + v > 0, \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \\
 & \text{Cov}(\varepsilon, v) = \Sigma_d = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \sigma\rho \\ \sigma\rho & 1 \end{bmatrix},
 \end{aligned}$$

Es lässt sich keine einfache reduzierte Gleichung für die Wahl des Selbstbehalts  $d$  ableiten.

Da sich die Wahrscheinlichkeiten für und gegen die Wahl eines hohen Selbstbehalts zu eins addieren

müssen, lässt sich einfach zeigen, dass das Modell nur logisch konsistent ist, wenn entweder  $\gamma = 0$  oder  $\delta = 0$  gilt.

$$(6) \quad \Pr(d = 1) + \Pr(d = 0) = \Phi(\gamma \exp(\delta + x' \beta) + z' \alpha) + (1 - \Phi(\gamma \exp(x' \beta) + z' \alpha))$$

Soll also ein binärer Indikator als Regressor in eine wie oben spezifizierte exponentielle Mittelwertgleichung eingesetzt, und beide Variablen simultan bestimmt werden, dann kann man die Simultaneität nur über die Korrelation der Störterme  $\nu$  und  $\varepsilon$  der beiden Gleichungen modellieren.

Um konsistente Schätzergebnisse zu erhalten, muss also angenommen werden, dass die Wahl des Selbstbezalts direkt die tatsächliche Anzahl der Arztbesuche beeinflusst, jedoch umgekehrt kein kausaler Zusammenhang besteht. Ein Einfluss der erwarteten Anzahl der Arztbesuche auf die Wahl des Selbstbezalts ist jedoch zulässig. Angesichts der sequentiellen Struktur des Entscheidungsprozesses scheint diese Annahme plausibel. Der Selbstbehalt wird am Beginn eines Kalenderjahres gewählt, die Arztbesuche erfolgen später bei gegebenem Selbstbehalt.

Die Resultate des multiplikativen Poissonmodells, welches annimmt, dass der Selbstbehalt als exogener Regressor verwendet werden darf, werden mit den Resultaten des GMM Schätzers verglichen, welcher die Wahl des Selbstbezalts endogenisiert.

### ***Identifikation des Modells***

Zur Identifikation der Modelle sind Ausschlussrestriktionen nötig, d.h. einige Variablen dürfen nur für die Wahl des Selbstbezalts eine Rolle spielen, nicht aber für die Anzahl der Arztbesuche. Diese Variablen tauchen als erklärende Größen nur bei der Wahl des Selbstbezalts auf. Sie werden aber als überidentifizierende Instrumente in der Inanspruchnahmegleichung verwendet. Dies gilt für die folgenden Variablen: die Versicherungsprämie bei dem gewählten Versicherer bei Wahl des Mindestselbstbezalts. Eine Dummy für das Beziehen einer Prämienverbilligung, sowie eine Dummy für das Vorhandensein einer Spitalzusatzversicherung. Als weiteres Instrument in der Inanspruchnahmegleichung verwendet wird außerdem die geschätzte Wahrscheinlichkeit einen höheren Selbstbehalt zu wählen.

Die potentielle Ersparnis durch die Wahl eines höheren Selbstbezalts hängt unmittelbar mit der Prämienhöhe zusammen. Das Prämienniveau hat keinen direkten Einfluss auf die Kosten eines

Arztbesuchs. Eventuell zu vermutende Effekte einer angebotsinduzierten Nachfrage, können mit den vorliegenden Daten nur rudimentär durch die Verwendung der Ärztedichte innerhalb eines Kantons als erklärender Variable berücksichtigt werden. Das Prämienniveau hat auch keinen Einfluss auf die Kosten der Inanspruchnahme. Bezieht der Versicherte eine Prämienverbilligung, so ist der Anreiz geringer, einen höheren Selbstbehalt zu wählen. Die Spitalzusatzversicherung deckt in der Schweiz die Unterbringung im Ein- oder Zwei-Bett Zimmer und die freie Wahl des Arztes im Spital ab und hat keinen direkten Einfluss auf die Kosten und den Umfang ambulanter Leistungen.

### **Die Daten**

Die Daten stammen aus der für die Bevölkerung repräsentativen schweizerischen Gesundheitsbefragung (SGB) von 2002. Dieser Querschnittsdatensatz erhebt unter anderem Informationen zu zahlreichen soziodemografischen Merkmalen der befragten Personen sowie über den Gesundheitszustand und das Inanspruchnahmeverhalten von medizinischen Leistungen in den vorhergehenden 12 Monaten. Für das vorliegende Papier wird die Teilstichprobe der im ersten Quartal 2002 ausführlich befragten Personen verwendet. Im Rahmen des Teilprojekts „Auswirkungen des KVG auf die Versicherten“ des Nationalen Forschungsprogramms 45 „Probleme des Sozialstaats“ wurden diese Individuen ein halbes Jahr nach der ersten Befragung nochmals befragt. Der dabei vorgelegte Fragenkatalog umfasst Informationen zum zwischenzeitlichen Inanspruchnahmeverhalten und detailliertere Informationen zur Krankenversicherung. Die Information über den Versicherer bei dem die Grundversicherung abgeschlossen wurde, ermöglicht die exakte Berechnung der Versicherungsprämie. Außerdem werden Informationen über den Versicherungsstatus in der Vorperiode erhoben. Im Vergleich zu den bisher zur Verfügung stehenden Querschnittsdaten aus der SGB 1997 stellt das so entstandene Minipanel der SGB 2002 eine deutliche Verbesserung der Datengrundlage zur Analyse der Auswirkungen des revidierten KVG auf die Versicherten dar. Die sequentielle Entscheidung über die Wahl des Selbsthalts und daraufhin die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen kann anhand der zum jeweiligen Entscheidungszeitpunkt vorliegenden Informationen adäquat modelliert werden.

Die Repräsentativität des Datensatzes steht allerdings nicht abschließend fest, da es sich nur um eine ungewichtete Teilstichprobe der gesamten Gesundheitsbefragung handelt. Die Verteilung der gewählten Selbsthalte entspricht jedoch ungefähr der in der Statistik des Bundesamts für Sozialversicherung angegebenen. Von den im Minipanel vorhandenen 3623 Individuen verbleiben

nach Ausschluss der unter 19-jährigen (für die ein anderes Selbstbehaltsregime gilt), sowie der in alternativen Versicherungsformen (HMO, Hausarztmodell, Bonus-Versicherung) versicherten Individuen und von Personen mit fehlenden Informationen 2863 Beobachtungen.

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die verwendeten soziodemografischen Variablen und ihre Mittelwerte in den Gruppen mit verschiedenem Selbstbehalt. Im Zusammenhang mit Abbildung 1 lässt sich erkennen, dass eine negative Korrelation zwischen der Höhe des gewählten Selbstbehalts und der Anzahl der Arztbesuche besteht. Dies erlaubt aber aus den erwähnten Gründen noch keine Rückschlüsse auf kausale Zusammenhänge.

## **Resultate**

### **Die Wahl des Selbstbehalts**

Im ersten Ansatz wird dieser Datensatz zur Schätzung aller Arztbesuche bzw. der Hausarztbesuche verwendet. Die Wahl eines hohen Selbstbehalts wird hierbei als binärer Indikator modelliert, indem die beiden unteren Selbstbehalte zu einer Gruppe zusammengefasst werden und die drei oberen die andere Gruppe bilden. Dies folgt dem Ansatz in früheren Studien. Der GMM Schätzer erlaubt prinzipiell mehrere endogene Regressoren. Es könnte also wie in Werblow (2002) eine Indikatorvariable für jeden möglichen Selbstbehalt in die Gleichung aufgenommen werden. Für jeden endogenen Regressor müsste jedoch mindestens ein zusätzliches Instrument gefunden werden, welches nur in der Gleichung für die Wahl des Selbstbehalts auftaucht, nicht aber in der Inanspruchnahmegleichung. Deshalb wird dieser Ansatz hier nicht weiter verfolgt. Um die Sensitivität der mit dieser Zusammenfassung der Selbstbehalte erzielten Resultate zu prüfen, wird für einen zweiten Ansatz nur eine Teilstichprobe des Datensatzes verwendet. Betrachtet werden nur noch Individuen, die sich entweder für den höchsten oder tiefsten Selbstbehalt entscheiden haben. Um die verbleibende Population noch heterogener zu machen, wird ferner eine besonders gesunde Teilpopulation verwendet. Aus dem Datensatz werden alle Individuen entfernt, die über eine chronische Erkrankung oder eine leichte oder schwere Behinderung in den Aktivitäten des täglichen Lebens berichten oder einen Unfall im letzten halben Jahr hatten. Des Weiteren werden alle Individuen ausgeschlossen, die im halbjährigen Beobachtungszeitraum einen Krankenhausaufenthalt oder mehr als 40 Arztbesuche aufweisen. Für diese Individuen kann angenommen werden, dass der Selbstbehalt bereits ausgeschöpft ist bzw. von vornherein irrelevant war (bei Unfällen von Erwerbstätigen greift die

Unfallversicherung durch den Arbeitgeber ohne Selbstbeteiligung). Die Tabellen 2a und 2b geben die Ergebnisse der Logit-Schätzungen für den gesamten Datensatz mit dem gruppierten Selbstbehalt und für die Subpopulation in den beiden extremen Selbsthalten wieder. Es werden jeweils zwei Spezifikationen des Logit-Modells geschätzt. Die jeweils erste reproduziert die Ergebnisse der früheren Studien und verwendet keine zeitlich verzögerten Inanspruchnahmevariablen. Die jeweils zweite berücksichtigt für die Wahl des Selbsthalts die Anzahl der Arztbesuche im Vorjahr, ob ein Krankenhausaufenthalt stattfand und ob der Selbstbehalt im vorigen Jahr ausgeschöpft wurde. Die zentralen Resultate sind, dass die Wahrscheinlichkeit einen hohen Selbstbehalt zu wählen mit Bildung, Einkommen und einem guten Gesundheitsstatus steigt. Die monetären Anreize haben die erwarteten Vorzeichen und sind signifikant. Mit höherer Prämie steigt der Anreiz einen hohen Selbstbehalt zu wählen. Hingegen senkt der Erhalt einer Prämienverbilligung die Wahrscheinlichkeit hierfür. Die zeitlich verzögerten Inanspruchnahmevariablen sind ebenfalls hoch signifikant.

### ***Die Wirkung der Wahl eines höheren Selbsthalts***

Tabelle 3 fasst die Ergebnisse der Wirkung eines höheren Selbsthalts auf die Anzahl der Arztbesuche zusammen. Dabei wird nach allen Arztbesuchen und Hausarztbesuchen unterschieden. Es ist durchaus vorstellbar, dass Anzeizeffekte für unterschiedliche Leistungen unterschiedlich ausfallen. Dies kann beispielsweise der Fall sein, wenn Hausarztbesuche öfter durch leichtere Erkrankungen begründet sind, die nicht unbedingt einen Arztbesuch erfordern.

Analog zur Wahl des Selbsthalts werden auch hier Resultate für den gesamten Datensatz und der restriktiven Teilstichprobe verglichen, und Schätzungen mit und ohne Verwendung der zeitlich verzögerten Inanspruchnahmevariablen durchgeführt. Die erste Spalte gibt jeweils den Koeffizienten des höheren Selbsthalts wieder, der in einem Modell, welches die Exogenität des gewählten Selbsthalts annimmt, geschätzt wurde. Die zweite Spalte führt die Resultate des GMM-Schätzers auf, der die Endogenität des gewählten Selbsthalts berücksichtigt. Übereinstimmend mit früheren Resultaten, ist der Koeffizient eines hohen Selbsthaltes im multiplikativen Poissonmodell signifikant negativ und wird insignifikant im GMM-Modell. Im Gegensatz zu den bisherigen Resultaten ist allerdings kein einheitlicher Trend zu einem kleineren Koeffizienten auszumachen. Der GMM-Schätzer ist im Falle der Exogenität des gewählten Selbsthalts deutlich ineffizienter als der multiplikative Poissonschatzer was zu markant erhöhten Standardfehlern des Koeffizienten des Selbsthalts führt. Der ursprüngliche Plan, die Inanspruchnahme des Vorjahres als zusätzliches

Instrument zu verwenden und damit einen effizienteren Schätzer zu erhalten, wird von einem Test der überidentifizierenden Restriktionen verworfen. Die Inanspruchnahme der Vorperiode darf nicht aus der Nachfragegleichung weggelassen werden. In Bezug auf die Wirkung der Wahl des höheren Selbstbehaltes lässt sich also festhalten, dass zwar nach wie vor im GMM-Modell kein signifikanter Anreizeffekt eines höheren Selbstbehaltes zu finden ist. Andererseits sind die Koeffizienten des hohen Selbstbehalts in der restriktiven Teilstichprobe, für welches das Selektionsproblem eigentlich geringer sein sollte, größer als bei Verwendung des vollen Datensatzes. Dies könnte doch als Anhaltspunkt für einen gewissen Anreizeffekt interpretiert werden.

### ***Weitere Determinanten der Inanspruchnahme***

Die Tabellen 4a und 4b geben die Schätzgleichungen für die Anzahl aller Arztbesuche und die Anzahl der Hausarztbesuche für den vollen Datensatz wieder. Die Resultate mit dem restriktiven Subsample scheinen wegen der mangelnden Repräsentativität nur von geringerem Interesse. Die Resultate sind wenig überraschend und liefern keine grundlegend neuen Erkenntnisse. Die Anzahl der Arztbesuche hat den erwarteten Zusammenhang mit dem Gesundheitszustand und das Einkommen spielt wie in früheren Studien in der Schweiz keine Rolle. Die Ärztedichte innerhalb der jeweiligen Kantone hat kein signifikantes Vorzeichen. Bei den Erwerbstätigkeitsvariablen weisen Selbständige und Hausfrauen eine signifikant geringere Anzahl an Arztbesuchen auf als die Referenzgruppe der Arbeitenden. Bei den Verhaltensvariablen fällt auf, dass Übergewichtige mehr Arzt- und Hausarztbesuche aufweisen als normalgewichtige und dass Ex-Raucher häufiger den Hausarzt konsultieren.

### ***Schlussfolgerungen***

Die Resultate mit den Daten der SGB 2002 geben neue Einblicke in die Auswirkungen der Wahl eines höheren Selbstbehalts. Die von Schellhorn (2001, 2002a-c) gefundenen starken Selektionseffekte werden insofern bestätigt, als dass auch mit den neuen Daten kein signifikanter Anreizeffekt der Wahl eines höheren Selbstbehalts auf das Inanspruchnahmeverhalten nachgewiesen werden kann. Allerdings hat sich die Hoffnung nicht erfüllt, mit dem Minipanel der SGB 2002 stärkere Instrumente für den gewählten Selbstbehalt zu finden. Die Nachfrage der Vorperiode kann nicht nur zur Modellierung der Wahl des Selbstbehaltes verwendet werden, sondern muss auch Eingang in die Nachfragegleichung finden. Im Gegensatz zu den früheren Studien, ist auch keine Tendenz festzustellen, dass der

Koeffizient des höheren Selbstbehaltes im GMM Verfahren gegen Null tendiert. Die deutlich höheren Standardfehler deuten darauf hin, dass nach wie vor stärkere Instrumente nötig wären, um die Endogenität der Wahl des Selbstbehaltes ausreichend zu berücksichtigen. Dafür wäre jedoch ein längerer Paneldatensatz mit objektiven Gesundheitszustandsvariablen nötig.

Ein Anhaltspunkt für eventuell doch vorhandene Anreizeffekte sind die Resultate die sich mit einem restriktiven Subsample ergeben. Obwohl ein kleineres Selektionsproblem als mit dem vollen Datensatz zu erwarten ist, ergibt sich beim Ansatz, der Exogenität des Selbstbehalts annimmt, ein stärkerer moral hazard Effekt.

Weiter ist zu beachten, daß die vorliegende Arbeit keine Aussage zur Wirksamkeit von Selbstbehalten al solchen treffen kann, da die Auswirkung des obligatorischen minimalen Selbstbehalts mit dem verwendeten Datensatz nicht analysiert werden.

Um die zweifelsfrei vorhandenen Selektionseffekte, die mit der Wahlmöglichkeit verbunden sind, zu verringern, wäre meines Erachtens eine Verlängerung der Bindungsdauer an den gewählten Selbstbehalt ein gangbarer Weg. Damit ließe sich zumindest derjenige Teil der Selektion verringern, der auf eher kurzfristigen Schwankungen im Gesundheitszustand beruht. Andererseits würde eine längere Bindung an einen Versicherer natürlich auch zu einer Einschränkung des Wettbewerbs zwischen den Versicherern führen.

## Literaturverzeichnis

- Breyer, F., P. Zweifel und M. Kifmann (2003): *Gesundheitsökonomie* (4. Aufl.), Springer-Verlag, Berlin.
- Bundesamt für Sozialversicherung BSV (Hrsg., 2002): *Statistik über die Krankenversicherung 2001*, Bern.
- Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (Hrsg., 2003): *Nachhaltigkeit in der Finanzierung der Sozialen Sicherungssysteme, Bericht der Kommission*. Berlin
- Cameron, A.C., P.K. Trivedi, F. Milne and J. Piggott (1988): “A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia”, *Review of Economic Studies* **55**: 85-106.
- Cameron, A.C. and P.K. Trivedi (1998): *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Gardiol, L., P. Geoffard and C. Nicolet (2002): “Testing for adverse selection and moral hazard: an econometric study of deductibles and health expenditures on Swiss insurance claims data”, mimeo, University Lausanne
- Grossman, M. (1972): “On the Concept of Health Capital and the demand for Health”, *Journal of Political Economy* **80**: 223-225.
- Herzog, R. et al. (2003): *Bericht der Kommission „Soziale Sicherheit“ zur Reform der sozialen Sicherungssysteme*,  
<http://www.cdu.de/politik-a-z/herzogkommission/300903.soziale.sicherheit.pdf>
- Holly, A., L. Gardiol, G. Domenighetti and B. Bisig (1998), “An Econometric Model of Health Care Utilization and Health Insurance in Switzerland”, *European Economic Review* **42**: 513-522.
- Holly, A., L. Gardiol and J. Huguenin (2002): “Hospital services utilization in Switzerland: the role of supplementary insurance”, mimeo, University Lausanne.
- Leu, R.E. und R. Doppmann (1986): “Die Nachfrage nach Gesundheit und Gesundheitsleistungen”, in: Gäfgen, G. (Hrsg.), *Ökonomie des Gesundheitswesens*, Berlin, Duncker & Humblodt, 161-175.
- Leu, R.E. and M. Gerfin (1992): “Die Nachfrage nach Gesundheit – ein empirischer Test des Grossman-Modells.”, in: Gäfgen, G. and P. Oberender (Hrsg.), *Gesundheitsökonomische Beiträge*, **14**:61-79, Baden-Baden: Nomos.
- Leu, R.E. (1993): “Gesundheitsreform am Scheideweg. Zukunftsperspektiven des schweizerischen Gesundheitswesens”, *Volkswirtschaft* **5**, 19-26.
- Leu R.E., S. Burri and T. Priester (1997): *Lebensqualität und Armut in der Schweiz*, Bern, Haupt (2<sup>nd</sup> edition).
- Mullahy, J. (1997): “Instrumental Variable Estimation of Count Data Models: Applications to Models of Cigarette Smoking Behavior”, *Review of Economics and Statistics* **79**: 586-593.
- Newhouse, J.P. and the Insurance Experiment Group (1993): *Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Schellhorn, M. (2001a): “The Effect of Variable Health Insurance Deductibles on the demand for Physician Visits”, *Health Economics* **10**: 441-456.
- Schellhorn, M (2002a): “A comparison of alternative methods to model endogeneity in count models.



- An application to the demand for health care and health insurance choice”, mimeo, IZA Bonn
- Schellhorn, M (2002b): *The Demand for Health Care. Swiss Evidence*, Berlin, dissertation.de
- Schellhorn, M (2002c): “Auswirkungen wählbarer Selbstbehalte in der Krankenversicherung: Lehren aus der Schweiz?“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* **71**: 411-426.
- Schulenburg, J.-M. Graf von der (1987): *Selbstbeteiligung*, Mohr/Siebeck, Tübingen
- Steiner, V. (2002): “Selbstbehalte und Nachfrage nach Gesundheitsleistungen: Die Bedeutung der Selbstselektion“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* **71**: 437-441.
- van Doorslaer, E., A. Wagstaff, M. Gerfin, R.E. Leu, M. Schellhorn et al. (2000): “Equity in the delivery of health care in Europe and the US”, *Journal of Health Economics*, **19**: 553-583.
- Werblow, A. and S. Felder (2003): “Der Einfluss von freiwilligen Selbstbehalten in der Gesetzlichen Krankenversicherung. Evidenz aus der Schweiz“, *Schmollers Jahrbuch* **123**: 235-264.
- Werblow, A. (2002): “Alles nur Selektion? Der Einfluss von Selbstbehalten in der Gesetzlichen Krankenversicherung“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* **71**: 427-436.
- Windmeijer, F.A.G. and J.M. Santos Silva (1997), “Endogeneity in Count data Models: An Application to Demand for Health Care“, *Journal of Applied Econometrics* **12**: 281-294.
- Zweifel, P. (1986): “Die Kosten-Versicherungsspirale im schweizerischen Gesundheitswesen“, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* **3**: 555-583.
- Zweifel, P. und W. G. Manning (2000), “Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care”, in: A.J. Culyer and J.P Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics* **1A**: 409-459.

**Tabelle 1: Deskriptive Statistiken**

	Alle	Subsample*		
		230/ 1500		
Anzahl Beobachtungen	2863	1081		
Alle Arztbesuche				
letzte 6 Monate	1.96	1.07		
voriges Jahr	3.87	2.47		
Hausarztbesuche				
letzte 6 Monate	1.18	0.67		
voriges Jahr	2.38	1.49		
Spezialisten				
letzte 6 Monate	0.78	0.39		
voriges Jahr	1.49	0.98		
Krankenhausaufenthalt				
letzte 6 Monate	0.06	0.00		
voriges Jahr	0.13	0.08		
Selbstbehalt				
230 Sfr.	0.46	0.68		
400 Sfr.	0.21	0.00		
600 Sfr.	0.13	0.00		
1200 Sfr.	0.04	0.00		
1500 Sfr.	0.14	0.29		
Selbstbehalt erreicht	0.37	0.26		
Äquiv. Einkommen	3129.85	3291.36		
Versicherungsprämie	237.00	229.92		
Prämienverbilligung	0.20	0.18		
Spitalzusatzvers.	0.35	0.35		
Alter	49.43	45.80		
Frau	0.55	0.53		
Sek. Bildung	0.66	0.67		
Universitätsabschluss	0.17	0.19		
Erwerbstätig	0.56	0.66		
Pensioniert	0.23	0.14		
Selbständig	0.11	0.12		
Hausfrau/-mann	0.07	0.08		
Student	0.01	0.00		
Arbeitslos	0.01	0.00		
Verheiratet	0.58	0.56		
Ledig	0.24	0.29		
Verwitwet	0.08	0.06		
Geschieden	0.10	0.09		
Selbsteingeschätzter Gesundheitszustand SAH				
Sehr gut	0.25	0.32		
Gut	0.60	0.61		
Mittelmässig	0.12	0.06		
Schlecht	0.03	0.01		
Sehr schlecht	0.00	0.00		
Chroniker	0.27	-		
Tägliche Aktivitäten				
stark eingeschränkt	0.04	-		
leicht eingeschränkt	0.08	-		
Unfall 6 Monate	0.04	-		
Unfall voriges Jahr	0.10	0.08		
Schwanger	0.03	0.00		
BMI < 20	0.11	0.12		
BMI > 30	0.08	0.06		
Nichtraucher	0.47	0.46		
Ex-Raucher	0.22	0.20		
Starker Raucher	0.22	0.23		
Leichter Raucher	0.09	0.12		
Ärztedichte	17.94	17.59		
Genfer See	0.15	0.14		
Espace Mittelland	0.26	0.23		
Nordwestschweiz	0.17	0.17		
Zürich	0.09	0.09		
Ostschweiz	0.12	0.14		
Zentralschweiz	0.15	0.17		
Tessin	0.06	0.06		
Ausländer				
Nordeuropa/-amerika	0.04	0.04		
andere Länder	0.12	0.12		
Sprache französisch	0.24	0.21		
Sprache italienisch	0.06	0.05		
* Ohne Chroniker, in täglichen Aktivitäten eingeschränkte Krankenhausaufenthalt in den letzten 6 Monaten, Arbeitslose, Studenten und Schwangere				

<b>Tabelle 1 fortgesetzt</b>					
	Selbstbehalt	Selbstbehalt	Selbstbehalt	Selbstbehalt	Selbstbehalt
	230	400	600	1200	1500
Anzahl Beobachtungen	1308	601	376	114	408
Alle Arztbesuche					
letzte 6 Monate	2.23	2.19	1.82	1.28	1.04
voriges Jahr	4.48	4.36	3.11	2.12	2.24
Hausarztbesuche					
letzte 6 Monate	1.37	1.32	0.99	0.82	0.60
voriges Jahr	2.83	2.71	1.72	1.23	1.18
Spezialisten					
letzte 6 Monate	1.65	0.87	0.83	0.46	0.44
voriges Jahr	0.85	1.64	1.40	0.89	1.06
Krankenhausaufenthalt					
letzte 6 Monate	0.07	0.07	0.08	0.05	0.04
voriges Jahr	0.15	0.15	0.11	0.03	0.09
Selbstbehalt erreicht	0.44	0.46	0.29	0.16	0.16
Äquiv. Einkommen	2915.74	2955.38	3413.92	3330.24	3802.48
Versicherungsprämie	228.91	243.00	243.38	236.45	247.48
Prämienverbilligung	0.22	0.25	0.16	0.13	0.13
Spitalzusatzvers.	0.33	0.34	0.41	0.32	0.36
Alter	50.35	52.49	47.56	45.57	44.89
Frau	0.60	0.59	0.46	0.38	0.44
Sek. Bildung	0.67	0.67	0.69	0.67	0.63
Universitätsabschluss	0.13	0.14	0.23	0.25	0.29
Erwerbstätig	0.52	0.50	0.63	0.68	0.68
Pensioniert	0.27	0.28	0.15	0.15	0.09
Selbständig	0.10	0.11	0.14	0.08	0.15
Hausfrau/-mann	0.07	0.09	0.05	0.06	0.07
Student	0.02	0.00	0.02	0.03	0.00
Arbeitslos	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00
Verheiratet	0.55	0.60	0.62	0.60	0.59
Ledig	0.24	0.18	0.23	0.23	0.29
Verwitwet	0.10	0.11	0.04	0.07	0.02
Geschieden	0.10	0.10	0.11	0.10	0.09
Selbsteingeschätzter Gesundheitszustand				0.23	0.34
Sehr gut	0.23	0.22	0.27	0.23	0.34
Gut	0.59	0.62	0.62	0.70	0.58
Mittelmässig	0.14	0.12	0.09	0.05	0.07
Schlecht	0.03	0.03	0.01	0.02	0.01
Sehr schlecht	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Chroniker	0.31	0.33	0.22	0.12	0.13
Tägliche Aktivitäten					
stark eingeschränkt	0.06	0.04	0.02	0.01	0.02
leicht eingeschränkt	0.08	0.10	0.09	0.05	0.06
Unfall 6 Monate	0.10	0.10	0.10	0.13	0.08
Unfall voriges Jahr	0.04	0.03	0.03	0.05	0.04
Schwanger	0.03	0.03	0.04	0.03	0.03
BMI < 20	0.11	0.09	0.11	0.10	0.13
BMI > 30	0.10	0.09	0.08	0.07	0.03
Nichtraucher	0.46	0.53	0.44	0.53	0.44
Ex-Raucher	0.22	0.19	0.25	0.19	0.25
Starker Raucher	0.23	0.21	0.22	0.18	0.19
Leichter Raucher	0.09	0.07	0.09	0.10	0.12
Ärztedichte	17.48	17.94	18.10	18.21	18.87
Genfer See	0.14	0.16	0.17	0.18	0.14
Espace Mittelland	0.22	0.31	0.33	0.24	0.27
Nordwestschweiz	0.17	0.13	0.16	0.18	0.20
Zürich	0.10	0.08	0.05	0.08	0.07
Ostschweiz	0.16	0.09	0.09	0.07	0.11
Zentralschweiz	0.16	0.14	0.15	0.17	0.12
Tessin	0.04	0.08	0.05	0.07	0.08
Ausländer					
Nordeuropa/-amerika	0.03	0.02	0.05	0.03	0.05
andere Länder	0.12	0.15	0.09	0.11	0.12
Sprache französisch	0.20	0.27	0.32	0.30	0.27
Sprache italienisch	0.04	0.08	0.05	0.07	0.08

**Tabelle 2a: Logit-Modelle für Wahl des Selbstbehalts 230/400 Sfr. vs 600/1200/1500 Sfr.**

	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
Mann 19-34	<b>0.94</b>	3.16	<b>0.84</b>	2.75
Mann 35-44	<b>1.01</b>	3.60	<b>0.85</b>	2.95
Mann 45-64	0.37	1.41	0.28	1.04
Mann 65-74	0.17	0.66	0.13	0.49
Mann über 74	0.12	0.41	0.03	0.11
Frau 19-34	0.28	0.93	0.32	1.04
Frau35-44	0.20	0.72	0.16	0.57
Frau 45-64	-0.04	-0.14	-0.09	-0.35
alleinstehend	<b>-0.35</b>	-2.68	<b>-0.40</b>	-2.99
verwitwet	<b>-0.47</b>	-2.15	<b>-0.48</b>	-2.12
geschieden	-0.14	-0.87	-0.16	-1.01
Sek. Bildung	<b>0.49</b>	3.28	<b>0.52</b>	3.39
Universität	<b>0.82</b>	4.61	<b>0.88</b>	4.83
pensioniert	<b>-0.52</b>	-2.46	<b>-0.54</b>	-2.51
selbständig	0.18	1.28	0.19	1.36
Hausfrau/-mann	-0.23	-1.26	-0.24	-1.30
Student	-0.60	-1.46	-0.61	-1.46
Arbeitslos	-0.18	-0.39	-0.28	-0.60
SAH sehr gut	<b>0.35</b>	2.07	0.09	0.52
SAH gut	<b>0.32</b>	2.15	0.13	0.84
Unfall Vorjahr	-0.10	-0.69	-0.03	-0.20
Chroniker	<b>-0.53</b>	-4.54	<b>-0.27</b>	-2.16
stark eingeschr.	-0.42	-1.48	-0.18	-0.64
leicht eingeschr.	0.11	0.64	0.34	1.90
chwanger	0.08	0.30	0.41	1.44
BMI < 20	0.26	1.76	0.29	1.93
BMI > 30	-0.22	-1.26	-0.08	-0.46
Ex-Raucher	0.19	1.69	0.23	1.99
starker Raucher	<b>-0.29</b>	-2.51	<b>-0.30</b>	-2.57
Nordeuropa/-amerika	0.15	0.64	0.13	0.55
anderes Ausland	<b>-0.54</b>	-2.18	<b>-0.60</b>	-2.39
französisch	<b>0.54</b>	3.28	<b>0.47</b>	2.78
Italiensich	0.25	0.48	0.35	0.67
Ärztedichte	0.01	0.49	0.01	0.63
Espace Mittelland	<b>0.51</b>	2.90	<b>0.41</b>	2.25
Nordwestschweiz	<b>0.58</b>	2.66	0.42	1.91
Zürich	0.02	0.08	-0.17	-0.68
Ostschweiz	0.41	1.70	0.26	1.04
Zentralschweiz	<b>0.54</b>	2.29	0.40	1.67
Tessin	0.92	1.67	0.75	1.35
Ln(Einkommen)	<b>0.47</b>	5.32	<b>0.53</b>	5.87
Ln(Prämie)	<b>1.09</b>	3.16	<b>1.18</b>	3.35
Prämienverbilligung	<b>-0.36</b>	-2.83	<b>-0.32</b>	-2.48
Spitalzusatzvers.	0.00	0.04	0.05	0.55
Selbstbehalt erreicht			<b>-0.95</b>	-8.71
Spitalaufenthalt voriges Jahr			0.02	0.15
Arztbesuche voriges Jahr			<b>-0.03</b>	-2.74
Konstante	<b>-11.78</b>	-6.31	<b>-12.17</b>	-6.40
R2		0.120		0.150

**Tabelle 2b: Logit-Modelle für Wahl des Selbstbehalts 230 Sfr. vs. 1500 Sfr. im Subsample**

	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
Mann 19-34	<b>1.34</b>	2.38	1.08	1.86
Mann 35-44	0.99	1.81	0.64	1.12
Mann 45-64	0.32	0.60	0.06	0.10
Mann 65-74	-0.06	-0.11	-0.24	-0.42
Mann über 74	0.29	0.45	0.07	0.11
Frau 19-34	0.21	0.36	0.07	0.12
Frau 35-44	0.25	0.46	0.11	0.19
Frau 45-64	0.08	0.15	-0.07	-0.12
alleinstehend	<b>-0.47</b>	-2.12	<b>-0.57</b>	-2.43
verwitwet	<b>-1.37</b>	-2.65	<b>-1.39</b>	-2.61
geschieden	-0.45	-1.57	-0.43	-1.45
Sek. Bildung	<b>0.69</b>	2.41	<b>0.72</b>	2.49
Universität	<b>1.09</b>	3.33	<b>1.15</b>	3.44
pensioniert	-0.30	-0.77	-0.32	-0.79
selbständig	0.05	0.20	-0.01	-0.04
Hausfrau/-mann	-0.08	-0.27	-0.13	-0.42
SAH sehr gut	0.62	1.74	0.22	0.57
SAH gut	0.53	1.54	0.22	0.59
Unfall Vorjahr	-0.45	-1.53	-0.20	-0.67
BMI < 20	<b>0.51</b>	2.09	<b>0.60</b>	2.36
BMI > 30	-0.72	-1.85	-0.49	-1.24
Ex-Raucher	0.09	0.47	0.16	0.78
starker Raucher	-0.20	-1.06	-0.26	-1.31
Nordeuropa/-amerika	-0.11	-0.31	-0.23	-0.60
anderes Ausland	-0.42	-1.01	-0.43	-0.98
französisch	<b>0.79</b>	2.69	0.59	1.93
Italienisch	0.07	0.09	0.20	0.26
Ärztedichte	0.02	0.94	0.02	1.14
Espace Mittelland	<b>0.79</b>	2.50	0.61	1.85
Nordwestschweiz	<b>0.92</b>	2.40	0.59	1.47
Zürich	0.46	1.09	0.03	0.06
Ostschweiz	<b>0.96</b>	2.33	0.60	1.39
Zentralschweiz	<b>0.94</b>	2.28	0.60	1.42
Tessin	<b>1.75</b>	2.07	1.46	1.70
Ln(Einkommen)	<b>0.61</b>	4.20	<b>0.74</b>	4.84
Ln(Prämie)	<b>1.62</b>	2.84	<b>1.67</b>	2.84
Prämienerbilligung	-0.11	-0.49	-0.06	-0.28
Spitalzusatzvers.	-0.18	-1.06	-0.14	-0.78
Selbstbehalt erreicht			<b>-1.35</b>	-5.82
Spitalaufenthalt voriges Jahr			-0.03	-0.09
Arztbesuche voriges Jahr			<b>-0.08</b>	-2.63
Konstante	<b>-17.13</b>	-5.56	<b>-17.26</b>	-5.44
R2		0.145		0.193

**Tabelle 3: Wirkung der Wahl eines höheren Selbstbehalts**

	Poisson multiplikativ		GMM multiplikativ	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Alle Arztbesuche				
voller Datensatz	<b>-0.397</b>	-5.732	-0.026	-0.058
voller Datensatz & frühere Nutzung	<b>-0.245</b>	-3.417	-0.375	-1.172
Subpopulation	<b>-0.627</b>	-4.697	-0.351	-0.440
Subpopulation & frühere Nutzung	<b>-0.349</b>	-2.563	-0.462	-0.772
Hausarztbesuche				
voller Datensatz	<b>-0.338</b>	-4.394	-0.514	-1.346
voller Datensatz & frühere Nutzung	<b>-0.228</b>	-2.763	-0.400	-1.027
Subpopulation	<b>-0.566</b>	-3.333	-0.362	-0.359
Subpopulation & frühere Nutzung	-0.323	-1.796	-0.843	-1.066

**Tabelle 4a: Anzahl aller Arztbesuche, Schätzungen mit vollem Datensatz**

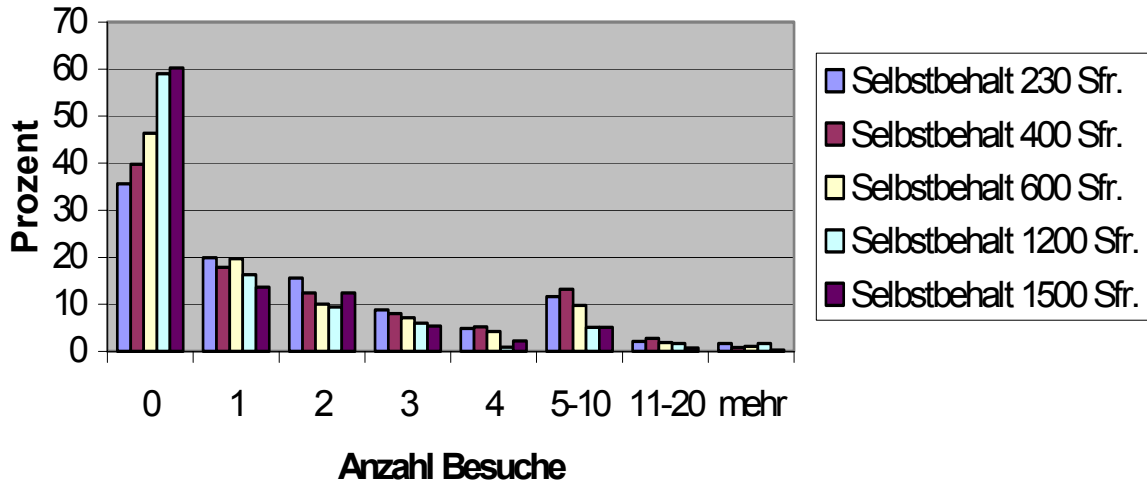
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	-0.035	-0.085	-0.366	-1.013
Mann 35-44	-0.043	-0.275	-0.005	-0.028
Mann 45-64	<b>0.348</b>	2.077	0.135	0.812
Mann 65-74	0.425	1.829	0.257	1.275
Mann über 75	<b>0.548</b>	2.214	0.325	1.416
Frau 19-34	<b>0.574</b>	3.573	<b>0.425</b>	2.810
Frau 35-44	<b>0.498</b>	2.848	0.312	1.956
Frau 45-64	<b>0.582</b>	3.298	<b>0.391</b>	2.433
Frau 65-74	<b>0.487</b>	2.158	0.314	1.546
Frau über 75	0.435	1.723	0.183	0.811
alleinstehend	0.081	0.909	0.067	0.722
verwitwet	0.076	0.744	0.068	0.723
geschieden	0.039	0.336	0.023	0.206
Sek. Bildung	0.015	0.156	0.071	0.735
Universitätsabschl.	-0.002	-0.012	0.079	0.591
pensioniert	0.052	0.366	0.005	0.039
selbständig	<b>-0.234</b>	-2.358	<b>-0.248</b>	-2.478
Hausfrau /-mann	<b>-0.380</b>	-3.105	<b>-0.448</b>	-4.222
Student	-0.294	-1.406	-0.305	-1.423
arbeitslos	-0.223	-0.867	-0.269	-1.089
SAH sehr gut	<b>-1.268</b>	-9.277	<b>-1.048</b>	-7.360
SAH gut	<b>-0.823</b>	-9.111	<b>-0.617</b>	-6.311
SAH verschlechtert	<b>0.255</b>	4.964	<b>0.265</b>	5.091
Unfall letzte 6 Mon.	<b>0.764</b>	5.057	<b>0.863</b>	4.990
Unfall voriges Jahr	<b>0.266</b>	2.498	0.194	1.734
Chroniker	<b>0.461</b>	6.797	<b>0.194</b>	2.948
stark eingeschr.	<b>0.588</b>	3.414	0.296	1.590
leicht eingeschr.	<b>0.591</b>	6.730	<b>0.475</b>	5.280
schwanger	<b>0.785</b>	3.858	<b>0.534</b>	2.546
BMI < 20	-0.023	-0.218	-0.088	-0.900
BMI > 30	<b>0.181</b>	2.254	0.088	0.998
Ex-Raucher	0.099	1.254	0.111	1.451
starker Raucher	-0.119	-1.471	-0.095	-1.139
Ausl. Nordeuropa	-0.276	-1.864	-0.175	-1.180
anderes Ausland	-0.054	-0.318	-0.108	-0.652
französisch	-0.003	-0.029	-0.007	-0.066
italienisch	-0.013	-0.034	0.240	0.635
Ärztedichte	0.009	1.261	0.010	1.334
Espace Mittelland	-0.085	-0.699	-0.064	-0.529
Nordwestschweiz	-0.109	-0.766	-0.011	-0.075
Zürich	-0.085	-0.523	-0.067	-0.421
Ostschweiz	-0.129	-0.852	-0.113	-0.736
Zentralschweiz	-0.188	-1.240	-0.179	-1.205
Tessin	-0.112	-0.295	-0.220	-0.579
Ln(Einkommen)	0.057	1.133	0.051	1.201
Selbstbehalt erreicht			<b>0.414</b>	5.135
Spitalaufenthalt voriges Jahr			-0.052	-0.639
Arztbesuche voriges Jahr			<b>0.071</b>	8.545
hoher Selbstbehalt	-0.026	-0.058	-0.375	-1.172

**Tabelle 4b: Anzahl Hausarztbesuche, Schätzungen mit vollem Datensatz**

	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	0.168	0.382	-0.471	-1.078
Mann 35-44	-0.052	-0.294	0.075	0.419
Mann 45-64	0.296	1.574	0.237	1.206
Mann 65-74	0.414	1.649	0.401	1.753
Mann über 75	<b>0.577</b>	2.026	0.508	1.920
Frau 19-34	0.325	1.822	0.331	1.837
Frau 35-44	0.154	0.825	0.149	0.819
Frau 45-64	0.342	1.797	0.322	1.765
Frau 65-74	0.530	1.766	0.328	1.407
Frau über 75	<b>0.546</b>	1.962	0.354	1.403
alleinstehend	-0.009	-0.080	0.029	0.248
verwitwet	0.045	0.355	0.116	1.079
geschieden	0.046	0.357	0.063	0.491
Sek. Bildung	-0.016	-0.148	-0.012	-0.103
Universitätsabschl.	-0.130	-0.877	-0.052	-0.313
pensioniert	-0.049	-0.267	-0.039	-0.268
selbständig	<b>-0.241</b>	-2.173	<b>-0.272</b>	-2.401
Hausfrau /-mann	<b>-0.422</b>	-2.782	<b>-0.537</b>	-3.670
Student	0.248	1.086	0.243	0.983
arbeitslos	-0.468	-1.382	-0.471	-1.476
SAH sehr gut	<b>-1.727</b>	-11.307	<b>-1.214</b>	-7.545
SAH gut	<b>-1.017</b>	-9.856	<b>-0.647</b>	-6.139
SAH verschlechtert	<b>0.383</b>	7.158	<b>0.339</b>	5.850
Unfall letzte 6 Mon.	<b>0.708</b>	4.475	<b>0.924</b>	4.643
Unfall voriges Jahr	0.132	1.190	0.095	0.840
Chroniker	<b>0.445</b>	6.076	<b>0.209</b>	2.816
stark eingeschr.	<b>0.425</b>	3.276	0.155	1.164
leicht eingeschr.	<b>0.470</b>	4.301	<b>0.367</b>	3.457
schwanger	-0.048	-0.214	-0.339	-1.284
BMI < 20	-0.136	-1.004	<b>-0.294</b>	-2.376
BMI > 30	<b>0.302</b>	3.268	<b>0.214</b>	2.122
Ex-Raucher	<b>0.271</b>	3.075	<b>0.205</b>	2.233
starker Raucher	0.023	0.243	0.063	0.673
Ausl. Nordeuropa	<b>-0.419</b>	-2.216	-0.250	-1.256
anderes Ausland	-0.129	-0.810	0.011	0.069
französisch	<b>-0.241</b>	-1.999	-0.202	-1.719
italienisch	0.462	0.950	0.729	1.310
Ärztedichte	0.002	0.237	-0.006	-0.655
Espace Mittelland	-0.164	-1.281	-0.172	-1.318
Nordwestschweiz	<b>-0.329</b>	-2.086	-0.165	-1.050
Zürich	<b>-0.366</b>	-2.032	-0.287	-1.633
Ostschweiz	-0.303	-1.796	-0.274	-1.620
Zentralschweiz	<b>-0.346</b>	-2.016	<b>-0.364</b>	-2.160
Tessin	-0.698	-1.425	-0.899	-1.669
Ln(Einkommen)	0.092	1.576	0.068	1.212
Selbstbehalt erreicht			<b>0.522</b>	6.038
Spitalaufenthalt voriges Jahr			0.077	0.784
Arztbesuche voriges Jahr			<b>0.076</b>	7.493
hoher Selbstbehalt	-0.514	-1.346	-0.400	-1.027



**Abb. 1a: Alle Arztbesuche letzte 6 Monate**



**Abb. 1b: Hausarztbesuche letzte 6 Monate**

