



Analyse der Höhe der Franchisenrabatte (BAG Anfrage)

Dr. Christian P.R. Schmid

Prof. Dr. Konstantin Beck

Zusammenfassung:

In dieser Antwort auf eine Anfrage des Bundesamtes für Gesundheit zeigen wir auf, dass für die korrekte Berechnung der Rabatte für Wahlfranchisen die Grenzeffekte und nicht die Durchschnittseffekte entscheidend sind. Ferner argumentieren wir, dass bei einer Erhöhung der ordentlichen Franchise auf CHF 2500 die aktuellen Kosten der Individuen in der ordentlichen Franchise von CHF 300 bei weitem gedeckt wären und deshalb der heutige Rabatt gerechtfertigt ist.

Die Autoren danken Bernhard Keller (Abteilung Statistik der CSS Versicherung) für die wertvollen Hinweise und Diskussionen.

10. Juli 2017

CSS Institut für empirische Gesundheitsökonomie

Tribschenstrasse 21

6002 Luzern

www.css-institut.ch

1. Einleitung

Ausgangspunkt dieses Papiers sind zwei technische Fragen, die das Bundesamt für Gesundheit dem CSS Institut gestellt hat: Einerseits ging es um die Frage, ob bei der Analyse der Einsparwirkung und der fairen Rabattierung von Wahlfranchisen mit durchschnittlichen Einspareffekten argumentiert werden soll und darf (vgl. Bundesamt für Gesundheit, 2015). Unserer Ansicht nach ist das falsch, weil die Grenzeffekte für den Rabatt ausschlaggebend sein sollten. Wir erläutern unsere Position dazu im zweiten Kapitel im Detail. Andererseits wurde die Frage gestellt, was passieren würde, wenn der Bundesrat die ordentliche Franchise für Erwachsene per 1.1. auf CHF 2500 heraufsetzen würde. Konkret geht es darum, ob die bewilligte Prämie ausreichen würde, um sämtliche Kosten zu decken. Diese Frage beantworten wir im dritten Kapitel. Das vierte Kapitel stellt die wichtigsten Schlussfolgerungen zusammen.

2. Theoretische Überlegungen zu den fairen Wahlfranchisen-Rabatte

Unsere These lautet: Eine Rabatt-Regulierung, die sich am Durchschnitt der Einspareffekte orientiert, kann oder muss zu einer Todesspirale innerhalb der Wahlfranchisen-Produkte führen. Zur Herleitung dieser These entwickeln wir ein theoretisches Modell, das auf folgenden realistischen Annahmen beruht:

Annahme 1: Gesundheitskosten sind schief verteilt, d.h. es gibt mehr sog. gute Risiken als teure Risiken.

Annahme 2: Der Einspareffekt beim letzten Individuum, das sich gerade noch für die Wahlfranchise entscheidet, beträgt maximal 50%, i.d.R. jedoch weniger.

Annahme 3: Die Einspareffekte in den Wahlfranchisen steigen je kränker ein Individuum (je teurer sein Risikotyp) ist. Der Anstieg ist jedoch nie überproportional zu den Kosten.

Anhand des folgenden Modells wollen wir zwei Aussagen herleiten:

Aussage 1: Eine Reduktion des Prämienrabatts verdrängt die teuersten Risiken mit dem grössten Einsparpotential aus dem Bestand der Wahlfranchisenversicherten.

Aussage 2: Der durchschnittliche kostenreduzierende Effekt ist kleiner, als der Kosten reduzierende Effekt beim letzten Individuum, das sich gerade noch für die Wahlfranchise entscheidet.

2.1 Ein formales Modell der Franchisen-Wahl

Wir gehen von zwei Franchisen-Stufen aus: W_0 und W_1 , mit $W_0 < W_1$. Das entspricht der Realität, weil die mittleren (CHF 500 bis 2000) Franchisen der OKP in der Regel aus kostenminimierender Sicht suboptimal sind. Um die Notation überschaubar zu halten, vernachlässigen wir den Selbstbehalt von 10%. Die qualitativen Schlussfolgerungen sind dieselben.

Wir gehen (vorerst) von einem stetigen Risikotyp R aus. Der Risikotyp definiert den Gesundheitszustand eines Individuums. Ein geringer Risikotyp steht für Individuen mit geringen erwarteten Leistungen und umgekehrt. Entsprechend sind L , die erwarteten Leistungen eines Individuums, abhängig vom Risikotyp R , mit

$\frac{\partial L}{\partial R} > 0$. S sei die Einsparung des Individuums (seine Moral hazard Reduktion), ebenfalls abhängig vom Risikotyp, mit $\frac{\partial S}{\partial R} > 0$. Schliesslich sei P die ordentliche Prämie für die Option mit W_0 und $P(1 - r)$ die reduzierte Prämie für die Option W_1 , wobei r dem Prämienrabatt entspricht (mit $0 < r < 1$).

Wir unterstellten in Annahme 3 zudem, dass die Einsparung nicht überproportional wächst, d.h. $\frac{\partial(L-S)}{\partial R} > 0$ (was durchaus der empirischen Erfahrung entspricht).

2.2 Das Entscheidungskalkül

Wir untersuchen die Entscheidung des Versicherten für die jeweilige Franchisenhöhe, indem wir die Kosten der beiden Optionen, W_0 oder W_1 , einander gegenüber stellen. Dabei unterstellen wir kostenminimierendes Verhalten. Wir unterscheiden drei Fälle: Fall 1 liegt dann vor, wenn die erwarteten Leistungen maximal gleich der Franchise W_0 sind. Fall 3 liegt dann vor, wenn die Leistungen nach Einsparung die höhere Franchise übersteigen (Zeile 3). Und Fall 2 Fall liegt dazwischen:

Fallunterscheidung	Kosten für W_0		Kosten für W_1	Gewählte Franchise
Fall 1: $L(R) \leq W_0$	$L(R) + P$	$>$	$(L(R) - S(R)) + P(1 - r)$	W_1
Fall 2: $W_0 < L(R) - S(R) < W_1$	$W_0 + P$	$>?$	$(L(R) - S(R)) + P(1 - r)$	abhängig von r
Fall 3: $W_1 \leq L(R) - S(R)$	$W_0 + P$	$<$	$W_1 + P(1 - r)$	W_0

In den Fällen 1 und 3 liegen eindeutige Entscheidungen vor. Interessant ist der mittlere Fall, wo die Entscheidung abhängig von der Höhe des Rabatts r ist. Ein Individuum im Fall 2 ist dann indifferent, wenn folgende Gleichung gilt:

$$(1) \quad W_0 + P = [L(R) - S(R)] + P(1 - r)$$

$$(2) \quad Pr = [L(R) - S(R)] - W_0$$

$$(3) \quad r = \frac{1}{P} [L(R) - S(R) - W_0]$$

Das heisst, der Rabatt entspricht der (über W_0 hinausgehenden) Kostenbeteiligung im Verhältnis zur ordentlichen Prämie. Ausdruck (4) zeigt den positiven Zusammenhang zwischen Risikotyp und Rabatthöhe.

$$(4) \quad \frac{\partial r}{\partial R} = \frac{1}{P} \left[\frac{\partial L}{\partial R} - \frac{\partial S}{\partial R} + 0 \right] > 0$$

Ausdruck (4) ist positiv, weil beide partiellen Ableitungen positiv sind, und der Leistungseffekt absolut grösser ist als der Spareffekt (vgl. oben: $\frac{\partial(L-S)}{\partial R} > 0$).

Schlussfolgerung 1: Je höher der Risikotyp, desto höher muss der Rabatt sein, damit der entsprechende Risikotyp die Wahlfranchise wählt. Und umgekehrt: Eine Reduktion des Rabatts führt dazu, dass der Risikotyp an der Grenze zur Indifferenz geringer ist, also geringere erwartete Leistungen, aber auch geringere Moral hazard Reduktion aufweist. Das stützt Aussage 1.

2.3 Verhältnis von durchschnittlichem Effekt zum Effekt an der Grenze

Für das Individuum sind die Einspareffekte an der Grenze relevant (Grenzeffekt, Ausdruck 3). Für das BAG sind die durchschnittlichen Einspareffekte relevant (Durchschnittseffekt). Zur Vereinfachung der weiteren Diskussion und zur Vermeidung von Integralen, gehen wir zu einer stetigen Definition des Risikotyps über:

Neu gibt es eine bestimmte Anzahl m unterschiedlicher Risikotypen R_i mit $i \in \{1, 2, \dots, m\}$. Die einzelnen Risikotypen sind der Grösse nach sortiert, d.h., $L(R_i) < L(R_j)$, wenn $j > i$. Die Häufigkeit des Risikotyps i beträgt n_i . Weil Gesundheitsdaten linkssteil und rechtsschief verteilt sind, gilt: $n_j < n_i$, wenn $j > i$.

Es gibt nun drei spezielle Risikotypen. Bis zum Punkt, wo die Leistungen der tieferen Wahlfranchise entsprechen, d.h. $L(R_{i^*}) = W_0$, tragen die Versicherten die gesamten Kosten unabhängig von ihrer Franchisewahl selber. Wir bezeichnen diesen Punkt mit dem Index i^* .

Der zweite spezielle Risikotyp zeichnet sich dadurch aus, dass seine Leistungen nach Abzug der Moral hazard Reduktion exakt der tieferen Franchise entsprechen, formal: $[L(R_{i^{**}}) - S(R_{i^{**}})] = W_0$, wobei i^{**} diesen Risikotyp markiert.

Für den letzten speziellen Risikotyp, markiert mit m^* gilt, dass der Ausdruck (2) erfüllt ist, d.h.: $Pr = [L(R_{m^*}) - S(R_{m^*})] - W_0$. Bis zum Risikotyp m^* wählt das rationale Individuum die höhere Wahlfranchise W_1 . Darüber zieht es die tiefere Franchise, W_0 , vor. Wir definieren zudem zur Vereinfachung der Notation zwei Summen: Die Summe aller Versicherten mit hoher Franchise als: $\sum_{i=1}^{m^*} n_i = N^{**}$ und die analoge Summe beginnend bei i^* , nämlich $\sum_{i=i^*}^{m^*} n_i = N^*$.

Nun suchen wir nach zwei Effekten: Der Kosteneinsparung einerseits und der zusätzlich übernommenen Kostenbeteiligung andererseits der Wahlfranchiseversicherten:

Unterhalb von $L(R_{i^*})$ tragen beide Gruppen die gesamten Kosten, d.h. es entsteht keine zusätzliche Kostenbeteiligung. Die Einsparungen der Wahlfranchiseversicherten sind für die Prämienkalkulation irrelevant, weil diese Gruppe nur Kosten einspart, die sie auch unter der ordentlichen Franchise bereits selber getragen hätte.

Zwischen $L(R_{i^*})$ und $L(R_{i^{**}})$ verharren die ordentlich Versicherten auf ihrer Franchise W_0 , während die Wahlfranchise-Versicherten zwar weniger Kostenbeteiligung einzahlen, die Differenz zu W_0 jedoch mit Einsparungen wett machen. Lediglich die Einsparungen, welche die ordentliche Franchise W_0 übersteigen, sind prämierelevant. Diese lauten formal: $(L(R_i) - W_0)$ mit $R_{i^*} < R_i \leq R_{i^{**}}$.

Zwischen $L(R_{i^{**}})$ und $L(R_{m^*})$ weisen die Wahlfranchiseversicherten einerseits eine Einsparung von $S(R_i)$ auf und übernehmen verglichen mit ordentlich Versicherten die zusätzliche Kostenbeteiligung von

$[L(R_i) - S(R_i)] - W_0$. Setzen wir diese Aussagen zusammen, so lautet die Summe aus Spareffekten (linke Klammer) und Anstieg in der Kostenbeteiligung (rechte Klammer) wie folgt:

$$(5) \quad \left(\sum_{i=1}^{i^{**}} 0n_i + \sum_{i=i^{**}}^{m^*} [L(R_i) - S(R_i) - W_0]n_i \right) + \left(\sum_{i=1}^{i^*} 0n_i + \sum_{i=i^*}^{i^{**}} [L(R_i) - W_0]n_i + \sum_{i=i^{**}}^{m^*} S(R_i)n_i \right)$$

Der Ausdruck $S(R_i)$ wird sowohl addiert, als auch subtrahiert und lässt sich deswegen weg kürzen. Der Ausdruck für die durchschnittlichen Effekte vereinfacht sich zu:

$$(6) \quad \sum_{i=i^*}^{m^*} [L(R_i) - W_0] \frac{n_i}{N^{**}}$$

Uns interessiert die Frage, wie sich Durchschnittseffekte (Ausdruck (6)) und Grenzeffekte (Ausdruck (2)) zueinander verhalten:

$$(7) \quad \sum_{i=i^*}^{m^*} [L(R_i) - W_0] \frac{n_i}{N^{**}} \lessgtr L(R_{m^*}) - S(R_{m^*}) - W_0$$

Der Vergleich scheint auf den ersten Blick recht schwierig. Wenn wir aber die Durchschnittskosten nicht bezogen auf alle Franchise-Versicherten, N^{**} , sondern nur bezogen auf alle Wahlfranchiseversicherten mit Leistungen oberhalb der ordentlichen Franchise, N^* , berechnen, gelangen wir zu einem Ausdruck, der grösser sein muss, weil $N^{**} > N^*$ ist, der aber einfacher zu handhaben ist. So lässt sich im dritten Term W_0 isolieren:

$$(8) \quad \sum_{i=i^*}^{m^*} [L(R_i) - W_0] \frac{n_i}{N^{**}} < \sum_{i=i^*}^{m^*} [L(R_i) - W_0] \frac{n_i}{N^*} = \sum_{i=i^*}^{m^*} L(R_i) \frac{n_i}{N^*} - W_0$$

$$(9) \quad \sum_{i=i^*}^{m^*} L(R_i) \frac{n_i}{N^*} - W_0 < L(R_{m^*}) - S(R_{m^*}) - W_0 \quad ?$$

Falls das „ $<$ “ in Ausdruck (9) zutrifft, dann trifft es auch im ursprünglichen Ausdruck (7) zu. In (9) kann W_0 durch Addition eliminiert werden. Zusätzlich setzen wir für den Moment $S(R_{m^*}) = 0$, um in Ausdruck (10) zu eindeutig interpretierbaren Grössen zu kommen. Es gilt dann:

$$(10) \quad \sum_{i=i^*}^{m^*} L(R_i) \frac{n_i}{N^*} < L(R_{m^*})$$

Weil annahmegemäss für alle $i < m^*$ gilt $L(R_i) < L(R_{m^*})$, muss der Durchschnitt (links) kleiner sein als $L(R_{m^*})$. Da wir zudem von einer schiefen Verteilung mit vielen guten und wenig teuren Risiken ausgehen, gilt darüber hinaus:

$$(11) \quad \sum_{i=i^*}^{m^*} L(R_i) \frac{n_i}{N^*} < \frac{1}{2} L(R_{m^*})$$

Nun heben wir $S(R_{m^*}) = 0$ wieder auf, nehmen jedoch weiter an (was durchaus der Empirie entspricht), dass die Einsparung (an der Grenze) nicht mehr als 50% der Leistung ausmacht, d.h., $2S(R_{m^*}) \leq L(R_{m^*})$, dann gilt auch:

$$(12) \quad \sum_{i=i^*}^{m^*} L(R_i) \frac{n_i}{N^*} < \frac{1}{2} L(R_{m^*}) \leq L(R_{m^*}) - S(R_{m^*})$$

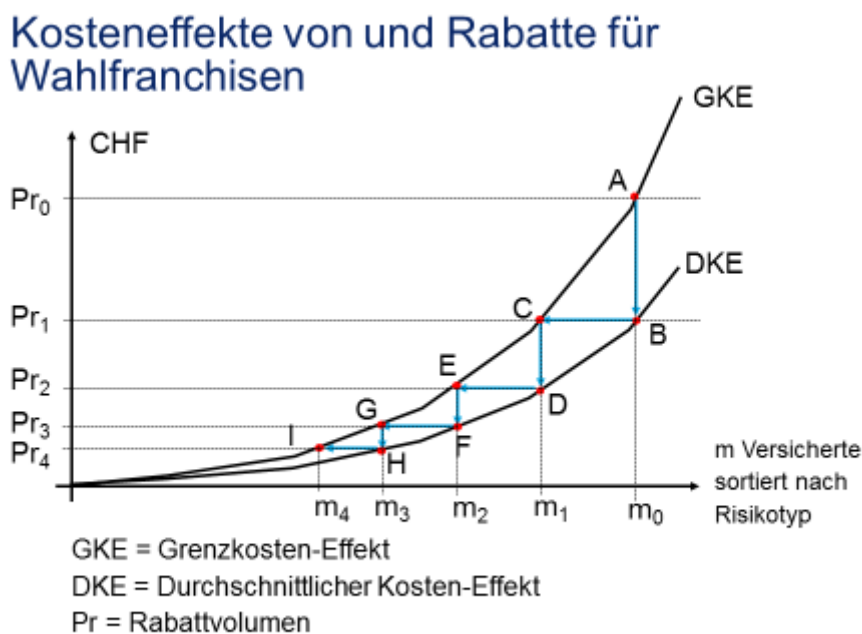
Somit können wir zeigen, dass die Grenzkosteneffekte immer über den Durchschnittskosteneffekten liegen.

Schlussfolgerung 2: Die Durchschnittskosten-Effekte liegen mathematisch zwingend unter den Grenzkosten-Effekten, die für das letzte Individuum, das die Wahlfranchise wählt, relevant sind. Damit stützen wir Aussage 2.

2.4 Konsequenz für die Rabatt-Regulierung

Abbildung 1 zeigt die Entscheidungssituation der Individuen, bei gegebenen Kostenverläufen von Grenz- und Durchschnitts-Kosteneffekten und gegebener Prämie für die ordentliche Deckung.

Abbildung 1: Grenz- und Durchschnittseffekte



Wir beginnen im Punkt A wo sich m_0 Versicherte für die Wahlfranchise bei einem Rabatt von Pr_0 Franken entscheiden. Die Intervention des BAG setzt den Rabatt Pr_1 auf den Durchschnitt in Punkt B. Nun reagieren die Versicherten und es bleiben nur m_1 Versicherte in der Wahlfranchise. In Punkt C liegt der Rabatt wiederum über dem durchschnittlichen Effekt, darum senkt das BAG diesen wiederum bis zum Punkt D, worauf die Versicherten bis zum Punkt E abwandern und so weiter über die Punkte F, G, H, I etc. bis Null.

Das besagt: Solange sich das BAG an den durchschnittlichen Effekten orientiert, wird es eine adverse Selektion (die Abwanderung der relativ teuersten Risiken) bewirken, was immer wieder Grund für eine neuerliche Rabatt-Reduktion sein wird.¹

¹ Dies gilt analog für Managed-Care-Modelle, sofern die realisierten Einsparungen positiv mit den Kosten korreliert sind.

Der real existierende Markt reagiert nicht so schnell auf Prämienänderungen, wie Abbildung 1 vermuten lässt. Dennoch zeigen sich in den Versichertenbewegungen der OKP während der letzten 10 Jahren zwar langsame aber rationale Verschiebungen der Bestände. D.h., die teuren Versicherer verlieren Kunden, die günstigeren gewinnen Marktanteile. Ebensolches ist für die Wahlfranchisen zu erwarten, was bedeutet, dass die Option der Wahlfranchise mit der Zeit zu einem kleinen Nischenprodukt ähnlich der heutigen OKP-Bonus-Versicherung verkümmert.

Vor allem aber zeigt das Argument, dass einer an den Durchschnittskosten-Effekten orientierten Rabatt-Politik die rationale Begründung fehlt, weil sie der Heterogenität der Individuen und den inhärenten Wanderbewegungen eines Versicherungsmarktes nicht Rechnung trägt.

3. Prämie bei Abschaffung der Wahlfranchisen

Nun wenden wir uns dem angesprochenen Gedankenexperiment zu, d.h., wir gehen der Frage nach, was bei einer Abschaffung der Wahlfranchisen verbunden mit einer Erhöhung der ordentlichen Franchise passieren würde. Konkret soll überprüft werden, ob die bewilligte Prämie der höchsten Franchisenstufen ausreichen würde, um alle Kosten zu decken, falls nur noch die höchste Franchise verfügbar wäre. Diese Erhöhung der ordentlichen Franchise bei gleichbleibender Prämie hätte mehrere Auswirkungen. Erstens würden die Prämieeinnahmen stark sinken, zweitens nähme die Kostenbeteiligung der Versicherten zu und drittens sanken die Nettoleistungen, wodurch auch der Risikoausgleich tangiert würde. Es stellt sich also die Frage, wie gross eine allfällige Finanzierungslücke wäre und ob individuelle Verhaltensänderungen ausreichen würden, um diese Lücke zu schliessen. Im Folgenden betrachten wir die Auswirkung auf das Prämienvolumen, die Kostenbeteiligungen und den Risikoausgleich. Danach diskutieren wir die individuellen Verhaltensänderungen, welche sich aus einer Erhöhung der ordentlichen Franchise ergeben würden.

3.1 Prämie, Kostenbeteiligung und Risikoausgleich

Die Veränderungen von Prämien, Kostenbeteiligung und Risikoausgleich sind basierend auf Daten der CSS Versicherung aus dem Jahr 2015 für die Erwachsenen in Tabelle 1 nach Franchisenstufe dargestellt.² In der dritten Spalte sind die Prämienänderungen dargestellt. Dabei wurde jedem Versicherten die Prämie zugewiesen, die er bei sonst gleicher Versicherung mit einer Franchise von CHF 2500 hätte, und danach die Differenz zur aktuellen Prämie gebildet. Die absolute Differenz ist bei den Versicherten mit einer Franchise von CHF 300 am grössten und nimmt mit zunehmender Franchise ab. Diese Berechnungen basieren auf Monatsdaten, wodurch es zu kleineren Rundungsungenauigkeiten kommen kann, die jedoch nicht ins Gewicht fallen (bspw. sollte die Differenz bei der Franchise von CHF 2500 genau null betragen). In der vierten Spalte steht die Differenz zwischen der Kostenbeteiligung mit Franchise CHF 2500 und der Kostenbeteiligung bei

² Die entsprechende Tabelle für die Kinder (0 – 18) ist im Anhang zu finden. Die Veränderungen sind betragsmässig sehr klein, weshalb wir hier auf eine vertiefte Diskussion verzichten. Bei einer Erhöhung der ordentlichen Franchise für Kinder auf CHF 600 wären die Kosten jedoch in jedem Fall durch die Prämien gedeckt.

aktuell gegebener Franchise. Diese Berechnung basiert auf den Bruttoleistungen ohne Mutterschaft. Allfällige Spitalbeiträge wurden nicht verändert, jedoch haben wir den Selbstbehalt von 20% auf gewissen Medikamenten nicht berücksichtigt. Die zusätzliche Kostenbeteiligung, die sich bei einer Erhöhung der Franchise auf CHF 2500 ergäbe, nimmt mit der aktuellen Franchise ab. Die fünfte Spalte zeigt die möglichen Veränderungen beim Risikoausgleich. Für die Berechnungen haben wir den Risikoausgleich 2017 mit 62 Risikoklassen pro Kanton als Grundlage genommen, weil sich diese hypothetische Änderung der Franchise ebenfalls auf die Zukunft bezieht, in der der RA 2017 (oder sogar der RA 2020) gültig sein wird. Wir haben dabei angenommen, dass die relative Veränderung der Nettoleistungen in einer Risikoklasse im Gesamtmarkt gleich gross wäre wie die relative Veränderung innerhalb des CSS Kollektivs. Die in Spalte 5 abgebildeten Werte sind aus der Sicht der Versicherer zu interpretieren. Bei den beiden tiefsten Franchisen verschlechtert sich das Ergebnis, weil die Versicherer weniger Risikoausgleich erhalten, wohingegen sich das Ergebnis bei den anderen Franchisenstufen verbessert, da diese weniger in den Risikoausgleich einzahlen. Entscheidend ist jedoch, dass sich die Transferveränderungen gegenseitig praktisch aufheben, es resultiert in der Summe sogar ein kleines Plus von CHF 5.59 pro Kopf. Die diskutierte Erhöhung der Franchise hat, wenn überhaupt, via Risikoausgleich nur einen kleinen Einfluss auf die Prämie, der Risikoausgleich ist somit für die weitere Diskussion nicht relevant.

Tabelle 1: Veränderung der Prämien, der Kostenbeteiligung und im Risikoausgleich (Erwachsene)

Franchise	Versicherte	Prämie	KoBe	Risikoausgleich	Prämie + KoBe
300	475'739	-1'432.74	1'309.13	-124.84	-123.62
500	138'787	-1'315.58	1'084.87	-143.95	-230.71
1000	36'810	-911.07	373.60	135.49	-537.47
1500	151'404	-563.36	155.67	167.17	-407.69
2000	57'720	-186.00	44.22	222.54	-141.78
2500	190'603	-2.41	0.00	220.87	-2.41
unter 2500	860'460	-1'154.92	945.12	-42.10	-209.80
alle Stufen	1'051'063	-945.92	773.73	5.59	-172.19

Die sechste Spalte zeigt die Summe der dritten und vierten Spalte, d.h., sie zeigt die potentielle Finanzierungslücke, die sich *ohne* Verhaltensänderung der Individuen ergäbe. Betrachtet man alle Versicherten mit einer Franchise unterhalb CHF 2500, ergibt sich eine durchschnittliche Finanzierungslücke von CHF 209.80. Die Unterschiede zwischen den Franchisenstufen sind jedoch relativ gross und liegen absolut zwischen CHF 123.62 für die ordentlichen Franchise und CHF 537.47 für die Franchise von CHF 1000. Es ist jedoch nicht erstaunlich, dass die mittleren Franchisen die grössten Finanzierungslücken aufweisen. Aufgrund der Prämienregulierung ist in den meisten Fällen aus Kostensicht die tiefste oder die höchste Franchise individuell optimal. Individuen in den mittleren Franchisen zahlen unabhängig von ihrem Risiko zu viel Prämie und Kos-

tenbeteiligung.³ Diese Überzahlung fiel bei einer Einheitsfranchise weg, wodurch sich die Finanzierungslücke vergrößert. Insgesamt fallen die Franchisen mit den höchsten Finanzierungslücken, d.h., die Franchisen CHF 1000 und CHF 1500, beim Durchschnitt trotzdem nicht wirklich ins Gewicht, weil verhältnismässig wenig Versicherte in diesen beiden Franchisenstufen sind. Ob die Prämie der Franchise von CHF 2500 ausreichen würde, um die gesamte Finanzierungslücke zu decken, betrachten wir in den folgenden Abschnitten.

3.2 Verhaltensänderungen (Moral hazard)

Die Grundidee einer Versicherung ist, dass das Individuum im Schadenfall nicht den gesamten Schaden selber tragen muss. Dies führt im Schadenfall zwangsläufig dazu, dass das Individuum bei seiner Entscheidung (bspw. zum Arzt zu gehen) nicht den vollen Preis berücksichtigt, sondern nur den Teil, den es selber tragen muss. Weil der individuelle Preis unter dem eigentlichen Preis liegt, nimmt die Nachfrage zu. Diese Zunahme der Nachfrage wird ‚Moral hazard‘ genannt und ist vielfach und für viele Märkte dokumentiert worden. Die wohl bekannteste Untersuchung im Krankenversicherungsbereich ist das *RAND Health Insurance Experiment*, das in den Vereinigten Staaten durchgeführt wurde (siehe Newhouse, 1993, Aron-Dine et al., 2013). Diese randomisierte Studie zeigt sehr deutlich, dass eine Ausweitung der Versicherungsdeckung und der damit verbundenen Preisreduktion zu einer grösseren Gesamtnachfrage führt. Eine Erhöhung der ordentlichen Franchise auf CHF 2500 entspricht hingegen einer Reduktion der Deckung und somit einer Preiserhöhung. Es ist deshalb zu erwarten, dass sich die Nachfrage reduziert.

Im vorliegenden Fall ergeben sich jedoch einige praktische Probleme. Erstens ist nur der (zusätzliche) Moral hazard der *Individuen in den Wahlfranchisen* relativ zur ordentlichen Franchise von CHF 300 bekannt. Inwieweit die ordentliche Franchise die Nachfrage reduziert, und wie *Individuen mit einer ordentlichen Franchise* reagieren würden, wenn sie plötzlich eine höhere Franchise hätten, ist hingegen empirisch unbekannt. Wir müssen uns deshalb auf Studien stützen, die für die heutigen Wahlfranchisen den Moral hazard ausweisen. Zweitens führt eine Erhöhung der Wahlfranchise nicht bei allen Individuen zu einer Preisänderung. Im Gegensatz zu Äpfeln, Tomaten, usw., die wir auf dem Markt kaufen können, gibt es kein Preisschild für einen Arztbesuch oder einen Spitalaufenthalt. In der Regel wird deshalb der Kostenanteil (am Jahresende), der selber getragen werden muss, als relevanter Preis betrachtet. So lange die Franchise nicht überschritten ist, beträgt der Preis 1, danach fällt er grundsätzlich auf 0.1 (mit Ausnahme für einige Medikamente) und später sogar auf 0, sofern der Selbstbehalt das Maximum erreicht.⁴ Verhaltensänderungen sind nur bei jenen Individuen zu erwarten, welche auch tatsächlich eine Preisänderung erfahren. In vielen Studien wird dieser Umstand ignoriert, d.h., es wird ein durchschnittlicher Moral hazard ausgewiesen. Wir können mit diesen Durchschnittswerten arbeiten, da die Finanzierungslücke ja lediglich im Durchschnitt gedeckt sein muss. Es sei an dieser Stelle aber darauf hingewiesen, dass der Moral hazard durchaus eine gewisse Variation aufweist.

³ Neben monetären Argumenten können auch andere Gründe für die Wahl einer mittleren Franchise sprechen, d.h., der Entscheid für eine mittlere Franchise kann trotz der höheren Kosten individuell rational sein.

⁴ Welcher Preis relevant ist und ob die Individuen vorausschauend sind, d.h., Preisänderungen innerhalb des Jahres antizipieren, ist in der jüngeren Literatur ein oft diskutiertes Thema. Einen guten Einstieg in dieses Thema bieten u.a. Aron-Dine et al. (2015).

In der Tabelle 2 haben wir die aktuelleren empirischen Ergebnisse zum Moral hazard in der Schweiz zusammengefasst. Der ausgewiesene Moral hazard bezieht sich dabei auf die jeweils gültige Mindestfranchise, d.h., die ordentliche Franchise (van Kleef et al., 2008; Trottmann et al., 2012) oder eine Franchise von CHF 0 im Fall von Boes und Gerfin (2016). Das bedeutet, dass wir prinzipiell nur Aussagen darüber machen können, was passiert, wenn Individuen aus der ordentlichen Franchise in eine höhere Franchise wechseln. Aussagen über Wechsel innerhalb der Wahlfranchisen, also bspw. von CHF 1500 auf CHF 2500, lassen diese Zahlen eigentlich nicht zu. Ferner lassen sich einige Ergebnisse nicht in unseren Kontext übertragen. Zwar zeigen Gerfin et al. (2015) und Boes und Gerfin (2016), dass die betrachteten Preisänderungen zu deutlichen Nachfragereduktionen führen, aber einen Frankenbetrag für den Wechsel von der ordentlichen Franchise in eine andere Franchise lässt sich daraus nicht ohne zusätzliche Annahmen ableiten. Im Folgenden verwenden wir deshalb die durchschnittlichen Werte für den Moral hazard von van Kleef et al. (2008) und von Trottmann et al. (2012).

Tabelle 2: Empirische Resultate zum Moral hazard in der Schweiz

Studien	Franchise	400	500	600	1000	1200	1500	2000	2500
van Kleef et al. (2008), zu CHF 230		382		443		276	318		
Trottmann et al. (2012), zu CHF 300			250		322			322	
Gerfin et al. (2015) (Jahreswechsel)			10%		10%			27%	
Boes und Gerfin (2016) (Volldeckung)	ordentliche Franchise (CHF 230): 193.8 bis 239.7								

Für die höchsten Franchisen weisen die beiden Studien eine Nachfragereduktion gegenüber der ordentlichen Franchise von rund CHF 320 nach. Vergleicht man diesen Wert mit der Finanzierungslücke bei der ordentlichen Franchise aus Tabelle 1, ist sofort ersichtlich, dass die individuelle Verhaltensänderung (d.h., der Moral hazard) ausreichen würde, um diese zu decken. Die Verhaltensänderung würde sogar ausreichen, um einen Grossteil der übrigen Finanzierungslücken zu schliessen. Dies entspricht exakt der ökonomischen Theorie, die besagt, dass die Leistungen bei einer Deckungsreduktion stärker zurückgehen als die Kostenbeteiligung zunimmt, weil eben der Moral hazard reduziert wird. Zudem dürfte die Leistungsreduktion die hier verwendeten CHF 320 sogar noch übersteigen. Erstens selektieren sich tendenziell Individuen mit einem grösseren Moral hazard in Versicherungsverträge mit grosszügiger Deckung (siehe Einav et al., 2013), d.h., der durchschnittliche Moral hazard der Individuen in der ordentlichen Franchise ist vermutlich grösser als derjenige der Individuen, die heute in den hohen Franchisen sind. Zweitens reagiert auch die Angebotsseite auf die höhere Kostenbeteiligung. So wurde beispielsweise für die Schweiz gezeigt, dass Ärzte Patienten mit hoher Kostenbeteiligung häufiger Generika verschreiben (Rischatsch et al., 2013), und in Deutschland senkten die pharmazeutischen Unternehmen die Preise, nachdem die Kostenbeteiligung für Medikamente erhöht worden war (Pavcnik, 2002).

Schlussfolgerung 3: Betrachtet man nur die ordentliche Franchise, würde die Verhaltensänderung bei einer Erhöhung der Franchise auf CHF 2500 ausreichen, um die Finanzierungslücke zu schliessen.

Nun stellt sich noch die Frage, ob die Finanzierungslücken in den anderen Franchisenstufen ebenfalls durch individuelle Verhaltensänderungen gedeckt wären. Da wir nicht wissen, wie sich ein Wechsel innerhalb der Wahlfranchisen auswirkt, ist die Beantwortung dieser Frage relativ schwierig. Die Verhaltensänderung in der ordentlichen Franchise würde ausreichen, um die durchschnittliche Finanzierungslücke in den verbleibenden Franchisen auf rund CHF 74 zu reduzieren.⁵ Selbst wenn kein Individuum in den anderen Wahlfranchisen auf die Preisänderung reagierte, was keine plausible Annahme darstellt, würde die Jahresprämie dadurch lediglich um CHF 27 oder 0.95% ansteigen (pro Monat CHF 2.30).⁶ Das ist weder ökonomisch noch statistisch signifikant. Es ist eher davon auszugehen, dass insbesondere Individuen in den Wahlfranchisen CHF 500 und 1000 auf die Preisänderung reagieren. Dadurch würde die Finanzierungslücke noch einmal deutlich kleiner, wodurch auch ein allfälliger Prämienanstieg gegen Null gehen würde. Schliesslich sei an dieser Stelle angemerkt, dass sich der Rabatt der Wahlfranchisen jeweils auf die ordentliche Franchise bezieht. Betrachtet man nur die ordentliche Franchise und die Wahlfranchise von CHF 2500, zeigt sich deutlich, dass der Rabatt nicht zu gross ist. Bei gegebenen Moral hazard von CHF 320 dürfte er eigentlich sogar grösser sein.

4. Fazit

Wir kommen mit unseren theoretischen Überlegungen zum Schluss, dass eine Wahlfranchisen-Rabatt-Regulierung, die sich ausschliesslich an den durchschnittlichen Effekten orientiert, mittelfristig zum Verschwinden der Wahlfranchise-Optionen führen muss. Man mag daran zweifeln, dass der Markt auf diese Preissignale reagiert und kurzfristig ist dieser Einwand auch zutreffend. Wenn man aber das langfristige Verhalten und vor allem das Selbstselektionsverhalten der Versicherten innerhalb der OKP-Optionen beobachtet, so erkennt man grosse Wanderbewegungen die in Qualität und Richtung genau den Vorhersagen der „adverse selection“ Theory entsprechen (Einav und Finkelstein, 2011).

Auf Grund unserer empirischen Analyse folgern wir, dass eine Überführung aller OKP-Versicherten in die höchste Franchisen-Stufe ein nur geringfügiges Prämienmanko von maximal weniger als einem Prozent zur Folge hätte. Es ist jedoch darauf hinzuweisen, dass ein Wechsel von den tieferen Stufen in die Stufe 2500 eine sehr starke Veränderung der Versicherungsdeckung für einen grossen Teil der Bevölkerung bedeutet, so dass die daraus entstehenden Verhaltensänderungen nicht wirklich absehbar sind. Sie könnten auch stärker als erwartet ausfallen, so dass die heutige Prämie der WF 2500 ausreichend oder sogar mehr als ausreichend wäre. Mit Sicherheit kann geschlussfolgert werden, dass der heutige Rabatt für die Stufe 2500 bei gegebenem Kenntnisstand als einigermaßen angemessen betrachtet werden kann.

⁵ Mittels Tabelle 1 und 2: $(475'739 \cdot (320 - 123.62) + 384'721 \cdot (-316.37)) / 384'721 = -73.53$, wobei 384'721 Individuen eine Franchise von CHF 500, 1000, 1500 oder 2000 haben und eine durchschnittliche Finanzierungslücke von CHF 316.37 aufweisen (gewichteter Mittelwert aus Tabelle 1, Spalte 6, für diese Franchisenstufen).

⁶ Die fehlenden 73.53 werden von allen Versicherten getragen, d.h., $(73.53 \cdot 384'721) / 1'051'063 = 26.91$

Referenzen

- Aron-Dine, Aviva, Liran Einav, und Amy Finkelstein (2013). The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later, in: *Journal of Economic Perspectives*, 27(1):1-28.
- Aaron-Dine, Aviva, Liran Einav, Amy Finkelstein, und Mark Cullen (2015): Moral Hazard in Health Insurance, Do Dynamic Incentives Matter?, in: *The Review of Economics and Statistics*, 97(4):725-41.
- Boes, Stefan; Gerfin, Michael (2016): Does Full Insurance Increase the Demand for Health Care?, in: *Health Economics*, 25(11):1483-96.
- Bundesamt für Gesundheit (2015): Prämienermässigung für Wahlfranchisen, Berechnungen der Abteilung Versicherungsaufsicht vom 17. September 2015.
- Einav, Liran, und Amy Finkelstein (2011): Selection in Insurance Markets: Theory and Empirics in Pictures, in: *Journal of Economic Perspectives*, 25(1):115-38.
- Einav, Liran, Amy Finkelstein, Stephen P. Ryan, Paul Schrimpf und Mark R. Cullen (2013): Selection on Moral Hazard in Health Insurance, in: *American Economic Review*, 103(1):178-219.
- Gerfin, Michael; Kaiser, Boris; Schmid, Christian (2015): Health Care Demand in the Presence of Discrete price Changes, in: *Health Economics*, 24(9):1164-77.
- Newhouse, Joseph P. (1993): Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Pavcnik, Nina (2002): Do Pharmaceutical Prices Respond to Potential Patient Out-of-pocket Expenses?, in: *RAND Journal of Economics*, 33(3):469-87.
- Rischatsch, Maurus, Maria Trottmann und Peter Zweifel (2013): Generic Substitution, Financial Interests, and Imperfect Agency, in: *International Journal of Health Care Finance and Econometrics*, 13:115-38.
- Trottmann, Maria, Peter Zweifel und Konstantin Beck (2012): Supply-side and Demand-side Cost Sharing in Deregulated Social Health Insurance: Which is More Effective?, in: *Journal of Health Economics*, 31(1):231-42.
- Van Kleef, RC, K. Beck, WPMM van de Ven und RCJA van Vliet (2008): Risk Equalization and Voluntary Deductibles, A Complex Interaction, in: *Journal of Health Economics*, 27:427-43

Anhang

Tabelle 3: Veränderung der Prämien, der Kostenbeteiligung und im Risikoausgleich (Kinder)

Franchise	Versicherte	Prämie	KoBe	Risikoausgleich	Prämie + KoBe
0	233'624	-353.25	363.27	0.00	10.02
100	674	-284.64	263.47	0.00	-21.17
200	1'616	-222.27	191.19	0.00	-31.08
300	26'794	-129.50	108.37	0.00	-21.13
400	9'337	-66.40	59.06	0.00	-7.34
500	83	-43.52	26.72	0.00	-16.79
600	7'263	-0.90	0.00	0.00	-0.90
unter 600	248'013	-338.89	347.56	0.00	8.67
alle Stufen	255'276	-329.27	337.67	0.00	8.40

CSS INSTITUT FÜR EMPIRISCHE GESUNDHEITSÖKONOMIE

Das „CSS Institut für empirische Gesundheitsökonomie“ ist eine Einrichtung der CSS Versicherung AG, die der Forschung und Ausbildung dient.

Das Institut soll aufgrund von aktuellen und repräsentativen Datengrundlagen empirisch belegbare Antworten auf Fragen der effizienten Finanzierung und der gerechten Lastenverteilung von Gesundheitsleistungen liefern.

Die Forschungsergebnisse sind in geeigneter Art und Weise in die politische und wissenschaftliche Diskussion einzubringen.

Das Institut wurde Anfang 2007 von der Geschäftsleitung der CSS Versicherung AG ins Leben gerufen.

Die Finanzierung erfolgt einerseits durch Mittel der CSS Versicherung AG andererseits und je nach Art des Forschungsprojekts durch Dritte.

Die wissenschaftliche Objektivität und Unabhängigkeit der Forschungstätigkeit misst sich an der Qualität und der Art der Publikationen und Präsentationen der Institutsmitarbeitenden.

Das Institut hat seinen Sitz in Luzern.