

Die Allokationswirkungen der Versicherung

von Hans-Werner Sinn

Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 66, 1977, S. 507-538

Die Allokationswirkungen der Versicherung¹

Von Hans-Werner Sinn, Mannheim

Inhalt

- I. Die Problemstellung
- II. Das Grundmodell der Versicherungsnachfrage bei gegebenen Risiken
- III. Die optimale Schadenverhütungspolitik bei Äquivalenztarifierung
- IV. Die Durchschnittstarifierung als Anreiz einer wohlfahrtsmindernden Vernachlässigung der Schadenverhütung
- V. Der Versicherungsbetrug
- VI. Die Zusatzlast des Kostenerstattungsprinzips
- VII. Zusammenfassung

I. Die Problemstellung

Es ist ein bekanntes Phänomen, daß sich mit dem Abschluß eines Versicherungsvertrages die in Deckung gegebenen Schäden zu erhöhen pflegen. Daß diesem Phänomen bisweilen der ja zweifellos mit einem negativen Aspekt behaftete Name „moral hazard“ gegeben wird², zeigt nur, wie verwirrt die Diskussion ist, und wie nötig wir eine systematische Analyse der Allokationswirkungen der Versicherungen haben.

Es kann nämlich nicht die Rede davon sein, daß jede versicherungsinduzierte Erhöhung des Erwartungsschadens abzulehnen ist: Wir werden vier verschiedene Allokationseffekte analysieren, die allesamt eine solche Erhöhung des Erwartungsschadens implizieren. Der erste dieser Effekte (Abschnitt III) beschreibt den Einfluß der Versicherung unter idealen Bedingungen; er ist nur zu wünschen und hat den Namen moral hazard bestimmt nicht verdient. Anders ist es mit den restlichen dreien (Abschnitt IV - VI); sie allein sollte man so bezeichnen, denn nur sie beziehen sich auf Fehlwirkungen der Versicherung, die das gesamte Geschäft belasten oder gar verhindern.

¹ Dieser Aufsatz lehnt sich eng an einen Teil der Dissertation des Verfassers an: *Sinn, H.-W., Risikopräferenztheorie*. Mannheimer Dissertation, eingereicht 1977, noch unveröffentlicht, Kap. V C.

² Siehe z. B. *Grubel, H. G., „Risk, uncertainty, and moral hazard“*, *The Journal of Risk and Insurance* 38, 1971, S. 99 - 106, hier S. 100.

Unsere Analyse wird bis einschließlich zum Abschnitt IV im Rahmen eines risikotheorietischen Präferenzmodells erfolgen. Dabei setzt die Lektüre eines Abschnitts die Kenntnis der vorangehenden voraus: Während im Abschnitt II zunächst das präferenztheoretische Grundmodell mit der Analyse der Versicherungsnachfrage bei gegebenem Risiko eingeführt wird, beschäftigen sich die beiden folgenden Abschnitte mit der Frage, welchen Einfluß der Versicherungsabschluß auf die optimale Schadenverhütungspolitik hat. Dabei wird im Abschnitt III eine strikte Äquivalenztarifizierung und im Abschnitt IV eine Durchschnittstarifizierung angenommen. Die dann folgenden Abschnitte V und VI sollten unabhängig vom Vorangehenden zu verstehen sein: Im Abschnitt V gehen wir kurz auf die betrügerische Version des moral hazard ein und im Abschnitt VI wieder ausführlicher auf die Fehlallokation, die aus dem Kostenerstattungsprinzip entsteht. Der abschließende Abschnitt VII dient der Zusammenfassung jener Ergebnisse, die für die Strukturierung eines allokatorentheoretisch optimal funktionierenden Versicherungsmarktes von unmittelbarer Bedeutung sind.

II. Das Grundmodell der Versicherungsnachfrage bei gegebenem Risiko

Mitunter wird die These vertreten, daß der Versicherungsnehmer (VN) ohne viel Verstand zu seiner Kaufentscheidung kommt³. Hinter dieser These verbirgt sich ein recht pessimistisches Menschenbild, das im Grunde den Wert des ganzen Versicherungsmarktes in Frage stellt. Sicherlich, die Entscheidung für den Versicherungsabschluß muß nicht immer einem bis ins letzte ausgeklügelten Rationalkalkül zu verdanken sein, doch das Bemühen um eine vernünftige Entscheidung kann man dem typischen VN wohl nicht absprechen. So ist es legitim und sinnvoll, in der theoretischen Analyse den *homo oeconomicus* als Idealtypus zu unterstellen, dem der wirkliche VN mehr oder minder ähnelt.

Wir nehmen daher an, daß das Verhalten des VN den einfachen und unmittelbar einleuchtenden Rationalitätsaxiomen von *Savage*⁴ genügt. Unterstellen wir, daß alle Schäden, Kompensationen des Versicherungsunternehmens, Aufwendungen zur Schadenverhütung usw. in Geldeinheiten zu messen sind, so implizieren diese Axiome, daß der VN seine Entscheidung zwischen den ihm zur Verfügung stehenden Alternativen so trifft, als würde er einer jeden Alternative eine subjektive Wahr-

³ Vgl. *Farny D.*, Die Versicherungsmärkte. Eine Studie über die Versicherungsmarkttheorie, Berlin 1961, S. 133 f. und S. 166.

⁴ Siehe *Savage, L. J.*, „Une axiomatisation de comportement raisonnable face à l'incertitude“, Colloques internationaux du centre national de la recherche scientifique 40: Économétrie, Paris 12 - 17 mai 1952, Paris 1953, S. 29 - 33, und derselbe, *The foundations of statistics*, New York und London 1954.

scheinlichkeitsverteilung von Periodeneinkommen⁵ Y zuordnen und dann die Alternative mit dem höchsten Erwartungsnutzen^{6,7}

$$(1) \quad E[u(Y)], u'(\cdot) > 0,$$

auswählen⁸.

Liefert auch die so begründete Erwartungsnutzenregel die diesem Beitrag zugrunde liegende Verhaltenshypothese, so schlagen wir aus Operationalitätsgründen gleichwohl einen Umweg über das μ - σ -Kriterium ein. Dieses Kriterium läßt sich bekanntlich für beliebige Nutzenfunktionen $u(\cdot)$ völlig äquivalent zur Erwartungsnutzenregel ausgestalten, wenn nur die zu bewertenden Verteilungen derselben linearen Klasse angehören⁹, d. h. wenn sie alle dieselbe Standardform¹⁰

$$(2) \quad Z = \frac{Y - E(Y)}{\sigma(Y)}$$

besitzen¹¹. Unterstellen wir, daß $u(\cdot)$ im relevanten Bereich streng kon-

⁵ Völlig äquivalent wäre es, sich statt auf Periodeneinkommensverteilungen auf Periodenendvermögensverteilungen zu beziehen, denn beide unterscheiden sich nur um das gegebene Anfangsvermögen.

⁶ Der Erwartungswert einer Zufallsvariablen (oder Wahrscheinlichkeitsverteilung) X lautet $E(X) \equiv \sum_{i=1}^n w_i x_i$,

wenn die Zufallsvariable die Ausprägungen x_1, x_2, \dots, x_n mit den Wahrscheinlichkeiten w_1, w_2, \dots, w_n annimmt. Es gilt die Rechenregel $E(a + bX) = a + bE(X)$.

⁷ Wir vereinbaren für diesen Beitrag, stochastische Variablen groß und deterministische klein zu schreiben.

⁸ Genau genommen beziehen sich die Axiome auf eine Welt, in der es keine Zeit gibt. Damit sie in einer realistischen, periodenbezogenen Betrachtung dennoch verwendbar sind, muß man entweder unterstellen, daß der Periodenkonsum exogen vorgegeben ist (vgl. *Mossin, J.*, „A note on uncertainty and preferences in a temporal context“, *The American Economic Review* 59, 1969, S. 172 - 174) oder daß der Versicherungsnehmer eine Präferenzstruktur nach den Gesetzen von Weber und Fechner aufweist und zudem die möglichen Versicherungsschäden proportional zum Besitztum sind. Zu letzterem siehe *Sinn, a.a.O.*, Kap. III in Verb. mit Kap. IV B 4.2. Wir vernachlässigen die Problematik hier.

⁹ Für kleine Streuungen kann man diese Forderung fallen lassen, da dann das μ - σ -Kriterium das Erwartungsnutzenkriterium auch für wechselnde Verteilungsklassen approximiert. Zur theoretischen Fundierung dieser Approximationseigenschaft siehe *Sinn, a.a.O.*, Kap. II D 2.

¹⁰ Die Standardabweichung einer Zufallsvariablen X ist als

$$\sigma(X) \equiv \sqrt{\sum_{i=1}^n w_i [x_i - E(X)]^2}$$

definiert. (Vgl. Fußnote 6.) Dabei gilt $\sigma(a + bX) = |b| \sigma(X)$.

¹¹ Die Verteilung Y entsteht dabei durch Dehnung der Standardform im Ausmaß $\sigma(Y)$ und Verschiebung im Ausmaß $E(Y)$.

kav¹² ist, so läßt sich zeigen, daß das μ - σ -Kriterium die Form

$$(3) \quad U(\mu, \sigma), \quad \frac{\partial U}{\partial \mu} > 0, \quad \frac{\partial U}{\partial \sigma} < 0,$$

$$\frac{d\mu}{d\sigma} \Big|_{U(\mu, \sigma)} \begin{cases} = 0 & \text{für } \sigma = 0, \\ > 0 & \text{für } \sigma > 0, \end{cases}$$

$$\frac{d^2\mu}{d\sigma^2} \Big|_{U(\mu, \sigma)} > 0,$$

mit $\mu \equiv E(Y)$ und $\sigma \equiv \sigma(Y)$

annimmt¹³. Eine entsprechende graphische Darstellung der Präferenzstruktur bilden die Indifferenzkurven im μ - σ -Diagramm der Abb. 1. Sie entspringen senkrecht aus der Ordinate und verlaufen dann konvex zum Ursprung. Zeichnet man die alternativ erreichbaren Periodeneinkommensverteilungen als Punkte in diesem Diagramm ein, dann hat man mit dem auf der höchsten Indifferenzkurve liegenden Punkt die beste Verteilung gefunden.

Wie der Möglichkeitsbereich an alternativ erreichbaren Periodenendvermögensverteilungen realistischerweise auszusehen hat, und welche Optimalentscheidung zustande kommt, soll nun zunächst für den einfachen Fall einer vorgegebenen, vom VN nicht beeinflussbaren Schadenverteilung bestimmt werden. Die Frage nach der versicherungsinduzierten Änderung der Schadenverteilung bleibt also noch ausgeklammert.

Wir nehmen an, daß der potentielle VN über ein festes, zum Periodenende erzielt *Basiseinkommen* b verfügt und sich einer Schadenverteilung gegenüber sieht, die nach Aufzinsung bis zum Periodenende durch die Zufallsvariable C , $C \geq 0$, wiedergegeben wird. Dann lautet seine effektive Einkommensverteilung

$$(4) \quad Y = b - C.$$

Sie läßt sich nach Berechnung der zugehörigen Verteilungsparameter

$$(5) \quad \mu = E(b - C) = b - E(C)$$

¹² Damit schließen wir implizit Haftpflichtrisiken aus der Betrachtung aus, bei denen Schäden auftreten können, die das Vermögen des Entscheidungsträgers übersteigen. Es kann nämlich gezeigt werden, daß die Konkavitätsannahme für Ausprägungen von Y , die so stark negativ sind, daß auch das Vermögen negativ wird, nicht mehr gerechtfertigt ist. Vgl. Sinn, a.a.O., Kap. III B.

¹³ Siehe Tobin, J., „Liquidity preference as behavior towards risk“, Review of Economic Studies 67, 1958, hier nach dem Wiederabdruck in: Hester, D. D., und Tobin, J., Hrsg., Risk aversion and portfolio choice, New York, London und Sydney 1967, S. 1 - 26, und ferner Schneeweiß, H., Entscheidungskriterien bei Risiko, Berlin, Heidelberg und New York 1967, S. 126 - 128.

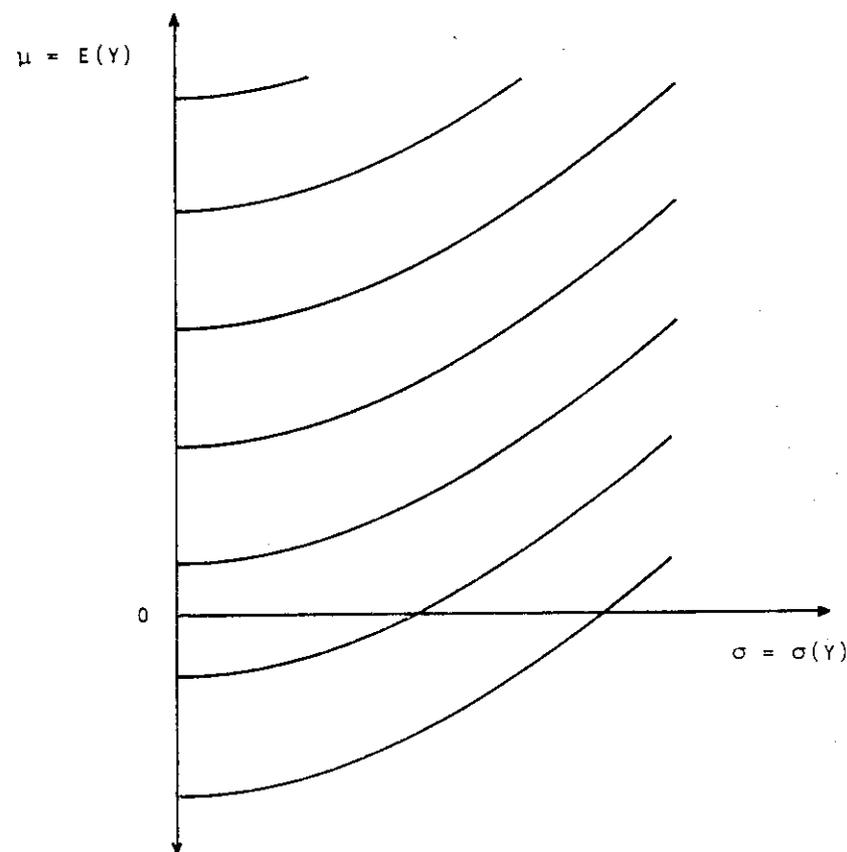


Abb. 1: Die Präferenzstruktur des Erwartungsnutzenmaximierers im μ - σ -Diagramm.

und

$$(6) \quad \sigma = \sigma(b - C) = \sigma(C)$$

durch einen Punkt im μ - σ -Diagramm darstellen. In der Abb. 2 sei dies der Punkt G.

Für das Angebot des Versicherungsunternehmens (VU) unterstellen wir, daß dem VN zu Periodenbeginn die Wahlmöglichkeit über den Anteil θ der in Deckung gegebenen Schäden eröffnet wird. Dabei gehen wir alternativ davon aus,

— daß ein Alles-oder-nichts-Angebot unterbreitet wird ($\theta = 0, 1$)¹⁴, oder

¹⁴ Dieses ist der klassische, bereits von Barrois mit der Erwartungsnutzentheorie angegangene Ansatz: Barrois, M. T., „Essay sur l'application du calcul

— daß auch beliebige zwischen den Extremen liegende Deckungsgrade gewählt werden dürfen ($0 \leq \theta \leq 1$)¹⁵.

Was die für dieses Angebot verlangte Prämie betrifft, sei angenommen, daß das VU mit einem Erwartungsschaden der Höhe $\hat{E}(C)$ kalkuliert und am Periodenende über ein Prämienvolumen vom π -fachen des Betrages $\theta \hat{E}(C)$ verfügen möchte¹⁶. Realistischerweise setzen wir dabei $\pi > 1$. Wir lassen noch offen, ob $\hat{E}(C) = E(C)$, weil das VU und der VN wegen gleicher Informationen gleiche Schadenverteilungen schätzen und das VU Äquivalenztarifizierung betreibt, oder ob $\hat{E}(C) \neq E(C)$, weil unterschiedliche Informationen vorliegen und/oder das VU bei einem heterogenen Kollektiv Durchschnittsprämien verlangt¹⁷.

Wählt nun der VN bei Kenntnis der Tarifgestaltung den Deckungsgrad θ , dann verschlechtert sich die Einkommensverteilung um den sicheren Prämienbetrag $\pi\theta \hat{E}(C)$ und verbessert sich um die Entschädigungszahlung θC . Der gesamte, unter Berücksichtigung des Versicherungsangebots entstehende Möglichkeitsbereich an Periodeneinkommensverteilungen wird aus der Sicht des VN damit durch

$$(7) \quad Y = b - C(1 - \theta) - \pi\theta \hat{E}(C) \\ \text{mit } \theta = 0, 1 \text{ oder } 0 \leq \theta \leq 1$$

angegeben. Im μ - σ -Diagramm wird dieser Möglichkeitsbereich durch die sich bei alternativen Werten von θ ergebenden Werte der Verteilungsparameter

$$(8) \quad \mu = E(Y) = b - E(C)(1 - \theta) - \pi\theta \hat{E}(C)$$

und

$$(9) \quad \sigma = \sigma(Y) = (1 - \theta)\sigma(C)$$

beschrieben.

Um die für eine Verwendbarkeit des μ - σ -Ansatzes nötige Voraussetzung, daß alle Verteilungen derselben linearen Klasse zugehören, zu

des probabilités. Aux assurances contre l'incendie", in: Mémoires de la société royale des sciences, de l'agriculture et des arts, Lille 1834, S. 85 - 282, bes. S. 260 f.

¹⁵ Unter dieser Angebotshypothese hat zuerst Mossin die Entscheidung des VN (bei gegebenem Risiko) analysiert: Mossin, J., „Aspects of rational insurance purchasing“, Journal of Political Economy 76, 1968, S. 553 - 568. Vgl. aber auch Borch, K. H., „The utility concept applied to the theory of insurance“, Astin Bulletin 1, 1961, S. 245 - 255.

¹⁶ Das hier gemeinte Prämienvolumen bestimmt sich also aus dem vom VN zum Periodenbeginn zu zahlenden Betrag zuzüglich der in der Periode anfallenden Zinsen.

¹⁷ Eine grundlegende Diskussion beider Tarifierungsarten findet man bei Gürtler, M., Die Kalkulation der Versicherungsbetriebe, Berlin 1936.

überprüfen, berechnen wir gemäß (2) die standardisierte Zufallsvariable. Wir erhalten

$$(10) \quad Z = \frac{[b - C(1 - \theta) - \pi\theta \hat{E}(C)] - [b - E(C)(1 - \theta) - \pi\theta \hat{E}(C)]}{(1 - \theta)\sigma(C)} \\ = \bar{k} - \frac{C}{\sigma(C)}, \quad C \geq 0,$$

mit

$$(11) \quad \bar{k} \equiv \frac{E(C)}{\sigma(C)}$$

als der oberen Schranke dieser standardisierten Zufallsvariablen. Da die Standardform offenkundig unabhängig von θ ist, wird die Voraussetzung erfüllt.

Nun soll ermittelt werden, welche Gestalt der in (7) - (9) festgelegte Möglichkeitsbereich im μ - σ -Diagramm annimmt: Wählt man zur Probe $\theta = 0$, dann kommt man wie zuvor mit $E(Y) = b - E(C)$ und $\sigma(Y) = \sigma(C)$ zum Punkt G der Abb. 2. Nimmt man jedoch mit $\theta = 1$ das andere Extrem an, so wird über $E(Y) = b - \pi \hat{E}(C)$ und $\sigma(Y) = 0$ der Punkt I festgelegt. Er befindet sich auf der Ordinate, weil der VN nun jeglichen Risikos entledigt ist und unterhalb des Punktes G, wenn $\pi \hat{E}(C) \geq E(C)$, also jedenfalls dann, wenn der VN nicht von einem größeren Erwartungsschaden ausgeht, als das VU es tut. Um festzustellen, wie die bei $0 < \theta < 1$ entstehenden Periodeneinkommensverteilungen im μ - σ -Diagramm abgebildet werden, berechnen wir aus (9) zunächst

$$(12) \quad \theta = \frac{\sigma(C) - \sigma(Y)}{\sigma(C)}$$

und setzen diesen Wert in (8) ein. Die dann unter Berücksichtigung von (11) entstehende Beziehung

$$(13) \quad E(Y) = b - \pi \hat{E}(C) + \sigma(Y) \bar{k} \left(\pi \frac{\hat{E}(C)}{E(C)} - 1 \right)$$

zeigt, daß die Abbildungen auf einer Geraden mit der Steigung

$$(14) \quad \frac{dE(Y)}{d\sigma(Y)} = \bar{k} \left(\pi \frac{\hat{E}(C)}{E(C)} - 1 \right)$$

liegen. Wie man durch Ausrechnen für $\sigma(Y) = 0$ und $\sigma(Y) = \sigma(C)$ überprüfen kann, verbindet diese Gerade, die wir *Versicherungsgerade* nennen wollen, den Punkt G der Abb. 2 mit dem Punkt I.

Um die durch (12) beschriebene inverse Beziehung zwischen der Standardabweichung der Periodeneinkommensverteilung und dem Deckungsgrad zu veranschaulichen, enthält die Abb. 2 eine entsprechend konstruierte, parallel zur Abszisse gezeichnete Hilfsgerade, auf der der Deckungsgrad abgetragen ist. Ebenfalls als Interpretationshilfe dienen

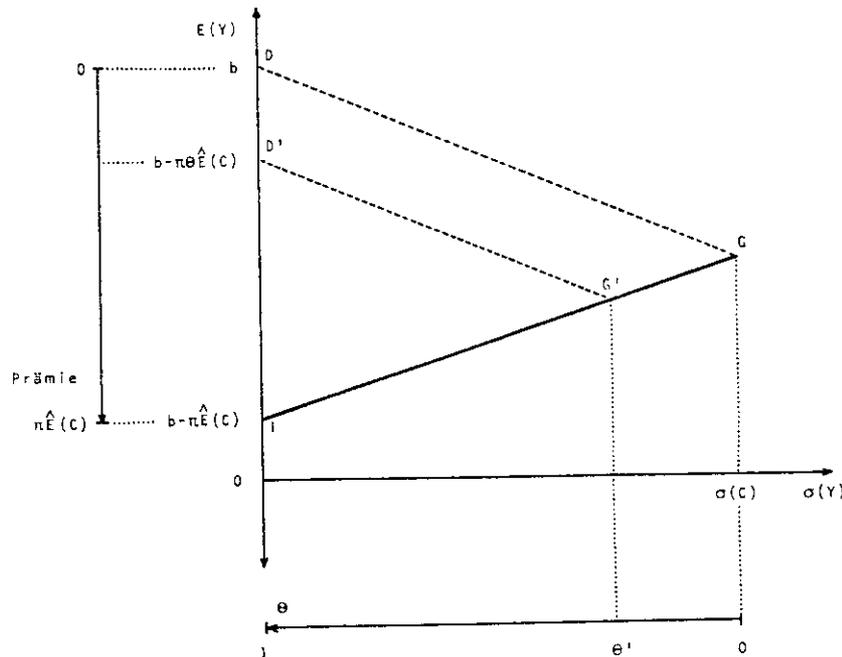


Abb. 2: Die Versicherungsgerade.

auch noch die zueinander parallel verlaufenden, gestrichelt gezeichneten Geraden \overline{DG} und $\overline{D'G'}$. Sie haben die Eigenschaft, daß sie einem Punkt des Möglichkeitsbereichs einen Punkt auf der Ordinate zuordnen, dessen Ursprungsabstand die obere Schranke (n) der jeweiligen Periodeneinkommensverteilung bezeichnet. Bedenkt man, daß gemäß (10) und (11) alle zur Wahl stehenden Verteilungen dieselbe Standardform Z mit der oberen Schranke \bar{k} besitzen, so muß offenbar gelten

$$(15) \quad n = E(Y) + \bar{k} \sigma(Y) .$$

Mit der Umformung $E(Y) = n - \bar{k} \sigma(Y)$ folgt hieraus unmittelbar die Konstruktion der Hilfsgeraden. Da sich unter Beachtung von $C \geq 0$ aus (7) ergibt, daß die obere Schranke der Einkommensverteilung gerade dann realisiert wird, wenn der VN von einem Schaden verschont

bleibt, wollen wir diese obere Schranke als das *Normaleinkommen* bezeichnen. Das Normaleinkommen ist mit dem Basiseinkommen (b) identisch, wenn kein Versicherungsschutz besteht. Ist indes ein Vertrag abgeschlossen worden, so unterscheidet es sich vom Basiseinkommen um die Versicherungsprämie. Dieser Umstand spiegelt sich in der parallel zur Ordinate angeordneten Hilfsgeraden der Abb. 2 wider, die die bei einem bestimmten Deckungsgrad zu zahlende Prämie angibt.

Verbinden wir nun die in Abb. 1 dargestellte Präferenzstruktur des VN mit seinem in der Abb. 2 eingezeichneten Möglichkeitsbereich, so daß die Abb. 3 entsteht, dann läßt sich die optimale Versicherungsnachfrage leicht ermitteln.

Für den Fall des Alles-oder-nichts-Angebots braucht nur geprüft zu werden, welcher der beiden Endpunkte der Versicherungsgeraden auf der höheren Indifferenzkurve liegt. Für die Konstellation der Abb. 3 ist es der Punkt I , d. h. es lohnt sich für den Entscheidungsträger, sein Risiko versichern zu lassen, obwohl eine Prämie höher als der Erwartungsschaden zu zahlen ist.

Wenn das VU auch Teildeckungsverträge anbietet, dann wird die beste Verteilung durch den auf der höchsten Indifferenzkurve liegenden Punkt der Versicherungsgeraden fixiert. In der Abb. 3 ist dies der Tangentialpunkt T , dem der Deckungsgrad θ^* zugeordnet ist. Man kann sich unschwer überlegen, wie die Höhe des optimalen Deckungsgrades von dem vom VU verlangten Preis pro Deckungseinheit, $\pi \hat{E}(C)$, abhängt, wenn man bedenkt, daß gemäß (12) eine Erhöhung dieses Preises mit einer dem Uhrzeigersinn entgegengesetzten Drehung der Versicherungsgeraden um den Angelpunkt G verbunden ist und umgekehrt: Ist $\pi \hat{E}(C)$ nur genügend hoch, so daß die Steigung der Versicherungsgeraden die Indifferenzkurvensteigung im Punkt G erreicht oder überschreitet, dann liegt der optimale Deckungsgrad bei 0. Liegt $\pi \hat{E}(C)$ statt dessen auf oder gar unter dem Wert 1, was wegen $\pi > 1$ impliziert, daß der VN mit einem höheren Erwartungsschaden als das VU kalkuliert, dann ist es optimal, Volldeckung nachzufragen, denn die Versicherungsgerade ist in diesem Fall waagrecht oder nach rechts geneigt, während ja die Indifferenzkurven gerade nur auf der Ordinate waagrecht verlaufen, ansonsten aber eine positive Steigung aufweisen.

III. Die optimale Schadenverhütungspolitik bei Äquivalenztarifierung

Im vorigen Abschnitt haben wir die Versicherungsentscheidung unter der Annahme einer gegebenen, vom VN nicht beeinflussbaren Schadenverteilung untersucht. Es braucht nicht betont zu werden, wie un-

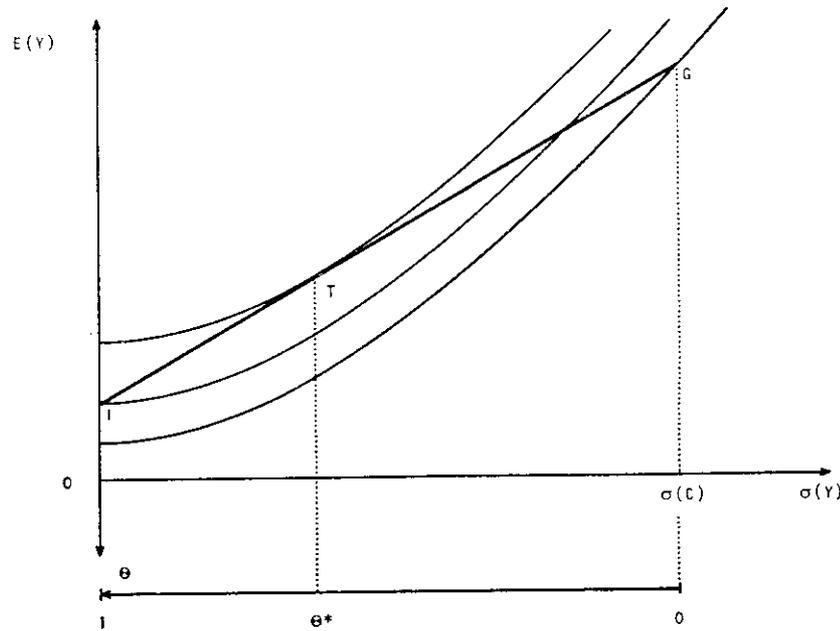


Abb. 3: Die optimale Versicherungsnachfrage bei gegebenem Risiko.

realistisch diese Annahme für die meisten Risiken ist. In der Regel muß man wohl ganz im Gegenteil davon ausgehen, daß dem VN erhebliche Möglichkeiten offenstehen, die Schadenverteilung zu beeinflussen. Man braucht ja nur einmal an die Installation von Alarm- und Sprinkleranlagen, den Einbau feuer- und diebstahlsicherer Tresore, die Verwendung feuerfester Baustoffe, die Substitution gefährlicher Produktionstechniken durch andere mit einem höheren Sicherheitsgrad, die Erhöhung der Sorgfalt bei der Kontrolle der gefährdeten Sache und ähnliches mehr zu denken. All diese Maßnahmen haben einander gemein, daß sie, da Kosten i. w. S. entstehen, zu einer Verringerung des Basis Einkommens (b) führen, doch gleichfalls den Erwartungsschaden reduzieren¹⁸.

Nehmen wir (ohne Beschränkung der noch abzuleitenden qualitativen Aussagen) an, daß alle durch die alternativ zu Verfügung stehenden Schadenverhütungspolitiken erreichbaren Verteilungen des Perioden-

¹⁸ Für unseren formalen Ansatz müßte man nichtpekuniäre Kosten wie die subjektive Mühe eines sorgfältigen Verhaltens in Geldäquivalenten auszudrücken versuchen und bei der Berechnung des Basis Einkommens abziehen. Die Kosten einer Substitution sicherer durch riskante Fabrikationsanlagen mögen in dem verringerten Ertrag bestehen.

einkommens derselben linearen Klasse angehören, dann mag es einen Möglichkeitsbereich M geben, wie er in der Abb. 4 eingezeichnet wurde. Der Einfachheit halber möge er an seiner Oberseite konvex sein. Wir wollen vereinbaren, diesen Möglichkeitsbereich den *originären* zu nennen. Damit unterscheiden wir ihn von dem *derivativen* Möglichkeitsbereich, der durch die Zunahme des Versicherungsangebots entsteht. Gäbe es mangels eines Versicherungsschutzangebots nur den originären Möglichkeitsbereich, dann würde die beste Verhütungspolitik durch den Tangentialpunkt einer Indifferenzkurve an diesen Möglichkeitsbereich festgelegt. In der Abb. 4 ist dies der Punkt S . Die Frage ist indes, was sich durch den Einbezug des vom VU unterbreiteten Angebots ändert.

Im Fall des gegebenen Risikos bestand der originäre Möglichkeitsbereich aus einem Punkt im μ - σ -Diagramm (Punkt G in Abb. 2 und 3). Er wurde durch die Konstruktion der zugehörigen Versicherungsgeraden zu einem derivativen Möglichkeitsbereich erweitert. Im hier vorliegenden Fall gehen wir prinzipiell in der gleichen Weise vor. Da allerdings der originäre Möglichkeitsbereich nicht mehr nur aus einem, sondern aus vielen Punkten besteht, wird jetzt der derivative Möglichkeitsbereich durch die Gesamtheit aller diesen Punkten zugehörigen Versicherungsgeraden festgelegt. Dabei gilt immer noch die Regel, daß bei erlaubter Teildeckung die gesamte Gerade, bei einem Alles-oder-nichts-Angebot jedoch nur ihre Enden zum Möglichkeitsbereich gehören.

Welche Steigungen die Versicherungsgeraden haben, erkennt man an Gleichung (14). Sie hängen wegen der Konstanz der standardisierten Verteilungsform und der damit implizierten Konstanz von \bar{k} [vgl. (11)] entscheidend davon ab, in welcher Beziehung die vom VU bei der Prämienkalkulation zugrundegelegte Schadenerwartung $\hat{E}(C)$ zu der vom VN geschätzten Schadenerwartung $E(C)$ steht. Da wir als Basis der weiteren Erörterungen das Versicherungsgeschäft in diesem Abschnitt in einer idealisierten Form untersuchen wollen, unterstellen wir mit $E(C) = \hat{E}(C)$ eine strikte Äquivalenztarifizierung. Das impliziert zweierlei: Zum einen müssen beide Vertragsparteien über den gleichen Informationsstand bezüglich der versicherten Gefahr verfügen. Insbesondere darf also dem VU keine Verhaltensweise des VN unbekannt bleiben, die auf die Schadenerwartung einen Einfluß hat. Zum anderen muß aber auch das VU eine Äquivalenztarifizierung *wollen*. Denken wir an staatliche Versicherungen, die zum Teil am Solidaritätsprinzip ausgerichtet sind, so erscheint ja diese zweite Implikation durchaus nicht als selbstverständlich. Setzt man nun gemäß dieser Annahmen in Gleichung (14) die von beiden Vertragspartnern zugrundegelegten Erwartungsschäden gleich, dann zeigt sich, daß alle Versicherungsgeraden die einheitliche Steigung $\bar{k}(\pi - 1)$ erhalten, also parallel verlaufen.

Mit dieser Information läßt sich die simultane Entscheidung über die optimale Versicherungsnachfrage und die optimale Schadenverhütungspolitik bereits verfolgen. Ohne genaueres über die Präferenzstruktur des Entscheidungsträgers zu wissen als das, was in (3) gesagt wurde, kann man in einer Vorauswahl zunächst die Obergrenze des derivativen Möglichkeitsbereichs als geometrischen Ort effizienter Verteilungen aussondern. Der Grund ist, daß man für jeden der übrigen Punkte des Möglichkeitsbereichs einen Punkt auf der Obergrenze findet, der durch die gleiche Standardabweichung, jedoch ein höheres erwartetes Einkommen gekennzeichnet ist.

Falls das VU ein Teildeckungsangebot unterbreitet, besteht diese effiziente Obergrenze des derivativen Möglichkeitsbereichs aus der obersten Versicherungsgeraden, die in der Abb. 4 den Möglichkeitsbereich im Punkt G tangiert und auch dort endet, und dem sich rechts anschließenden Teil der Obergrenze des originären Möglichkeitsbereichs. Ein jeder Punkt auf dieser Effizienzgrenze legt eine ganz bestimmte Kombination von Schadenverhütungspolitik und Deckungsgrad fest: Alle Punkte links von G unterscheiden sich voneinander im Deckungsgrad, implizieren aber die gleiche, nämlich die durch G gekennzeichnete Schadenverhütungspolitik¹⁹. Alle Punkte rechts von G haben den Deckungsgrad $\theta = 0$ gemein, zeigen jedoch unterschiedliche Schadenverhütungspolitiken an. Welches der beste aller Punkte auf der Effizienzgrenze ist, kann in der üblichen Weise durch Aufsuchen der höchsten Indifferenzkurve ermittelt werden. In der Abb. 4 findet man den Tangentialpunkt T , der bei einer durch den Punkt G angegebenen Schadenverhütungspolitik einen Deckungsgrad der Höhe $\theta = \overline{TG}/\overline{IG}$ impliziert.

Ein solcher Optimalpunkt mit einem von Null verschiedenen optimalen Deckungsgrad stellt sich genau dann ein, wenn der Punkt G rechts von dem ohne ein Versicherungsangebot optimalen Punkt S liegt; bei dieser Konstellation ist nämlich die Steigung der effizienten Versicherungsgeraden kleiner als die Indifferenzkurvensteigung im Punkt S , so daß die Versicherungsgerade die zu S gehörende Indifferenzkurve schneidet und das Erreichen höherer Indifferenzkurven ermöglicht²⁰.

¹⁹ Damit erweist sich die optimale Schadenverhütungspolitik als weitgehend unabhängig von den Präferenzen: Wenn überhaupt Versicherungsschutz nachgefragt wird, dann wird in jedem Fall die durch G repräsentierte Verhütungspolitik gewählt. Dieses Ergebnis erinnert an Tobins Trennungstheorem für die Portefeuilleanalyse, nach dem das Ausmaß der Risikofurcht des Anlegers nur den Anteil, nicht jedoch die Struktur des Subportefeuilles riskanter Anlageformen festlegt. Siehe *Tobin*, a.a.O. Für den Versicherungsmarkt sind in einem anderen Modellrahmen auch *Ehrlich, I.*, und *Becker, G. S.*, „Market insurance, self-insurance, and self-protection“, *Journal of Political Economy* 80, 1972, S. 623 - 648, hier S. 636 f., zu einem ähnlichen Ergebnis gelangt.

Diese Implikation der Optimierungsprozedur ist von größter Wichtigkeit, besagt sie doch, daß im Teildeckungsfall mit dem Vertragsabschluß eine Veränderung der Schadenverhütungspolitik einhergeht, die sich in einem im Vergleich zur vertragslosen Situation erhöhten Erwartungswert und einer ebenfalls erhöhten Standardabweichung der originären Einkommensverteilung äußert.

Unterstellen wir nun, um zu unserer zweiten Angebotshypothese zu kommen, daß das VU ein Alles-oder-nichts-Angebot unterbreitet, dann nimmt die effiziente Obergrenze des derivativen Möglichkeitsbereichs eine deutlich andere Gestalt als im Teildeckungsfall an: Sie besteht aus dem linken Endpunkt (I) der höchsten, den originären Möglichkeitsbereich im Punkt G tangierenden Versicherungsgeraden und der Obergrenze des originären Möglichkeitsbereichs. Da wir bereits wissen, daß auf letzterer der Punkt S optimal ist, braucht nur noch entschieden zu werden, ob es besser ist, unversichert zu bleiben und die durch S repräsentierte Schadenverhütungspolitik zu wählen, oder ob statt dessen Versicherungsschutz nachgefragt und die zu G gehörende Schadenverhütungspolitik betrieben werden sollte²¹. Der VN mit der Präferenzstruktur der Abb. 4 entscheidet sich für die zweite Alternative.

Mit dieser Entscheidung für die Versicherung kommt es abermals, ja sogar noch aus einem verstärkten Grunde, zu der bereits im Teildeckungsfall beobachteten charakteristischen Änderung der Schadenverhütungspolitik, die sich darin äußert, daß der neue Optimalpunkt G des originären Möglichkeitsbereichs rechts vom alten Optimalpunkt S liegt: Während die Vorteilhaftigkeit der Versicherungsnachfrage im Teildeckungsfall voraussetzt, daß die den originären Möglichkeitsbereich im Punkt G tangierende Versicherungsgerade die durch den Punkt S führende Indifferenzkurve schneidet, muß beim Alles-oder-nichts-Angebot zusätzlich sichergestellt sein, daß die Versicherungsgerade oberhalb dieser Indifferenzkurve in die Ordinate mündet. Das aber verlangt eine geringere Steigung und einen weiter rechts liegenden Tangentialpunkt G , als es im Teildeckungsfall nötig ist. So gilt unabhängig vom Vertragstypus: Wenn eine Versicherungsnachfrage freiwillig zustande kommt, dann hat man in diesem Umstand einen sicheren Indikator, daß eine Bewegung längs der Obergrenze des originären Möglichkeitsbereichs hin zu einem höheren Erwartungswert und einer höheren Standardabweichung der originären Einkommensverteilung stattfindet.

²⁰ Der Optimalpunkt muß dabei auch gleichzeitig ein Tangentialpunkt mit $\theta < 1$ sein. Dies folgt aus der Diskussion der Abb. 3 unter Berücksichtigung von $\hat{E}(C)/E(C) = 1$ und $\pi > 1$.

²¹ Die mit dem Versicherungsabschluß gewählte Schadenverhütungspolitik ist daher auch unabhängig davon, welcher der beiden hier unterstellten Vertragstypen betrachtet wird. (Vgl. Fußnote 19).

Von der inhaltlichen Bedeutung einer Bewegung auf der Obergrenze des originären Möglichkeitenbereichs gewinnt man eine anschauliche Vorstellung, wenn man einmal für einen jeden Punkt dieser Obergrenze eine Hilfsgerade vom Typ der Geraden \overline{DG} in Abb. 2 einzeichnet, deren Ordinatenberührungspunkt bekanntlich das zugehörige Normaleinkommen (π) und wegen des Fehlens einer Versicherungsprämie gleichzeitig das Basiseinkommen (b) bezeichnet. Man stellt fest, daß links vom Punkt P , bei dem die höchstliegende Hilfsgerade tangiert, eine Erhöhung der Streuung, die wegen $\sigma(b - C) = \sigma(C)$ und $E(C) = \bar{k} \sigma(C)$ gemäß (11) mit einer Erhöhung des Erwartungsschadens verbunden ist, zu einem Anstieg des Basiseinkommens führt, rechts dieses Punktes das Gegenteil bewirkt und genau bei P das Basiseinkommen unverändert läßt. Damit haben wir links vom Punkt P den Bereich der eingangs genannten Beispiele, die dadurch charakterisiert waren, daß man bei einer Erhöhung des Basiseinkommens, die durch die Verminderung von Schadenverhütungsaufwendungen oder die Wahl ertragsreicherer Produktionsanlagen zustande kommen mag, eine Erhöhung des Erwartungsschadens in Kauf nehmen muß. Beim Punkt P liegt demgegenüber die Situation vor, daß das Basiseinkommen nicht mehr vergrößert werden kann, etwa weil die Schadenverhütungsaufwendungen bereits auf Null reduziert wurden oder weil keine weiteren Produktionsanlagen zur Verfügung stehen, die bei störungsfreier Arbeit einen noch höheren Ertrag brächten. Rechts vom Punkt P hat man schließlich einen Bereich, bei dem man noch Kosten i. w. S. aufwenden müßte, wollte man den Erwartungsschaden über das zu P gehörende Niveau hinaus erhöhen.

Von den beiden beim Punkt P aneinander stoßenden Regionen ist nur die linke und hier auch wieder nur die links vom Maximum des Möglichkeitenbereichs liegende für den beschriebenen Substitutionseffekt relevant. Wenn nämlich das VU mit $\pi > 1$ mindestens die Nettoprämie einfordert, dann muß die Steigung $\bar{k}(\pi - 1)$ der effizienten Versicherungsgeraden positiv sein, so daß sich ihr Tangentialpunkt G mit dem Möglichkeitenbereich links vom Maximum befindet. Nur wenn man unrealistischerweise davon ausginge, daß π unter dem Wert 1 läge, würde sich ein Tangentialpunkt rechts vom Maximum, im Grenzfall $\pi = 0$ sogar bei dem durch das Fehlen jeglicher Schadenverhütungsaufwendungen charakterisierten Punkt P ergeben.

Damit läßt sich die unter idealen Bedingungen zu erwartende Allokationswirkung der Versicherung folgendermaßen charakterisieren: Kommt ein Versicherungsgeschäft zustande, dann wird der VN ange-regt, seine Schadenverhütungsaufwendungen zu verringern oder Produktionsanlagen zu wählen, die bei störungsfreier Arbeit einen höheren Ertrag versprechen, obwohl damit eine Erhöhung des Erwartungsschadens einhergeht. Daß die Änderung der Schadenverhütungspolitik sol-

che Ausmaße annimmt, daß die Erhöhung des Erwartungsschadens zu einer Verringerung des Erwartungswertes der originären Einkommensverteilung führt, ist ausgeschlossen.

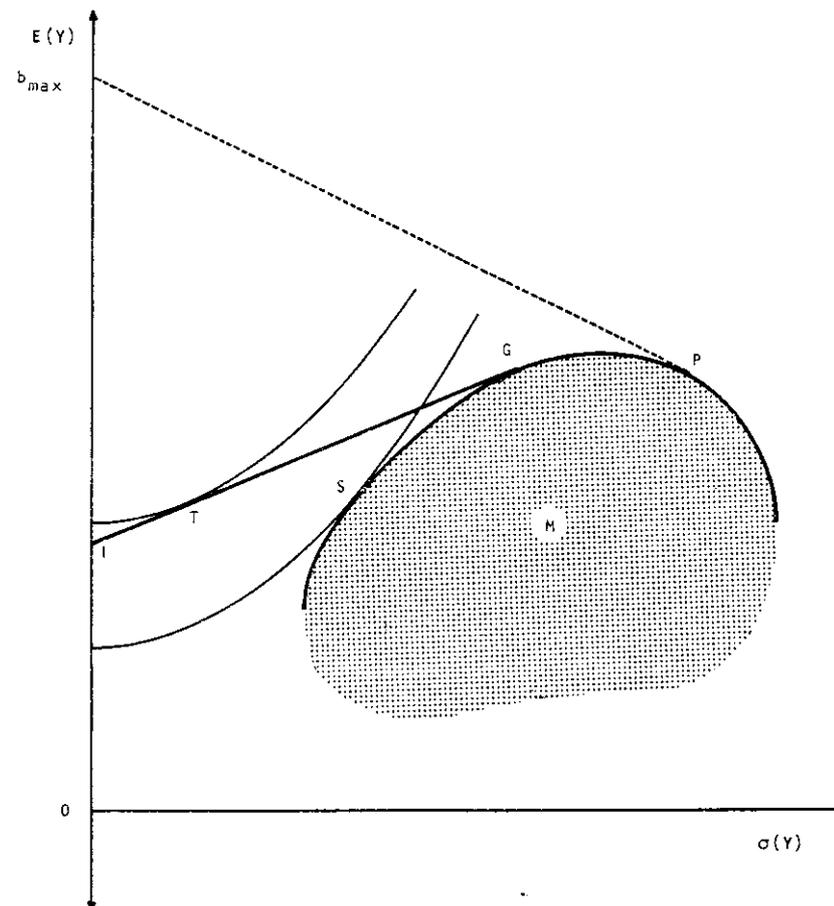


Abb. 4: Der versicherungsinduzierte Substitutionseffekt bei Äquivalenztarifizierung.

Dieses Ergebnis darf man nicht mit dem Begriff des moral hazard diffamieren. Im Gegenteil, unterstellen wir, daß die gezahlte Prämie wegen einer staatlichen Preisaufsicht oder der Konkurrenz am Versicherungsmarkt gerade nur zur Kompensation der vom VU übernommenen Lasten ausreicht, dann wird mit der vom VN gewählten Allokation ein unter den gegebenen Tarifbedingungen paretooptimaler Zustand er-

reicht. Der Grund liegt einfach darin, daß das VU allen Entscheidungen des VN gegenüber indifferent ist, während für den VN die im Punkt G tangierende und nicht etwa die durch den Punkt S führende Versicherungsgerade die beste ist. Es leuchtet ja auch ein, daß es unökonomisch wäre, die Schadenverhütung, koste sie was sie wolle, bis in extenso zu betreiben und auf die besonders ertragreichen, jedoch gefährlichen Produktionsverfahren zu verzichten, wenn es Versicherungsunternehmen gibt, die dank ihrer Konsolidierungsfunktion zu einer letztlich billigeren Risikobeseitigung in der Lage sind²².

Beispiele für den beschriebenen Allokationseffekt der Versicherung gibt es genug²³. Ein besonders prägnantes liefert bereits die Entstehung der Seeverversicherung im Mittelalter: Wenn ein venezianischer Kaufmann sich entschloß, eine Handelsreise zu fernen Häfen zu unternehmen, dann betrieb er ein riskantes Geschäft, denn nicht selten ging das Schiff samt Ladung verloren. Begreiflicherweise war daher die Zahl der Wagemutigen lange Zeit klein und die meisten Reisen führten nur zu benachbarten Gestaden. Doch irgendwann stellte es sich als lohnend heraus, das Verlustrisiko mittels sogen. Seedarlehensverträge auf die Schultern von Spekulanten zu übertragen, die dank ihres vielseitigen Engagements die Konsolidierungsfunktion übernahmen. Die Ausweitung des damit entstandenen Versicherungswesens ermöglichte bald so günstige Darlehensbedingungen, daß die Kaufleute Seereisen bis zu den entlegensten Küsten wagten und die venezianische Handelsflotte zur bedeutendsten des Mittelmeerraumes wurde.

IV. Die Durchschnittstarifizierung als Anreiz einer wohlfahrtsmindernden Vernachlässigung der Schadenverhütung

Wären die Bedingungen, unter denen wir im vorigen Abschnitt argumentiert haben, in der Wirklichkeit immer erfüllt, dann könnte man sich von einer Versicherung praktisch aller wirtschaftlichen Risiken ganz enorme Nutzengewinne versprechen. Ja, in letzter Konsequenz

²² Wenngleich dieses Ergebnis keineswegs der üblichen Beurteilung der Allokationswirkung der Versicherung entspricht, wird es doch bereits von *Mahr, W.*, Einführung in die Versicherungswirtschaft. Allgemeine Versicherungslehre, Berlin 1951, S. 88 f. und 91 f. und *Arrow, K. J.*, Essays in the theory of risk-bearing, Amsterdam und London 1970, S. 137 f. vorweggenommen. Implizit ist es auch in dem Ansatz von *Ehrlich und Becker*, a.a.O., S. 636 f., enthalten. Eine ganz andere Sicht, die eher auf die schadenverhütende Funktion der Versicherung durch Beratung des VN ausgerichtet ist, vertritt *Slanec, E.*, „Versicherung — Produkt und Faktor in der Wirtschaft“, Österreichische Hochschulzeitung 24, 1972, S. 15 - 16.

²³ Einige interessante Beispiele führt *Mahr*, a.a.O., S. 91 an: „Wer würde sein Kapital in ein Sägewerk, einen Lackierbetrieb, eine Wollreißerei wagen, wer würde sich einen großen Schifftransport getrauen und welchen Preis würde er dafür fordern, wenn es keine Versicherung gäbe?“

müßte man wohl den totalen Wohlfahrtsstaat fordern, der einem jeden ein absolut sicheres Einkommen garantiert.

Leider ist aber insbesondere die Annahme, das VU könne die Schadensverhütungspolitik der Versicherten beobachten und daher bei seiner Tarifgestaltung berücksichtigen, bei vielen Risiken nicht zu rechtfertigen. Vielmehr haben die VN häufig gewisse Möglichkeiten, ihre Schadenverteilungen hinter dem Rücken des VU zu manipulieren.

Um diese Problematik möglichst pointiert darzustellen, nehmen wir vorläufig an, das VU besitze nicht den geringsten Einblick in die von den Versicherten betriebenen Schadenverhütungspolitiken²⁴. In diesem Fall bleibt ihm nichts anderes übrig, als die Prämienforderung an der Höhe des in der vergangenen Periode für das Kollektiv festgestellten Durchschnittsschadens auszurichten: Es betreibt *Durchschnittstarifizierung*. Der für den VN entscheidende Aspekt dieser Tarifierungsart ist, daß er (bei einem großen Kollektiv) die Prämie bzw. den vom VU unterstellten Erwartungsschaden $\hat{E}(C)$ bei seinem Optimierungskalkül als Konstante behandeln darf. Es wird sich zeigen, daß gerade hierin der Grund für einen ganz prägnanten Moral-Hazard-Effekt liegt.

Wir argumentieren in einem algebraischen Modell, das es erlaubt, die Auswirkungen der Durchschnittstarifizierung [$\hat{E}(C) = \text{const.}$] mit jenen der Äquivalenztarifierung [$\hat{E}(C) = E(C)$] zu kontrastieren²⁵. Dazu definieren wir die durch die Schadenverhütungspolitik festgelegten Verteilungsparameter des originären Möglichkeitsbereichs als

$$(16) \quad \mu_M \equiv E(b - C) = b - E(C)$$

und

$$(17) \quad \sigma_M \equiv \sigma(b - C) = \sigma(C) .$$

²⁴ Andere theoretische Ansätze zu diesem wohl wichtigsten Moral-Hazard-Typus findet man bei: *Spence, M.*, und *Zeckhauser, R.*, „Insurance, information, and individual action“, The American Economic Review 61, 1971, S. 380 - 391, bes. S. 383; *Seidl, Ch.*, „Moral Hazard: Die individuelle Maximierung des Erwartungsnutzens als Quelle von Wohlfahrtsminderungen“, Zeitschrift für Nationalökonomie 32, 1972, S. 452 - 448; *Pauly, M. V.*, „Over-insurance and public provision of insurance: The roles of moral hazard and adverse selection“, The Quarterly Journal of Economics 88, 1974, S. 44 - 62; *Ehrlich und Becker*, a.a.O.; *Eisen, R.*, „Unsicherheit und Information. Unkontrollierbares Verhalten und das Problem des moralischen Risikos“, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 191, 1967, S. 193 - 211. Eine praktisch ausgerichtete Analyse für den Bereich der Feuerversicherung liefert *Menges, P.*, Die Prämienpolitik der Feuerversicherer, Hamburger Dissertation 1970, bes. S. 109 f.

²⁵ Leider eignet sich dieser auf dem Marginalkalkül fußende Ansatz nicht so sehr für den Vergleich der Allokation ohne Versicherung mit jener bei einem Versicherungsabschluß unter Äquivalenztarifierung, weil es dabei um einen Vergleich von Totalbedingungen geht. Sonst hätten wir ihn bereits im vorigen Abschnitt verwenden können.

Unter Berücksichtigung von (11) erhält man dann analog zu (8) und (9) die Verteilungsparameter des derivativen Möglichkeitsbereichs

$$(18) \quad E(Y) = \mu_M + \Theta [\bar{k} \sigma_M - \pi \hat{E}(C)]$$

und

$$(19) \quad \sigma(Y) = (1 - \Theta) \sigma_M.$$

Durch eine geeignete Wahl der Kontrollvariablen μ_M , σ_M und Θ hat der Versicherungsnehmer solche Werte dieser Parameter einzustellen, daß seine durch (3) beschriebene Präferenzfunktion maximiert wird.

Glücklicherweise kann man für die Hypothese $\hat{E}(C) = \text{const.}$, genauso wie wir es im vorigen Abschnitt für die Hypothese $\hat{E}(C) = E(C)$ fanden, in einer Vorauswahl die an der Obergrenze des originären Möglichkeitsbereichs abgebildeten Verteilungen als einzig effiziente ermitteln: Aus der Sicht von (3), (18) und (19) ist bei gegebenem Θ und gegebenem σ_M offenkundig der höchstmögliche Wert für μ_M der beste²⁶. Fassen wir die so begründete Effizienzgrenze als das Bild einer stetig differenzierbaren Funktion $\bar{\mu}_M(\sigma_M)$ mit $\bar{\mu}'_M(\sigma_M) < 0$ auf, dann dürfen wir in (18) die Substitution

$$(20) \quad \mu_M = \bar{\mu}_M(\sigma_M)$$

vornehmen, und als Kontrollvariablen verbleiben nur noch Θ und σ_M .

Mit der in (3) beschriebenen Präferenzfunktion und mit Bezug auf die Gleichungen (18) - (20) lautet somit die Zielfunktion des Versicherungsnehmers:

$$(21) \quad \max_{(\Theta, \sigma_M)} U[E(Y), \sigma(Y)].$$

Läßt man noch offen, ob die alte Hypothese $\hat{E}(C) = E(C)$ oder die neue $\hat{E}(C) = \text{const.}$ gelten soll, erhält man allgemein durch Nullsetzen der partiellen Ableitungen²⁷ aus $\partial U(\cdot)/\partial \sigma_M = 0$

$$(22) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) + \Theta \bar{k} \left(1 - \pi \frac{\partial \hat{E}(C)}{\partial E(C)}\right) = \frac{dE(Y)}{d\sigma(Y)} \Big|_{U(\cdot)} (1 - \Theta)$$

²⁶ Wichtig für diese Vorauswahl ist die Konstanz von $\hat{E}(C)$. Im Fall der Hypothese $\hat{E}(C) = E(C)$ wird sie wegen $\sigma_M = \sigma(C)$ aus (19) und $E(C) = \bar{k} \sigma(C)$ aus (11) gesichert.

²⁷ Man beachte, daß wegen (11)

$$\frac{\partial \hat{E}(C)}{\partial \sigma_M} = \frac{\partial \hat{E}(C)}{\partial E(C)} \frac{\partial E(C)}{\partial \sigma_M} = \frac{\partial \hat{E}(C)}{\partial E(C)} \bar{k}$$

und daß

$$-\frac{\partial U(\cdot)/\partial \sigma(Y)}{\partial U(\cdot)/\partial E(Y)} = \frac{dE(Y)}{d\sigma(Y)} \Big|_{U(\cdot)}.$$

und aus $U(\cdot)/\partial \Theta = 0$

$$(23) \quad \bar{k} \left(\pi \frac{\hat{E}(C)}{E(C)} - 1 \right) = \frac{dE(Y)}{d\sigma(Y)} \Big|_{U(\cdot)}.$$

(22) ist die im Falle des Alles-oder-nichts-Angebots zu beachtende Maximalbedingung. Lohnt sich die Versicherungsnachfrage überhaupt, dann wird (22) wegen $\Theta = 1$ zu

$$(23) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) = \bar{k} \left(\pi \frac{\partial \hat{E}(C)}{\partial E(C)} - 1 \right).$$

(22) und (23) zusammen sind die notwendigen Bedingungen für den Teildeckungsfall. Durch Einsetzen von (23) und (22) lassen sich die beiden Bedingungen zu der folgenden vereinen:

$$(24) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) = \Theta \bar{k} \left(\pi \frac{\partial \hat{E}(C)}{\partial E(C)} - 1 \right) + (1 - \Theta) \bar{k} \left(\pi \frac{\hat{E}(C)}{E(C)} - 1 \right)$$

Um die Interpretation der Bedingungen (23) und (24) für den uns interessierenden Fall der Durchschnittstarifierung zu erleichtern, überprüfen wir sie zunächst an Hand unserer alten Hypothese $\hat{E}(C)/E(C) = \partial \hat{E}(C)/\partial E(C) = 1$, die eine strikte Äquivalenztarifierung kennzeichnet. Sowohl aus (23) als auch aus (24) erhalten wir daraufhin

$$(25) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) = \bar{k}(\pi - 1).$$

Wie zu erwarten kommen wir zu dem bekannten, paretooptimalen Ergebnis, daß die vom VN gewählte Schadenverhütungspolitik durch jenen Punkt auf der Effizienzgrenze gekennzeichnet ist, dessen Steigung $\bar{\mu}'_M(\sigma_M)$ der (konstanten) Steigung $\bar{k}(\pi - 1)$ der Versicherungsgeraden gleicht [vgl. Abb. 4 und Gl. (14)].

Gehen wir nun zu unserer neuen Hypothese $\hat{E}(C) = \text{const.}$ über, so sind die partiellen Differentialquotienten $\partial \hat{E}(C)/\partial E(C) = 0$ zu setzen, und man ermittelt einheitlich für beide Angebotspolitiken des VU die Beziehung

$$(26) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) = -\bar{k} + (1 - \Theta) \bar{k} \pi \frac{\hat{E}(C)}{E(C)}, \Theta > 0.$$

Dabei ist es im Fall $\Theta = 1$ unerheblich, ob diese Entscheidung durch die Optionsfixierung des VU erzwungen war oder ob sie aus freien Stücken zustande kam, weil die verlangte Prämie pro Einheit Deckungsgrad, $\pi \hat{E}(C)$, niedrig genug (nämlich ≤ 1) war.

Gerade der Fall der Volldeckung ($\Theta = 1$) impliziert eine äußerst drastische Änderung der Schadenverhütungspolitik gegenüber (25): Nicht

genug, daß der VN jetzt einen Punkt rechts statt links vom Maximum des Möglichkeitsbereichs aufsucht, er wählt mit $\bar{\mu}_M(\sigma_M) = -\bar{k}$ sogar jenen Punkt (Punkt P der Abb. 4), der durch das Fehlen jeglicher Schadenverhütungsaufwendungen gekennzeichnet ist! Das Ergebnis ist sehr plausibel, denn wenn das VU dem VN sein gesamtes Risiko, wie hoch es auch immer sei, für eine feste Prämie abzunehmen bereit ist, warum soll der VN sich dann bemühen, auch nur den Finger krumm zu machen, um den Erwartungsschaden zu verringern?

Nicht ganz so kraß ist die Änderung der Schadenverhütungspolitik, wenn eine Teildeckung der Schäden ($0 < \theta < 1$) vereinbart wird. In diesem Fall wird auf der Effizienzgrenze ein Punkt mit einer um $(1 - \theta) \bar{k} \pi \hat{E}(C)/E(C)$ höheren Steigung als bei Volldeckung aufgesucht. Er liegt um so weiter links, je geringer der Deckungsgrad ist. So braucht man also nicht zu befürchten, daß der VN beim Abschluß eines Teildeckungsvertrages seine gesamten Schadenverhütungsaufwendungen einstellt. Ja, die Frage ist, ob es nicht gar bei einem genügend geringen Deckungsgrad wieder zur Allokationsentscheidung (25) kommt. In diesem Fall würde es sich als irrelevant erweisen, ob das VU die Schadenverhütungspolitik des VN beobachten kann oder nicht.

Leider besteht wenig Hoffnung, diese Frage bejahen zu können, wenn wir einmal überlegen, welches Allokationsergebnis im Zusammenspiel aller Teilnehmer eines großen Versicherungsmarktes zu erwarten ist. Der Einfachheit halber sei dazu angenommen, daß alle VN die gleichen zeitinvarianten Präferenzen und die gleichen (jedoch stochastisch unabhängigen) zeitinvarianten originären Möglichkeitsbereiche besitzen. Weiterhin sei unterstellt, daß ein jeder VN die aus seiner eigenen Schadenverhütungspolitik resultierende objektive Wahrscheinlichkeitsverteilung kennt. Da unter diesen Voraussetzungen alle VN die gleiche Allokationsentscheidung treffen, gelangt das VU mit dem nach Ablauf der Versicherungsperiode bekannt gewordenen Durchschnittsschaden (bis auf kleine Zufallsfehler) zu einer korrekten Schätzung des einem jeden Vertrag für die zurückliegende Periode zuzuordnenden Erwartungsschadens. Wenn dieser Schätzwert mangels eines besseren der Prämienberechnung für die nachfolgende Periode zugrundegelegt wird, dann ist es offenbar unmöglich, daß ein andauerndes Versicherungsmarktgleichgewicht, definiert durch die zeitliche Invarianz der Kalkulationsgrundlage $\hat{E}(C)$ und der wahren Schadenerwartung $E(C)$, Bestand haben könnte, bei dem nicht $\hat{E}(C) = E(C)$ ²⁸. Wäre nämlich $\hat{E}(C) \neq E(C)$, so würde sich der wirkliche Erwartungsschaden einer Periode von sei-

²⁸ Dank unserer vereinfachenden Annahmen zeigt sich die Durchschnittstarifierung im Gleichgewicht von einer recht ungewöhnlichen Seite. Erstens trägt sie das Gewand der Äquivalenztarifierung, da für jeden VN die Prämie das π -fache seines individuellen Erwartungsschadens beträgt, und zweitens fehlt das Merkmal eines heterogenen Bestandes, da alle Versicherungsneh-

nem Vorperiodenwert unterscheiden und es läge kein Gleichgewicht vor²⁹. Berücksichtigen wir dieses Ergebnis, dann vereinfacht sich (26) zu

$$(27) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) = \bar{k}(\pi - 1) - \theta \bar{k} \pi.$$

Im Vergleich zu (25) zeigt diese Bedingung unmittelbar, daß man nicht darauf hoffen darf, es könne sich bei nur genügend kleinem Deckungsgrade trotz einer fehlenden unmittelbaren Kontrolle der Schadenverhütungspolitik ein Versicherungsmarktgleichgewicht einstellen, das die gleiche Allokation der Schadenverhütungsmaßnahmen impliziert, wie wir sie für den Idealfall der unmittelbar beobachtbaren Schadenverhütungspolitik ableiten konnten. Nur im Grenzfall $\theta = 0$ könnte diese Gleichheit erreicht werden, doch dann würde der Versicherungsmarkt faktisch aufgehört haben zu existieren³⁰.

Da wir die durch (25) beschriebene Allokation bereits als paretooptimal erkannt haben³¹, liegt es auf der Hand, daß die davon abweichende Allokation (27) einen komparativen Wohlfahrtsverlust impliziert. Dieser Verlust wird in der Abb. 5 illustriert. Es sind dort zwei Versicherungsgeraden eingezeichnet. Die obere ($\bar{G}I$), die den originären Möglichkeitsbereich tangiert, wird beim Vorliegen einer unmittelbaren Kontrolle der Schadenverhütungspolitik gewählt, die untere ($\bar{G}'I'$) beim Fehlen einer solchen Kontrolle. Beide Geraden haben die (mit (14) abgeleitete) gleiche Steigung, weil das VU aus den genannten Gründen im Gleichgewicht auch beim Fehlen einer direkten Kontrolle Kenntnis

mer, obwohl sie es nicht müßten, die gleiche Schadenverteilung wählen. Aber gerade deshalb tritt jetzt diejenige ihrer Eigenschaften um so klarer hervor, die dafür verantwortlich ist, daß sich das Allokationsergebnis von dem der Äquivalenztarifierung unterscheidet: Die Konstanz der Prämie bei einer individuellen Änderung des Erwartungsschadens. Im Anschluß wird gezeigt werden, daß hierin die Quelle eines Wohlfahrtsverlustes liegt. Daß die Durchschnittstarifierung auch zu Wohlfahrtsverlusten führen kann, weil heterogene Risiken über einen Kamm geschoren werden, soll damit freilich nicht bestritten werden. Der entsprechende Mechanismus wurde ja von Pauly, M. V., „The welfare economics of community rating“, The Journal of Risk and Insurance 37, 1970, S. 407 - 418, erläutert. Er zeigt sich bereits bei gegebenen Risiken und beruht darauf, daß bei Durchschnittsprämien der eine zuviel und der andere zuwenig Versicherungsschutz nachfragt. Mit der Schadenverhütungspolitik hat er unmittelbar nichts zu tun.

²⁹ Es geht uns nur darum, Bedingungen für ein Gleichgewicht aufzuzeigen. Die Stabilitätsfrage stellen wir indes nicht. Vgl. dazu die Beiträge von Mahr und Forster, ZVersWiss 1977, S. 205 - 253.

³⁰ Es braucht nicht betont zu werden, daß die zum Ergebnis (27) führenden Annahmen außerordentlich speziell sind. So wird es in Wirklichkeit, wenn überhaupt ein Gleichgewicht am Versicherungsmarkt zustande kommt, sicherlich immer einige VN geben, die trotz eines positiven Deckungsgrades in etwa die allokativ richtige Schadenverhütungspolitik wählen. Aber dafür wird es wieder andere geben, die um so stärker in die gegenteilige Richtung von der durch (27) beschriebenen Allokation abweichen. Man beachte allerdings das in Fußnote 34 angesprochene Moralkodex-Problem.

³¹ Vgl. die Ausführungen im Anschluß an die Abb. 4.

über den Erwartungsschaden besitzt. Unterstellen wir wie im vorigen Abschnitt, daß das VU bei einem festen Preisfaktor π unabhängig von der Wahl des VN gerade für die übernommenen Lasten kompensiert wird, insofern also allen Wahlhandlungen des VN gegenüber indifferent ist, dann bedeutet der in der Zeichnung angedeutete Nutzenverlust, den die Versicherten beim Übergang von T nach T' haben, eine klare Verschlechterung im Sinne des Paretokriteriums³².

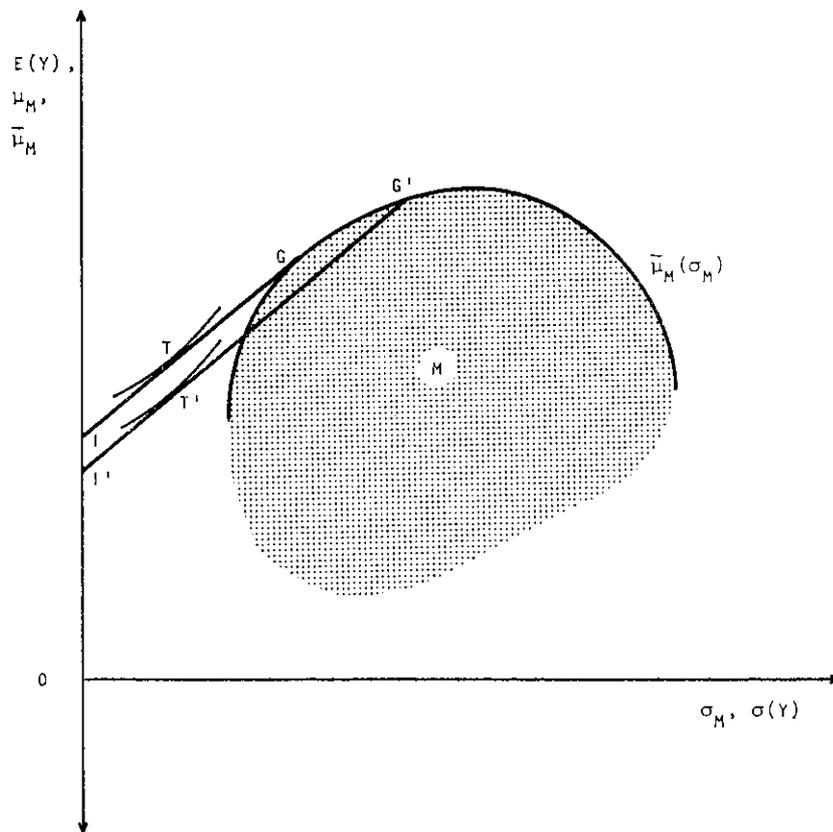


Abb. 5: Der Wohlfahrtsverlust der Durchschnittstarifizierung.

³² Was die in der Abb. 5 verdeutlichte Situation betrifft, könnte man Zweifel an diesem Ergebnis haben. Man könnte nämlich die Meinung vertreten, daß aus gesamtwirtschaftlicher Sicht die Maximierung des erwarteten originären Einkommens optimal sei, eine Zielsetzung der man mit G' immerhin näher als mit G komme. Diese Meinung ließe sich mit der Vorstellung begründen, wenigstens theoretisch könnten sämtliche Risiken in einem die

Diese Verschlechterung ist freilich an der Allokation bei Äquivalenztarifizierung im Punkt G gemessen und nicht an der im vorigen Abschnitt betrachteten Ausgangslage ohne ein Versicherungsangebot (Punkt S der Abb. 4). Ob auch in bezug auf diese Ausgangslage eine Verschlechterung vorliegt, ist noch nicht gesagt: Der Vorteil, den der Versicherungsschutz für den risikoscheuen VN an sich bedeutet, mag immer noch größer sein als der Nachteil der allzu nachlässigen Schadenverhütungspolitik. Glücklicherweise kann man in der Wirklichkeit im Prinzip einfach beurteilen, welche Situation vorliegt: Wann immer ein Versicherungsgeschäft ohne staatlichen Zwang zustande kommt, muß es sich für die Beteiligten ja wohl lohnen.

Problematisch wird die Beurteilung erst, wenn es einen solchen Zwang gibt. Eine durchaus nicht unrealistische Situation, die man als *Dilemma des Wohlfahrtsstaates* bezeichnen könnte, beschreibt die Abb. 6. Dort wurde unterstellt, daß alle VN bei 100prozentiger Deckung einer staatlichen Zwangsversicherung beitreten müssen. Da es eine Möglichkeit, die Schadenverhütungspolitik unmittelbar zu kontrollieren, nicht geben möge, verlange der Staat eine Prämie vom Umfang des beobachteten Durchschnittsschadens. Unter diesen Annahmen wählen die Bürger die originäre Verteilung P , die durch das Fehlen jeglicher Verhütungsaufwendungen gekennzeichnet ist. Jeder einzelne Bürger hat damit aus seiner Sicht das bestmögliche getan. Aber dennoch: Da die entstehenden Schäden letztlich auf alle Bürger zu verteilen sind, müssen die Prämien (oder Steuern) so hoch angesetzt werden, daß das sichere Einkommen (nach Prämienabzug) $\bar{O}I'$ entsteht, das einem jeden weniger lieb ist als die Einkommensverteilung S , die er ohne staatlichen Versicherungsschutz gewählt hätte³³. Natürlich wäre es für das gesamte Gemeinwesen das beste, würde ein jeder bei staatlichem Versicherungsschutz die Schadenverhütungspolitik wählen, die zum Maxi-

gesamte Wirtschaft umfassenden Ausgleichsfonds völlig konsolidiert werden, so daß jegliche Risikofurcht fehl am Platze sei. Ganz abgesehen davon, daß der Punkt G' bei einem genügend hohen Deckungsgrad natürlich genauso gut rechts vom Maximum und unterhalb von G liegen könnte, krankt ein solcher Standpunkt daran, daß man erstens die nicht unerheblichen und keinesfalls zu vernachlässigenden Kosten dieser Ausgleichsmechanismen vergißt und zweitens den Nachweis schuldig bleiben muß, daß auch dann, wenn der Risikoausgleich in Wirklichkeit gar nicht stattfindet, eine Allokation wie beim Vorhandensein eines perfekten Risikoausgleichs erstrebenswert sei. Bei letzterem zeigt sich eine ähnliche Problematik, wie sie in der Kaldor-Scitovsky-Samuelson-Diskussion der wohlfahrtstheoretischen Kompensationskriterien auftaucht.

³³ Das Ergebnis begründet nicht unerhebliche Zweifel an einem Vorschlag von Arrow, K. J., „Uncertainty and the welfare economics of medical care“, *The American Economic Review* 53, 1963, S. 941 - 973, nach dem bei Risiken, die noch nicht durch private Versicherungsgesellschaften abgedeckt werden, zur Wohlfahrtsverbesserung staatliche Versicherungen eingeführt werden sollten.

mum des originären Möglichkeitsbereichs führt. Doch leider scheint die für ein solches Verhalten nötige kollektive Vernunft den Menschen zu fehlen³⁴.

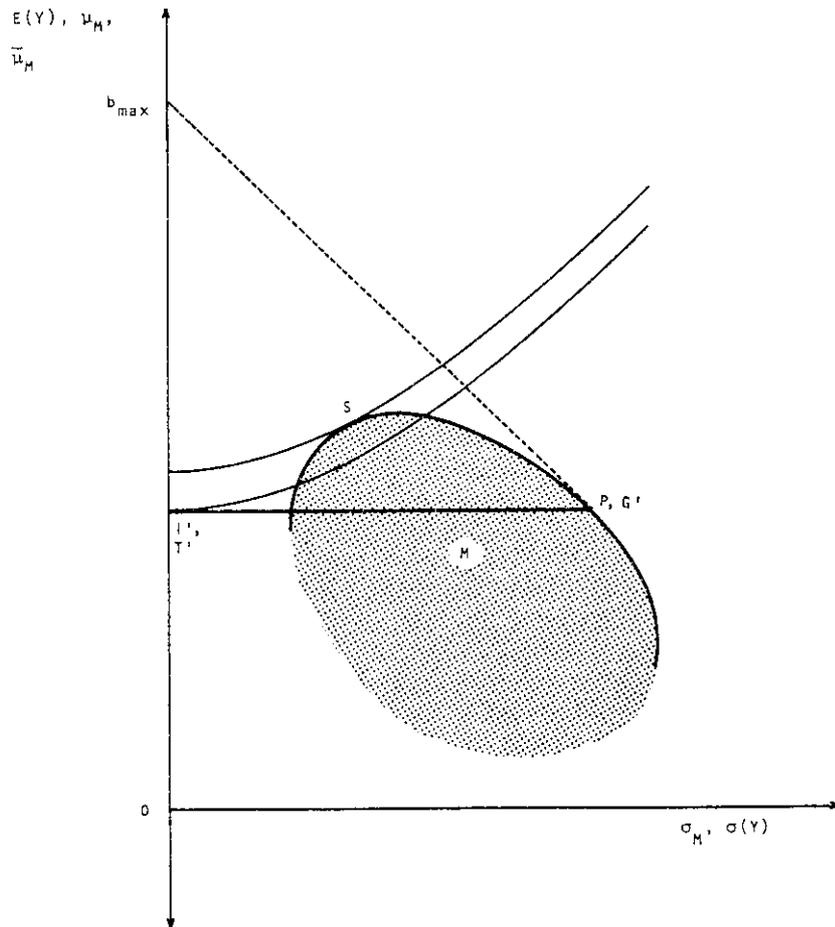


Abb. 6: Das Dilemma des Wohlfahrtsstaates.

³⁴ Man kann allerdings versuchen, diese kollektive Vernunft durch die Formulierung eines Moralkodexes zu erreichen. Ob es damit gelingt, dem Dilemma des Wohlfahrtsstaates zu entrinnen, kann bezweifelt werden. Auf jeden Fall gilt aber: Wenn eine Zwangsversicherung gegeben ist, dann bringt ein strenger Moralkodex zur Überwindung der individuell-egoistischen Optimierungsbestrebungen allokativ sicher Vorteile.

Die zu Beginn dieses Abschnitts getroffene Annahme, das VU habe keinerlei Einblick in die Schadenverhütungspolitik des VN, ist genauso extrem wie die Annahme des vorigen Abschnitts, es habe einen vollständigen Einblick. Die Wahrheit liegt irgendwo zwischen den Extremen: Einerseits verfügt das VU über eine Reihe objektiver, beobachtbarer Klassifikationskriterien zur Abgrenzung von Tarifgruppen, doch andererseits bleibt dem VN innerhalb einer Tarifgruppe immer noch ein gewisser Spielraum, seine Schadenverteilung zu manipulieren. In der Ausnutzung dieses Spielraums äußert sich die Fehlallokation, doch in der Entscheidung über die Tarifgruppe, in die hinein er sich begeben soll, trifft der VN die allokativ richtige Entscheidung.

Damit liegt es auf der Hand, daß man aus allokativer Sicht Tarifsysteme mit einer möglichst großen Vielfalt an Klassifikationskriterien fordern muß, um den Spielraum unbeobachteter, doch für die Schadenverteilung relevanter Verhaltensweisen des VN so weit es geht einzuzengen. Die *gewollte* Durchschnittstarifierung mit einem bewußten Verzicht auf technisch durchführbare Prämiendifferenzierungen, die häufig mit dem Solidaritätsprinzip begründet wird, ist aus dieser Sicht schärfstens abzulehnen. Sie bringt ganz klare Wohlfahrtsverluste mit sich. Die in der staatlichen Zwangsversicherung mit dem Solidaritätsprinzip verfolgte Zielsetzung einer systematischen Einkommensumverteilung zwischen verschiedenen Risikotypen könnte man auch bei der Äquivalenztarifierung durch einen neben der Versicherung herlaufenden Steuer-Subventions-Mechanismus bewerkstelligen.

V. Versicherungsbetrug

Von den durch die Versicherung angeregten Moral-Hazard-Effekten ist der Versicherungsbetrug wohl der offenkundigste. Wir wollen daher nur kurz überlegen, welche Allokationswirkungen er hat, und was man tun muß, um ihn im ökonomischen Kalkül des Betrügers als unrentabel erscheinen zu lassen. Es sind wohl drei Typen von Betrugsdelikten zu unterscheiden.

Der erste Typus liegt in der *Vortäuschung eines Versicherungsfalls*, um in den Genuß der Versicherungsleistung zu gelangen. Dieser Typus ist vom Allokationsstandpunkt neutral zu beurteilen, denn eine Zerstörung oder unoptimale Ausnutzung von Ressourcen findet nicht statt. Das Einzige, was geschieht, ist eine Einkommensumverteilung von der Masse der Prämienzahler auf den Betrüger, die zu beurteilen unserem Rechtsgefühl überlassen bleibt.

Der zweite Typus wird durch die *Überversicherung* angeregt, bei der man durch die absichtliche Zerstörung der versicherten Sache oder die

Vergrößerung eines bereits eingetretenen Schadens gewinnen kann, weil die Entschädigung durch das VU den Marktwertverlust übersteigt. Er dürfte einige praktische Bedeutung haben. So erfährt man bereits von Haynes³⁵, daß gegen Ende des letzten Jahrhunderts in den USA 35 - 50 % der Feuerversicherungsschäden auf Brandstiftungen zurückzuführen gewesen seien. Aber auch heute spricht einiges dafür, die in Rezessionszeiten zu beobachtende Zunahme der Brandschäden so zu erklären. Natürlich liegt bei diesem Effekt eine eindeutige Fehlallokation vor: Würden alle VN in der beschriebenen Weise handeln, dann würde ein jeder gerade soviel an Entschädigungsleistung erhalten, wie er an Prämie bezahlt, doch die zerstörten Sachen wären verloren. Glücklicherweise hat man jedoch ein einfaches Mittel, diese Fehlallokation zu verhindern. Es besteht in dem Verbot, einen Schaden zu mehr als 100 % zu decken³⁶.

Der dritte Typus des betrügerischen moral hazard, der in dem Abschluß einer *Versicherung auf ein fremdes Risiko* besteht, hat heute glücklicherweise keine Bedeutung mehr. Bei ihm kann der VN einen immensen Gewinn in Höhe der Differenz zwischen Versicherungssumme und Prämie erzielen, wenn er den Versicherungsschaden beim leidtragenden Dritten herbeiführt. So berichtet I. Fisher³⁷ von der sogen. *Graveyard-Versicherung*, die in den Vereinigten Staaten möglich war. Sie hatte zum Inhalt, daß man einen Versicherungsvertrag zu eigenen Gunsten auf das Leben fremder Personen abschließen konnte. In welcher schrecklicher Weise sich der Moral-Hazard-Effekt bei dieser Versicherung ausprägte, kann man sich leicht ausmalen. Auch die allokativen Beurteilung liegt natürlich auf der Hand.

VI. Die Zusatzlasten des Kostenerstattungsprinzips

Im Gegensatz zu den betrügerischen Moral-Hazard-Effekten ist der nun zu behandelnde Effekt in der Praxis von ganz enormer Bedeutung. Er äußert sich darin, daß übermäßig viele Reparaturleistungen i. w. S. nachgefragt werden, wenn erst einmal ein versicherter Schaden eingetreten ist. Das Beispiel des Automobilbesitzers, der seinen Wagen wegen einer Schramme auf Versicherungskosten neu lackieren läßt, ist sicher geläufig. Der Grund für die übermäßige Nachfrage ist, daß das VU keine pauschalierte Geldentschädigung gewährt, sondern die Ent-

schädigungsleistung von der Höhe der aufgewendeten Reparaturkosten abhängig macht oder die Reparaturkosten gar in voller Höhe übernimmt³⁸.

Die Entscheidungssituation des geschädigten VN kann an Hand der Abb. 7 verdeutlicht werden. Dort wird ein Indifferenzkurvensystem für die Güter x und y dargestellt. x mißt die Anzahl erhaltener Reparatur-einheiten³⁹ und y das Einkommen der betrachteten Personen, das als Mengenindex aller übrigen mit dem Einkommen ankaufbaren Güter fungieren möge. Das Indifferenzkurvensystem gilt für den Fall, daß bereits ein ganz bestimmter Versicherungsschaden stattgefunden hat. Da der Geschädigte für eine zusätzliche Reparatereinheit um so weniger zu zahlen bereit ist, je mehr Reparaturleistungen er bereits gekauft hat, sind die Indifferenzkurven gewölbt. Vor Ankauf einer Reparaturleistung und vor Empfang einer Kostenerstattung durch das VU wird die Situation des Geschädigten durch den Punkt A verdeutlicht. Kauft er ohne die Inanspruchnahme einer Kostenerstattung Reparaturleistungen, dann kann er sich auf der Budgetgeraden \overline{BA} bewegen, deren Lage durch den Preis der Reparaturleistung

$$(28) \quad P_R = \frac{\overline{OA}}{\overline{OB}}$$

und den Punkt A bestimmt ist. Anders ist es, wenn das VU den Anteil θ der nachgewiesenen Kosten erstattet. Diese Kostenerstattung führt nämlich zu einer Senkung des für den VN relevanten Nettopreises (P_{RN}) auf den Wert

$$(29) \quad P_{RN} = (1 - \theta) P_R = \frac{\overline{OA}}{\overline{OC}}$$

mit $\theta = \frac{\overline{BC}}{\overline{OC}}$,

so daß sich die Budgetgerade in die Lage \overline{AC} dreht. Auf dieser Geraden wählt nun der Geschädigte den Güterkorb T_1 , was für das VU zu einer Geldauslage vom Umfang \overline{AG} führt. (Um letzteres einzusehen, überlege man sich, daß die Strecke \overline{OG} mit G als dem Abszissenschnittpunkt

³⁵ Haynes, J., „Risk as an economic factor“, The Quarterly Journal of Economics 9, 1895, S. 409 - 449, hier S. 445.

³⁶ Vgl. dazu Haynes, a.a.O., S. 445 f., Fisher, I., The nature of capital and income, London 1906, S. 294 f., Arrow, K. J., Essays ..., a.a.O., S. 142 u. 148, und die Stellungnahme des VVG § 51.

³⁷ Fisher, a.a.O., S. 294 f.

³⁸ Hierauf hat wohl zuerst Pauly, M. V., „The economics of moral hazard: Comment“, The American Economic Review 58, 1968, S. 531 - 537, aufmerksam gemacht. Vgl. auch Zeckhauser, R., „Medical insurance: A case study of the tradeoff between risk spreading and appropriate incentives“, The Journal of Economic Theory 2, 1970, S. 10 - 26.

³⁹ Sie mögen z. B. in Arbeitsstunden gemessen sein.

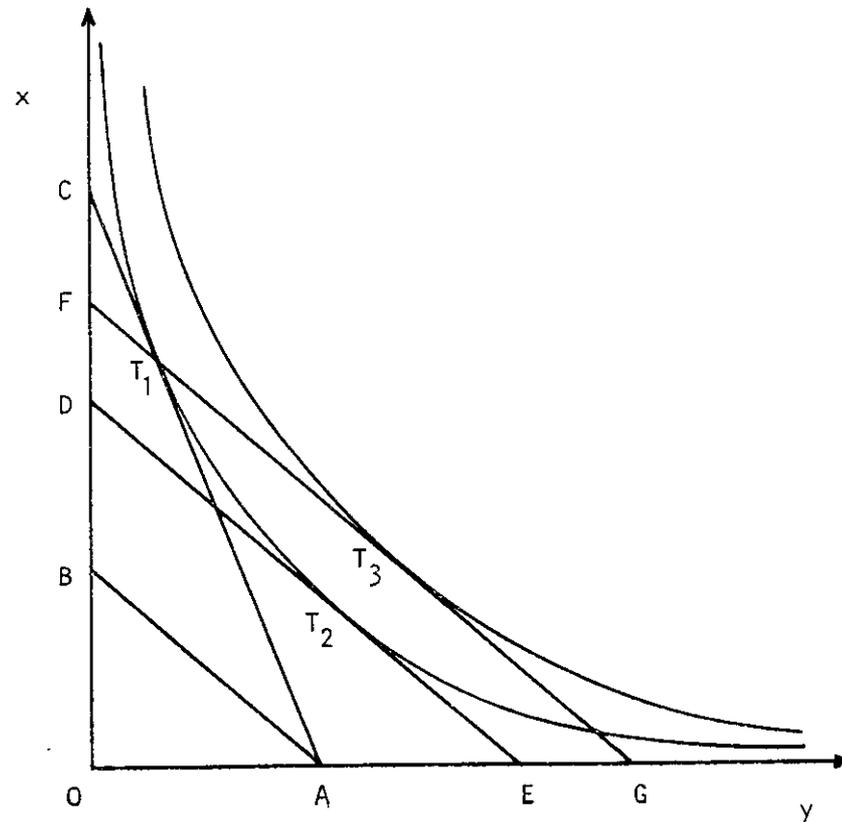


Abb. 7: Der Wohlfahrtsverlust des Kostenerstattungsprinzips.

einer parallel zu \overline{BA} durch T_1 führenden Budgetgeraden den Geldwert der durch T_1 repräsentierten Güterkombination angibt, daß der Geschädigte selbst jedoch nur über Mittel im Umfang \overline{OA} verfügte.)

Leider zeigt die aus der Sicht des Geschädigten optimale Wahl des Güterkorbes T_1 eine eindeutige Fehlallokation auf: Hätte das VU nämlich den Betrag \overline{AG} als pauschale Entschädigung ausgezahlt, dann hätte der VN den Güterkorb T_3 gewählt, der ihm einen höheren Nutzen als T_1 verschafft. Oder anders gesagt: Hätte das VU darauf verzichtet, die Entschädigungszahlung an die entstandenen Kosten zu binden, dann hätte es den Betrag \overline{EG} sparen können, ohne den VN schlechter zu stellen. Der hätte dann nämlich den Güterkorb T_2 gewählt, der ihm genauso lieb ist wie der Güterkorb T_1 .

Die nutzlosen Zusatzkosten \overline{EG} belasten zweifellos das Versicherungsgeschäft. In den vorangehenden Abschnitten haben wir erfahren, daß

ein VN der bei einer konkaven Nutzenfunktion seinen Erwartungsnutzen zu maximieren trachtet, bereit sein sollte, dem VU mehr als den Erwartungsschaden als Prämie zu zahlen. Implizit war dabei unterstellt, daß alle Entschädigungszahlungen *bedingungslos* gewährt werden. Um diese Theorie anwendbar zu machen, wenn nach dem Kostenerstattungsprinzip entschädigt wird, müßte man die für die Kalkulation des VU relevante Schadenverteilung erst in eine für den VN äquivalente Verteilung bedingungsloser Entschädigungsleistungen umformen. Natürlich würde der VN dann bereit sein, für den Versicherungsschutz mehr als den Erwartungswert der äquivalenten Verteilung zu zahlen, doch ob das VU eine Prämie verlangen könnte, die auch den höheren wirklichen Erwartungsschaden abdeckt, ist die Frage. Die Tatsache, daß der nach dem Kostenerstattungsprinzip arbeitende Krankenversicherungsmarkt des staatlichen Versicherungszwanges bedarf, sollte zu denken geben.

Wie das Kostenerstattungsprinzip vom allokativen Standpunkt zu bewerten ist, liegt auf der Hand, denn die durch dieses Prinzip bewirkte Zusatzlast \overline{EG} ist nichts als eine nutzlose Ressourcenvernichtung. Sie wirkt gerade so als würde der Staat eine spezielle Strafsteuer auf die Entschädigungszahlungen des VU erheben, das Steueraufkommen zum Kauf von Gütern im privaten Sektor verwenden und diese Güter anschließend vernichten.

Man mag gegen diese schwerwiegende Kritik am Kostenerstattungsprinzip einwenden, daß es in der Regel gar nicht in der Hand des VN liege, die Höhe der Reparaturkosten zu beeinflussen und daß deshalb die Fehlallokation gar nicht eintreten könne. An diesem Argument ist richtig, daß es in der Abb. 7 noch nicht berücksichtigte institutionelle Schranken gibt, die die Entscheidungsfreiheit des VN einengen. Diese Schranken mindern natürlich das Ausmaß der Fehlallokation. Ganz deutlich wird das, wenn wir einmal für die Situation der Abb. 7 den Deckungsgrad der Schäden gegen 1 streben lassen, so daß die Budgetgerade senkrecht wird. Natürlich würde es dem Geschädigten dann nicht erlaubt, seine möglicherweise unbegrenzt wachsenden Reparaturwünsche voll zu erfüllen. Doch wie auch immer solche institutionellen Schranken gesetzt werden, nie wird es gelingen, den Entscheidungsspielraum des Versicherten und damit die Fehlallokation vollständig zu eliminieren.

Wie groß die Entscheidungsspielräume in der Praxis wirklich sind, zeigt ein kurzer Blick auf den Markt der Heilkuren⁴⁰: Dort fällt zu-

⁴⁰ Vgl. zu diesen Angaben Piel, D., „... denn die Kasse zahlt's. Urlaub auf Krankenschein“, Die Zeit 18, 23. April 1976, S. 31.

nächst eine recht hohe Konjunkturabhängigkeit der Nachfrage auf. So ging z. B. vom Winter 1974 auf den Winter 1975 (Rezessionsjahr) die Zahl der in den Staatsbädern Oeynhausen und Meinberg absolvierten Kuren um 21 % bzw. 30 % zurück. Der Rückgang wurde vermutlich allein von den in der Privatwirtschaft beschäftigten, um ihren Arbeitsplatz bangenden Arbeitern und Angestellten verursacht, denn die Zahl der von den Staatsbediensteten beantragten Beihilfekuren nahm während des gleichen Zeitraums um 4 % zu. Ein weiterer Anhaltspunkt für die Größe des Entscheidungsspielraums der Versicherten ist, daß die Nachfrage der öffentlichen Bediensteten nicht nur stabiler, sondern auch viel höher als die der übrigen Bevölkerungsgruppen zu sein scheint. Immerhin „kurten“ 1974 ca. 11 % der Belegschaft des Bundesinnenministeriums, doch nur 4 % aller Sozialversicherten (einschließlich der Staatsangestellten!).

Gerade im Hinblick auf den mit diesen Beispielen angesprochenen Krankenversicherungsmarkt könnte man die behauptete Fehlallokationswirkung des Kostenerstattungsprinzips auch noch unter Hinweis auf einen angeblich meritorischen Charakter der Gesundheitsfürsorge bezweifeln. Doch ganz abgesehen davon, daß man dieses Argument wohl kaum bei anderen Versicherungszweigen vorbringen würde, in denen auch nach dem Kostenerstattungsprinzip entschädigt wird, krankt es darunter, daß sich schwerlich begründen läßt, warum der VN nicht selbst besser als irgendjemand sonst wissen sollte, was ihm frommt. Zugegeben, der VN weiß in der Regel nicht, welche Heilbehandlungen für sein Leiden zur Wahl stehen. Aber das ist auch bei der Entscheidung für oder wider die Kostenerstattung gar nicht von Belang. Da im Bereich der Krankenversicherung bei einer pauschalen Entschädigungsweise ohnehin zunächst ein Arzt zur Begutachtung der Schadenshöhe herangezogen werden müßte, würde es keine Schwierigkeiten bereiten, den Geschädigten mit den ihm fehlenden Informationen auszustatten. Im Besitz dieser Information und der vom VU ausgezahlten Pauschalentschädigung mag er sich dann entscheiden, wie es ihm gefällt.

Ein in diesem Zusammenhang auch aus theoretischer Sicht wichtiges Problem liegt in der richtigen Bemessung der Pauschalentschädigung. Gewährt nämlich das VU eine pauschale Entschädigung in der Höhe der Ausgaben, die zur vollständigen Reparatur des Schadens nötig wären, dann steht sich der VN besser als vor dem Schadenfall. Diese Verbesserung, in der sich gerade der Vorteil der Pauschalierung dokumentiert, ist nun aber auch das Kennzeichen einer Überversicherung, deren gefährliche Auswirkungen wir im vorigen Abschnitt kennengelernt haben.

Daher muß, soweit es sich um Volldeckungsverträge handelt, der Übergang vom Kostenerstattungsprinzip zum Prinzip der pauschalierten Ent-

schädigung mit einer Reduktion der Schadenzahlungen, die natürlich eine entsprechende Prämienenkung möglich macht, einhergehen.

VII. Zusammenfassung

Die Versicherung bisher ungedeckter Risiken regt eindeutig zu einer Einschränkung der zur Schadenverhütung unternommenen Bemühungen des Versicherungsnehmers an. Wie weit diese Einschränkung geht, und wie sie aus allokativer Sicht zu beurteilen ist, hängt von der zugrundeliegenden Tarifierungsart des Versicherungsunternehmens ab.

Kann der Versicherer die Schadenverhütungspolitik des Versicherten beobachten und verlangt er strenge Äquivalenzprämien, dann wird durch die Entscheidung des Versicherten gerade die (unter den gegebenen Bedingungen) paretooptimale Allokation gesichert: Mit der Substitution aufwendiger Schadenverhütungsmaßnahmen durch billigeren Versicherungsschutz entsteht ein Wohlfahrtsgewinn. Verlangt das Versicherungsunternehmen hingegen (weil es nicht anders will oder nicht anders kann) Durchschnittsprämien, dann wird ein über das optimale Maß hinaus gehender Anreiz zur Verminderung der Schadenverhütungsaufwendungen ausgelöst. Dies um so stärker, je größer der Deckungsgrad der Schäden ist. Im Grenzfall der Volldeckung ist der Anreiz so stark, daß überhaupt keine Anstrengungen zur Schadenverhütung mehr unternommen werden.

Neben zwei betrügerischen Formen des moral hazard, die im Fall der Überversicherung und bei der Versicherung fremder Risiken Fehlallokationswirkungen hervorrufen, gibt es insbesondere noch einen Typus, der Beachtung finden sollte. Er hat seine Ursache im Kostenerstattungsprinzip und äußert sich in einer übermäßigen „Reparaturnachfrage“ im Schadenfall. Auch diesem Typus sind ganz klare Wohlfahrtsverluste zuzuschreiben. Mit dem Übergang zu einer pauschalierten Entschädigungsweise ließen sie sich beheben.

Die dem Kostenerstattungsprinzip anzulastenden Wohlfahrtsverluste wie insbesondere auch diejenigen, die aus der Durchschnittstarifizierung herrühren, können den Nutzengewinn, den die Versicherung für risikoscheue Menschen sicherlich bewirkt, ganz erheblich mindern. Natürlich kann man die Wohlfahrtsverluste quantitativ schlecht abschätzen, doch immerhin läßt sich eines sagen: Wann immer ein freier Versicherungsmarkt existiert, muß per saldo ein Wohlfahrtsgewinn im Vergleich zur Situation ohne Versicherung vorliegen. Bei Versicherungen, die unter staatlichem Zwang zustande kommen, muß man jedoch auf der Hut sein: Daß sie per saldo einen Wohlfahrtsverlust bewirken, ist nicht auszuschließen.

Aus unseren theoretischen Erörterungen zur Funktionsweise des Versicherungsmarktes ließen sich unmittelbar eine ganze Reihe konkreter Forderungen zu seiner allokativ richtigen Ausgestaltung ableiten. Die drei wichtigsten mögen diesen Beitrag beschließen:

Akribische Äquivalenztarifizierung

Pauschalierte Entschädigungsleistungen

Abschaffung der Zwangsversicherung für Nicht-Haftpflichtrisiken⁴¹

⁴¹ Haftpflichtrisiken haben wir in diesem Beitrag ausgeklammert [vgl. Fußnote (12)]. Eine theoretische Analyse ihrer Allokationswirkungen findet man bei *Sinn*, a.a.O., Kap. VC 3. Dort wird gezeigt, daß die Versicherung der Haftpflichtrisiken aus allokativen Gründen in der Tat vom Staat erzwungen werden sollte.

ZEITSCHRIFT
FÜR DIE
GESAMTE
VERSICHERUNGS-
WISSENSCHAFT

66. Band

1977

Herausgegeben vom Deutschen Verein für Versicherungswissenschaft e.V.
Verlag Versicherungswirtschaft e.V., Karlsruhe
in Gemeinschaft mit dem Verlag Duncker & Humblot, Berlin