

# **Ökonomische Entscheidungen bei Ungewißheit**

von Hans-Werner Sinn

J. C. B. Mohr (Paul Siebeck): Tübingen 1980

Kapitel 5: Anwendungsgebiete

## Fünftes Kapitel

# Anwendungsgebiete

Die oben entwickelte Risikopräferenztheorie ist offen für eine Vielzahl von konkreten Anwendungen. Wir begnügen uns damit, drei Anwendungsfälle näher zu betrachten. So die Bestimmung der optimalen Struktur eines Wertpapierportefeuilles, des optimalen Engagements bei der Devisenspekulation und der optimalen Versicherungsnachfrage. Gerade diese Anwendungsgebiete sind es ja, die von einer deterministischen Theorie nur außerordentlich schlecht erfaßt werden können.

### Abschnitt A

## Portfoliotheorie

Gemessen am Umfang der nach den grundlegenden Arbeiten von MARKOWITZ (1952a, 1970) und TOBIN (1958) einsetzenden Literaturdiskussion ist die Portfoliotheorie das wichtigste Gebiet der ökonomischen Risikotheorie. Sowohl aus volkswirtschaftlicher als auch aus betriebswirtschaftlicher Sicht gibt es hier ein lebhaftes Interesse. Es sollte sich deshalb lohnen, einmal zu überprüfen, ob sich die herkömmliche Portfoliotheorie in unser Entscheidungsmodell integrieren läßt und, wenn ja, welche Verhaltensimplikationen für den Portefeuillehalter dann abzuleiten sind.

#### 1. *Das Entscheidungsproblem*

Das Ziel der Portfoliotheorie besteht in dem Auffinden von Regeln, nach denen ein zur Anlage verfügbares Kapital  $a$  auf alternative Anlageformen aufzuteilen ist. Solche Anlageformen sind z.B. Aktien der verschiedensten Emittenten und festverzinsliche Wertpapiere. Insofern als bei Aktien im vorhinein nur ungenau bekannte Dividendenzahlungen anfallen und sie im übrigen einem Kursrisiko ausgesetzt sind, wird die Bestimmung der optimalen Portefeuillestruktur ein Problem der Risikotheorie.

Wir wollen im Einklang mit unserem Grundmodell eine periodenweise Entscheidungsfindung annehmen. Zum aktuellen Entscheidungszeitpunkt wird das nach Abzug des Periodenkonsums verfügbare Vermögen bestmöglich angelegt. Die Portfeuillestruktur wird für eine Periode festgehalten und nach Ablauf dieser Periode mit den dann vorhandenen Informationen von neuem bestimmt, nachdem bereits zuvor ein Konsumfonds für die nachfolgende Periode entnommen wurde usw. In Abwesenheit sämtlicher Transaktionskosten kann man die Hilfsvorstellung entwickeln, das gesamte Portfeuille werde am Periodenende liquidiert und mit dem nach Bedienung des Periodenkonsums noch verfügbaren Geldbetrag werde für die nächste Periode von neuem ein optimales Portfeuille angekauft.

Der so beschriebene Ansatz benötigt keine Annahmen über die Periodenlänge. Er ist daher geeignet, sowohl das Entscheidungsproblem des Spekulanten, der sein Portfeuille in kurzen Abständen revidiert, wie jenes des kleinen Sparers, der sich nur alle paar Jahre um seine Aktien kümmert, darzustellen.

Zur weiteren Spezifikation des Ansatzes nehmen wir an, es gebe eine sichere und  $n$  riskante Anlageformen, zwischen denen der zum Entscheidungszeitpunkt vorhandene Anlagebetrag  $a$  aufzuteilen ist. Eine investierte Geldeinheit wachse bei der sicheren Anlageform auf den Periodenendbetrag  $Q^s = q^s$  und bei der  $j$ -ten Risikoanlage auf  $Q_j^r$  an. Die Variablen  $q^s$  und  $Q_j^r$  sind also effektive Zinsfaktoren, die allgemein als

$$(1) \quad \left. \begin{array}{l} q^s \\ Q_j^r \end{array} \right\} \equiv \frac{\text{Endkurs} + \text{Zinsertrag}}{\text{Anfangskurs}}, \quad j=1, \dots, n,$$

definiert sind. Nennen wir den sicher angelegten Kapitalanteil  $\alpha^s$ , den riskant angelegten Anteil  $\alpha^r$  und den Anteil am gesamten riskant angelegten Kapital, der auf die  $j$ -te riskante Anlageform entfällt,  $\alpha_j^r$ , so wird das bei der Mehrperiodenanalyse verwendete Standardrisikoprojekt zu<sup>1</sup>

$$(2) \quad Q = \alpha^s q^s + \alpha^r \sum_{j=1}^n \alpha_j^r Q_j^r$$

und gemäß Gleichung (IV B 2) das Periodenendvermögen  $V$  zu

$$(3) \quad V = a \left[ \alpha^s q^s + \alpha^r \sum_{j=1}^n \alpha_j^r Q_j^r \right].$$

<sup>1</sup> Die Zeitindizes lassen wir jetzt fort. Es wird vereinbart, daß sich  $a$  auf den Periodenanfang bezieht, während  $q^s$ ,  $Q_j^r$  und  $V$  zum Periodenende gehören.

Während die Anteilswerte  $\alpha^r$  und  $\alpha_j^r$  keinesfalls negativ sein können, sind negative Werte für  $\alpha^s$  im Prinzip nicht ausgeschlossen. Sie zeigen eine Nettokreditaufnahme an, die wegen  $\alpha^s + \alpha^r = 1$  und somit  $\alpha^r > 1$  dazu führt, daß der Wert der riskanten Anlageform das Vermögen übersteigt. Gleichwohl ist der Fall  $\alpha^s < 0$  empirisch nicht relevant. Da wir das Vermögen unter Einschluß des Humankapitals definiert haben, bedeutet  $\alpha^s = 0$  nämlich bereits eine vollständige Beleihung des Humankapitals. Es wäre unrealistisch, höhere Kreditspielräume zu unterstellen.

Mit (2) und (3) wird die für die Mehrperiodenanalyse getroffene Annahme stochastisch konstanter Skalenerträge erfüllt. Es ist nun zu prüfen, wie es mit den ersten beiden der zu Beginn des Abschnitts IV B genannten Annahmen zur Struktur des Möglichkeitsbereichs bestellt ist<sup>2</sup>. Unterstellen wir trivialerweise

$$(4) \quad q^s > 0$$

und, weil bei praktisch allen<sup>3</sup> Anlageformen höchstens der Anlagebetrag zu verlieren ist,

$$(5) \quad Q_j^r \geq 0, \quad j = 1, \dots, n,$$

dann wird bereits der ersten Bedingung genüge getan, denn die gesamte Teilmenge jener Portefeuillestrukturen, für die  $\alpha^s > 0$ , führt zu Standardrisikoprojekten mit  $Q > q_{\min} > 0$ . Daß die zweite Bedingung der stochastischen Unabhängigkeit der Standardrisikoprojekte  $Q$  zweier Zeitpunkte in der Realität gegeben ist, läßt sich nicht mit Sicherheit behaupten. Ob sie erfüllt ist, hängt im wesentlichen davon ab, ob die Kursbewegungen der Anlageobjekte einen Zufallsweg beschreiben, der die Eigenschaft aufweist, daß die bis zum Ende der laufenden Periode möglichen relativen Kursänderungen unabhängig vom aktuellen Kursniveau sind. Mindestens als Idealisierung sollte sich aber die Unabhängigkeitsannahme rechtfertigen lassen, wenn man bedenkt, daß sich eine unerwünschte Autokorrelation in der Kursentwicklung der betrachteten Anlageformen in der Regel durch eine simple Verlängerung der Entscheidungsperioden beseitigen läßt<sup>4</sup>.

<sup>2</sup> Die Annahme (3) wird wegen der Maehkminn-Regel immer erfüllt. Bezüglich der Annahme (4) verweisen wir auf die Erörterungen zu Beginn des Kapitels III.

<sup>3</sup> Eine Ausnahme bilden in der BRD die mit der Zuschußpflicht der Gewerken ausgestatteten Kuxe, die von bergrechtlichen Gewerkschaften emittiert werden. Wenngleich der Fall  $Q_j^r \cong 0$  von unserem Grundansatz problemlos abgedeckt wird, gehen wir darauf der Kürze halber nicht ein.

<sup>4</sup> Entsprechend gelingt es RONNING (1974) die von CONRAD und JÜTTNER (1973) festgestellte Autokorrelation der (freilich) absoluten Kursänderungen deutscher Wertpapiere durch die von diesen Autoren gewählte extrem kurze Periodenlänge von nur

Damit ist die Entscheidungssituation des Kapitalanlegers in unseren präferenztheoretischen Basisansatz integriert, und es gilt, die Portefeuillestruktur so festzulegen, daß die Forderung

$$(6) \quad \max_{\{\alpha^s, \alpha^r; \alpha_1^r, \dots, \alpha_n^r\}} \{E[U(a(\alpha^s q^s + \alpha^r \sum_{j=1}^n \alpha_j^r Q_j^r))]\}$$

erfüllt wird. Dabei ist  $U(\cdot)$  eine der durch das Ausmaß der zeitabhängigen Risikoaversion  $\varepsilon$  spezifizierten Weber-Funktionen.

$U(\cdot)$  verkörpert im Prinzip die nach der Maehkminn-Regel abgeleitete Präferenzstruktur für juristische Verteilungen. Doch weil nur  $\alpha^s \geq 0$  in Frage kommt, sind die zu bewertenden juristischen Verteilungen mit den faktischen deckungsgleich und liegen wie jene nur unter dem normalen, strikt konkaven Bereich der Nutzenfunktion<sup>5</sup>.

## 2. Zur Berechtigung des $\mu$ - $\sigma$ -Ansatzes für die Portefeuilleanalyse

Um einige Implikationen von (6) aufzudecken, wird es sich als nützlich erweisen, den indirekten Weg über die zu  $U(\cdot)$  gehörende Präferenzstruktur im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm zu gehen, denn in diesem Fall läßt sich auf den analytisch einfachen Markowitz-Tobin-Ansatz zurückgreifen. Es sind dazu aber vorweg einige Überlegungen zur Anwendbarkeit dieses Ansatzes angebracht, die über das, was früher<sup>6</sup> zu diesem Thema gesagt wurde, hinausgehen.

Es läßt sich leicht einsehen, daß die Verwendung des  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatzes für die Portefeuilleanalyse unweigerlich eine gewisse Approximationsunschärfe mit sich bringt, wenn man bedenkt, daß dieser Ansatz nur dann völlig exakt sein kann, wenn alle zu bewertenden Verteilungen derselben linearen Klasse angehören. Für die durch (3) festgelegten Verteilungen von  $V$  bzw.  $Q$  müßte man also eine Invarianz der Verteilungsklasse gegenüber Änderungen der durch  $\alpha^s, \alpha^r$  und  $\alpha_1^r, \dots, \alpha_n^r$  beschriebenen Portefeuillestruktur verlangen. Die

einem Tag zu erklären, indem er für die gleichen Daten bei längeren Perioden ein Verschwinden der Autokorrelation nachweist. Im übrigen stehen Conrad und Jüttner mit ihrem Ergebnis, was sie selbst konzедieren (S. 577), in krassem Widerspruch zu ähnlichen amerikanischen Untersuchungen, die nahezu einhellig zu dem Schluß kommen, daß keine bedeutsame Korrelation besteht. Eine Übersicht über diese Untersuchungen findet man bei FAMA (1965).

<sup>5</sup> Gäbe es diese Restriktion nicht, so könnte es im Fall mäßiger Risikoaversion ( $\varepsilon < 1$ ) durchaus dazu kommen, daß im Optimum  $\alpha^s < 0$ . Wenn aber mit  $\varepsilon \geq 1$  starke Risikoaversion vorliegt, dann ist es wegen  $\lim_{v \rightarrow 0} U(v) = -\infty$  niemals optimal,  $\alpha^s < 0$  zu setzen, wenn die Zinsfaktoren  $Q_j^r$  der Risikoanlagen tatsächlich bis zum Wert 0 streuen, also ein völliger Kapitalverlust nicht ausgeschlossen ist. In diesem Fall käme eine institutionelle Restriktion der Art  $\alpha^s \geq 0$  nicht zur Wirkung.

<sup>6</sup> Siehe Kap. II A 3, A 6 und D 2.2 bis D 2.4.

einzigste Verteilungsklasse der  $Q_j^r$ , die dieser Forderung genügt (und eine endliche Varianz aufweist), ist wegen ihrer Reproduktionseigenschaft<sup>7</sup> die Normalverteilung. Eine Normalverteilung der  $Q_j^r$  kommt wegen (5) aber nicht in Frage. So ist eine völlige Exaktheit offenkundig nicht erreichbar. Aus dieser Schwierigkeit darf man nun freilich nicht den Schluß ziehen, der  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatz sei zur Analyse des Portefeuilleproblems gänzlich ungeeignet, denn immerhin ist er in der Lage, das Erwartungsnutzenkriterium zu approximieren.

Zunächst ist hier auf die in Kapitel II D 2.2 fundierte Methode der Punktapproximation zu verweisen, die bekanntlich<sup>8</sup> anwendbar ist, solange  $0,5 E(Q) \leq Q \leq 2 E(Q)$ . Die Bedingung läßt sich für die Portefeuilleanalyse anschaulich interpretieren. Zu diesem Zweck schreiben wir sie als

$$(7) \quad 0,5 [\alpha^s q^s + (1 - \alpha^s) E(Q^r)] \leq \alpha^s q^s + (1 - \alpha^s) Q^r \\ \leq 2 [\alpha^s q^s + (1 - \alpha^s) E(Q^r)]$$

mit

$$(8) \quad Q^r \equiv \sum_{j=1}^n \alpha_j^r Q_j^r.$$

Beachten wir, daß wegen (5)  $Q^r \geq 0$ , so läßt sich aus den beiden ersten Gliedern der Ungleichung die Forderung

$$(9) \quad \alpha^s \geq \frac{1}{1 + \frac{q^s}{E(Q^r)}}$$

ableiten. Für die in der Praxis ja recht dicht beieinander liegenden Werte von  $q^s$  und  $E(Q^r)$  besagt sie, daß mindestens etwa 50% des Kapitals sicher angelegt sein müssen, damit die zu bewertenden Verteilungen nicht über die Untergrenze des Approximationsbereichs hinausstreuen<sup>9</sup>. Betrachten wir nun die Obergrenze für  $Q$ . Da es keine prägnante obere Beschränkung der Zinsfaktoren  $Q_j^r$  gibt, könnte man vermuten, daß die mit (7) festgelegte Obergrenze für  $Q$  restriktiv ist. Um die Vermutung zu überprüfen, berechnen wir aus dem zweiten Teil der Doppelungleichung zunächst

$$(10) \quad Q^r \leq \frac{1}{\frac{1}{\alpha^s} - 1} q^s + 2E(Q^r).$$

<sup>7</sup> Vgl. S. 65f.

<sup>8</sup> Siehe Kap. II D 2.2.2.

<sup>9</sup> Die Beziehung (5) muß nicht zwangsläufig auch die Untergrenze des vom Kapitalanleger für möglich angesehenen  $Q_j^r$  angeben. Hält er Kapitalverluste von mehr als 50% bei den Risikopapieren für ausgeschlossen, dann sind die Bedingungen der Punktapproximation selbst bei  $\alpha^s = 0$  erfüllt.

Setzen wir hier den nach (9) kleinsten zulässigen Wert für  $\alpha^s$  ein, so erhalten wir die Ungleichung

$$(11) \quad Q^r \leq 3E(Q^r).$$

Unter der Voraussetzung, daß  $E(Q^r)$  nahe bei Eins liegt, besagt sie grob gesprochen, daß es der Entscheidungsträger für ausgeschlossen halten muß, daß sich der Wert seines Risikoportefeuilles während der Anlageperiode mehr als verdreifacht, wenn (9) bereits erfüllt ist.

Neben der Punktapproximation, die ja für beliebige Verteilungsklassen möglich ist, läßt sich bei der Portefeuilleanalyse das  $\mu$ - $\sigma$ -Kriterium noch aus einem zweiten, im Unterabschnitt II D 2.4 schon angeführten Grund rechtfertigen. Er liegt darin, daß die durch alternative Portefeuillestrukturen erreichbaren Endvermögensverteilungen immerhin approximativ normalverteilt zu sein scheinen. Das jedenfalls ist das Ergebnis eines von MOSSIN (1973, S. 60–62) vorgenommenen Vergleichs der von FISHER und LORIE (1970) gefundenen Häufigkeitsverteilungen der Erträge aus fiktiv zusammengestellten Portefeuilles marktgängiger Papiere mit der Normalverteilung. Die Approximationsgüte erwies sich dabei als um so besser, je mehr Papiere das Portefeuille enthielt. Vom theoretischen Standpunkt ist dieses Ergebnis durchaus zu erwarten, wenn die im Portefeuille enthaltenen Papiere unabhängig voneinander streuen. Nach (8) ist nämlich der gewogene Zinsfaktor  $Q^r$  und damit auch das in (3) definierte  $V$  eine Summenvariable, für die im Unabhängigkeitsfall die Argumentation des zentralen Grenzwertsatzes anwendbar ist<sup>10</sup>. Sie impliziert, daß

$$(12) \quad \lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ \alpha_j^r \rightarrow 0}} \sum_{j=1}^n \alpha_j^r Q_j^r \quad \forall j = 1, \dots, n$$

exakt normalverteilt ist, welchen Verteilungsgesetzen die  $Q_j^r$  auch immer gehorchen mögen (wenn nur ihre Varianzen existieren). Doch ist die Unabhängigkeitsannahme in der Realität nicht haltbar. Insofern ist es erstaunlich, daß sich die Normalverteilung dennoch als gute Approximation erwies.

Trotz dieses ermutigenden Ergebnisses bleiben noch Bedenken bestehen. Denn wie ähnlich die empirischen Verteilungen der Normalverteilung auch sein mögen: Problematisch ist, daß sie sich von ihr gerade durch eine linksseitige Beschränkung bei  $v = \alpha^s a$  unterscheiden. Daß man diese Divergenz vernachlässigen darf, ist nämlich keinesfalls sicher, da die Konkavität der Nutzenfunktion Abweichungen zwischen der tatsächlichen Verteilung

<sup>10</sup> Vgl. Fn. 22, S. 65.

und der Normalverteilung bei Ausprägungen unterhalb des Mittelwertes stärker auf den Erwartungsnutzen durchschlagen läßt als bei entsprechenden Ausprägungen oberhalb des Mittelwertes. Es liegt auf der Hand, daß dieser Fehler um so stärker zu Buche schlägt, je größer die Streuung und je größer die Risikofurcht ist. So verliert die Normalverteilungsannahme ihren Sinn, wenn mit  $\varepsilon \geq 1$  besonders starke Risikofurcht vorliegt, denn in diesem Fall würde das Fehlen einer unteren Beschränkung der Nutzenfunktion im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm selbst dann für Indifferenzkurven in Form von Ursprungsstrahlen sorgen, wenn überhaupt keine Ruingefahr besteht. Daß wir unter anderem wegen der Erfordernis einer mit dem Alter zunehmenden Risikofurcht  $\varepsilon < 1$  als den realistischen Fall angesehen haben, beläßt allerdings der Normalverteilungsannahme auch unter diesem Aspekt noch ihre Berechtigung.

Aus diesem Grund und wegen der Möglichkeit der Punktapproximation darf man sich wohl in erster Näherung auf den  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatz stützen. Wir behalten es uns daher vor, bei Bedarf (6) durch

$$(13) \quad \max_{\{\alpha^s, \alpha^r; \alpha_1^r, \dots, \alpha_n^r\}} U(\mu, \sigma)$$

zu substituieren, wobei die Funktion  $U(\mu, \sigma)$  ein System konvexer Indifferenzkurven beschreibt, wie wir es in III A 2.2 abgeleitet haben. Für die benötigten Verteilungsparameter berechnet man

$$(14) \quad \begin{aligned} \mu \equiv E(V) &= a [\alpha^s q^s + \alpha^r \sum_{j=1}^n \alpha_j^r E(Q_j^r)] \\ &= a [\alpha^s q^s + \alpha^r E(Q^r)], \end{aligned}$$

$$(15) \quad \begin{aligned} \sigma \equiv \sigma(V) &= a \alpha^r \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i^r \alpha_j^r \rho_{ij} \sigma(Q_i^r) \sigma(Q_j^r)} \\ &= a \alpha^r \sigma(Q^r), \end{aligned}$$

wobei

$$(16) \quad \rho_{ij} \equiv \frac{\text{cov}(Q_i^r, Q_j^r)}{\sigma(Q_i^r) \sigma(Q_j^r)}$$

die Korrelation der Erträge zwischen den Anlageformen  $i$  und  $j$  mißt.

### 3. Implikationen einer optimalen Portefeuillestruktur

#### 3.1. Der Vorteil der Portefeuillediversifikation

Gesetzt den Fall, der Entscheidungsträger sei risikoneutral und somit  $U(\cdot)$  linear ( $\varepsilon = 0$ ). Dann ließen sich, die institutionelle Beschränkung  $\alpha^s \geq 0$

vorausgesetzt<sup>11</sup>, (6) und (13) als

$$\max a \left[ \alpha^s q^s + \sum_{j=1}^n \alpha^j \alpha_j^r E(Q_j^r) \right]$$

schreiben und es würde sich zeigen, daß man am besten sein gesamtes Kapital in jene Anlage investiert, die den höchsten, durch  $E(Q_j^r)$  (bzw.  $q^s$ ) gemessenen erwarteten Zinsfaktor aufweist. Es braucht nicht betont zu werden, daß sowohl die Annahme als auch das Ergebnis in hohem Maße wirklichkeitsfremd sind. Welche Implikationen die realistische Berücksichtigung der Risikoaversion hat, soll jetzt an Hand des  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatzes überprüft werden.

Zu diesem Zweck wollen wir uns an Hand von (14) und (15) überlegen, welcher Möglichkeitsbereich im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm für alternative Portefeuillestrukturen entsteht. Zunächst unterstellen wir, es werde keinerlei Kapital sicher angelegt, so daß  $\alpha_s = 1 - \alpha_r = 0$ . Eine Variation der Anteile  $\alpha_j^r$  der im Risikoportefeuille enthaltenen Anlagen mag dann einen Möglichkeitsbereich, wie er rechts in Abb. 1 eingezeichnet wurde, ergeben<sup>12</sup>.

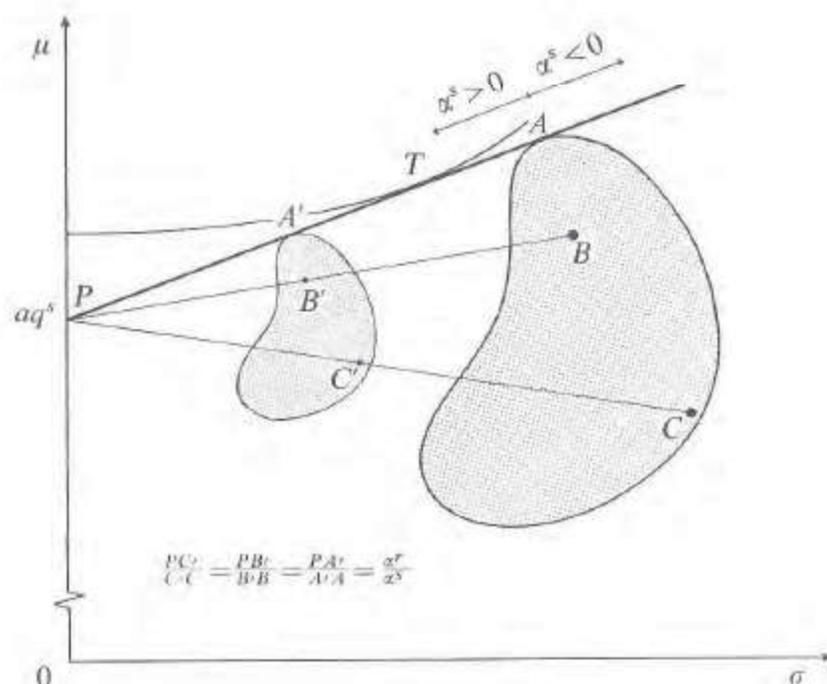


Abbildung 1

<sup>11</sup> Andernfalls würde der waagrechte Ast der Nutzenfunktion bei  $v \leq 0$  Risikovorliebe anzeigendes Verhalten bewirken.

<sup>12</sup> Es läßt sich zeigen, daß für  $n \rightarrow \infty$  der Möglichkeitsbereich die Form einer nach rechts geöffneten Hyperbel annimmt. Vgl. dazu ROY (1952). Für unsere Überlegungen ist aber die spezielle Form des Möglichkeitsbereichs irrelevant.

Verfallen wir in das andere Extrem und setzen  $\alpha^s = 1 - \alpha^r = 1$ , dann ist die Struktur der Risikopapiere natürlich irrelevant und wir erhalten eine degenerierte Verteilung mit  $E(V) = aq^s$  und  $\sigma(V) = 0$ , im Diagramm durch den Punkt  $P$  dargestellt. Mit dieser Information ausgestattet läßt sich der Möglichkeitsbereich auch sogleich für alle anderen Werte von  $\alpha^s$  bzw.  $\alpha^r$  konstruieren. Wie (14) und (15) zeigen, braucht man nämlich nur Linearkombinationen aus den Koordinaten der Punkte im erstgenannten Möglichkeitsbereich und denen des Punktes  $P$  zu bilden und erhält schon die Koordinaten neuer, auch unter Berücksichtigung variabler Werte von  $\alpha^s$  bzw.  $\alpha^r$  möglicher Punkte. Die Abb. 1 verdeutlicht, wie auf diese Weise  $A$  zu  $A'$ ,  $B$  zu  $B'$  und  $C$  zu  $C'$  wird.

Das Bemerkenswerte an dieser Prozedur ist, daß man mit der oberen Tangente vom Punkt  $P$  an den sich bei irgendeinem festen  $\alpha^s > 0$  ergebenden Möglichkeitsbereich die Effizienzgrenze des gesamten, auch durch veränderliche Anteile des Risikopapiers gekennzeichneten Möglichkeitsbereichs erhalten hat. Da die Punkte auf dieser Effizienzgrenze sich offenbar durch den Gesamtanteil der Risikopapiere am eingesetzten Kapital, nicht aber durch deren Struktur unterscheiden, kann man den Optimierungsprozeß zweiteilen; Zunächst bestimmt man unabhängig von den individuellen Präferenzen mit  $\alpha_1^r, \alpha_2^r, \dots, \alpha_n^r$  die optimale Struktur der Risikopapiere. Alsdann bleibt es der speziellen Ausprägung der individuellen Präferenzstruktur überlassen, mit  $\alpha^s$  und  $\alpha^r$  den optimalen Anteil der sicheren Anlageform und des gesamten Risikoportefeuilles festzulegen. Dies ist ein bekanntes Ergebnis TOBINS (1958), für das sich die Bezeichnung „Trennungstheorem“ eingebürgert hat.

Für Risikofurcht anzeigende konvexe Indifferenzkurven kommt man jetzt unmittelbar zu der Erkenntnis, daß die eingangs für den Fall der Risikoneutralität festgelegte Regel, das Kapital in die Anlageform mit der höchsten erwarteten Verzinsung zu investieren, allgemein nicht mehr optimal ist: Für eine genügend starke Risikoaversion, also genügend gekrümmte Indifferenzkurven gibt es eine Tangentiallösung, wie sie in Abb. 1 durch den Punkt  $T$  dargestellt wird. Sie ist dadurch gekennzeichnet, daß sowohl die sichere Anlageform als auch das Risikoportefeuille nachgefragt wird, obwohl  $E(Q^r) > q^s$ <sup>13</sup>. Der Grund für die Nachfrage nach dem niedrig verzinslichen Wertpapier liegt dabei offenkundig in dem Vorteil der größeren Sicherheit.

Aus der Abb. 1 kann man keinen unmittelbaren Aufschluß über die Struktur des Risikoportefeuilles gewinnen. Um etwas über sie zu erfahren, formulieren wir (13) als Lagrange-Ansatz

<sup>13</sup> Es ließe sich zeigen, daß sich für risikoscheue Anleger das Kapitalmarktgleichgewicht so einstellen muß, daß  $E(Q^r) > q^s$  und der Punkt  $T$  für den typischen Anleger repräsentativ ist.

$$(17) \quad \mathcal{L} = U(\mu, \sigma) + \lambda(1 - \alpha^s - \sum_{i=1}^n \alpha^r \alpha_i^r)$$

und differenzieren nach den Anteilen aller Anlageformen:

$$(18) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha^s} = \frac{\partial U}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s} - \lambda = 0$$

$$(19) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} = \frac{\partial U}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} + \frac{\partial U}{\partial \sigma} \frac{\partial \sigma}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} - \lambda = 0 \quad \forall k = 1, \dots, n.$$

Hieraus läßt sich die Regel

$$(20) \quad \frac{\frac{\partial U}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} \frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s}}{\frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s}} = - \frac{\frac{\partial U}{\partial \sigma} \frac{\partial \sigma}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)}}{\frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s}} \quad \forall k = 1, \dots, n$$

ableiten. Bedenkt man, daß

$$(21) \quad \left. \frac{d\mu}{d\sigma} \right|_{U(\mu, \sigma)} = - \frac{\frac{\partial U}{\partial \sigma}}{\frac{\partial U}{\partial \mu}},$$

so wird aus (20)

$$(22) \quad \frac{\frac{\partial \mu}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} \frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s}}{\frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s}} = \left. \frac{d\mu}{d\sigma} \right|_{U(\mu, \sigma)} \frac{\partial \sigma}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} \quad \forall k = 1, \dots, n.$$

Mit dieser Gleichung wird der zusätzliche „Ertrag“ einer Erhöhung der  $k$ -ten Risikoanlage seinen zusätzlichen „Kosten“ gegenübergestellt. Wenn man die sichere Anlage um eine Einheit (% des Anlagekapitals) verringert und den freiwerdenden Betrag zum zusätzlichen Ankauf weiterer Papiere der  $k$ -ten Risikoanlage verwendet, so steigt der Erwartungswert der Endvermögensverteilung um  $\frac{\partial \mu}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} - \frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s}$ ; dies ist der Ertrag. Die Kosten der Umschichtung hängen zum einen davon ab, wie sehr die gesamte Standardabweichung von einer Vergrößerung der  $k$ -ten Risikoanlage beeinflußt wird,  $\frac{\partial \sigma}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)}$ , und zum anderen vom „Preis“ einer zusätzlichen Einheit Standardabweichung  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu, \sigma)}$ . Dieser Preis läßt sich auf zweierlei Weise interpretieren. Zunächst einmal gibt er an, welche Erhöhung des erwarteten Endvermögens nötig ist, damit der Entscheidungsträger gegen die Erhöhung der Standardabweichung des Portefeuilles gerade nichts mehr einzuwenden hat. Diese Interpretation ist zwar richtig, jedoch insofern irreführend, als sie dazu verleitet,  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu, \sigma)}$  als eine von den individuellen Präferenzen

abhängige Größe anzunehmen<sup>14</sup>. Das ist aber, wie wir wissen, nicht der Fall. Vielmehr hat  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu,\sigma)}$  den durch die Steigung der Effizienzgeraden vorgegebenen maximalen Wert für  $[E(Q^r) - q^s]/\sigma(Q^r)$ , dem die subjektive Grenzrate der Substitution zwischen Erwartungswert und Standardabweichung durch eine geeignete gegenläufige Variation von  $\alpha^s$  und  $\alpha^r$  angepaßt wird. Insofern sollte man lieber eine Opportunitätskosteninterpretation wählen:  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu,\sigma)}$  mißt die Zunahme des Erwartungswertes, die man mit einer gleichmäßigen Ausdehnung des gesamten optimal strukturierten Risikoportefeuilles erreichen kann.

Um zu sehen, was (22) über die Größe von  $\alpha_k^r$  aussagt, berechnen wir die einzelnen Glieder explizit aus (14) und (15):

$$(23) \quad \frac{\partial \mu}{\partial \alpha^s} = a q^s,$$

$$(24) \quad \frac{\partial \mu}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} = a E(Q_k^r),$$

$$(25) \quad \frac{\partial \sigma}{\partial (\alpha^r \alpha_k^r)} = \frac{0,5 a^2}{\sigma(a \alpha^r Q^r)} \frac{2 \sum_{i=1}^n \alpha_i^r \alpha_{ik}^r \rho_{ik} \sigma(Q_i^r) \sigma(Q_i^r)}{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^n \alpha_i^r \rho_{ik} \sigma(Q_k^r) \sigma(Q_i^r) + \alpha_k^r \sigma^2(Q_k^r)} \\ = a \frac{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^n \alpha_i^r \rho_{ik} \sigma(Q_k^r) \sigma(Q_i^r) + \alpha_k^r \sigma^2(Q_k^r)}{\sigma(Q^r)}.$$

Setzt man diese Werte in (22) ein, dann kommt man zu dem Ausdruck

$$(26) \quad \alpha_k^r = \frac{\frac{E(Q_k^r) - q^s}{\sigma(Q_k^r)} \frac{\sigma(Q^r)}{\sigma(Q_k^r)} \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i^r \rho_{ik} \sigma(Q_k^r) \sigma(Q_i^r)}{\sigma^2(Q_k^r)}}{\frac{d\mu}{d\sigma} \Big|_{U(\mu,\sigma)}} \quad \forall k = 1, \dots, n.$$

Zusammen mit der Budgetgleichung  $\sum_{i=1}^n \alpha_i^r = 1$  liegen damit  $n+1$  linear unabhängige Gleichungen zur Bestimmung der  $n+1$  Unbekannten  $\alpha_1^r, \dots, \alpha_n^r$  und  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu,\sigma)}$  vor. Die explizite Lösung<sup>15</sup> für konkrete Daten bereitet keine Schwierigkeiten.

Aber auch ohne eine explizite Lösung läßt sich (26) bereits sinnvoll interpretieren: Setzen wir zunächst alle Korrelationskoeffizienten mit  $i \neq k$  gleich 0, so verschwindet der zweite Ausdruck auf der rechten Gleichungssei-

<sup>14</sup> Sie ist zwar von der Gesamtheit der Präferenzen der Marktteilnehmer abhängig, doch für die individuelle Entscheidung ist sie ein Datum.

<sup>15</sup> Explizit ist die Lösung (26) deshalb nicht, weil mit  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu,\sigma)}$  und  $\sigma(Q^r)$  auf der rechten Seite noch von  $\alpha_k^r$  abhängige Größen stehen.

te und es kommt nur auf den ersten an. Mit dem ersten der darin enthaltenen Brüche wird ein für das  $k$ -te Wertpapier spezifischer Risikopreis  $E(Q_k^r - q^s)/\sigma(Q_k^r)$  zum durchschnittlichen Risikopreis des Gesamtportefeuilles  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu, \sigma)}$  in Beziehung gesetzt. Gehen wir davon aus, daß wegen  $d\mu/d\sigma|_{U(\mu, \sigma)} > 0$  überhaupt Risikopapiere nachgefragt werden, und berücksichtigen wir, daß *per definitionem*  $\sigma(Q^r)/\sigma(Q_k^r) > 0$  vorliegt, so zeigt sich, daß ein strikt positiver spezifischer Risikopreis eine notwendige und hinreichende Bedingung für  $\alpha_k^r > 0$  ist. Dies ist schon das wichtigste Ergebnis der Markowitzschen Portfoliotheorie, denn es besagt, daß man für das Risikoportefeuille nicht etwa *nur* das ertragreichste Papier wählt. Im Gegenteil: *Alle* riskanten Anlageformen sind im Portefeuille vertreten, wenn sie nur einen höheren erwarteten Ertrag als die sichere Anlageform versprechen.

Das Bild ändert sich drastisch, wenn wir von 0 verschiedene Korrelationskoeffizienten mit den anderen Papieren zulassen. Ist die durch den zweiten Ausdruck auf der rechten Seite von (26) gemessene Korrelation mit den übrigen Anlageformen positiv, so muß der erwartete Zinsfaktor  $E(Q_k^r)$  der  $k$ -ten Anlageform über dem sicheren Zinsfaktor  $q^s$  liegen, damit überhaupt eine Nachfrage nach dieser Anlage zustande kommt. Doch wenn die  $k$ -te Anlage zu den seltenen Fällen von Anlagen gehört, die negativ mit den übrigen Anlagen des Portefeuilles korreliert sind, dann darf sogar  $E(Q_k^r) < q^s$  sein, damit noch eine Nachfrage nach dem betrachteten Objekt besteht. In diesem Fall liegt der Vorteil der Anlage darin, daß sie wegen der gegen den allgemeinen Trend schwankenden Erträge die Gesamtstreuung des Portefeuilles reduziert<sup>16</sup>. So läßt sich festhalten, daß unter sehr allgemeinen Bedingungen ein wohldiversifiziertes Portefeuille gehalten wird. Auch hier erweist sich somit die bei Risikoneutralität optimale Regel, alles auf eine Karte zu setzen, als unoptimal. Das Ergebnis entspricht dem beobachtbaren Verhalten der Anleger.

### 3.2. Die Altersabhängigkeit der Portefeuillestruktur

Bekanntlich nähert sich nach der psychophysischen Präferenzhypothese die für die aktuelle Entscheidung zugrunde liegende Risikoaversion ( $e$ ) im Zeitablauf an den Wert 1 an, der eine logarithmische von Neumann-Morgenstern-Funktion impliziert, wenn nur der Entscheidungsträger eine von Null verschiedene positive Vermögenskonsumquote für optimal hält. Welche Auswirkungen diese Änderung der Risikoaversion auf die optimale Portefeuillestruktur hat, läßt sich in einer komparativ statischen Analyse leicht aufzeigen, wenn wir unterstellen, vor der Änderung der Risikoaversion, wie auch danach, sei aus dem gleichen Möglichkeitsbereich von Endvermögensverteilungen eine auszuwählen.

<sup>16</sup> Ein typisches Beispiel ist der Kauf von Aktien eines Kohlebergwerkes und eines Speiseeisproduzenten.

Wie wir aus den Gleichungen (III A 52) und (III A 53) wissen, gilt für die Indifferenzkurvensteigung auf einem gegebenen Ursprungsstrahl, daß

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

So führt eine Erhöhung der Risikoaversion zu einer Linksverschiebung des Tangentialpunktes zwischen Indifferenzkurve und Möglichkeitsbereich und damit zu einer Umschichtung des Portefeuilles zugunsten der sicheren Anlageform und zu Lasten des Risikoportefeuilles. Eine Senkung der Risikoaversion hat den umgekehrten Effekt. In der Abb. 2 werden beide Fälle verdeutlicht, wobei berücksichtigt wird, daß die Veränderungsrichtung der Risikoaversion von ihrem absoluten Niveau abhängt. Der Tangentialpunkt der mit  $\varepsilon = 1$  bezeichneten Indifferenzkurve mit der Effizienzgrenze  $AA'$  des Möglichkeitsbereiches markiert eine kritische Grenze. Ein anfänglich tiefer liegender Tangentialpunkt würde wegen  $\varepsilon > 1$  im Zeitablauf steigen und ein anfänglich höher liegender Tangentialpunkt würde wegen  $\varepsilon < 1$  sinken. (Die Bewegung des Tangentialpunktes wird durch Pfeile verdeutlicht.) So gewinnt also bei demjenigen, der einen, gemessen am Punkt  $P$  der Abb. 2, hohen Anteil von Risikopapieren im Portefeuille hält, mit fortschreitender Zeit die sichere Anlageform an Interesse und derjenige, der zunächst die sichere Anlageform bevorzugte, erhöht seine Nachfrage nach Risikopapieren.

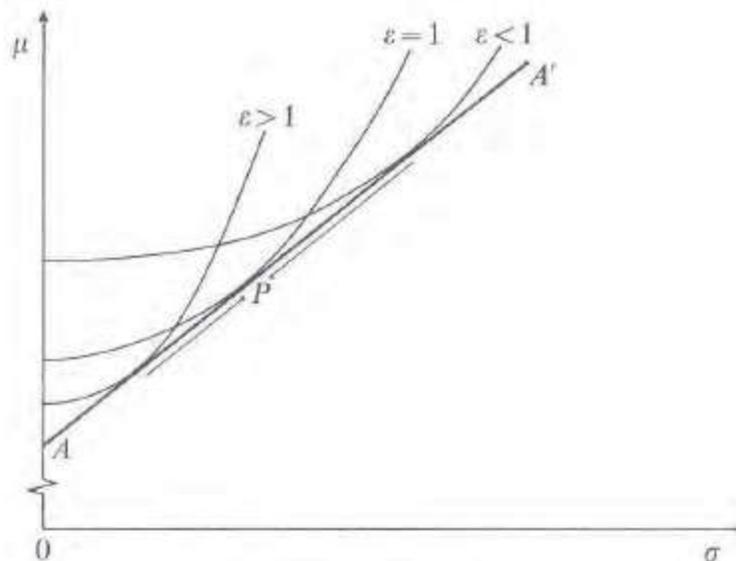


Abbildung 2

In einer oberflächlichen Interpretation könnte man dieses Ergebnis so verstehen, daß Anleger mit einem, gemessen am Verhalten anderer Anleger überdurchschnittlichen Anteil der sicheren Anlageform im Portefeuille dazu neigen müßten, diesen Anteil mit der Zeit zu verringern. Eine solche

Interpretation wäre aber allenfalls dann zulässig, wenn der zum Punkt  $P$  gehörende Wert  $\varepsilon = 1$  ein Normal- oder Durchschnittsniveau der Risikoneigung bezeichnete. Doch dafür gibt es keine Anhaltspunkte. Vielmehr scheint die mit dem Alter zunehmende Risikoneigung die Regel zu sein, so daß ein Kapitalmarktgleichgewicht realistischerweise durch eine vergleichsweise flach verlaufende Möglichkeitsgerade gekennzeichnet sein dürfte, bei der der Tangentialpunkt  $P$  sehr weit links liegt und somit bereits durch hohe Anteile der sicheren Anlageform charakterisiert ist. Auch der Anleger mit dem überdurchschnittlichen Anteil der sicheren Anlageform wird in diesem Fall mit zunehmendem Alter die sichere Anlageform vermehrt nachfragen.

Das in mikroökonomischer Analyse gewonnene Ergebnis der Altersabhängigkeit der Portefeuillestruktur kann bedeutsame Implikationen für das gesamte Kapitalmarktgleichgewicht gewinnen, wenn sich die Altersstruktur der Bevölkerung ändert. So ist zu erwarten, daß eine Verschiebung der gesamten Alterspyramide hin zu höherem Lebensalter enorme Portefeuilleumschichtungen in Richtung auf sichere Anlageformen auslöst. Für gegebene Konsumgüterpreise führt dieser allgemeine Umschichtungswunsch unweigerlich zu Kurssenkungen bei den Risikoanlagen, was nicht unerhebliche Strukturwirkungen im Produktionsbereich zur Folge hat.

Betrachten wir den Aktienmarkt. Die im Sinne aller Anteilseigner optimale Unternehmenspolitik besteht in dem Bemühen, den Marktwert der Aktien zu maximieren, also einen Kursverfall soweit wie möglich aufzuhalten. Daher wird ein Anreiz ausgelöst, der von den Anlegern erwünschten Portefeuilleumschichtung durch die Auswahl sicherer Produktionsverfahren zuvor zu kommen. Leider ist dabei eine Einbuße an erwartetem Ertrag nicht zu vermeiden, denn Produktionsverfahren, die gleichzeitig mehr Sicherheit und mehr erwarteten Ertrag bedeuten, stehen nicht zur Verfügung. Gäbe es sie, dann müßte man sich nämlich fragen, warum die Unternehmen sie nicht schon vor einer Änderung der Altersstruktur gewählt hatten. So ist eine allgemeine Produktivitätseinbuße der Wirtschaft die Folge. Die tiefere Ursache für dieses Ergebnis ist, daß mit einer Veränderung der Altersstruktur das Angebot eines von den Haushalten bereitgestellten Produktionsfaktors verringert wurde. Dieser Faktor heißt „Risiko“.

### 3.3. Die Vermögensunabhängigkeit der optimalen Portefeuillestruktur

Eine bei der Mehrperiodenanalyse fortwährend benutzte<sup>17</sup> Spezialität der Weber-Funktionen ist die bereits von PYE (1967) aufgedeckte *Trennungseigenschaft*

$$(27) \quad \max E[U(aQ)] \sim \max E[U(Q)]|_a.$$

<sup>17</sup> Vgl. S. 237.

Sie besagt, daß das optimale Standardrisikoprojekt unabhängig von der Höhe des eingesetzten Kapitals gefunden werden kann. Für die mit (6) beschriebene Zielfunktion des Kapitalanlegers bedeutet dies, daß die optimale Portefeuillestruktur vermögensunabhängig ist. Dieses Ergebnis gilt für beliebige juristische Verteilungen. Weder die eingangs genannte Bedingung  $Q_j^* \geq 0$ , noch die Bedingungen für die Anwendbarkeit des  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatzes werden benötigt.

Wenn allerdings der  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatz verwendet werden darf, dann läßt sich die Trennungseigenschaft leicht graphisch illustrieren, wie dies in Abb. 3 geschieht. Dort sind die linearen Effizienzgrenzen zweier, durch unterschiedliche Kapitaleinsatzmengen  $a$  und  $a'$  zustande kommender Möglichkeitsbereiche im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm eingezeichnet. Da der Kapitaleinsatz in (14) und (15) als Proportionalitätsfaktor erscheint, geht der eine Möglichkeitsbereich durch Ursprungsprojektion aus dem anderen hervor. In solcher Weise lassen sich aber wegen des Weberschen Relativitätsgesetzes auch die Indifferenzkurven konstruieren. Somit müssen die Tangentialpunkte  $P$  und  $P'$  auf einer Ursprungsgeraden liegen, die die beiden Effizienzgrenzen im Verhältnis  $\alpha' : \alpha^s$  aufteilt, und der Gesamtanteil des Risikoportefeuilles bleibt unabhängig vom Vermögen auf einem konstanten Niveau. Selbstverständlich ändert sich dabei auch die Struktur des Risikoportefeuilles nicht, denn sie ist ja ohnehin unabhängig von den individuellen Präferenzen und bliebe deshalb selbst dann erhalten, wenn  $P$  und  $P'$  nicht auf einer Ursprungsgeraden lägen.

Die Vermögensunabhängigkeit der Portefeuillestruktur ist ein sehr plausibles Ergebnis. So bot sie z. B. HICKS (1967, S. 114) den Anlaß, sozusagen aus einem Prinzip des mangelnden Grundes heraus ein homothetisches Indiffe-

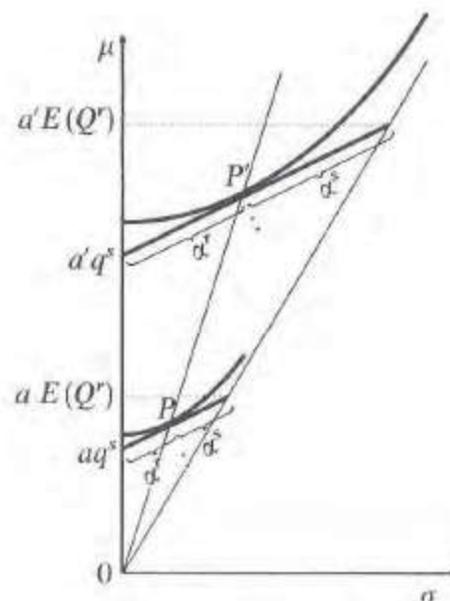


Abbildung 3

renzkurvensystem im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm zu fordern. Gleichwohl scheint sie in einem krassen Widerspruch zu einer offenkundigen empirischen Tatsache zu stehen, die wir uns nun vor Augen führen wollen.

### 3.3.1. Die scheinbare Widerlegung des Relativitätsaxioms durch die Beobachtung einer abnehmenden Umlaufgeschwindigkeit des Geldes

Man stelle sich vor, die sichere Anlageform, von der bisher immer die Rede war, sei die *Geldhaltung*, so daß im Falle eines konstanten Güterpreinsniveaus  $q^s = 1$  zu setzen ist. Die Hypothese einer vermögensunabhängigen Portefeuillestruktur impliziert dann eine partielle Vermögenselastizität der Geldhaltung von 1.

Diese Implikation scheint der Wirklichkeit zu widersprechen. Denn immerhin glaubt ARROW (1965, S. 44; 1970, S. 103f.) die empirischen Untersuchungen zur Geldnachfrage von SELDEN (1956), FRIEDMAN (1959), LATANÉ (1960) und MELTZER (1963), die nach seinem Eindruck „agree in finding a wealth elasticity of demand for cash balances of at least 1“, zugunsten seiner Präferenzhypothese der *zunehmenden* relativen Risikoaversion anführen zu können<sup>18</sup>. Haben wir auch Arrows Hypothese vom theoretischen Standpunkt aus als unhaltbar erkannt, so hat es nun den Anschein, als würde sie doch noch den Sieg über unsere Hypothese der *konstanten* relativen Risikoaversion davontragen. Der Schein trügt aber, denn bei genauerem Hinsehen bleibt von der behaupteten empirischen Evidenz nicht viel übrig. Der Beleg für diese Behauptung ist mit den nachfolgenden Überlegungen unschwer zu liefern.

Zunächst ist festzuhalten, daß nur in einer einzigen der genannten empirischen Untersuchungen (Meltzer) tatsächlich die *Vermögenselastizität* der Kassennachfrage gemessen wird. In allen anderen wird die Kassennachfrage vom *Einkommen* abhängig gemacht, wenn auch möglicherweise mit der Absicht, die Entwicklung des Vermögens zu approximieren. Beide Konzepte sind nur dann identisch, wenn sich Vermögen und Einkommen proportional zueinander entwickeln, also makroökonomisch der Kapitalkoeffizient konstant bleibt. Würde der Kapitalkoeffizient im Wachstum ansteigen, könnte schon hierin die Erklärung für eine Einkommenselastizität der Kassennach-

<sup>18</sup> ARROW (1965, S. 37–44 und 1970, S. 98–104) erklärt die Geldhaltung für einen Erwartungsnutzenmaximierer, ohne sich dabei des  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatzes zu bedienen, und er unterstellt, es gebe nur zwei Anlageformen, Geld und ein riskantes Wertpapier. Da in diesem Falle alle Verteilungen des Möglichkeitsbereiches einer linearen Klasse zugehören, ist die Lösung im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm mit der Arrowschen Lösung völlig identisch, ohne daß irgendwelche Approximationsunschärfen in Kauf zu nehmen sind. Da der  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatz aber zusätzlich eine approximative Lösung für den Fall vieler Anlageformen ermöglicht, beweist er klare Vorzüge.

frage von  $>1$ , also eine abnehmende Umlaufgeschwindigkeit des Geldes liegen<sup>19</sup>.

Geht man trotz dieser Bedenken von einer Konstanz des Kapitalkoeffizienten aus, so ist die empirisch beobachtbare Elastizität der Kassennachfrage für die Vereinigten Staaten tatsächlich  $>1$ , denn an der zuerst von Selden bemerkten säkular fallenden Umlaufgeschwindigkeit des Geldes ist nicht zu rütteln. Die Frage ist nur, welche Ursache sie hat.

Im Gegensatz zu Selden und Friedman berücksichtigen Meltzer und Latané die säkular gesunkenen Zinssätze zusätzlich als erklärende Variablen der Geldnachfrage und es zeigt sich, daß in ihnen wohl die wirkliche Ursache der abnehmenden Umlaufgeschwindigkeit zu suchen ist, was in einer deutlich verringerten *partiellen* Vermögens- bzw. Einkommenselastizität der Kassennachfrage zum Ausdruck kommt. Dabei ermittelt Meltzer einen geringfügig über 1 liegenden Wert, dessen Abweichung von 1 er aber selbst nicht für signifikant hält, und Latané sieht gar die Elastizität von 1 klar bestätigt. Das Ergebnis einer Elastizität von 1 ist inzwischen auch von KÖNIG (1968), WOLL (1969), WESTPHAL (1970, S. 51–77) und MATTFELDT (1973, S. 128–154) für die Bundesrepublik festgestellt worden, wenngleich sich hier eine viel geringere Zinselastizität der Geldnachfrage offenbarte, als Meltzer und Latané sie fanden.

Trotz dieses zunächst eindeutig für das Webersche Gesetz sprechenden Ergebnisses könnte man aus einer theoretischen Überlegung immer noch zu einer Bestätigung der Hypothese der zunehmenden relativen Risikoaversion gelangen, wenn man bedenkt, daß die Geldnachfrage nicht nur aus einer Portefeuilleoptimierung, sondern auch aus dem Transaktionsmotiv zu begründen ist. So verweist ARROW auf BAUMOL (1952) und TOBIN (1956), die in einem Lagerhaltungsansatz der Geldnachfrage zeigen konnten, daß die Elastizität der Geldnachfrage in bezug auf das Transaktionsvolumen gerade 0,5 ist, wenn die Kosten für die Umwandlung von verzinslichen Anlagen in Kasse vom Umwandlungswert unabhängig sind<sup>20</sup>. Wenn nun das Transaktionsvolumen in fester Relation zum Vermögen steht, so liegt der Schluß nahe, daß die Elastizität der aus der Portefeuilleoptimierung resultierenden Kassennachfrage  $>1$  sein muß, damit für die gesamte Geldnachfrage per Saldo der Wert 1 herauskommt. Doch ist er keinesfalls zwingend.

<sup>19</sup> Zwar konnte bislang ein Anstieg des Kapitalkoeffizienten empirisch nicht nachgewiesen werden, doch gibt es Meßfehler, die dafür sorgen, daß ein möglicherweise in der Wirklichkeit stattfindender Anstieg des Kapitalkoeffizienten bei empirischen Untersuchungen unerkant bleibt. Siehe dazu SINN (1975, S. 683–690).

<sup>20</sup> In einem Beitrag von VIKAS (1975) wird sogar eine negative partielle Elastizität der Geldhaltung in bezug auf das Vermögen behauptet. Entscheidend für dieses Ergebnis ist die unrealistische Annahme, daß die Zinsen auf das Vermögen gerade dann anfallen, wenn auch Transaktionen vorzunehmen sind.

So ist zu bezweifeln, daß die Umwandlungskosten vom Transaktionsvolumen unabhängig sind. Wenn im gleichgewichtigen Wachstum bei konstanter Bevölkerung die Lohnsätze so wie die Arbeitsproduktivität ansteigen und wenn die Umwandlungskosten durch menschlichen Arbeitsaufwand (z.B. den Gang zur Bank) entstehen, dann verlangt auch das Baumol-Tobin-Modell eine empirische Elastizität der Kassennachfrage von Eins.

Aber selbst, wenn dieses Argument nicht zum Zuge käme und sich tatsächlich eine Elastizität der portfeuillebestimmten Kassennachfrage von  $> 1$  ermitteln ließe, so würde damit unsere Präferenzhypothese immer noch nicht widerlegt. Bedenkt man nämlich, daß das durchschnittliche Alter der Menschen säkular zugenommen hat, so wäre dieses Ergebnis wegen der Altersabhängigkeit der Risikoaversion gerade zu erwarten, wenn mit  $\varepsilon < 1$  für den überwiegenden Teil der Menschen eine vergleichsweise mäßige Risikofurcht vorliegt.

Bis hierher haben wir die grundsätzliche Behauptung, daß die Geldhaltung überhaupt im Rahmen des Portfeuillemodells erklärt werden kann, nicht in Zweifel gezogen. Das soll jetzt nachgeholt werden, indem wir einem Einwand, der von STIGLITZ (1969b), WESTPHAL (1970, S. 18), SHELL (1972) und anderen vorgebracht wurde, folgen und realistischerweise unterstellen, es gebe außer Geld noch eine verzinsliche sichere Anlageform.

Nennen wir  $\alpha_1^s, \alpha_2^s$  und  $\alpha^r$  die Anteile des Geldes, der verzinslichen sicheren Anlage und des gesamten Risikoportefeuilles, und bezeichnen wir weiterhin mit  $q_1^s, q_2^s$  und  $Q^r$  die zugehörigen Zinsfaktoren, wobei  $1 = q_1^s < q_2^s < E(Q^r)$ , dann lauten die Parameter der erreichbaren Endvermögensverteilungen in Analogie zu (14) und (15):

$$(28) \quad E(V) = a [\alpha_1^s + \alpha_2^s q_2^s + \alpha^r E(Q^r)] ,$$

$$(29) \quad \sigma(V) = a \alpha^r \sigma(Q^r) .$$

Dabei wird die Struktur des Risikoportefeuilles zunächst nicht gesondert ausgewiesen; man kann für die nachfolgenden Überlegungen irgendeine beliebige, aber feste Struktur unterstellen. Um die optimalen Anteilswerte  $\alpha_1^s, \alpha_2^s$  und  $\alpha^r$  zu bestimmen, betrachten wir den aus (28) und (29) folgenden dreieckigen Möglichkeitsbereich, wie er in Abb. 4 dargestellt wird. Er geht in der in der Zeichnung angedeuteten Weise durch Linearkombination der Koordinaten

$$\begin{array}{lll} E(V) = a, & \sigma(V) = 0, & \text{wenn } \alpha_1^s = 1, \\ E(V) = a q_2^s, & \sigma(V) = 0, & \text{wenn } \alpha_2^s = 1, \\ E(V) = a E(Q^r), & \sigma(V) = a \sigma(Q^r), & \text{wenn } \alpha^r = 1, \end{array}$$

hervor. Da von diesem Möglichkeitsbereich nur die an der oberen Grenze

liegenden Punkte effizient sind, zeigt sich, daß im Optimum  $\alpha_1^s = 0$  ist und somit gar keine Kasse nachgefragt wird.

Dieses Ergebnis gilt für eine willkürlich vorgegebene Struktur des Risikoportefeuilles. Da unter dieser Bedingung alle durch Variation von  $\alpha_2^s, \alpha_1^s$  und  $\alpha^r$  erreichbaren Verteilungen  $V = \alpha_1^s a + \alpha_2^s q^s a + \alpha^r Q^r a$  offenkundig derselben linearen Klasse zugehören, braucht keine Approximationsunschärfe des  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatzes in Kauf genommen zu werden<sup>21</sup>. Man könnte zusätzlich beliebige andere Strukturen des Risikoportefeuilles, also andere Verteilungen für  $Q^r$  unterstellen. Da man für das jeweils exakt angepaßte Indifferenzkurvensystem im Prinzip immer das gleiche Ergebnis erhält, können wir ganz allgemein schließen, daß Geld niemals als Vermögensobjekt gehalten wird, wenn nur verzinsliche sichere Anlageformen existieren. Damit ist Arrows Versuch, die dem Weberschen Relativitätsgesetz widersprechende Hypothese der zunehmenden relativen Risikoaversion empirisch zu belegen, als endgültig gescheitert anzusehen.

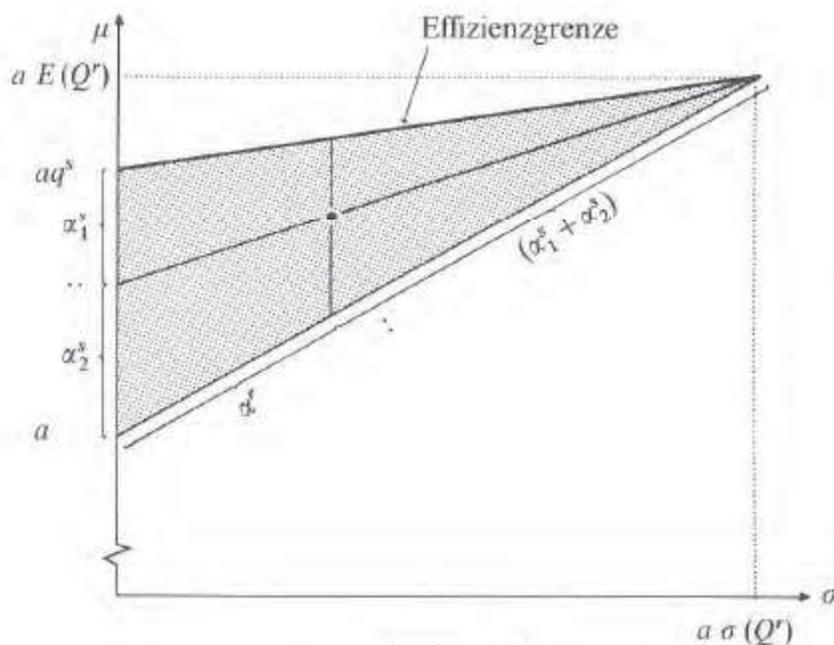


Abbildung 4

<sup>21</sup> Wegen  $Q^r \geq 0$  ist die lineare Klasse bei  $r_{\min} = E(V) - k\sigma(V)$  beschränkt, woraus wegen  $r_{\min} = a[\alpha_1^s + \alpha_2^s q_2^s]$  folgt, daß

$$a[\alpha_1^s + \alpha_2^s q_2^s] = a[\alpha_1^s + \alpha_2^s q_2^s + \alpha^r E(Q^r)] - k\alpha^r \sigma(Q^r)$$

und somit

$$k = \frac{E(Q^r)}{\sigma(Q^r)}$$

### 3.3.2. Ein risikotheorietischer Vermögenseffekt eines staatlichen Budgetdefizits

In der monetaristisch-fiskalistischen Diskussion über die Wirksamkeit staatlicher Fiskalpolitik zur Konjunktursteuerung spielt der Einfluß von Vermögensänderungen auf die Aktivitäten der mikroökonomischen Entscheidungseinheiten eine ganz entscheidende Rolle. Eine umstrittene Frage ist z.B. die nach der konjunkturellen Wirksamkeit eines staatlichen *deficit without spending*<sup>22</sup>, welches durch Kreditaufnahme im privaten Sektor finanziert wird. Man könnte auch einfacher danach fragen, was geschieht, wenn der Staat Wertpapiere an die Bürger verschenkt, denn darauf läuft die beschriebene Politik ja hinaus.

Gesetzt den wohl realistischen Fall, die Bürger leiden unter der fiskalischen Illusion, das heißt, die heute Begünstigten fühlen sich reicher, während niemand bedenkt, daß er möglicherweise die bei der Tilgung unumgänglichen Steuererhöhungen tragen muß. Dann ist völlig im Einklang mit dem im vorigen Kapitel entwickelten Konsum-Investitionsmodell eine Konsumerhöhung die Folge, die bei gegebenem Zins und somit gegebenen privaten Investitionen expansiv wirken würde. Doch aus monetarischer Sicht ist einzuwenden, daß bei gegebenem Zins die Geldnachfrage steigt, weil die optimale Portefeuillestruktur mit der einseitig durch die Staatspapiere bewirkten Vermögenserhöhung zerstört wurde und durch Umtausch der Staatspapiere gegen Geld wieder herzustellen versucht wird. Da die Geldnachfrage bei gegebenem Transaktionsvolumen und gegebener Geldmenge nicht befriedigt werden kann, kommt es zu Zinssteigerungen, die die privaten Investitionen und mit ihnen das Transaktionsvolumen reduzieren, so daß die benötigte Geldmenge erst in einem kontraktiven Prozeß freigesetzt wird. Das monetarische Argument ist jedoch vom theoretischen Standpunkt nicht haltbar: Nach den Überlegungen vom Ende des vorigen Abschnitts krankt es zunächst einmal daran, daß Geld überhaupt nicht als Vermögensbestandteil gehalten wird. Zudem gibt es aber einen bedeutsamen Effekt, der dem von monetaristischer Seite vorgebrachten Argument von der Struktur her zwar recht ähnlich ist, doch von der Sache her genau in die entgegengesetzte Richtung wirkt.

Reihen wir die Staatspapiere in die Kategorie der sicheren Anlageformen ein, so folgt nämlich aus der mit dem Weberschen Gesetz begründeten Vermögensunabhängigkeit der optimalen Portefeuillestruktur, daß ein Teil der zusätzlich erhaltenen Staatspapiere wieder abgestoßen wird, nicht um Geld, sondern um Risikopapiere nachzufragen. Somit kommt es bei gegebenem Zinssatz für sichere Anlagen  $q^s - 1$  zu Kurssteigerungen bei den Risikoanlagen, die zusätzliche Investitionen induzieren.

<sup>22</sup> Budgetdefizit, das durch Steuersenkungen hervorgerufen wird.

Dieser expansive Effekt findet eine einfache Interpretation, wenn wir bedenken, daß riskante Anlageformen sich von sicheren dadurch unterscheiden, daß neben dem Faktor Kapital *uno actu* der Faktor Risiko angeboten wird, wobei die Entlohnung des ersteren durch  $q^s - 1$  und die des letzteren durch  $E(Q^r) - q^s$  gemessen wird. Die staatlich bewirkte Vermögenserhöhung führt damit zum vermehrten Angebot eines knappen Produktionsfaktors und erhöht die Grenzproduktivität der anderen Faktoren. Daß die Nachfrage der Unternehmen nach diesen Faktoren dann zunimmt, ist kein Wunder.

Unser Ergebnis ist keine Selbstverständlichkeit sondern hängt entscheidend von der Hypothese über die Risikopräferenzstruktur ab. Um das einzusehen, betrachte man die Abb. 5. Sie entspricht der Abb. 4, nur mit dem Unterschied, daß statt eines homothetischen Indifferenzkurvensystems jenes der vermögensunabhängigen Risikoaversion eingezeichnet wurde, bei dem die Indifferenzkurven durch senkrechte Verschiebung auseinander hervorgehen.

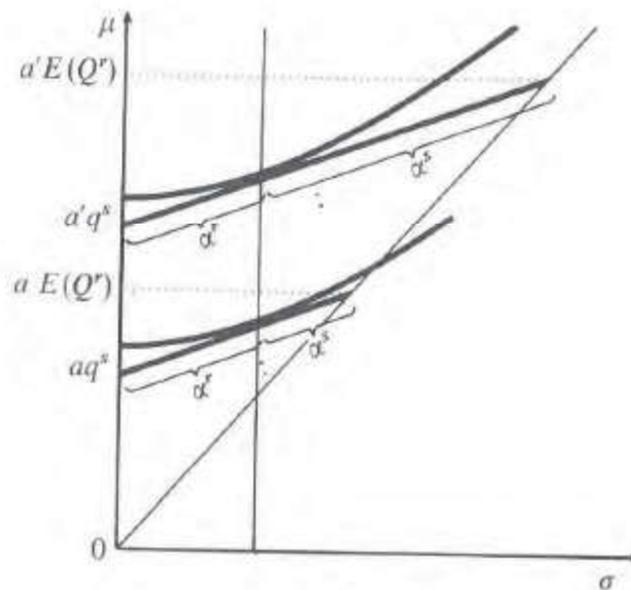


Abbildung 5

Nach diesem Indifferenzkurvensystem führt die Vermögenserhöhung dazu, daß der Anteil  $\alpha^r$  des Risikoportefeuilles am eingesetzten Kapital  $a$  sinkt: Die Senkung ist dabei gerade so groß, daß die Standardabweichung des aus riskanten Anlagen stammenden Endvermögens  $\alpha^r a \sigma(Q^r)$  konstant bleibt, was nichts anderes heißt, als daß unabhängig vom Vermögen ein fester Betrag  $\alpha^r a$  riskant angelegt bzw. das gesamtwirtschaftliche Angebot des Faktors Risiko durch Vermögensänderungen *nicht* beeinflußt wird. Für die Auswirkung der von uns untersuchten Defizitpolitik bedeutet dies, daß die Bürger gerade mit den ihnen geschenkten Staatspapieren zufrieden sind und keinerlei kompensierende Portefeuilleumschichtungen anstreben. Das

Webersche Relativitätsgesetz erlaubt es uns, diesen Fall als irrelevant beiseite zu schieben.

Wenn die untersuchte Defizitpolitik auch bei gegebenem Zinssatz  $q^s - 1$  einen expansiven Effekt auf die privaten Investitionen ausübt, so muß für die endgültige Beurteilung dieser Politik natürlich auch der Einfluß über den Geldmarkt bedacht werden. Zweierlei Gegenkräfte könnte man sich vorstellen.

Die eine liegt darin, daß eine abnehmende Entlohnung des Faktors Risiko bei gegebenem Zinssatz  $q^s - 1$  möglicherweise nicht nur die Investitionen anregt, sondern davon unabhängig auch die Transaktionskassennachfrage erhöht, so daß sich die Investitionen womöglich verringern statt erhöhen müßten, um zu einem neuen Gleichgewicht zu kommen. Doch warum sollte der Preis des Faktors Risiko die Geldnachfrage beeinflussen? Einzig sinnvoll scheint es zu sein, die Geldhaltung vom Zinssatz ( $q^s - 1$ ) abhängig zu machen, weil nur er die Kosten einer alternativen Verwendung des in Kasse gebundenen Kapitals anzeigt.

Wenn nun bei einem gegebenen Zinssatz  $q^s - 1$  die Investitionsnachfrage steigt, zeigt sich die andere Gegenkraft darin, daß mit den Investitionen und dem im Zuge eines Multiplikatorprozesses induzierten Konsum zusätzliche, Geld absorbierende Transaktionen vorgenommen werden müßten. Da das bei gegebener Geldmenge aber nicht möglich ist, muß der Zinssatz steigen, damit zum einen mit der Transaktionskasse besser gehaushaltet und zum anderen der Investitionsanstieg gebremst wird. Wie stark der Zuwachs der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage per Saldo ist, hängt von den Zinselastizitäten der Geld- und Investitionsnachfrage ab; daß er stattfindet, steht aber außer Frage.

#### 4. Zusammenfassung

Nachdem zunächst gezeigt wurde, wie sich die Entscheidungssituation eines Kapitalanlegers in die zuvor entwickelte Mehrperioden-Risikopräferenztheorie in exakter Form integrieren läßt, haben wir uns bemüht, die Bedingungen aufzuzeigen, die nötig sind, um das Instrumentarium der Markowitz-Tobinschen Portfoliotheorie zur approximativen Berechnung der durch unseren Erwartungsnutzenansatz implizierten Entscheidungen zu verwenden. Neben den zunächst dargestellten Standardresultaten der Portfoliotheorie wie dem Tobinschen Trennungstheorem und den Nachfragefunktionen für die einzelnen Anlageformen haben wir uns insbesondere auf die speziell aus dem Weberschen und Fechnerschen Gesetz folgenden Ergebnisse konzentriert.

Zunächst zeigte sich eine beachtenswerte Altersabhängigkeit der Portfeuillestruktur. Ihretwegen ist bei einer im Normalfall unter 1 liegenden

Risikoaversion  $\varepsilon$  von einer Überalterung der Bevölkerung eine allgemeine Produktivitätshemmung zu erwarten. Als ebenfalls folgenreichende Implikation unserer Präferenzhypothese erwies sich die Vermögensunabhängigkeit der optimalen Portefeuillestruktur. Sie sorgt dafür, daß eine Vermögenserhöhung bei gegebenem Zins zu einem vermehrten Angebot des Produktionsfaktors „Risiko“ und damit zu einer Erhöhung der Investitionsneigung führt. Die Bedeutung dieser Implikation wurde für die in der monetaristisch-fiskalistischen Diskussion um die Wirksamkeit der Fiskalpolitik so wichtigen Vermögenseffekte eines Budgetdefizits diskutiert. Recht ausführlich haben wir uns mit den von Arrow zugunsten der konkurrierenden Hypothese der zunehmenden relativen Risikoaversion angeführten empirischen Befunden zur Vermögensabhängigkeit der im Portefeuille gehaltenen Geldmenge auseinandergesetzt. Dabei zeigte sich zum einen, daß, wenn man Arrows Überlegungen folgt, die empirischen Befunde keineswegs für seine, sondern vielmehr für unsere Hypothese sprechen, und zum anderen, daß Arrow die Geldhaltung im Rahmen der Portefeuilletheorie nur mit der unrealistischen Annahme, es gebe keine sicheren verzinslichen Anlageformen, begründen kann, also auch insofern keineswegs überzeugt.

## Abschnitt B

### Theorie der Devisenspekulation

In diesem Abschnitt wenden wir die oben entwickelte Risikopräferenztheorie auf das Entscheidungsproblem von Devisenkassa- und Terminspekulanten an. Anders als bei der Portfoliotheorie ist die Fragestellung jetzt vornehmlich positiver Natur. Weil die Spekulanten auf den Devisenmärkten ungemein wichtige Leute sind, gilt es, ihr Verhalten zu verstehen. Den Spekulanten zu zeigen, wie sie ihre Gewinne vergrößern können, ist nicht das Ziel der Spekulationstheorie.

Für unsere Analyse können wir zum Teil auf frühere Erwartungsnutzenansätze von GRUBEL (1966), FELDSTEIN (1968), LELAND (1971) und HOCHGESAND (1974) zurückgreifen. Doch insofern als wir das Problem in ein Mehrperiodenmodell einbetten und die speziellen Implikationen des Weberischen Gesetzes und der Maehkminn-Regel untersuchen, gehen wir über diese Studien hinaus.

#### 1. Der Grundkalkül der Kassa- und Terminspekulanten

Wir analysieren das Entscheidungsproblem der Devisenspekulanten in einem stark idealisierten Modell der Devisenmärkte bei uneingeschränkt

flexiblen Wechselkursen. Es wird angenommen, daß alle Devisentransaktionen zu festen Stichtagen abgewickelt werden, zwischen denen nichts passiert. Zu jedem Stichtag gibt es einen Kassamarkt und einen Terminmarkt; auf letzterem werden im voraus die Konditionen für einen Devisenaustausch am folgenden Stichtag<sup>1</sup> ausgehandelt. Die Untersuchung beschränkt sich auf den Zwei-Länder-Fall. Das Inland (der Wohnsitz des betrachteten Spekulanten) ist Deutschland und das Ausland ist Amerika mit den Währungen DM und \$. Der Wechselkurs ist der Preis eines Dollars in DM.

Die Spekulanten kennen zum Entscheidungszeitpunkt den aktuellen Kassakurs  $w_0^K$  und den aktuellen Terminkurs  $w_0^T$ , doch die sich nach einer Periode einstellenden Kurse  $W_1^K$  und  $W_1^T$  wie auch alle späteren Kurse sind ungewiß. Entscheidungen sind daher auf der Basis äquivalenter objektiver Wahrscheinlichkeitsverteilungen zu fällen.

Betrachten wir zuerst den Fall des Terminspekulanten. Der Terminspekulant kauft oder verkauft Termindevisen, um bei der Erfüllung seiner Terminverpflichtungen durch ein Kompensationsgeschäft am Kassamarkt einen Gewinn zu machen. Kauft er „heute“  $h$  \$ per Termin, dann entsteht ihm „morgen“ eine DM-Auslage der Höhe  $hw_0^T$ , doch nach Umtausch der aus dem Terminkontrakt erhaltenen ( $h$ ) Dollars hat er einen DM-Erlös im Umfang  $hW_1^K$ . Sein nach einer Periode anfallender Gewinn ist damit

$$(1) \quad X = h(W_1^K - w_0^T).$$

Da der Gewinn um so höher ist, je größere Werte der zukünftige Kassakurs aufweist, kennzeichnet man diese Art von Engagement häufig als *Haussespekulation*. Der Gegensatz dazu ist die *Baissespekulation*, bei der Termindevisen verkauft werden. Verkauft der Spekulant „heute“  $k$  \$ per Termin, dann erhält er „morgen“  $kw_0^T$  DM an Erlös, doch muß er am Kassamarkt für  $kW_1^K$  DM Dollars ankaufen, um seinen Terminverpflichtungen nachzukommen. Sein Gewinn ist daher  $k(w_0^T - W_1^K)$ , oder wird, wenn wir mit  $k = -h$  einen Termindollarverkauf als negativen Ankauf auffassen, wiederum durch Gleichung (1) beschrieben. Wegen  $h < 0$  ist der Gewinn bei der Baissespekulation desto höher, je kleiner der „morgige“ Kassakurs ist.

Für die Terminspekulation wird im Prinzip kein Kapital benötigt. Man könnte daher vermuten, daß der Spekulant sein Engagement  $h$  unabhängig von dem ihm zur Verfügung stehenden Vermögen beliebig wählen kann. Es hat sich in der Praxis indes eine institutionelle Regelung herausgebildet, die  $h$  begrenzt; und dies, wie wir sehen werden, aus gutem Grunde. So verlangen die Banken, über die die Termingeschäfte abgewickelt werden, in der Regel

<sup>1</sup> Wir schließen die Möglichkeit von Terminmärkten mit unterschiedlicher Fristigkeit aus. Ein (freilich nicht auf dem Erwartungsnutzenansatz basierendes) Modell mit mehreren Terminmärkten findet man bei SOHMEN (1966 u. 1973).

einen „Sicherheitseinschuß“ von 10 bis 20% des in DM bewerteten Terminengagements, weil sie gegenüber den ausländischen Partnern des Terminkontraktes haftungspflichtig sind. Die Höhe des geforderten Einschusses ist dabei unabhängig davon, ob *à la hausse* oder *à la baisse* spekuliert wird. Da der Einschuß von der Bank verzinst wird, bedeutet er für den Spekulanten im Prinzip keine Kosten, sondern begrenzt nur das spekulative Engagement in Abhängigkeit vom Vermögen<sup>2</sup>.

Mit diesen Informationen kann der dem Terminspekulanten offenstehende Möglichkeitsbereich an Periodenendvermögensverteilungen ( $V$ ) bereits vollständig beschrieben werden. Der Einfachheit halber nehmen wir noch an, daß der Spekulant außer den Spekulationsgewinnen keinerlei weitere zufallsabhängige Einkommen bezieht. Deterministische Einkommensströme jedweder Art sind hingegen zulässig, soweit ihr Barwert per Verschuldung liquidiert und zur Finanzierung des von den Banken verlangten Sicherheitseinschusses verwendet werden kann. Der Barwert dieser deterministischen Einkommensströme zählt in gewohnter Weise zum Vermögen. Nennen wir die von den Banken verlangte Sicherheitsmarge (Anteil des Sicherungskapitals am DM-Volumen des Engagements)  $\beta$ , das nach Abzug des Periodenkonsums vorhandene Anfangsvermögen  $a$  und den (sicheren) Marktzinssatz, zu dem der Spekulant sein Vermögen anlegt,  $q-1$ , dann wird der gesuchte Möglichkeitsbereich offenbar durch

$$(2) \quad V = aq + h(W_1^K - w_0^I), \quad |h| \leq \frac{aq}{\beta w_0^I}$$

angegeben.

Als nächstes betrachten wir den Fall der Kassaspekulation. Im Gegensatz zur Terminspekulation geht die Kassaspekulation mit einer internationalen Kapitalbewegung einher. Kassaspekulanten ex- oder importieren Kapital unter bewußtem Verzicht auf eine Kurssicherung am Terminmarkt. Wünscht ein Kassaspekulant für eine Periode den DM-Betrag  $h^*$  ungesichert in festverzinslichen ausländischen Wertpapieren und den Rest seines zur Anlage verfügbaren Vermögens ( $a - h^*$ ) in festverzinslichen inländischen Wertpapieren anzulegen, dann ist sein Periodenendvermögen

<sup>2</sup> Die Auskünfte wurden am 27.7. 1977 von der Deutschen Bank Mannheim gegeben. GRUBEL (1965, S. 252) berichtet von einer 10% Marge, die amerikanische Banken (zur Zeit der nur innerhalb der Interventionspunkte schwankenden Kurse) verlangt haben. Statt eines Einschusses geben sich die Banken auch mit einer gleichwertigen Verpfändung sicherer Anlageformen oder einer Kürzung des Kreditspielraumes, den der Spekulant bei der Bank genießt, zufrieden. Beides bedeutet keinen materiellen Unterschied zum direkten Einschuß, wenn man einen einheitlichen Zinssatz unterstellt und davon ausgeht, daß ein Kreditspielraum durch andere sichere Anlageformen oder sichere Einkommensströme abgedeckt werden müßte.

$$\begin{aligned}
 (3) \quad V &= (a - h^*)q^I + h^* \frac{W_1^K}{w_0^K} q^A \\
 &= aq^I + \frac{h^* q^A}{w_0^K} \left[ W_1^K - \frac{q^I w_0^K}{q^A} \right]
 \end{aligned}$$

mit  $q^I - 1$  als dem inländischen und  $q^A - 1$  als dem ausländischen Zinssatz. Wünscht er indes, den DM-Betrag  $k^*$  für eine Periode im Ausland auszuleihen, um ihn dann im Inland anzulegen, so ist sein Periodenendvermögen  $aq^I + k^*q^I - q^A W_1^K k^*/w_0^K$ , oder wird, wenn wir mit  $k^* \equiv -h^*$  den Kapitalimport als negativen Export auffassen, wiederum durch die Gleichung (3) angegeben.

Ein Vergleich der Periodenendvermögensverteilungen der Termin- und Kassaspekulanten, wie sie durch (2) und (3) angegeben werden, vermittelt den Eindruck, als lägen mit diesen beiden Spekulationstypen recht unterschiedliche Entscheidungsprobleme vor. Dieser Eindruck ist aber falsch. Um dies einzusehen müssen wir die Rolle der Zinsarbitrageure betrachten, einer dritten Gruppe von Akteuren an den Devisenmärkten<sup>3</sup>. Zinsarbitrageure sind Kapitalimporteure oder -exporteure wie die Kassaspekulanten. Der Unterschied ist nur, daß sie ihr Engagement vollständig am Terminmarkt absichern, statt den zukünftigen Kassakurs über ihren Gewinn entscheiden zu lassen.

Sehen die Arbitrageure sichere Inlands- und Auslandsanlagen als vollkommene Substitute an, dann muß gelten<sup>4</sup>:

$$(4) \quad q \equiv q^I = q^A \frac{w_0^T}{w_0^K}.$$

Wäre nämlich  $q^I > q^A w_0^T/w_0^K$ , dann würden kursgesicherte Kapitalimporte riesigen Ausmaßes einsetzen, die den Kassakurs  $w_0^K$  senken und den Ter-

<sup>3</sup> Es handelt sich dabei nicht notwendigerweise um andere Personen als die Spekulanten, denn diese können mit dem sicher angelegten Teil ihres Vermögens Arbitragegeschäfte betreiben.

<sup>4</sup> Mit (4) haben wir eine unendlich elastische *Arbitragewunschkurve* nach der Art der klassischen Zinsparitätentheorie angenommen. GRUBEL (1966, S. 18–21) hat diese Annahme mit dem Hinweis, daß auch die Arbitrage nicht frei von politischen Risiken sei, bezweifelt. Wir vernachlässigen dieses Problem. Ebenfalls als Entgegnung zur klassischen Theorie hat SCHRÖDER (1969, S. 30–32) darauf verwiesen, daß die Arbitrageure eine zinsabhängige Liquiditätspräferenz haben, so daß sie mit zunehmender Rentabilität der Auslandsanlage mehr und mehr Arbitragemittel freimachten. Das Argument ist indes nicht stichhaltig, weil ja Inlandsanlagen mit gleicher Fristigkeit wie die Auslandsanlage auch einen Liquiditätsverzicht bedeuten. Ein Zinsunterschied bei In- und Auslandsanlage gleicher Fristigkeit läßt sich also mit diesem Argument schwerlich begründen.

minkurs  $w_0^T$  erhöhen, und wäre  $q^I < q^A w_0^T / w_0^K$ , dann würden entsprechende Kapitalexporte für eine entgegengesetzte Veränderung sorgen.

Unter Verwendung der Arbitragebeziehung (4) läßt sich die Gleichung (3) nun als

$$(5) \quad V = aq + \frac{h^* q^A}{w_0^K} (W_1^K - w_0^T)$$

formulieren. Diese Gleichung ähnelt bereits der Gleichung (2). Unterschiedlich ist allerdings noch, daß wir in Gleichung (2) mit  $h$  das Ausmaß des Spekulationsengagements in \$ gemessen haben, während ja (5) mit  $h^*$  das Spekulationsengagement durch den DM-Wert des zu exportierenden Kapitals angibt. Dieser Unterschied ist aber unwichtig. Mißt man nämlich das Engagement des Kassaspekulanten durch den \$-Wert des Tilgungsbetrages, indem man  $h \equiv q^A h^* / w_0^K$  setzt, dann nimmt (5) genau die gleiche Gestalt wie (2) an. Dieses verblüffende Ergebnis geht bereits auf TSIANG (1959) zurück, der gezeigt hat, daß man die Kassaspekulation als Koppelung von reiner Arbitrage und Terminspekulation auffassen kann.

Damit hat es den Anschein, als brauchten wir uns in Zukunft nur noch mit dem Typus des Terminspekulanten zu beschäftigen. Doch ist noch die Beschränkung  $|h| \leq aq / (\beta w_0^T)$  zu prüfen. Verwendet der kapitalexportierende Kassaspekulant sein gesamtes Vermögen für den Kauf ausländischer Wertpapiere und verschuldet sich der kapitalimportierende Kassaspekulant in der Höhe seines Vermögens, dann ist gerade  $|h^*| = a$ , also  $|h| = aq / w_0^T$ . Daß es dem Spekulant durch Kreditaufnahme gelingen könnte, sich in noch stärkerem Maße zu engagieren, ist nicht sehr wahrscheinlich, denn die Gläubiger müßten in diesem Fall auf die Sicherung ihres Darlehens verzichten. So ist für Werte von  $\beta$ , die realistischerweise weit unter 1 liegen, der Möglickeitsbereich der Terminspekulanten, die sich der auf Spekulationsgeschäfte spezialisierten Banken bedienen, größer. Da es jedoch den Kassaspekulanten jederzeit freisteht, zu Terminspekulanten zu werden, dürfen wir den Ausdruck (2) getrost als Möglickeitsbereich *aller* Devisenspekulanten auffassen.

Nun soll es darum gehen, die Entscheidungssituation des Spekulanten in unser Grundmodell der stochastischen Mehrperiodenplanung einzubetten. Dazu prüfen wir, ob der durch (2) beschriebene Möglickeitsbereich durch stochastisch konstante Skalenerträge gekennzeichnet ist und schreiben ihn als

$$(6) \quad V = aQ$$

$$\text{mit } Q \equiv q + \gamma \left( \frac{W_1^K - w_0^T}{w_0^K} \right), \quad \left| \gamma \equiv \frac{h w_0^T}{a} \right| \leq \frac{q}{\beta}$$

Mit dieser Schreibweise wird ein Möglichkeitsbereich von Standardrisikoprojekten isoliert. Stochastisch konstante Skalenerträge liegen vor, wenn der Möglichkeitsbereich vom Niveau des Vermögens,  $a$ , unabhängig ist. Da der zulässige Wertebereich für  $\gamma$  offenkundig vermögensunabhängig ist, wird diese Bedingung erfüllt, wenn nur zusätzlich die Höhe des Spekulationsengagements keinen Einfluß auf den aktuellen Terminkurs,  $w_0^T$ , und die Wahrscheinlichkeitsverteilung des morgigen Kassakurses,  $W_0^K$ , hat. Das sei durch die Annahme einer atomistischen Marktstruktur abgesichert.

Eine zweite in unserem Grundmodell getroffene Annahme ist die stochastische Unabhängigkeit der Verteilungen für  $Q$  im Zeitablauf. Wenn wir unterstellen, daß die Devisenspekulanten die Marktzusammenhänge soweit durchschauen, daß sie bei gegebenen Zinssätzen im In- und Ausland die Arbitragegleichgewichtsbeziehung (4) einkalkulieren, dann ist in (6)  $w_0^T$  durch  $w_0^K q^T / q^A$  zu ersetzen, und es zeigt sich, daß unsere Annahme (ähnlich wie im Fall der Portfeuilleanalyse) verlangt, daß die Spekulanten stochastisch unabhängige Zuwachsraten, also einen *random walk* der Kurse vermuten<sup>5</sup>. Dies besagt nicht, daß die Erwartungen der Spekulanten über die zukünftigen Kurse ausschließlich vom aktuellen Kursniveau bestimmt werden. Vielmehr mag es exogene Einflüsse jedweder Art geben, die die Erwartungen der Spekulanten verändern<sup>6</sup>. Was impliziert wird, ist nur, daß eine Änderung der aktuellen Kurse für sich genommen die Spekulanten weder veranlaßt, wegen der Vorstellung eines „richtigen“ Kursniveaus eine relativ geringere Änderung der zukünftigen Kurse zu vermuten, noch zu glauben, die beobachtbare Veränderung sei der bloße Vorbote relativ noch größerer Veränderungen in der Zukunft. Kurz: Es wird eine Erwartungselastizität von Eins unterstellt<sup>7</sup>.

Eine weitere Voraussetzung, die für die Existenz einer optimalen Mehrperiodenplanung gemacht werden mußte, ist die, daß der Möglichkeitsbereich wenigstens eine Alternative enthält, die den völligen Ruin mit Sicherheit verhindert. Diese Voraussetzung wird bei  $0 \leq w_1^K \leq \infty$  erfüllt, weil ein jedes  $h$  mit der Eigenschaft  $0 \leq h < aq/w_0^T$  einen völligen Vermögensverlust ausschließt.

Damit ist die Integration des Spekulationsproblems in unser Grundmodell praktisch vollzogen. Wir brauchen nur noch zu unterstellen, daß der

<sup>5</sup> Da es bei der Wareterminalspekulation keine (4) vergleichbare Anbindung der Terminkurse an die Kassakurse gibt, würde sich dort eine Annahme über das vermutete Kursbildungsgesetz erübrigen.

<sup>6</sup> Die Rolle der Erwartungen wird im Unterabschnitt 2.2 untersucht.

<sup>7</sup> Wir beschreiten damit den Mittelweg zwischen zwei in der Literatur umstrittenen Auffassungen. Vgl. dazu FRIEDMAN (1953, S. 175), ALIBER (1970, bes. S. 304–306) und Nurkse, R. *International currency experience*. Princeton 1944. (Letzterer zitiert nach ALIBER (1970, S. 304) und SOHMEN (1973, S. 73), da im Leihverkehr der BRD nicht beschaffbar.)

Spekulant zu jedem Stichtag nach Abwicklung seiner alten Termingeschäfte nicht nur über das neue Engagement, sondern auch über die Höhe der Entnahmen für laufenden Konsum entscheidet, und daß er die Mehrperiodenzielfunktion des Grundmodells zu maximieren trachtet. Dann lautet seine Implizit vorhandene kurzfristige Zielsetzung:

$$(7) \quad \max_h E[U(aq + h(W_1^K - w_0^T))], \quad |h| \leq \frac{aq}{\beta w_0^T}.$$

Dabei beschreibt  $U(\cdot)$  eine der durch das (zeitabhängige) Maß der Risikoaversion festgelegten Präferenzstrukturen nach dem Weberschen Gesetz. Was diese Zielsetzung für das optimale  $h$  impliziert, werden wir im nächsten Unterabschnitt diskutieren.

## 2. Das optimale Spekulationsengagement im Idealfall

### 2.1. Das doppelseitige $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm

Zur Lösung der Maximierungsaufgabe (7) ziehen wir das  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm zu Rate. Für die dazu benötigten Verteilungsparameter der Wahrscheinlichkeitsverteilungen aus dem dem Spekulanten offenstehenden Möglichenbereich errechnet man aus (2)

$$(8) \quad E(V) = aq + h[E(W_1^K) - w_0^T]$$

und<sup>8</sup>

$$(9) \quad \sigma(V) = h \operatorname{sgn} h \sigma(W_1^K).$$

Bekanntlich kann mit Hilfe des  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramms die optimale Wahl genau dann völlig exakt nachgebildet werden, wenn alle Wahrscheinlichkeitsverteilungen des Möglichenbereichs derselben linearen Klasse zugehören. Um zu überprüfen, ob das der Fall ist, berechnen wir die zu (2) gehörende standardisierte Zufallsvariable  $Z = [V - E(V)]/\sigma(V)$ . Wir erhalten

$$(10) \quad Z = \operatorname{sgn} h \frac{W_1^K - E(W_1^K)}{\sigma(W_1^K)}$$

und müssen erkennen, daß zwei verschiedene lineare Klassen vorkommen. Wird *à la hausse* spekuliert ( $\operatorname{sgn} h = +1$ ), so liegt gerade die Verteilungsklasse vor, der auch der morgige Kassakurs ( $W_1^K$ ) angehört, doch wenn *à la*

<sup>8</sup> Für die Definition der „sgn“-Funktion vgl. Fn. 17, S. 203.

*baisse* spekuliert wird ( $\text{sgn } h = -1$ ), dann beschreibt genau das „Spiegelbild“ dieser Verteilungsklasse die Gestalt der standardisierten Endvermögensverteilung. Im Fall einer symmetrischen Verteilung für  $W_1^K$  dürfte man folglich ein  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm zu Rate ziehen. Doch nichts berechtigt uns eine Symmetrie anzunehmen. Vielmehr scheinen die Kursverteilungen in Wirklichkeit linkssteil zu sein. Das liegt schon deshalb nahe, weil die Kurse mit dem Nullniveau eine untere Schranke haben, während eine ähnlich prägnante obere Schranke fehlt. Wenn überhaupt eine Symmetrieannahme am Platz ist, so müßte sie sich wohl auf die logarithmierte Kursverteilung beziehen, so daß z.B. eine Kursverdoppelung für genauso wahrscheinlich wie eine -halbierung gehalten wird. So kann also die Verwendung des üblichen  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramms in der Regel nicht zu einer exakten Lösung führen. Doch warum sollen wir nicht zwei Diagramme zu Rate ziehen<sup>9</sup>?

Dies wird mit der Abb. 6 getan, indem zwei Indifferenzkurvensysteme nach der Art der Abb. 7 im Kapitel II A in geeigneter Weise zusammengestellt werden. Für die Vermögensverteilungen wird dabei angenommen, daß sie unten beschränkten linearen Klassen entstammen, was gemäß (10) eine beidseitige Beschränkung der Kassakursverteilung impliziert<sup>10</sup>. Der Einfachheit halber sind die anomalen Bereiche der Indifferenzkurven derweil ausgespart worden. Dementsprechend wollen wir auch ausschließen, daß der Möglichkeitsbereich in das Gebiet anomal verlaufender Indifferenzkurven hineinragt. Der Analyse dieses Falls wird mit B 3 ein gesonderter Unterabschnitt gewidmet.

Der rechte Teil des Indifferenzkurvensystems ist für die Haussespekulation ( $h > 0$ ) und der linke, im Vergleich zur üblichen Darstellung spiegelbildlich gezeichnet, für die Baissespekulation ( $h < 0$ ) zuständig. Wegen der asymptotischen Effizienz der Varianz<sup>11</sup> sind die Indifferenzkurven für kleine

<sup>9</sup> Da FELDSTEIN (1968), LELAND (1971) und HOCHGESAND (1974) immer nur die Hausse- oder die Baissespekulation im Auge haben, sind ihre Ansätze für beliebige Verteilungen des Kassakurses völlig exakt im herkömmlichen  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm darstellbar, solange das Modell nicht um weitere Risikoquellen erweitert wird. Insofern ist Lelands wiederholt (z.B. S. 261 u. 263) ausgesprochene Behauptung, Feldsteins Ergebnisse durch den direkten Zugriff auf das Erwartungsnutzenkriterium verallgemeinert zu haben, falsch. Entsprechend ist auch die von Hochgesand auf den Seiten 127–133 versuchte Verallgemeinerung des zunächst präsentierten  $\mu$ - $\sigma$ -Ansatzes nichts als eine Darstellung alter Ergebnisse in neuem Gewande. Ausgelöst wurde die ganze Verwirrung bereits durch FELDSTEIN (S. 184), der selbst zu glauben scheint, die Annahme normalverteilter Kurse für seine Analyse zu benötigen.

<sup>10</sup> Bei unbeschränkten Verteilungen kommt im Fall starker Risikoaversion ( $\varepsilon \geq 1$ ) eine lexikographische Präferenzordnung im linken Teildiagramm zustande. Bei schwacher Risikoaversion ( $0 < \varepsilon < 1$ ) gibt es in der Umgebung der Ordinate aber immer einen normalen Bereich, konvexer substitutionaler Indifferenzkurven, wenn nur die Dichte der Kassakursverteilung nach oben hin schneller als die der Normalverteilung konvergiert; vgl. Kap. II B.

<sup>11</sup> Vgl. Kap. II D 2.2.1.

Variationskoeffizienten in bezug auf die Ordinate annähernd symmetrisch, doch je größer die Standardabweichung bei gegebenem erwarteten Periodenendvermögen wird, desto stärker wirkt sich die Unterschiedlichkeit der Verteilungsklassen bei der Hausse- und bei der Baissespekulation aus. Bleiben wir einmal bei der beschriebenen Asymmetrie der Kassakursverteilung, was impliziert, daß die Vermögensverteilung bei der Haussespekulation links- und bei der Baissespekulation rechtssteil ist, dann sorgt die durch das Webersche Relativitätsgesetz begründete Präferenz für linkssteile Verteilungen dafür, daß die Indifferenzkurven im linken Teil des Diagramms stärker als im rechten gekrümmt sind. Dieser Umstand sollte den Regelfall darstellen<sup>12</sup>. (Doch verlangt wird er von uns nicht.)

Da an der Einmündung der Indifferenzkurven in die Ordinate die Sicherheitsäquivalente aller auf den Indifferenzkurven liegenden Verteilungen angegeben werden, dürfen wir uns die Indifferenzkurven beider Teildiagramme als auf der Ordinate verbunden vorstellen: Wann immer zwei Endvermögensverteilungen, ob nun durch Hausse- oder Baissespekulation entstanden, zu ein und derselben verbundenen Indifferenzkurve gehören, sind sie gleich zu bewerten.

Nach Konstruktion müßten im Nullpunkt der Abszisse eigentlich zwei entgegengerichtete Strahlen mit der Bezeichnung  $\sigma(V)$  beginnen, doch um eine einheitlich gerichtete Skala über die gesamte Abszisse zu erhalten, tragen wir auf dem linken Teil der Abszisse  $-\sigma(V)$  und auf dem rechten  $+\sigma(V)$ , also generell  $\operatorname{sgn} h \sigma(V)$  ab. Damit definieren die Indifferenzkurven eine Präferenzstruktur über den Verteilungsparametern  $E(V)$  und  $\operatorname{sgn} h \sigma(V)$ , die mit der aus dem Erwartungsnutzenkriterium abgeleiteten identisch ist. Ohne jede Approximationsunschärfe in Kauf zu nehmen, kann die Zielfunktion (7) somit für beliebige Verteilungsklassen durch die Version

$$(11) \quad \max_h U[E(V), \operatorname{sgn} h \sigma(V)], \quad |h| \leq \frac{aq}{\beta w_0^T},$$

ersetzt werden.

Mit Hilfe des  $\mu$ - $\operatorname{sgn} h \sigma(V)$ -Diagramms läßt sich das optimale Spekulationsengagement leicht bestimmen, wenn der Möglichkeitsbereich bekannt ist.

Der soll jetzt berechnet werden. Wenn man aus (9)

$$(12) \quad h = \frac{\operatorname{sgn} h \sigma(V)}{\sigma(W_1^K)}$$

<sup>12</sup> Daß die Hausse- und Baissespekulation nicht symmetrisch zu behandeln sind, wurde von KENEN (1966, S. 151 u. 166) selbstkritisch eingeräumt, jedoch sonst in der Literatur nicht beachtet.

ermittelt und entsprechend in (8) einsetzt, erhält man für den Möglichenbereich die Geradengleichung

$$(13) \quad \mu = E(V) = aq + \operatorname{sgn} h \sigma(V) \frac{E(W_1^K) - w_0^T}{\sigma(W_1^K)}$$

mit der Restriktion

$$(14) \quad \sigma(V) \leq \frac{aq}{\beta} \frac{\sigma(W_1^K)}{w_0^T},$$

die der Restriktion  $|h| \leq aq/(\beta w_0^T)$  entspricht.

Für den Fall  $E(W_1^K) > w_0^T$  wird die Möglichkeitsgerade beispielhaft durch die Linie  $AA$  der Abb. 6 dargestellt. Da die Möglichkeitsgerade annahmegermäßig nicht in den (in der Zeichnung fortgelassenen) anomalen Indifferenzkurvenbereich hineinragt, was, wie wir jetzt sehen, durch eine genügend hohe Einschußquote  $\beta$  erreicht werden kann, gibt es zwei Alternativen: Entweder der Optimalpunkt ergibt sich als Tangentiallösung wie im Punkt  $C$  oder er fällt mit dem rechten Ende der Möglichkeitsgeraden zusammen. Im zweiten Fall kauft der Spekulant soviel Termindollars, wie die Banken es zulassen. Wie groß generell die Zahl der angekauften Termindollars ist,

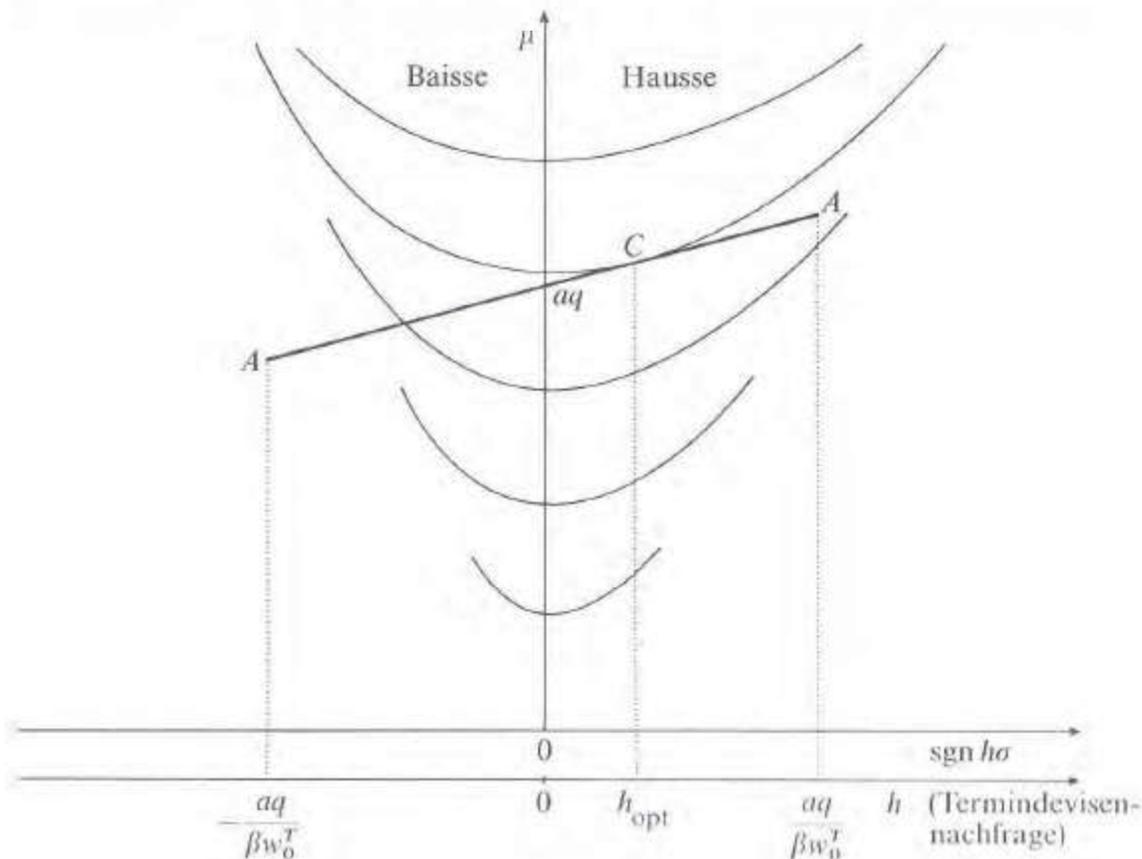


Abbildung 6

läßt sich an dem parallel zur Abszisse gezeichneten Zahlenstrahl ablesen, für dessen Konstruktion die in (12) bezugte Proportionalität zwischen  $\operatorname{sgn} h \sigma(V)$  und  $h$  ausgenutzt wurde.

## 2.2. Die Reaktion der Termindevisennachfrage auf Erwartungsänderungen

Der unübersichtbare Einfluß, den die Spekulanten auf den aktuellen Terminkurs und wegen der Aktivität der Arbitrageure auch auf den Kassakurs haben (vgl. (4)), wird entscheidend von den Erwartungen bezüglich der zukünftigen Kurse gesteuert. Zur Beurteilung und eventuellen Lenkung des Spekulantenverhaltens benötigt man deshalb zum einen eine Analyse der Erwartungsbildung und zum anderen eine solche der Reaktion der Spekulanten auf Veränderungen ihrer Erwartungen. Erstere liegt jenseits unserer Möglichkeiten, doch wie die Spekulanten auf vorgegebene Veränderungen der vermuteten Kassakursverteilung reagieren, können wir aus unserem Modell ableiten.

### 2.2.1. Die Veränderung des erwarteten Kassakurses

Es wurde an Hand der Abb. 6 bereits gezeigt, daß unter der Konstellation  $E(W_1^K) > w_0^T$  die Haussespekulation vorteilhaft ist. Welches Spekulationsengagement in den Fällen  $E(W_1^K) < w_0^T$  und  $E(W_1^K) = w_0^T$  gewählt wird, kann leicht gezeigt werden.

So führt nach (13) und (14) eine Verringerung von  $E(W_1^K)$  zu einer Drehung der Geraden  $AA$  im Uhrzeigersinn, wobei sich ihre Enden nur in der Senkrechten bewegen. Im Fall  $E(W_1^K) = w_0^T$  ist die Gerade waagrecht und wegen des senkrechten Einmündens der Indifferenzkurven in die Ordinate liegt der Tangentialpunkt genau auf der Ordinate, so daß  $h_{\text{opt}} = 0$ . Wenn gar der erwartete Kassakurs unter den Terminkurs fällt, dann ist die Gerade  $AA$  nach rechts geneigt und es ergibt sich im linken Teil des Schaubilds ein Lösungspunkt, so daß sich die Baissespekulation als vorteilhaft erweist ( $h_{\text{opt}} < 0$ ). Das Ergebnis läßt sich in der Beziehung

$$(15) \quad h \begin{cases} \geq \\ \leq \end{cases} 0 \Leftrightarrow E(W_1^K) \begin{cases} \geq \\ \leq \end{cases} w_0^T$$

zusammenfassen.

Zeigt auch (15), daß die Devisennachfrage im groben eine steigende Funktion des erwarteten Kassakurses ist, so haben wir gleichwohl noch nicht die Information, ob die Funktion auch *monoton* steigt. FELDSTEIN (1968, S. 186f.) hat darauf hingewiesen, daß es einander entgegengesetzte Einkommens- und Substitutionseffekte einer Veränderung von  $E(W_1^K)$  geben könne, so daß die Reaktion der Termindevisennachfrage unklar sei<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> Vgl. auch LELAND (1971, S. 260f.) und HOCHGESAND (1974, S. 116f. und 128f.).

Die Frage ist für eine generelle Beurteilung der Spekulation von großer Wichtigkeit, ganz gleich, ob man zu einer pessimistischen oder zu einer optimistischen Beurteilung der Fähigkeit der Spekulanten, die zukünftigen Kassakurse richtig zu prognostizieren, neigt. Der Pessimist würde betonen, daß die durch  $E(W_1^K)$  beschriebene Erwartung der Spekulanten meistens falsch und außerdem starken Schwankungen ausgesetzt sei, so daß es wünschenswert wäre, wenn mit  $\partial h / \partial E(W_1^K) = 0$  der Übertragungsmechanismus von den Erwartungen der Spekulanten auf die Terminkurse durchbrochen würde. Der Optimist würde statt dessen hoffen, daß die Spekulanten den heutigen Terminkurs an den morgigen Kassakurs annähern, was bei richtiger Information der Spekulanten  $\partial h / \partial E(W_1^K) > 0$  erfordert.

Die Ursache der von Feldstein angesprochenen Unklarheit liegt in der Allgemeinheit der seinem Modell zugrunde liegenden Präferenzhypothese, die nichts als einen konvexen, Risikofurcht anzeigenden Indifferenzkurvenverlauf verlangt. Glücklicherweise haben wir mit dem Weberschen Gesetz zusätzlich Informationen, die uns eine eindeutige Antwort gestatten: Der Pessimist muß sich ärgern und der Optimist darf sich freuen.

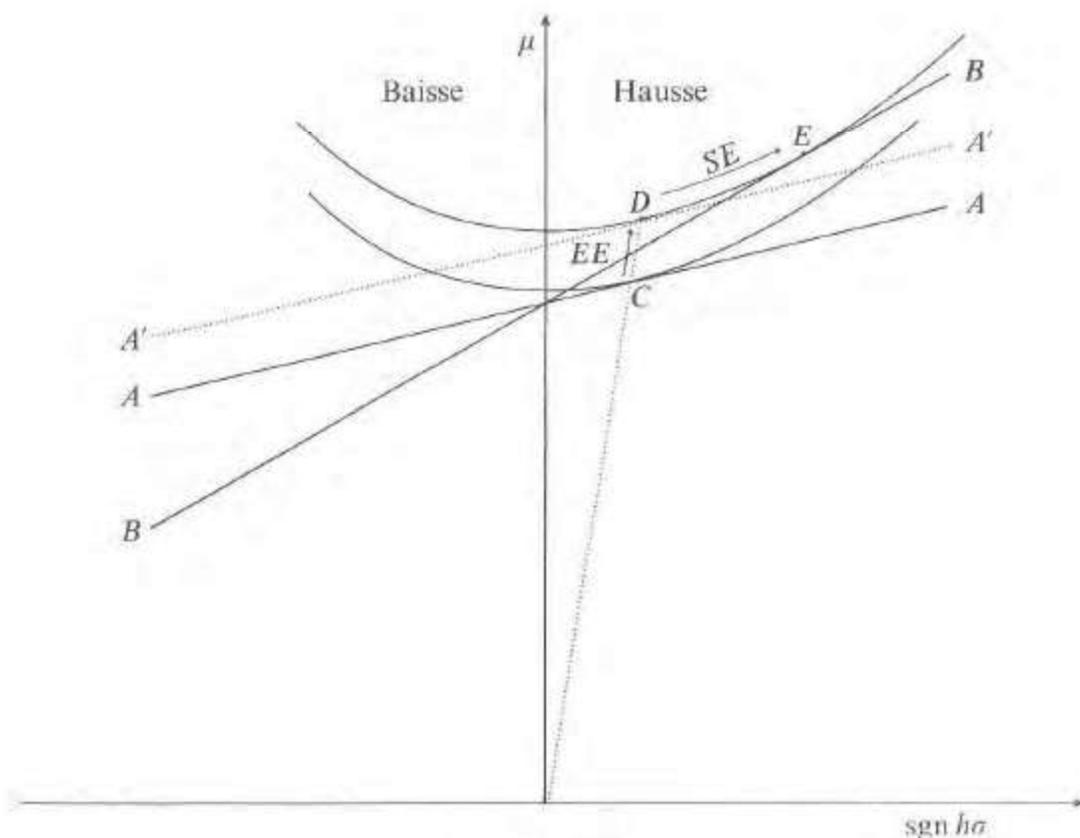


Abbildung 7

Um dies einzusehen, betrachte man die Abb. 7. Dort wird die ursprüngliche Möglichkeitsgerade  $AA$  mit dem Optimalpunkt  $C$ , verursacht durch

eine Erhöhung des erwarteten Kassakurses (vgl. (13)), in die neue Lage  $BB$  gedreht, so daß sich der neue Optimalpunkt  $E$  einstellt. Die Bewegung von  $C$  nach  $E$  läßt sich in einen Einkommens- und einen Substitutionseffekt aufspalten. Der Einkommenseffekt ( $EE$ ), bewirkt durch eine Parallelverschiebung der Geraden  $AA$  in die Lage  $A'A'$ , führt zu einem Punkt  $D$ , der rechts von  $C$  liegt, denn  $C$  und  $D$  müssen sich wegen der Homothetizität des Indifferenzkurvensystems auf demselben Ursprungsstrahl befinden. Der Substitutionseffekt ( $SE$ ), der sich durch eine Drehung der Geraden  $A'A'$  längs der oberen Indifferenzkurve in die Position  $BB$  darstellen läßt, führt zu einer Bewegung von  $D$  nach  $E$ . Wegen der Konvexität der Indifferenzkurven liegt  $E$  eindeutig rechts von  $D$ . Somit liegt  $E$  auch rechts von  $C$ , was zu einem erhöhten  $\sigma(V)$  und wegen (12) auch zu einer erhöhten Termindevisennachfrage führt.

Die obige Argumentation läßt sich in analoger Weise für die Baissespekulation durchführen. Fassen wir das Angebot an Termindevisen als negative Nachfrage auf, kommen wir damit zu dem eindeutigen Resultat, daß, soweit es um Tangentiallösungen vom Typ  $C$  und  $E$  geht, die Termindevisennachfrage durchgängig eine steigende Funktion des erwarteten Kassakurses ist. Man kann sich nun leicht an Hand von (12) und (14) überlegen, daß dieses Ergebnis für den Fall einer Randlösung nicht erhalten bleibt: Spekulanten, die den von den Banken gelassenen Spielraum voll ausgeschöpft haben, reagieren auf marginale Änderungen ihrer Kurserwartung gar nicht. Doch da diese Spekulanten nur einen Teil aller Spekulanten ausmachen, können sie für eine Beurteilung des aggregierten Einflusses der Gesamtheit der Spekulanten keine Bedeutung haben.

### 2.2.2. Die Veränderung der Streuung des Kassakurses

Man kann die Standardabweichung der von den Spekulanten vermuteten Wahrscheinlichkeitsverteilung des zukünftigen Kassakurses als Maß ihres Vertrauens in die Schätzung des Erwartungswertes dieser Verteilung auffassen. Von daher sollte man aus allokativer Sicht die Hoffnung hegen, daß die von den Spekulanten auf die aktuell notierten Kurse ausgeübten Kräfte um so kleiner sind, je größer die Standardabweichung ist. Denn je weniger Vertrauen die Spekulanten zu ihrer eigenen Prognose haben, desto größer wird die Wahrscheinlichkeit sein, daß die Spekulanten keinen intertemporalen Ausgleich auf den Devisenmärkten bewirken, sondern ganz im Gegenteil künstliche Unterschiede produzieren.

Es läßt sich an Hand der Gleichungen (12) und (13) leicht zeigen, daß der Modellspekulant unsere Hoffnungen nicht enttäuscht.

Was die Veränderung einer anfänglichen Tangentiallösung betrifft, gibt es zwei Effekte, die dank des Weberschen Gesetzes parallel laufen<sup>14</sup>. Der eine

<sup>14</sup> Vgl. jedoch FELDSTEIN (1968, S. 187).

besteht darin, daß nach (13) die Möglichkeitsgerade im  $\mu\text{-sgn}h\sigma(V)$ -Diagramm durch einen Anstieg von  $\sigma(W_1^K)$  flacher wird, und zwar unabhängig davon, ob in der Ausgangslage ein Tangentialpunkt im rechten oder linken Teildiagramm vorlag. Als Reaktion auf die so beschriebene Drehung der Möglichkeitsgeraden verschiebt sich der Tangentialpunkt eindeutig, das wissen wir aus der Diskussion des vorigen Unterabschnitts, in Richtung auf die Ordinate,  $\sigma(V)$  wird also kleiner. Dieser das optimale Engagement des Spekulanten verringernde Effekt wird durch einen zweiten noch verstärkt, der darin besteht, daß gemäß (12) nach einer Erhöhung von  $\sigma(W_1^K)$  einem jeden Wert von  $\sigma(V)$  eine absolut kleinere Termindevisennachfrage  $h$  als zuvor zugeordnet wird.

Liegt in der Ausgangslage der Tangentialpunkt auf der Grenze des Möglichkeitsbereichs, so gibt es für marginale Änderungen von  $\sigma(W_1^K)$  keine Auswirkung auf das spekulative Engagement, denn die Restriktion der Banken,  $|h| \leq aq/(\beta w_0^T)$ , wird ja nicht berührt.

Da eine Randlösung in der Regel nicht bei allen Spekulanten vorliegt, kommen wir somit für das Aggregat wiederum zu einer eindeutigen Aussage: Eine allgemein vergrößerte Ungewißheit über den zukünftigen Kassakurs führt im Fall der Haussespekulation zu einer verringerten Nachfrage nach und im Fall der Baissespekulation zu einem verringerten Angebot an Termindevisen.

### 2.3. Der Vermögenseffekt der Devisenspekulation

Aus der Anwendung unseres präferenztheoretischen Modells auf die Analyse von Portefeuilleentscheidungen (A 3.3) wissen wir, daß die optimale Portefeuillestruktur eines Wertpapierhalters unabhängig von dessen Vermögen ist. Im Spekulationsfall finden wir ein ähnliches Ergebnis.

Wie man es unmittelbar an Hand der Beziehungen (13) und (14) überprüfen kann, führt eine Vergrößerung des nach Konsumabzug verfügbaren Anfangsvermögens  $a$  in der Abb. 6 zu einer Parallelverschiebung und Verlängerung der Spekulationsgeraden in der Weise, daß ihre Endpunkte  $A$  auf Ursprungsgeraden nach oben wandern. Wegen der Homothetizität des Indifferenzkurvensystems bedeutet dies auch, daß der Tangentialpunkt  $C$  sich längs eines Ursprungsstrahles nach oben verschiebt, und daß die durch ihn festgelegte optimale Termindevisennachfrage proportional zum Vermögen anwächst. Wäre anders als in Abb. 6 anfangs  $h_{\text{opt}} < 0$  gewesen, dann hätte man aus einer völlig analogen Argumentation abgeleitet, daß sich auch das optimale Termindevisenangebot ( $-h_{\text{opt}}$ ) proportional zum Vermögen verändert.

Dieser Vermögenseffekt ist von gewisser Bedeutung für die Beurteilung

der Stabilisierungswirkung der Devisenspekulation<sup>15</sup>. War der Spekulant bereits in der Vorperiode am Devisenmarkt engagiert, so hängt sein Anfangsvermögen vor Konsumabzug und wegen der Konstanz der Vermögenskonsumquote in gleicher Weise auch das Anfangsvermögen nach Konsumabzug vom Niveau des aktuellen Kassakurses ab. Wurde *à la hausse* spekuliert, steigt es, wurde *à la baisse* spekuliert, fällt es, wenn sich dieser Kurs erhöht. Wegen des Vermögenseffekts der Devisenspekulation bedeutet dies, daß sich auch die aktuelle Termindevisennachfrage mit dem Kassakurs ändert.

Unterstellen wir einmal, der Spekulant erwarte noch bevor der Entscheidungszeitpunkt 0 gekommen ist, daß  $E(W_1^K) > w_0^T$  sein wird. In diesem Fall plant er eine Haussespekulation und bleibt wegen der angenommenen Erwartungselastizität von Eins unabhängig von den Ausprägungen des aktuellen Kassakurses  $w_0^K$  und des Terminkurses  $w_0^T$ , die er zum Entscheidungszeitpunkt beobachten kann, bei diesem Plan. Wenn der Spekulant sich zum vorangehenden Entscheidungszeitpunkt ebenfalls für die Haussespekulation entschieden hatte, dann ist seine Termindevisennachfrage zum Zeitpunkt 0 desto höher, je höher der aktuelle Kassakurs ist und wegen der Arbitragebeziehung (4) damit auch je höher der aktuelle Terminkurs. Der Vermögenseffekt der Devisenspekulation wirkt in diesem Fall also eindeutig destabilisierend. Wenn der Spekulant sich jedoch zuvor für die Baissespekulation entschieden hatte, so ist es gerade umgekehrt. Seine Termindevisennachfrage zum Zeitpunkt 0 ist dann desto niedriger, je höher der aktuelle Terminkurs ist, und der Vermögenseffekt wirkt stabilisierend.

Eine analoge Überlegung läßt sich auch für den Fall anstellen, daß zum Zeitpunkt 0 eine Baissespekulation vorgenommen wird. Damit kommen wir zu der allgemeinen Aussage, daß der Vermögenseffekt der Devisenspekulation stabilisiert, wenn ein Wechsel zwischen Hausse- und Baissespekulation stattfindet, doch destabilisierend wirkt, wenn der Spekulationstypus beibehalten wird.

### 3. Über die Möglichkeit einer exzessiven Baissespekulation

Im folgenden werden wir uns mit einem Aspekt des Entscheidungsproblems der Spekulanten befassen, der eine recht absonderliche *Vorliebe für die Baissespekulation* aufzeigt. Verantwortlich für diese Vorliebe ist die durch die Maehkminn-Regel<sup>16</sup> eröffnete (bislang noch vernachlässigte) Möglichkeit, einen Teil des Risikos auf die Schultern der Banken abzuwälzen.

<sup>15</sup> So weit bekannt, ist ein solcher Vermögenseffekt in der umfangreichen Literatur zur Stabilisierungswirkung der Spekulation bislang unbeachtet geblieben. Literaturübersichten findet man bei HOCHGESAND (1974) und STEINMANN (1970).

<sup>16</sup> Vgl. Kap. III B.

Die Maehkminn-Regel kommt bekanntlich nur zum Zuge, wenn die juristische Vermögensverteilung auch über die negative Halbachse hinausstreut, so daß sie im herkömmlichen  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm unterhalb der Grenzlinie<sup>17</sup>  $\mu = k\sigma$  einzuzeichnen ist, wobei  $-k$  die untere Schranke der standardisierten Endvermögensverteilung angibt. Daher wollen wir überlegen, wo sich diese Grenzlinie im doppelseitigen  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm befindet und welche Gestalt die jenseits liegenden Indifferenzkurven annehmen können.

Da im vorliegenden Fall zwei standardisierte Endvermögensverteilungen vorkommen, je nachdem ob *à la hausse* oder *à la baisse* spekuliert wird, müssen wir auch zwei untere Schranken,  $k_H$  und  $k_B$  unterscheiden. Diese Schranken lassen sich gemäß (10) aus der Verteilung des zukünftigen Kassakurses  $W_1^K$  ableiten. Nehmen wir, um ein plausibles<sup>18</sup> Beispiel zu wählen, mit

$$(16) \quad \frac{E(W_1^K)}{1+\lambda} \leq W_1^K \leq (1+\lambda) E(W_1^K), \quad 0 < \lambda < \infty,$$

logarithmisch symmetrische Schranken für  $W_1^K$  an, so gilt

$$(17) \quad k_H = \frac{E(W_1^K)}{\sigma(W_1^K)} \frac{\lambda}{1+\lambda}$$

und

$$(18) \quad k_B = \frac{E(W_1^K)}{\sigma(W_1^K)} \lambda,$$

und es ergeben sich im  $\mu$ - $\text{sgn } h$   $\sigma$ -Diagramm die folgenden Grenzlinien:

$$(19) \quad E(V) = k_H \text{sgn } h \sigma(V),$$

$$(20) \quad E(V) = -k_B \text{sgn } h \sigma(V).$$

Sie sind beide in den Abbildungen 8 und 9 dargestellt. Jenseits der Geraden sind zweierlei Typen von Indifferenzkurven möglich<sup>19</sup>. Im Fall starker Risikoaversion ( $\varepsilon \geq 1$ ; Abb. 8) gibt es überall Ursprungsstrahlen als Pseu-

<sup>17</sup> Vgl. S. 162f.

<sup>18</sup> Vgl. S. 294.

<sup>19</sup> Vgl. Abb. 10, S. 180 und Abb. 12, S. 190. In der Abb. 8 wird davon ausgegangen, daß sich die Indifferenzkurven an die Trichterwandungen „anschmiegen“. Wie wir aus der Diskussion der Abb. 12 von S. 190 wissen, ist dies eine spezielle Eigenschaft, die nicht für alle Typen von Wahrscheinlichkeitsverteilungen vorliegt, wenn  $1 < \varepsilon < 2$ . Die Spezialität ist aber für die nachfolgenden Überlegungen belanglos.

doindifferenzkurven, doch beim Vorliegen mäßiger Risikoaversion ( $0 < \varepsilon < 1$ ; Abb. 9) werden die Indifferenzkurven irgendwann konkav, wechseln das Vorzeichen ihrer Steigung und schneiden schließlich die Abszisse.

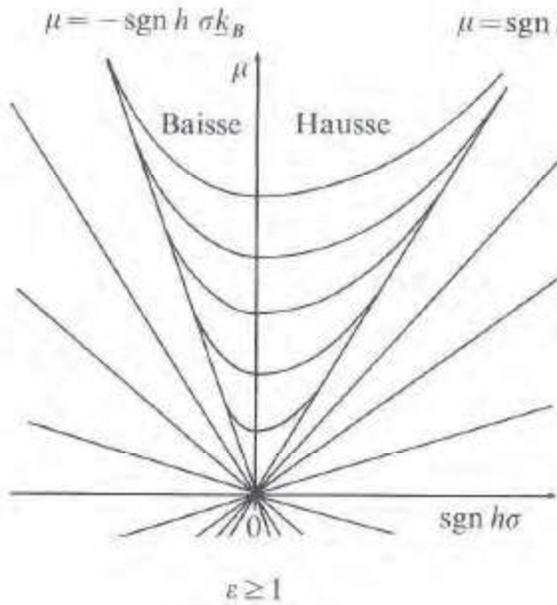


Abbildung 8

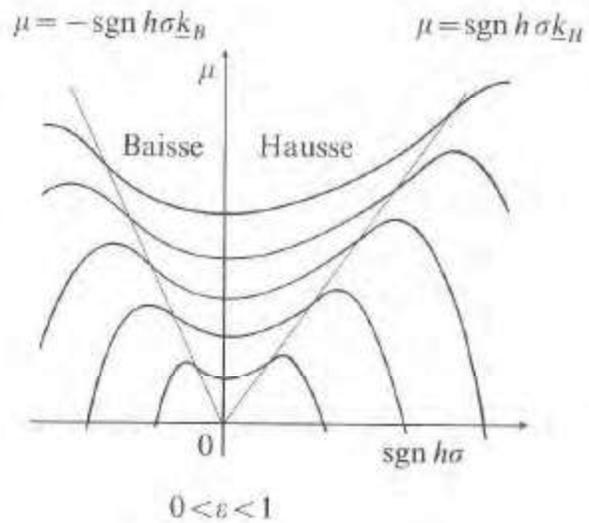


Abbildung 9

Die Frage ist nun, unter welchen Umständen der dem Entscheidungsträger offenstehende Möglichenbereich Endvermögensverteilungen enthält, die jenseits der Begrenzungsgeraden (19) und (20) einzuzeichnen sind. Da es nach (13) und (14) dabei ganz entscheidend auf die Höhe der von den Banken verlangten Sicherheitsmarge  $\beta$  ankommt, wollen wir die Frage dahingehend präzisieren, daß wir gesondert für die Hausse- wie für die Baissespekulation kritische Werte für  $\beta$  suchen, die eine Grenze markieren, unterhalb derer die durch (13) und (14) festgelegte Möglichkeitsgerade die Begrenzungsgeraden (19) und (20) überschreiten und somit die Möglichkeit einer Risikoabwälzung nach der Maehkminn-Regel anzeigen würde. Um die kritischen Werte, die wir  $\beta_H^*$  und  $\beta_B^*$  nennen, zu errechnen, verbinden wir zunächst (14) mit (19) bzw. (20) und erhalten

$$\frac{E(V)}{k} = \frac{aq}{\beta^*} \frac{\sigma(W_1^k)}{w_0^T}, \quad k = k_H, k_B; \beta^* = \beta_H^*, \beta_B^*.$$

Nun ersetzen wir  $E(V)$  gemäß (8) und substituieren

$$h = \text{sgn } h \frac{aq}{\beta^* w_0^T}, \quad \beta^* = \beta_H^*, \beta_B^*.$$

was wegen der (14) äquivalenten Restriktion  $|h| \leq aq/(\beta w_0^T)$  aus (7) möglich ist. Verwenden wir schließlich für  $k$  alternativ die in (17) und (18) angegebenen Werte, so erzielen wir als Ergebnis

$$(21) \quad \beta_H^* = 1 - \frac{E(W_1^K)}{w_0^T} \frac{1}{1 + \lambda}$$

und

$$(22) \quad \beta_B^* = \frac{E(W_1^K)}{w_0^T} (1 + \lambda) - 1.$$

Um abzuschätzen, unter welchen Bedingungen die von den Banken verlangte Sicherheitsmarge  $\beta$  ihren Zweck erfüllt, indem sie oberhalb der mit (21) und (22) gegebenen Mindestwerte liegt, unterstellen wir vorläufig eine von allen Beteiligten gleich geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung (idealisierte Ungewißheit) und betrachten zunächst zwei Extremfälle.

1. Gesetzt,  $E(W_1^K) > w_0^T$ , dann ist  $\beta_H^* \leq 0$ , wenn nur zusätzlich  $\lambda$  klein genug ist, um  $E(W_1^K)/(1 + \lambda) \geq w_0^T$  zu garantieren. Die Banken brauchen in diesem Fall keinerlei Sicherheitseinschuß zu verlangen, weil der kleinstmögliche Kassakurs den Terminkurs immer noch überschreitet, also ein Verlust mit Sicherheit vermieden wird. Zwar wäre bei dieser Konstellation ein Sicherheitseinschuß nötig, um negative juristische Vermögen bei der Baisse Spekulation auszuschließen, da  $\beta_B^* > 0$ ; doch auch ohne den Zwang zum Sicherheitseinschuß würde niemand *à la baisse* spekulieren, da er dabei in der Regel verlieren und bestenfalls seinen *status quo* bewahren würde. Daß bei Ausnutzung des gesamten Spielraums für das spekulative Engagement ein Teil des Verlustes auf die Banken abwälzbar ist, ändert daran nichts. Eine analoge Argumentation läßt sich für den Fall  $E(W_1^K) < w_0^T$  und  $E(W_1^K)(1 + \lambda) \leq w_0^T$ , so daß  $\beta_B^* \leq 0$ , anbringen. Auch hier zeigt sich, daß für genügend kleine  $\lambda$  ein Sicherheitseinschuß unnötig ist.

2. Eine andere Extremsituation liegt mit  $\lambda \rightarrow \infty$  vor. Für die Haussespekulation wird dann eine Einschußquote von 100% ( $\beta_H^* = 1$ ) benötigt. Auch wenn im schlimmsten aller Fälle die ausländische Währung völlig entwertet wird, reicht das Vermögen selbst des wagemutigsten Spekulanten gerade noch aus, wie versprochen, die entwerteten Devisen zu kaufen und in den Papierkorb zu werfen. Ganz anders ist die Lage im Fall der Baissespekulation. Hier wird eine im Grenzfall unendlich hohe Einschußquote benötigt, was nichts anderes heißt, als daß die Baissespekulation überhaupt zu verbieten ist.

Beide hier aufgezeigten Extremfälle spiegeln die Normalsituation der wirklichen Vermutungen über Kursveränderungen naturgemäß nur unzu-

reichend wieder<sup>20</sup>. Doch bestätigt sich die im zweiten Fall gewonnene Erkenntnis, daß eine Risikoabwälzung bei der Baissespekulation schwer zu verhindern ist, auch für realistischere Beispiele. Nehmen wir an, daß eine Verdoppelung oder Halbierung des Kurses gerade noch für möglich gehalten wird ( $\lambda=1$ ), und setzen wir für kleine Gewinnmargen der Einfachheit halber  $E(W_1^K) \approx w_0^T$ , dann wird für den Haussespekulanten eine Mindesteinschußquote von etwa 50%, für den Baissespekulanten aber eine solche von etwa 100% benötigt. Vergleicht man diese Quoten mit den in der Praxis verlangten Quoten von maximal 20%, so folgt aus der Bedingung  $|h| \leq aq/(\beta w_0^T)$ , daß das spekulative Engagement bei der Haussespekulation über  $2^{1/2}$ mal und bei der Baissespekulation über 5mal so groß sein kann als es sein dürfte, wenn eine Risikoabwälzung völlig ausgeschlossen sein soll. Formal heißt dies, daß die Möglichkeitsgerade im  $\mu$ - $\text{sgn} h$   $\sigma$ -Diagramm bei  $\beta=0,2$  die rechte Begrenzungslinie um den  $2^{1/2}$ fachen und die linke um den 5fachen Abstand zur Ordinate überschreitet.

Bei einer solch drastischen Veränderung der im vorigen Abschnitt getroffenen Annahme, daß der Möglichkeitsbereich die Region der normal verlaufenden Indifferenzkurven nicht verläßt, ist auch eine charakteristische Veränderung der Ergebnisse nicht auszuschließen. Erstaunlicherweise ist das im Fall starker Risikoaversion ( $\varepsilon \geq 1$ ) aber gar nicht einmal der Fall (vgl. Abb. 8). Da alle Pseudoindifferenzkurven außerhalb des „Trichters“, der die normal verlaufenden Indifferenzkurven enthält, diesen normal verlaufenden Indifferenzkurven untergeordnet sind, kann es nur innerhalb des Trichters, im Extremfall an seiner „Wandung“, zu Lösungen kommen (vgl. Fn. 19). Es bleibt dann dabei, daß

$$h \{ \cong \} 0 \Leftrightarrow E(W_1^K) \{ \cong \} w_0^T,$$

wie es die Gleichung (15) besagt. Die Spekulanten haben in diesem Fall bereits selbst so unermessliche Furcht vor dem Ruin, daß es ihnen wenig Trost bedeutet, sich im Falle des totalen Fiaskos eines Teils ihrer Verpflichtungen entledigen zu können. Doch leider haben wir gerade die Hypothese einer starken Risikoaversion als unplausibel erkannt<sup>21</sup>. Gehen wir von einer mäßigen Risikofurcht ( $0 < \varepsilon < 1$ ) aus, dann können sich ohne weiteres auch Optimallösungen außerhalb des Bereichs normal verlaufender Indifferenzkurven ergeben.

<sup>20</sup> Den Fall 1 könnte man aber mit einer Auf- oder Abwertungsspekulation identifizieren, wenn die Kurse nur in engen Bandbreiten variieren, und den Fall 2 mit einer Spekulation bei flexiblen Kursen, die die Möglichkeit des Staatsbankrotts nicht ausschließt.

<sup>21</sup> Vgl. S. 191, und S. 258.

Die Abb. 10 zeigt eine besonders kuriose Situation. Dort ist  $E(W_1^K) > w_0^T$  und man sollte erwarten, daß sich die Haussespekulation als vorteilhaft erweist, so daß sich z. B. eine Lösung wie im Tangentialpunkt  $C$  ergibt. Doch in Wirklichkeit berührt die Möglichkeitsgerade an ihrem linken Ende, im Punkt  $P$ , die höchste Indifferenzkurve: Nicht eine mäßige Haussespekulation, sondern eine Baissespekulation in höchstmöglichem Umfang ist optimal. Damit sind wir bei dem eingangs angesprochenen Fall.

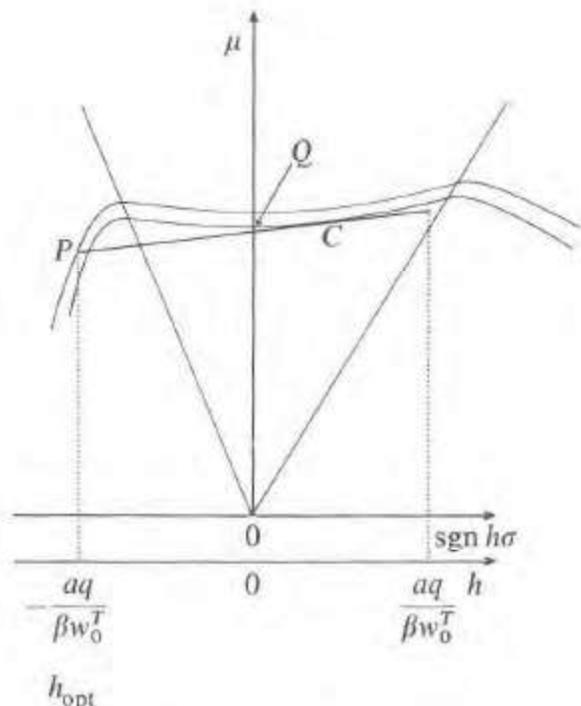


Abbildung 10

Die Ursache für dieses Ergebnis liegt in der Annahme logarithmisch symmetrischer Schranken für die Kassakursverteilung. Sie sorgt dafür, daß die juristische Vermögensverteilung bei der Baissespekulation weit nach links ausgezogen ist. Diese Eigenart der juristischen Verteilung ist aus der Sicht des Entscheidungsträgers bekanntlich von Nachteil, wenn die juristische mit der faktischen Vermögensverteilung zusammenfällt, was in der Zeichnung dadurch zum Ausdruck kommt, daß die Indifferenzkurven im linken Trichterteil stärker als im rechten gekrümmt sind<sup>22</sup>. Doch wenn die juristische Verteilung auch negative Ausprägungen annehmen kann, dann entsteht durch die Maehkminn-Regel ein Vorteil, der den ursprünglichen Nachteil abschwächen oder gar überkompensieren kann.

<sup>22</sup> Vgl. S. 294f.

Daß die Möglichkeit der Überkompensation besteht, kann durch ein Gedankenexperiment gezeigt werden. Dazu betrachten wir im ersten Schritt den Fall eines risikoneutralen Entscheidungsträgers ( $\varepsilon = 0$ ). Für ihn sind die Indifferenzkurven in dem durch die Begrenzungsgeraden im  $\mu$ - $\text{sgn } k \sigma$ -Diagramm gebildeten Trichter waagrecht. Außerhalb des Trichters haben sie hingegen eine negative Steigung, weil der Knick der nach der Maehkminn-Regel abgeleiteten Nutzenfunktion für juristische Verteilungen eindeutig Risikovorliebe impliziert<sup>23</sup>. Die Möglichkeitsgerade, der sich dieser Entscheidungsträger gegenüber sieht, sei waagrecht ( $E(W_1^K) = w_0^T$ ) und ende rechts genau auf der Trichterwandung ( $\beta = \beta_H^*$ ). Da nach (21) und (22) in diesem Fall gilt, daß  $\beta_B^* = \lambda > \lambda/(1 + \lambda) = \beta_H^* = \beta$  muß die Möglichkeitsgerade die linke Trichterwandung jedoch überragen. Die Situation wird in der Abb. 11 dargestellt. Es ist offenkundig, daß der Optimalpunkt beim linken Ende des Möglichkeitsbereichs (beim Punkt  $P$ ) liegt und beispielsweise dem Punkt  $Q$  auf der Ordinate vorgezogen wird.

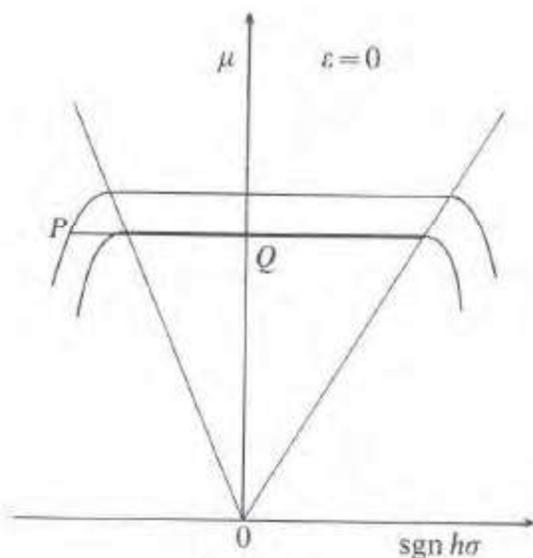


Abbildung 11

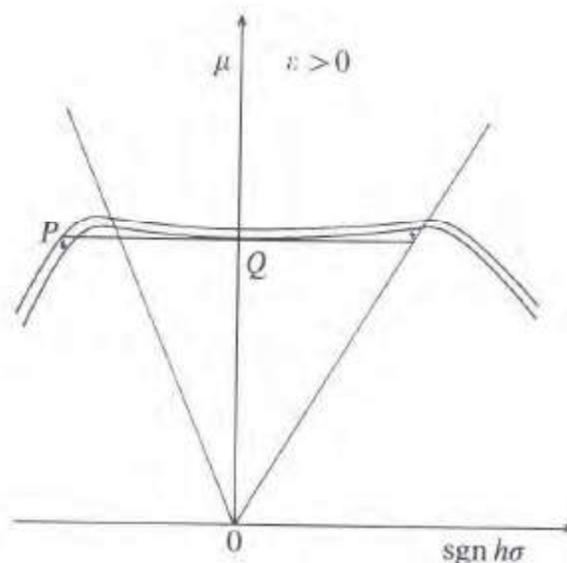


Abbildung 12

Nun kommen wir zum zweiten Schritt. Anstatt  $\varepsilon = 0$  zu setzen, stellen wir uns vor,  $\varepsilon$  werde vom Nullniveau aus geringfügig erhöht. Dann erhöht sich die Steigung der Indifferenzkurven für gegebene Relation  $\mu/(\text{sgn } h\sigma)$  im rechten Teil des Schaubilds und senkt sich im linken, während sie allein im Punkt  $Q$  konstant bleibt. Bei einer starken Erhöhung von  $\varepsilon$  könnte es passieren, daß  $P$  auf derselben oder gar auf einer niedrigeren Indifferenzkurve als  $Q$  liegt, doch für eine genügend schwache Zunahme von  $\varepsilon$  verläuft die

<sup>23</sup> Die negative Steigung kann man sich an Hand der Formel (II D 59) klar machen.

durch  $Q$  führende Indifferenzkurve wie im Fall der Abb. 11 nach wie vor unterhalb von  $P$ . Die Abb. 12 verdeutlicht die neue Situation.

Im dritten und letzten Schritt ändern wir die Lage der Möglichkeitsgerade geringfügig ab, indem wir das Anfangsvermögen  $a$  verringern und den erwarteten Kassakurs erhöhen ( $E(W_1^K) > w_0^T$ ). Über die in der Abb. 12 durch die Pfeile angedeutete Bewegung der Endpunkte der Möglichkeitsgeraden können wir dann tatsächlich die in der Abb. 10 dargestellte Situation reproduzieren.

Damit drängen sich beträchtliche Zweifel am Funktionieren des Devisenterminmarktes auf. Denn wenn die Baissespekulation nur deshalb für die Spekulanten attraktiv ist, weil sie in bestimmten Fällen ihre Verpflichtungen gar nicht zu erfüllen brauchen, dann gibt es einen künstlich produzierten Druck auf den Terminkurs, der an die preisverzerrende Wirkung externer Effekte erinnert. Doch ist die Problematik in Wahrheit komplexer.

Der Vermutung einer Fehlallokation muß nämlich sofort entgegen gehalten werden, daß der Spekulant seine Rechnung nicht ohne den Wirt machen kann: Die Banken werden eine Risikoabwälzung durch die Spekulanten möglicherweise durch die Wahl einer genügend hohen Einschubquote zu verhindern wissen. Man könnte die von ihnen verlangte Sicherheitsmarge  $\beta$  geradezu als ein Maß für die äußerstenfalls für möglich gehaltenen Kursabweichungen ansehen.

Aber auch dies wäre allenfalls ein Teil der Wahrheit, denn welche Sicherheitsmargen verlangt werden, kann uns zwar etwas darüber sagen, welche Kursänderungen die *Banken* für möglich halten, doch nicht, was die *Spekulanten* vermuten. Verlassen wir nämlich die oben getroffene, doch unrealistische Annahme der idealisierten Ungewißheit, und erlauben wir, daß beide Parteien einen unterschiedlichen Informationsstand haben, so ist anzunehmen, daß sie auch mit zweierlei Wahrscheinlichkeitsverteilungen kalkulieren. Dieser Umstand kann sich z. B. darin niederschlagen, daß beide Parteien unterschiedliche Vorstellungen von der Streuung des Kassakurses haben. Dann ist es denkbar, daß die Spekulanten vermuten, sich der in der Abb. 10 aufgezeigten Wahlsituation gegenüber zu sehen, während die Banken fest davon überzeugt sind, sich genügend abgesichert zu haben<sup>24</sup>.

Eine solche Allokation aus wohlfahrtstheoretischer Sicht zu beurteilen, ist nicht in eindeutiger Weise möglich, selbst wenn man sich auf das Paretokriterium beschränkt. Urteilt man aus einer extrem subjektivistischen Position, dann bedeutet die Vornahme der exzessiven Baissespekulation für die Spekulanten einen Vorteil und für die Bank keinen Nachteil, also eine

<sup>24</sup> Ein in der BRD öffentlich bekannt gewordenes Beispiel für eine ähnlich gelagerte Problematik liefert der Konkurs der Herstatt-Bank, der durch eine mißlungene exzessive Baissespekulation verursacht worden war.

Verbesserung im Sinne des Kriteriums; andernfalls hätte die Marktlösung ja auch durch eine der beiden Parteien blockiert werden können. Man kann das Pareto-kriterium aber auch in einer weniger tautologischen, objektivierten Form anwenden. Gesetzt den Fall, nach einem Informationsaustausch zwischen Banken und Spekulanten würden beide Parteien eine der ursprünglichen Meinungen als richtig akzeptieren. Dann müßte man die in der Abb. 9 beschriebene Situation als suboptimal bezeichnen, denn die Entscheidung für die Baissespekulation würde entweder für die Bank oder für die Spekulanten eine, wenn auch nicht bewußte, so doch objektive Verschlechterung gegenüber der Ausgangslage bedeuten. Mit einem wirklich durchgeführten Informationsaustausch würde sich dann wohl die exzessive Baisespekulation nicht mehr einstellen<sup>25</sup>. Doch was sollte uns die Berechtigung geben, einen solchen Austausch für die Wirklichkeit zu unterstellen? Ist es bei Spekulationsgeschäften nicht ganz im Gegenteil eine ängstliche Geheimniskrämerei, die man beobachtet?

#### 4. Zusammenfassung

Mit der Theorie der Devisenkassa- und Devisenterminspekulation liegt ein weiterer Anwendungsfall für unser zuvor entwickeltes präferenztheoretisches Grundmodell vor. Speziell für diesen Anwendungsfall erwies es sich als zweckmäßig, aus dem Grundmodell ein doppelseitiges  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm herauszukristallisieren, mit Hilfe dessen das optimale Spekulationsengagement leicht auffindbar ist, ohne dabei irgendwelche speziellen Verteilungsklassen für die von den Spekulanten vermuteten Kurse annehmen zu müssen. Die nachfolgenden Ergebnisse wurden erzielt. Sie beziehen sich auf die Terminspekulation, legen aber gleichermaßen das Verhalten der Kassaspekulanten fest, weil letztere als Terminalspekulanten, die zusätzlich in Arbitragegeschäfte verwickelt sind, interpretiert werden können.

Für genügend hohe von den Banken verlangte Sicherheitseinschüsse ist die Haussespekulation vorteilhaft, wenn der erwartete Kassakurs den Terminkurs übersteigt, und die Baissespekulation, wenn der entgegengesetzte Fall vorliegt. Auf eine Veränderung des erwarteten Kassakurses bei gegebener Streuung reagiert die Termindevisennachfrage dank des Weberschen Gesetzes durchweg normal, d.h. sie steigt mit einer Zunahme des Erwartungswerts, und eine zunehmende Unsicherheit (Streuung) über den zukünftigen Kassakurs führt zu einer Reduktion des spekulativen Engagements, ob nun eine Hausse- oder eine Baissespekulation vorliegt. Wenn die von den

<sup>25</sup> Im Abschnitt C 2.3 wird eine ähnliche Problematik im Zusammenhang mit der Allokation von Haftpflichtrisiken ausführlich diskutiert. Vgl. dazu insbesondere die Ausführungen zum Coase-Theorem.

Banken festgelegten Sicherheitsmargen nicht hoch genug sind, um in der Vorstellung der Spekulanten negative Ausprägungen der juristischen Vermögensverteilung und damit eine Risikoabwälzung zu verhindern, dann werden diese Ergebnisse möglicherweise aufgehoben. So kann es für die Spekulanten vorteilhaft sein, eine exzessive Baissespekulation zu wagen, obwohl der Erwartungswert des zukünftigen Kassakurses über dem heutigen Terminkurs liegt und obwohl sie im Prinzip risikoscheue Leute sind. Dies ist eine weitere Ausprägung der Maehkminn-Regel. Die Termindeviennachfrage der Spekulanten ist *ceteris paribus* proportional zu ihrem Vermögen. Diese Vermögensabhängigkeit ist für die Stabilisierungswirkung der Spekulation von Bedeutung, weil das Vermögen im Falle eines wiederholten Spekulationsengagements auch vom aktuellen Kassakurs bestimmt wird. Sie wirkt stabilisierend, wenn zwischen der Hausse- und der Baissepekulation gewechselt wird, doch destabilisierend, wenn ein bestimmter Spekulationstypus beibehalten wird.

## Abschnitt C Theorie der Versicherungsnachfrage

Die Erklärung des für beide Marktpartner, Nachfrager wie Anbieter, lohnenden Versicherungsgeschäfts ist eine der wichtigsten und auch offensichtlichsten Leistungen der Risikotheorie. Daher haben wir die Situation des Versicherungsnachfragers wiederholt zur Veranschaulichung betrachtet<sup>1</sup>. Hier soll nun eine systematischere und umfassendere Analyse der Versicherungsnachfrage vorgenommen werden. Im Abschnitt C 1 untersuchen wir die Determinanten der Versicherungsnachfrage für exogene Risiken. Im Abschnitt C 2 erweitern wir die Analyse auf den Fall endogener Risiken, wo der betrachtete Haushalt simultan zwischen alternativen Schadensverhütungsaktivitäten und Versicherungsverträgen wählen kann.

### 1. Die Versicherungsnachfrage für gegebene Risiken

#### 1.1. Der Grundkalkül des Versicherungsnachfragers

Für die Analyse der Versicherungsnachfrage bei gegebenen Risiken werden wir zunächst noch einmal auf BARROIS' (1834) Problem der maximalen Zahlungsbereitschaft für die Volledeckung eines Risikos eingehen und anschließend unter der Voraussetzung einer gegebenen Preispolitik des Versicherungsunternehmens nach dem vom Standpunkt des Versicherungsneh-

<sup>1</sup> Vgl. Kapitel II C 1.2, II C 1.3 und III B 1.1.

mers optimalen Deckungsgrad der Schäden fragen, ein Aspekt, zu dem die Pionierarbeit von BORCH (1961) und MOSSIN (1968b) geleistet wurde<sup>2,3</sup>. Unser Beitrag zu beiden Problemkreisen liegt unter anderem im Einbezug der Haftpflichtversicherung und in der Mehrperiodenanalyse.

Das beiden Fragestellungen zugrunde liegende Wahlproblem läßt sich in einheitlicher Form darstellen. Nennen wir, wie gehabt<sup>4</sup>, das ohne Schaden und ohne Versicherungsabschluß erzielte Periodenendvermögen  $aq$  und den nach einem beliebigen Verteilungsgesetz streuenden Schaden  $C, C \geq 0$ , dann lautet die Endvermögensverteilung ohne Versicherung  $V = aq - C$ . Wird hingegen der Anteil  $\theta$  der Schäden in Deckung gegeben und verlangt das Versicherungsunternehmen eine Prämie am Periodenende, die um den Anteilswert  $(\tilde{g} - 1)$  über dem übernommenen Erwartungsschaden liegt, dann verbessert sich die Endvermögensverteilung im Ausmaß  $\theta C$  und verschlechtert sich um  $\tilde{g}E(\theta C)$ , so daß sie sich allgemein als

$$(1) \quad V = aq - C(1 - \theta) - \tilde{g}\theta E(C)$$

schreiben läßt. Die erste Frage, die offenkundig gerade mit der Frage nach der im Kapitel II 1.3 definierten Intensität der Versicherungsnachfrage ( $g$ ) identisch ist, lautet nun: Gesetzt den Fall, der Versicherungsnehmer könne zwischen  $\theta = 0$  und  $\theta = 1$  wählen, wie groß ist dann der Preisfaktor  $\tilde{g} = g$ , den er gerade noch akzeptieren könnte? Und die zweite Fragestellung ist: Welchen Deckungsgrad wählt der Versicherungsnehmer, wenn ihm ein Kontinuum an Alternativen  $0 \leq \theta \leq 1$  offensteht<sup>5</sup> und das Versicherungs-

<sup>2</sup> Eine, soweit es um die Versicherung gegebener Risiken geht, nur formal von MOSSIN abweichende Analyse des optimalen Deckungsgrades liefern EHRlich und BECKER (1972, S. 625–633). Verwandt mit dem Borch-Mossin-Ansatz ist auch die von HOFFLANDER, RENSHAW und RENSHAW (1971) vorgenommene Berechnung des optimalen Deckungsgrades im wachstumsoptimalen Modell. Von gänzlich anderer Natur ist hingegen die von RAZIN (1976) angebotene Lösung nach dem Minimax-Regret-Kriterium.

<sup>3</sup> Neben den beiden im Text genannten Fragestellungen wurden auch andere diskutiert. So haben HAMBURG und MATLACK (1968) und SMITH (1968) das Problem der optimalen Versicherungssumme und ARROW (1963, S. 969–973), PASHIGIAN, SCHKADE und MENEFFEE (1966), MOSSIN (1968b, S. 561–563), GOULD (1969), HAEHLING VON LANZENAUER (1971) und HAEHLING VON LANZENAUER und WRIGHT (1975) jenes des optimalen Selbstbehalts behandelt.

<sup>4</sup> Vgl. Kapitel II C 1.2.

<sup>5</sup> Die Beschränkung  $0 \leq \theta \leq 1$  entspricht der normalen Vorstellung von einer Versicherung, denn  $\theta < 0$  würde ja bedeuten, daß der „Versicherungsnehmer“ sein Risiko noch vergrößert, und mit  $\theta > 1$  machte er sich zum Glücksspieler. Die Möglichkeit  $\theta > 1$  läßt sich im praktischen Geschäft aber nicht immer vermeiden. Welche Probleme bei manipulierbaren Risiken hieraus entstehen, wird in Abschnitt C 2.1.3 diskutiert.

unternehmen den Preisfaktor vorgibt? Beiden Fragestellungen ist gemein, daß sie zu einer preisabhängigen Versicherungsnachfragefunktion führen, die erste zu einer Sprungfunktion

$$\theta = \begin{cases} 1, & \text{wenn } \tilde{g} < g \\ 0, & \text{wenn } \tilde{g} > g \end{cases}$$

und die zweite zu einer möglicherweise kontinuierlichen Funktion  $\theta = \theta(\tilde{g})$ .

Um zu einer Einbettung des Optimierungsproblems des Versicherungsnehmers in die Mehrperiodenanalyse zu gelangen<sup>6</sup>, ist zu überlegen, wie sich der durch (1) beschriebene Möglichkeitsbereich im Zeitablauf ändert. Zunächst ist dabei natürlich zu bedenken, daß das in einer Periode einsetzbare Vermögen mit dem um den aktuellen Konsum verringerten Endvermögen der Vorperiode übereinstimmt, also von dem in der Vorperiode gewählten Deckungsgrad und der Realisation der Schadensvariablen abhängt. Sodann muß beachtet werden, daß in der Regel wohl das so bestimmte Vermögen seinerseits nicht ohne Einfluß auf die Schadensverteilung bleibt. Vielmehr wird es eine enge positive Beziehung zwischen der Größe des Besitztums und der Höhe der möglichen Schäden geben. Um der Beziehung in einfacher Weise gerecht zu werden, nehmen wir idealisierend an, daß sich die Schadenshöhe durch Multiplikation des Vermögens  $a$  mit einem stochastischen, einem beliebigen Verteilungsgesetz gehorchenden „Schadensfaktor“  $F$  bestimmen läßt:

$$(2) \quad C = aF, \quad F \leq 1.$$

Die Beziehung (1) läßt sich dann als

$$(3) \quad V = aQ \quad \text{mit} \quad Q \equiv q - F(1 - \theta) - \tilde{g}\theta E(F)$$

schreiben, und es zeigt sich, daß (2) stochastisch konstante Skalenerträge impliziert.

Damit sind bereits wesentliche der in Kapitel IV B 2 für die Mehrperiodenanalyse genannten Bedingungen erfüllt. Zur vollen Anwendbarkeit des Mehrperiodenmodells werden aber noch zwei weitere Bedingungen benötigt. Die erste liegt in der intertemporal stochastischen Unabhängigkeit der Standardrisikoprojekte  $Q$ . Sie wird eingehalten, wenn auch die stochastischen Schadensfaktoren  $F$  intertemporal unabhängig sind, was wir annehmen wollen. Es soll also z. B. die Brandgefahr bei der Gebäudeversicherung heute nicht bloß deshalb höher sein, weil es gestern gebrannt hat und

<sup>6</sup> Vgl. dazu Kapitel IV B 2.

umgekehrt. Die zweite Bedingung ist, daß der Möglichkeitsbereich mindestens eine Alternative enthalten muß, die den völligen Vermögensverlust mit Sicherheit verhindert. Diese Bedingung wird erfüllt, weil es dem Versicherungsnehmer in jedem Falle offen steht, sein Risiko zu 100% zu versichern, ganz egal, ob das Versicherungsunternehmen die Teildeckung zuläßt oder nicht.

Mit den vorangegangenen Überlegungen ist die Einbettung des Entscheidungsproblems des Versicherungsnehmers in unser Mehrperiodenmodell vollzogen, und folglich ist es in langfristiger Sicht optimal, die kurzfristig erreichbaren Periodenendvermögensverteilungen mit dem abgeleiteten Zielunktional

$$(4) \quad E \{U [aq - C(1 - \theta) - \tilde{g}\theta E(C)]\}$$

zu bewerten, wobei  $U(\cdot)$  eine der zeitabhängig auszuwählenden, durch das Risikoavversionsmaß  $\varepsilon$  festgelegten Weber-Funktionen angibt. Ähnlich wie bei der Portefeuilleanalyse und der Spekulationstheorie ziehen wir es aber auch hier vor, das Präferenzunktional (4) durch ein äquivalentes<sup>7</sup> Präferenzunktional

$$(5) \quad U [E(V), \sigma(V)]$$

mit

$$(6) \quad \begin{aligned} E(V) &= aq - E(C)(1 - \theta) - \tilde{g}\theta E(C) \\ &= aq - E(C) - \theta E(C)(\tilde{g} - 1) \end{aligned}$$

und

$$(7) \quad \sigma(V) = (1 - \theta)\sigma(C)$$

zu ersetzen, dessen Eigenschaften wir in den Abschnitten III B 1.2 und III B 2 abgeleitet haben. Damit diese Ersetzung ohne Approximationsunschärfen vor sich gehen kann, müssen allerdings alle durch Änderung von  $\theta$  entstehenden Verteilungen derselben (beliebigen) linearen Verteilungsklasse angehören. Wie die Standardisierung

$$(8) \quad Z = \frac{V - E(V)}{\sigma(V)} = \frac{[aq - C(1 - \theta) - \tilde{g}\theta E(C)] - [aq - E(C)(1 - \theta) - \tilde{g}\theta E(C)]}{(1 - \theta)\sigma(C)} \\ = \frac{E(C) - C}{\sigma(C)}$$

<sup>7</sup> Die Präferenzfunktionale (4) und (5) unterscheiden sich nur durch eine monoton steigende Transformation.

beweist, ist dies tatsächlich der Fall, so daß mit (5)–(7) die Grundlage zur Beantwortung der eingangs genannten Fragen bereitet ist.

### 1.2. Die maximale Zahlungsbereitschaft bei Volldeckung

Die pro Einheit des erwarteten Schadens  $E(C)$  gerechnete maximale Prämie, also die Intensität der Versicherungsnachfrage  $g$ , wird durch die folgende Gleichung implizit festgelegt:

$$(9) \quad U[aq - gE(C), 0] = U[aq - E(C), \sigma(C)].$$

Diese Gleichung entsteht dadurch, daß in (5) einmal  $\theta=0$  und dann  $\theta=1$  gesetzt wird.

Welchen Wert das so ermittelte  $g$  annimmt, läßt sich mittels der Abb. 13 auf graphischem Wege feststellen.

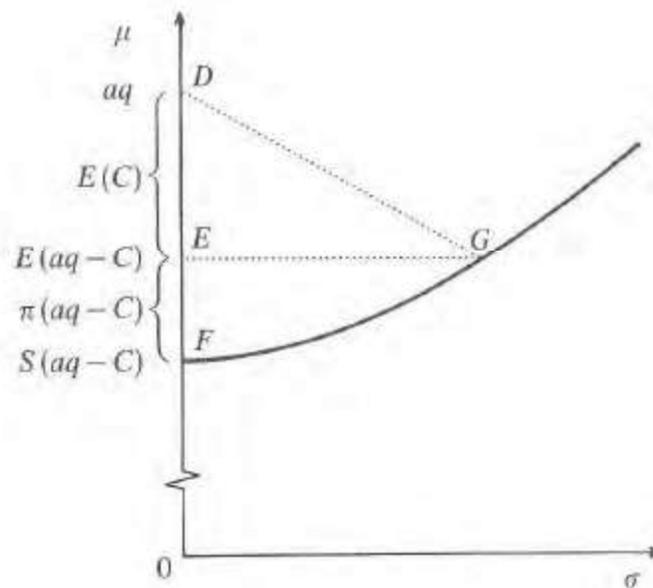


Abbildung 13

Dort wird die Vermögensverteilung ohne Versicherung  $aq - C$  im Punkt  $G$  abgebildet. Das zugehörige Endvermögen ohne Schadensfall,  $aq$ , wird im Punkt  $D$ , das erwartete Endvermögen  $E(aq - C)$  im Punkt  $E$  und das Sicherheitsäquivalent der Endvermögensverteilung,  $S(aq - C)$ , im Punkt  $F$ , also im Ordinatenursprung der durch  $G$  führenden Indifferenzkurve, dargestellt. Der Abstand  $DE$  mißt den erwarteten Schaden  $E(C)$  und der Abstand  $EF$  den subjektiven Risikopreis  $\pi(aq - C)$ . Die Intensität der Versicherungsnachfrage ist also<sup>8</sup>

<sup>8</sup> Vgl. Kapitel II C 1.3.

$$(10) \quad g = \frac{\pi(aq - C) + E(C)}{E(C)} = \frac{\overline{FD}}{\overline{ED}}.$$

In der Zeichnung ist  $g > 1$ , weil ein konvexer Indifferenzkurvenverlauf angenommen wurde. Nach den Ergebnissen des Kapitels III (A 2.2, B 1.2, B 2) ist ein solcher Verlauf sichergestellt, wenn die möglichen Schäden das Vermögen des Entscheidungsträgers nicht überschreiten können, so daß die Maehkminn-Regel noch nicht greift. Das ist zwangsläufig bei Vermögensrisiken der Fall, kann aber auch bei Haftpflichtrisiken mit oben beschränkten Schadensverteilungen vorkommen.

Im relevanten Bereich konvex sind die Indifferenzkurven indes auch dann noch, wenn zwar keine obere Schadensgrenze vorliegt, jedoch erstens die Standardabweichung der Schäden genügend klein ist, zweitens die Risikoaversion mit  $\varepsilon < 1$  mäßig bleibt und drittens die Dichte mindestens so schnell wie bei einer Normalverteilung konvergiert; eine solche Konstellation ist bei manchen Haftpflichtversicherungen kleineren Umfanges möglich.

Wenn der Entscheidungsträger mit  $\varepsilon \geq 1$  starke Risikofurcht zeigt, dann ergibt sich bei oben unbeschränkten Schadensverteilungen ein anderes Bild. In diesem Fall kommt die lexikographische Zielsetzung der Minimierung der Ruinwahrscheinlichkeit zum Zuge, und zwar bereits für die kleinsten von Null verschiedenen Standardabweichungen. Entsprechend würde der Versicherungsnehmer nahezu all seinen Besitz hergeben, um in den Genuß des Versicherungsschutzes zu kommen. Die Intensität der Versicherungsnachfrage ist dann  $g = aq/E(C)$ , nimmt also einen unter Umständen immens hohen Wert an<sup>9</sup>.

Wenn dieser Fall oder die in Abb. 13 beschriebene Situation die Regel darstellten, dann brauchte man sich um die Funktionsfähigkeit eines unter Konkurrenz operierenden Versicherungsmarktes nicht zu sorgen. Die Versicherungsunternehmen würden dann nämlich Prämien kaum höher als  $E(C)$  verlangen, und es käme zur Versicherung aller Risiken, wenn nur Versicherer und Versicherungsnehmer die gleiche subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilung schätzten. (Selbst, wenn dies nicht der Fall wäre, läge mit dem subjektiven Risikopreis  $\pi$  immer noch ein Spielraum vor, der in der Regel für den Versicherungsabschluß sorgen sollte.) Leider sind allerdings für den Bereich der Haftpflicht-Versicherung auch andere Konstellationen möglich. Sie sollen jetzt analysiert werden.

Wir nehmen zu diesem Zweck an, daß eine oben beschränkte Schadensverteilung  $C$  vorliegt, und untersuchen, wie sich die Intensität der Versicherungsnachfrage entwickelt, wenn, ausgehend von einer Situation nach Art der Abb. 13, diese Schadensverteilung bei gegebenem „Normalvermögen“  $aq$

<sup>9</sup> Genaugenommen ist die Intensität der Versicherungsnachfrage in diesem Fall nicht definiert, denn man würde zwar niemals sein gesamtes Vermögen, wohl aber einen dem gesamten Vermögen beliebig nahe kommenden Betrag zahlen.

einer proportionalen Dehnung unterzogen wird. Wie man aus (6) und (7) erkennt, führt eine solche proportionale Dehnung zu einer Verringerung von  $E(V)$  und zu einer Erhöhung von  $\sigma(V)$ . Um den genauen Zusammenhang zu erhalten, setze man  $\theta=1$  und schreibe (6) als

$$(11) \quad E(V) = aq - \frac{E(C)}{\sigma(C)} \sigma(V),$$

wobei ja  $\sigma(V) = \sigma(C)$ . Nun überlege man sich, daß der Maximalwert  $\bar{k}$  der standardisierten Verteilung (8) gerade dann erreicht wird, wenn  $C$  die Ausprägung 0 annimmt, daß also die Beziehung

$$(12) \quad \bar{k} = \frac{E(C)}{\sigma(C)}$$

gilt. Damit wird (11) zu

$$(13) \quad E(V) = aq - \bar{k} \sigma(V).$$

Mit Hilfe des Abbildes dieser Geradengleichung ist es ein leichtes, die maximale Zahlungsbereitschaft aus den je nach Höhe der Risikofurcht  $\lambda$  vorliegenden Indifferenzkurvensystemen abzulesen.

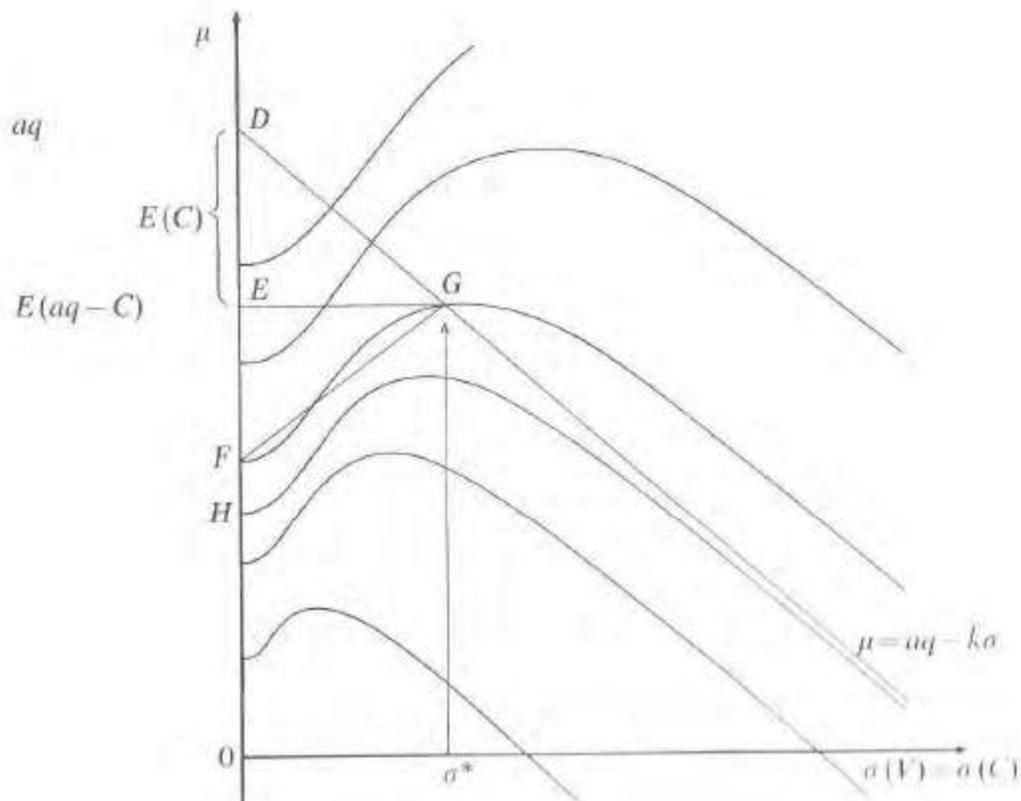


Abbildung 14

Beginnen wir mit dem Indifferenzkurvensystem der Abb. 11 im Kapitel III B, das für die schwache Risikoaversion ( $0 < \varepsilon < 1$ ) zuständig ist. In der Abb. 14 wird dieses Indifferenzkurvensystem zusammen mit der Geraden (13) aufgezeichnet. Man kann hier ähnlich wie oben die maximale Zahlungsbereitschaft ermitteln, wenn man den zu einem gegebenen  $\sigma(C) = \sigma^*$  gehörenden Punkt  $G$  auf der Geraden aufsucht und abliest, wie weit die Ordinatenmündung  $D$  der Geraden von der Mündung  $F$  der durch  $G$  führenden Indifferenzkurve entfernt ist. Da man mit dem lotrechten Abstand zwischen  $D$  und  $G$  zusätzlich den Erwartungsschaden kennt, ist dann auch die Intensität der Versicherungsnachfrage ( $\overline{FD/ED}$ ) direkt zu ersehen. Verfährt man in dieser Weise für alle Werte von  $\sigma(C)$ , so erhält man den in Abb. 15 mit durchgezogener Linie gezeichneten Funktionsverlauf.

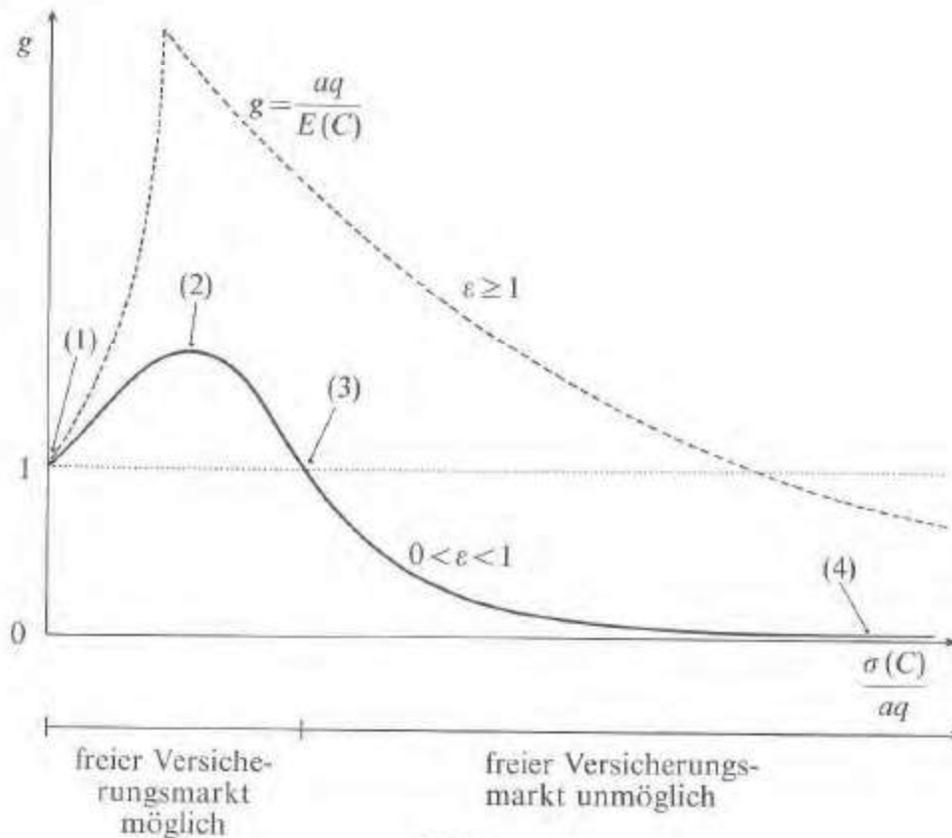


Abbildung 15

Auf der Abszisse wurde dabei sogleich der Quotient  $\sigma(C)/aq$  abgetragen, was, wie man sich leicht überlegen kann, wegen der Homothetizität des Indifferenzkurvensystems zulässig ist.

Die folgenden gemäß der Abb. 15 nummerierten Eigenschaften des gezeichneten Verlaufs der Funktion  $g = g[\sigma(C)/aq]$  gelten allgemein:

- (1) Für  $\sigma(C)/aq \rightarrow 0$  geht  $g \rightarrow 1$ .
- (2)  $g$  erreicht ein Maximum, wenn der durch die Höhe von  $\sigma(C)$  be-

stimmte Punkt  $G$  gerade auf einer gedachten Verbindungslinie der Indifferenzkurvenwendepunkte liegt. Bei beschränkten Schadensverteilungen in Form kontinuierlicher Dichtefunktionen ist das der Fall, wenn der höchstmögliche Schaden bereits höher als das aufgezinste Anfangsvermögen ist.

Zum Nachweis beider Eigenschaften bedenke man, daß

$$g = \frac{\tan \sphericalangle FGE + \tan \sphericalangle EGD}{\tan \sphericalangle EGD},$$

wobei  $\tan \sphericalangle EGD = \bar{k} = \text{const.}$  und

$$\tan \sphericalangle FGE = \frac{\int_0^{\sigma^*} \frac{dE(V)}{d\sigma(V)} \Big|_{U=U(OF,0)} d\sigma(V)}{\sigma^*}.$$

Die Intensität der Versicherungsnachfrage ist hiernach eine monoton steigende Funktion der durchschnittlichen Indifferenzkurvensteigung zwischen den Punkten  $F$  und  $G$ , die mit der Steigung der Verbindungsgeraden  $FG$  übereinstimmt. (1) folgt dann unmittelbar aus der Tatsache, daß die Indifferenzkurven allesamt im rechten Winkel in die Ordinate münden<sup>10</sup>, also Risikoneutralität für kleine Streuungen vorliegt, und (2) hat seine Ursache darin, daß die durchschnittliche Indifferenzkurvensteigung mit einer Vergrößerung von  $\sigma^*$  genau so lange zunimmt, wie sich der Punkt  $G$  noch im konvexen Bereich der Indifferenzkurven befindet, der ja bei einem solchen Wert von  $E(V)/\sigma(V)$  endet, bei dem die juristische Vermögensverteilung bereits negative Ausprägungen annehmen kann.

(3) Bei einem  $\sigma(C)/aq$ , das zu einem Erwartungsschaden kleiner als das aufgezinste Anfangsvermögen führt, wird  $g < 1$ .

(4) Für  $\sigma(C)/aq \rightarrow \infty$  geht  $g \rightarrow 0$ .

Die Ursache für (3) und (4) ist, daß sich für die maximale Zahlungsbereitschaft des Versicherungsnehmers eine Grenze kleiner als das aufgezinste Anfangsvermögen angeben läßt, die niemals überschritten werden kann, wie groß auch immer die Standardabweichung und der Erwartungswert der Schadensverteilung sein mögen. In der Abb. 14 wird die Obergrenze durch die Strecke  $DH$  angegeben, denn in  $H$  mündet die Indifferenzkurve, zu der die Gerade (12) die Asymptote ist. Daß es in der Tat eine Indifferenzkurve solcherart gibt, folgt daraus, daß erstens bekanntlich (vgl. Kapitel III B 1.1.2) die Indifferenzkurvensteigung überall größer als  $-\bar{k}$  ist, jedoch bei  $\sigma(V) \rightarrow \infty$  asymptotisch gegen diesen Wert strebt, zweitens die Gerade (13) genau die Steigung  $-\bar{k}$  hat und es drittens auch noch unterhalb der

<sup>10</sup> Vgl. Gl. (II D 59).

Geraden (13) Asymptoten für Indifferenzkurven gibt, die ja allesamt im positiven Bereich der Ordinate einmünden.

Mit diesen Überlegungen zur Abb. 15 ist für beliebige Wahrscheinlichkeitsverteilungen<sup>11</sup> der Nachweis erbracht worden, daß die Intensität der Versicherungsnachfrage bei großen Haftpflichtrisiken möglicherweise nicht ausreicht, um ein vom Standpunkt der Versicherungsunternehmen verlustloses Geschäft zu ermöglichen. Von einem frei funktionierenden Markt für Haftpflichtversicherungen kann also keine Rede sein, ein Ergebnis, das sich in der Praxis ja durchaus bestätigt. Ein illustratives Beispiel bilden die Kraftfahrzeughaftpflichtversicherungen in einigen Staaten der USA: Mangels eines gesetzlichen Versicherungszwanges ist dort die Nachfrage nach Haftpflichtversicherungen relativ klein, während sich Kaskoversicherungen einer ungewöhnlich großen Beliebtheit erfreuen.

Das in der Abb. 15 zusammengefaßte Ergebnis wurde für den als realistisch anzunehmenden Fall der mäßigen Risikofurcht ( $\varepsilon < 1$ ) abgeleitet<sup>12</sup>. In analoger Weise kann man jetzt natürlich mit dem Indifferenzkurvensystem für  $\varepsilon \geq 1$  und links beschränkte Vermögensverteilungen (Abb. 12 in Kapitel III B) verfahren. Als Resultat stellt sich ein Verlauf der Funktion  $g[\sigma(C)/aq]$  heraus, wie er mit der gestrichelten Kurve der Abb. 15 veranschaulicht wird. Nehmen wir an, die durchgezogene Kurve bezöge sich auf die gleiche Verteilungsklasse wie die gestrichelte, dann beginnt die gestrichelte Kurve zwar auch bei  $g = 1$ , liegt für  $\sigma(C) > 0$  aber durchweg über der durchgezogenen. Solange der höchstmögliche Schaden noch kleiner als das Vermögen bleibt, folgt dieser Umstand aus der Tatsache, daß die Indifferenzkurvensteigung auf gegebenen Ursprungsstrahlen eine steigende Funktion des Risikoaversionsparameters  $\varepsilon$  ist (vgl. Kapitel III, Gleichung A 53). Wenn jedoch der höchste Schaden das Vermögen übersteigen kann, dann liegt die Ursache in der lexikographischen Präferenzordnung zwischen  $v \leq 0$  und  $v > 0$ , die dafür sorgt, daß man notfalls sein gesamtes Vermögen hergeben würde, um Versicherungsschutz zu erhalten<sup>13</sup>. Die Intensität der Versicherungsnachfrage hätte dann den Wert<sup>14</sup>  $g = aq/E(C)$ . Natürlich wird die Intensität der Versicherungsnachfrage auch in diesem Fall mit wachsendem  $\sigma(C)$  letztendlich  $< 1$ , nämlich gerade dann, wenn der Erwartungsschaden

<sup>11</sup> Für Zwei-Punkt-Verteilungen geschah dies bereits im Kapitel III B 1.1.

<sup>12</sup> Vgl. S. 191 und S. 258 und den noch folgenden Abschnitt zur Altersabhängigkeit der Versicherungsnachfrage.

<sup>13</sup> Die gestrichelte Kurve der Abb. 15 ist kontinuierlich gezeichnet. Wie man aus Gleichung (III B 21) schließen kann, ist das jedoch keine allgemeine Eigenschaft. Vielmehr muß im Fall  $1 \leq \varepsilon < 2$  bei einer links nicht sprunghaft verschwindenden Dichte der Vermögensverteilung die Intensität der Versicherungsnachfrage sprunghaft auf den Wert  $aq/E(C)$  steigen, wenn die Standardabweichung der Schadensverteilung über den Wert  $\mu/k$  hinaus erhöht wird.

<sup>14</sup> Vgl. Fn. 9.

das aufgezinste Vermögen  $aq$  übersteigt, doch darf man diese Möglichkeit getrost für praktisch irrelevant halten.

### 1.3. Der optimale Deckungsgrad

Wenn dem Versicherungsnehmer Gelegenheit gegeben wird, sich für einen gegebenen Preis pro Einheit des in Deckung gegebenen Erwartungsschadens  $\bar{g}$  den optimalen Deckungsgrad  $\theta$  selbst auszusuchen, dann läßt sich das Entscheidungsproblem darstellen, wie es die Abb. 16 zeigt, die in Anlehnung an Abb. 13 konstruiert wurde und wie diese einen konvexen Indifferenzkurvenbereich zeigt, der ja für Vermögensversicherungen typisch ist, jedoch auch für Haftpflichtversicherungen kleineren Umfangs zutreffen kann.

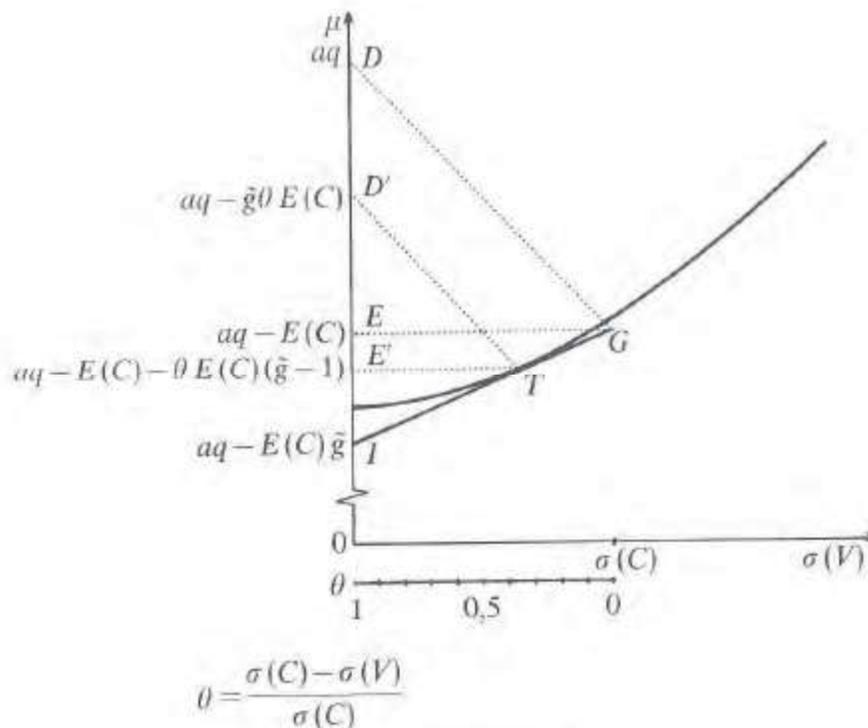


Abbildung 16

Wählt der Entscheidungsträger  $\theta=0$ , dann wird die Endvermögensverteilung wie gehabt im Punkt  $G$  abgebildet. Wählt er jedoch einen größeren Deckungsgrad, so wird eine Verteilung mit einer geringeren Streuung erreicht, deren Abbild irgendwo auf der Geraden  $GI$  liegt. Die Charakteristika dieser Geraden, die wir *Versicherungsgerade* nennen wollen, erhält man durch Ausrechnen von  $\theta$  in Gleichung (7) und Einsetzen in (6):

$$(14) \quad E(V) = [aq - E(C)] - \left[ \frac{\sigma(C) - \sigma(V)}{\sigma(C)} E(C)(\bar{g} - 1) \right]$$

Die Steigung der Versicherungsgeraden ist positiv, wenn das Versicherungsunternehmen einen Preis höher als den Erwartungsschaden ( $\tilde{g} - 1 > 0$ ) verlangt. Eine Vergrößerung des Deckungsgrades  $\theta$  bedeutet in diesem realistischen Fall somit nicht nur den Vorteil einer verkleinerten Standardabweichung, sondern auch leider den Nachteil einer Verringerung des Erwartungswertes der Endvermögensverteilung. Die Versicherungsgerade endet auf der Ordinate, denn wird der höchstmögliche Deckungsgrad ( $\theta = 1$ ) gewählt, dann degeneriert die Endvermögensverteilung zu dem sicheren Wert  $aq - \tilde{g}E(C)$ . Die optimale Endvermögensverteilung wird in gewohnter Weise durch den auf der höchsten Indifferenzkurve liegenden Punkt der Versicherungsgeraden abgebildet. In der Abb. 16 ist das der Tangentialpunkt  $T$ . Der zugehörige Deckungsgrad kann an der parallel zur Abszisse gezeichneten Skala abgelesen werden, die den Zusammenhang der Gleichung (7), also die Beziehung  $\theta = 1 - \sigma(V)/\sigma(C)$  verkörpert. Wie groß das „Normalvermögen“ für den Fall der Schadensfreiheit [ $aq - \tilde{g}\theta E(C)$ ] ist, wird durch den Ordinatenschnittpunkt  $D'$  der parallel zu  $DG$  durch  $T$  gezogenen Geraden angezeigt.

Eine innere Lösung von der Art der Abb. 16 sollte den Regelfall darstellen, braucht aber nicht immer vorzuliegen. Wenn der Versicherungsnehmer vermutet, daß  $\tilde{g} \leq 1$ , dann ist die Steigung der Versicherungsgeraden 0 oder negativ und wegen des senkrechten Einmündens der Indifferenzkurven in die Ordinate erweist es sich als optimal, eine 100%ige Deckung nachzufragen<sup>15</sup>. Da der Versicherer in der Regel  $\tilde{g} > 1$  verlangt, könnte ein solcher Fall in der Praxis wohl nur dann zu beobachten sein, wenn etwa auf Grund unterschiedlicher Informationen der Erwartungsschaden vom Versicherungsnehmer vergleichsweise zu hoch eingeschätzt wird. Für das Vorliegen der anderen Randlösung  $\theta = 0$  läßt sich keine ähnlich einfache Bedingung angeben. Immerhin kann man aber darauf verweisen, daß sich die Versicherungsnehmer nicht alles gefallen lassen würden: Da bekanntlich die Indifferenzkurvensteigung an einem beliebigen Punkt im Diagramm kleiner als die Steigung des zugehörigen Ursprungsstrahles ist, würde der Versicherungsnehmer auf jeden Versicherungsschutz verzichten, wenn nur  $\tilde{g}$  dem (freilich normalerweise horrend hohen) Wert  $aq/E(C)$  weit genug angenähert würde, denn wäre  $\tilde{g} = aq/E(C)$ , dann fiel der Punkt  $I$  im Diagramm 16 mit dem Koordinatenursprung zusammen und die Versicherungsgerade verlief durch den Ursprung<sup>16</sup>. Soviel zum optimalen Deckungsgrad für den Bereich konvexer Indifferenzkurven.

<sup>15</sup> Dieses Resultat findet sich bereits bei MOSSIN (1968b).

<sup>16</sup> Allenfalls an der Grenze  $\mu = k\sigma$ , also wenn die Vermögensverteilung gerade bei  $v = 0$  beschränkt ist, kann es bei starker Risikoaversion  $\varepsilon \geq 1$  zu einer Gleichheit der Steigungen kommen, so daß also gilt:

$$\lim_{\mu \rightarrow k\sigma} \frac{d\mu}{d\sigma} \bigg|_v = \frac{\mu}{\sigma} = k$$

Die Ausweitung der Analyse auf den Gesamtbereich soll nun zunächst für den Fall mäßiger Risikofurcht  $0 < \varepsilon < 1$  geschehen, bei dem die Indifferenzkurven konkav werden und eine negative Steigung erhalten, wenn nur die Schadensverteilung weit genug über das aufgezinsten Anfangsvermögen hinausreicht. Die Abb. 17 zeigt ein Beispiel für die Entscheidungssituation, wenn die Endvermögensverteilung ohne Versicherungsschutz im anomalen Indifferenzkurvenbereich abzubilden ist.

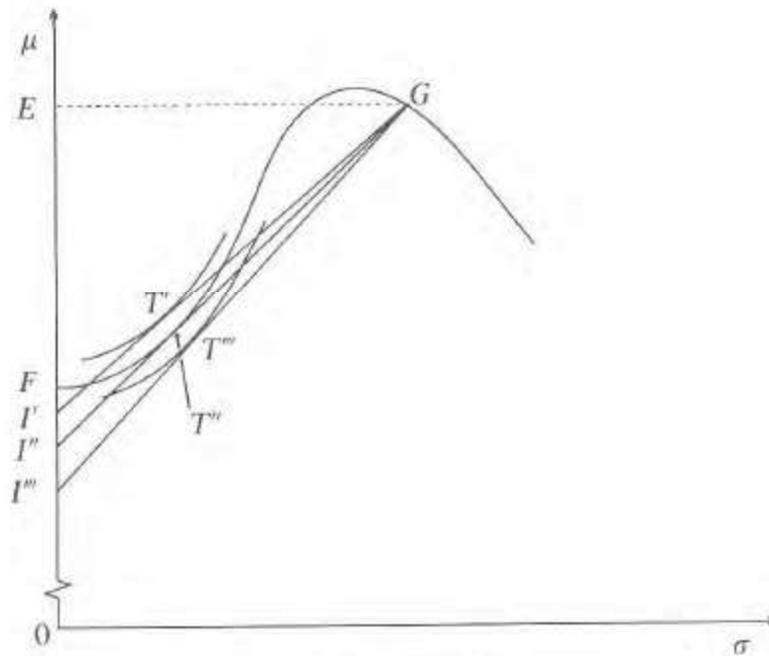


Abbildung 17

Dabei wurden drei alternative Preisfaktoren  $\tilde{g}$  unterstellt, die zu drei verschiedenen Versicherungsgeraden  $GI'$ ,  $GI''$ ,  $GI'''$  führen. In allen drei Fällen gibt es, ähnlich wie in der Abb. 16, Nutzenmaxima anzeigende Tangentiallösungen. Die Besonderheit im Vergleich zu durchgängig konvexen Indifferenzkurven besteht allerdings darin, daß die lokalen Nutzenmaxima nicht auch quasi automatisch globale Maxima sind. So kennzeichnet zwar der Tangentialpunkt  $T'$  noch ein globales Maximum, doch liegt der Tangentialpunkt  $T''$  bereits auf derselben Indifferenzkurve wie der Punkt  $G$  und wenn gar der Preisfaktor  $\tilde{g}$  über den zu  $T''$  gehörenden Wert hinaus erhöht wird, dann springt der optimale Deckungsgrad auf den Wert 0. Wir haben dann eine Situation wie beim Tangentialpunkt  $T'''$ , der auf einer niedrigeren Indifferenzkurve als der Punkt  $G$  liegt.

Der Grund dafür, daß zum Auffinden einer besten Lösung nun eine Totalbedingung beachtet werden muß, ist, daß eine Erhöhung des Deckungsgrades vom Nullniveau aus nicht von vornherein zu einer Nutzenstei-

gerung führt, sondern zunächst einmal nur von Nachteil ist. Das liegt daran, daß der proportional mit  $\theta$  anwachsenden Versicherungsprämie anfangs je nach Schadensverteilung kein oder allenfalls ein geringfügiger Vorteil gegenübersteht. Mindestens ein Teil des Versicherungsschutzes verpufft nämlich, weil er bloß die negativen Ausprägungen der juristischen Vermögensverteilung absolut verkleinert ohne dabei gleichzeitig die faktische Verteilung zu verbessern. Von einer Zunahme des Versicherungsschutzes profitieren in diesem Fall vor allem jene, die im Schadensfall unter der mangelnden Zahlungsfähigkeit des Versicherungsnehmers zu leiden hätten. Erst wenn mit steigendem Deckungsgrad ein immer größerer Anteil der Schadensverteilung aus dem negativen Vermögensbereich herausgezogen wird, beginnt der zusätzliche Versicherungsschutz sich auch für den Versicherungsnehmer auszuzahlen, das heißt, eine Zunahme von  $\theta$  bedeutet trotz des gleichzeitigen Prämienzuwachs per Saldo einen Nutzengewinn. Ob dieser Nutzengewinn freilich ausreicht, den anfänglichen Verlust zu kompensieren, ist die Frage.

Gewisse Anhaltspunkte für eine Antwort erhält man aus einem Vergleich zwischen dem vom Versicherungsunternehmen verlangten Preisfaktor  $\tilde{g}$  und der Intensität der Versicherungsnachfrage  $g$ . Wie beim alles-oder-nichts-Angebot seitens des Versicherers ist auch jetzt  $\tilde{g} < g$  eine hinreichende Bedingung für die Vorteilhaftigkeit der Versicherungsnachfrage, denn die Erweiterung des Aktionsraumes um die Möglichkeit der Teildeckung kann natürlich nicht verhindern, daß die Volldeckung beliebter als keinerlei Versicherungsschutz bleibt. Anders als zuvor ist  $\tilde{g} < g$  aber keine allgemein notwendige Bedingung für die Vorteilhaftigkeit der Versicherungsnachfrage mehr. Falls nämlich  $g > 1$ , dann gibt es die Möglichkeit einer trotz  $\tilde{g} \geq g$  vorteilhaften Teildeckung. Der Grund ist, daß die Indifferenzkurven in der Nähe der Ordinate konvex sind und senkrecht in sie einmünden. Beide Bedingungen sichern, daß es einen Spielraum für Versicherungsgeraden des Typs  $I'G$  gibt, die wegen  $\tilde{g} > g$  zwar unterhalb von  $F$  in die Ordinate münden, doch Indifferenzkurven schneiden, die oberhalb der durch  $F$  und  $G$  führenden Indifferenzkurve liegen.

Man könnte zu glauben geneigt sein, daß die beschriebene, dem Versicherungsunternehmen offenstehende Möglichkeit, unter Umständen einen Preisfaktor höher als die Intensität der Versicherungsnachfrage zu verlangen, den in der Abb. 15 gezeichneten Bereich eines funktionsunfähigen Versicherungsmarktes verkleinern hilft. Doch leider ist das nicht der Fall. Gerade, wenn mit  $g \leq 1$  ein für beide Seiten vorteilhafter Volldeckungsvertrag unmöglich erscheint, fällt, wie man sich leicht überlegen kann, auch der oben erläuterte Vorteil der Teildeckung fort. Damit behält die in der Abb. 15 zum Ausdruck kommende pessimistische Beurteilung der Möglichkeit eines funktionsfähigen Haftpflichtversicherungsmarktes seine Gültigkeit. Soviel zum Fall mäßiger Risikoaversion.

Liegt mit  $\alpha \geq 1$  starke Risikoaversion vor, dann ergibt sich ein ganz

anderes Bild. In diesem Fall sucht der Versicherungsnehmer wegen  $\lim_{v \rightarrow 0} U(v) = -\infty$  den völligen Vermögensverlust zu verhindern, koste es, was es wolle. Bei unbeschränkten Schadensverteilungen erfordert diese Zielsetzung eine 100%ige Deckung, doch wenn wir realistischerweise davon ausgehen, daß die Schadensverteilungen beschränkt sind, reichen auch kleinere Deckungsgrade. Sagen wir, die standardisierte Schadensverteilung sei nach oben hin bei  $\underline{k}$ , die standardisierte Vermögensverteilung (8) als bei  $-\underline{k}$  nach unten hin beschränkt, dann reichen hier all jene Deckungsgrade, die im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm zu Punkten auf der Versicherungsgeraden links oder oberhalb der Geraden  $E(V) = \underline{k}\sigma(V)$  führen. Aus (6) und (7) errechnet sich dementsprechend als Untergrenze des Deckungsgrades:

$$(15) \quad \theta^* = \frac{\underline{k}\sigma(C) + E(C) - aq}{\underline{k}\sigma(C) + E(C) - \tilde{g}E(C)}$$

Welcher Deckungsgrad im Bereich  $\theta^* \leq \theta \leq 1$  gewählt wird, bestimmt sich aus den gleichen Überlegungen wie bei der Vermögensversicherung. Wenn mit  $\tilde{g} \leq 1$  die Versicherungsunternehmen ein Zuschußgeschäft betreiben, ist es in jedem Fall optimal, sich mit 100% abzudecken<sup>17</sup>, doch im realistischen Fall  $\tilde{g} > 1$  muß der Deckungsgrad immer im Bereich  $\theta^* \leq \theta < 1$  liegen. Bemerkenswert ist dabei, daß  $\theta$  keine monoton fallende Funktion des Preisfaktors  $\tilde{g}$  ist. Zwar muß wegen der Konkavität der Indifferenzkurven und ihres senkrechten Einmündens in die Ordinate eine Erhöhung von  $\tilde{g}$  über den Wert 1 hinaus zunächst zu einer Verringerung von  $\theta$  auf einen Wert  $< 1$  führen, doch schon weil aus (15) folgt, daß

$$(16) \quad \lim_{\tilde{g} \rightarrow aq/E(C)} \theta^* = 1,$$

muß der Deckungsgrad letztendlich auch wieder zunehmen.

Wären die Menschen normalerweise so risikoscheu ( $\varepsilon \geq 1$ ), wie wir es zuletzt unterstellt haben, dann brauchte man nicht zu befürchten, daß ein Haftpflichtversicherungsmarkt mangels kaufkräftiger Nachfrage nicht zustande kommt. Wegen des anomalen Astes der individuellen Nachfragekurve wäre eher eine Ausbeutung der Versicherten durch die Versicherungsunternehmen denkbar. Doch ist dieser Fall wohl unrealistisch. Warum, das zeigt sich in den folgenden Überlegungen.

<sup>17</sup> Wenn nur  $E(C) < aq$ . Anderenfalls ist der optimale Deckungsgrad im Mehrperiodenansatz unter Umständen nicht mehr definiert.

#### 1.4. Die Altersabhängigkeit der Versicherungsnachfrage

Es ist nicht schwer, die Implikationen der bereits im Grundmodell festgestellten Altersabhängigkeit der Risikoaversion auf den Versicherungsfall zu übertragen, da wir aus den Gleichungen (A 53) und (B 18) im Kapitel III wissen, daß die Steigung der (echten) Indifferenzkurven an jedem Punkt des  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramms<sup>18</sup> mit dem Anwachsen der Risikoaversion zunimmt<sup>19</sup>.

Liegt wegen  $\varepsilon > 1$  eine mit dem Alter abnehmende Risikoaversion vor, dann verringert sich im Zeitablauf

- die Intensität der Versicherungsnachfrage für Vermögensschäden und
- der optimale Deckungsgrad für alle Schäden soweit in der Ausgangslage eine Tangentiallösung mit  $\theta > 0$  vorlag.

Die Intensität der Versicherungsnachfrage für Haftpflichtschäden, die das (aufgezinst) Anfangsvermögen überschreiten können, bleibt unberührt, denn solange  $\varepsilon \geq 1$ , ist der Versicherungsnehmer immer bereit, fast sein gesamtes Vermögen für den Versicherungsschutz herzugeben.

Nimmt die Risikoaversion wegen  $\varepsilon < 1$  mit dem Alter zu, dann erhöht sich im Zeitablauf

- die Intensität der Versicherungsnachfrage für alle Typen von Schadensverteilungen und
- der optimale Deckungsgrad, wenn in der Ausgangslage eine Tangentiallösung im Bereich  $\theta < 1$  vorlag.

Es sei der Vollständigkeit halber auch erwähnt, daß zusätzlich zu der angeführten Möglichkeit einer (kontinuierlichen) Zunahme der Deckungsnachfrage bei inneren Lösungen auch noch die Möglichkeit besteht, daß  $\theta$  von 0 auf ein höheres Niveau springt. Die Voraussetzung hierfür ist, daß für eine Ausgangslage nach Art der Versicherungsgeraden  $\overline{T''G}$  der Abb. 17 ein lokales zu einem globalen Maximum wird.

Nach aller täglichen Erfahrung wie auch nach einer von GREENE (1964, vgl. bes. S. 36) durchgeführten Umfrage zur Versicherungsneigung kennzeichnet die mit dem Alter zunehmende Risikofurcht das Normalverhalten der Menschen. Daher müssen wir eine mäßige Risikoaversion ( $\varepsilon < 1$ ) als den Standardfall ansehen und leider konstatieren, daß die obigen Argumente für die Funktionsunfähigkeit des Haftpflichtversicherungsmarktes an Gewicht gewinnen<sup>20</sup>.

<sup>18</sup> Mit Ausnahme der Ordinate.

<sup>19</sup> Die Nachweise sparen wir uns.

<sup>20</sup> Vgl. S. 315ff.

## 2. Allokationswirkungen der Versicherung

Mit der Analyse der Versicherungsnachfrage bei gegebenen Risiken haben wir erst einen Aspekt der gesamtwirtschaftlichen Bedeutung des Versicherungsgeschäftes beleuchtet. Der andere, wahrscheinlich noch wichtigere Aspekt liegt in den durch die Versicherung bewirkten Verhaltensänderungen der Menschen<sup>21</sup>.

Es ist allgemein bekannt, daß nach dem Abschluß von Versicherungen häufig eine gewisse Sorglosigkeit im Umgang mit dem gefährdeten Objekt Platz greift, die bisweilen sogar bis zur mutwilligen Schadenverursachung reicht. Statt dieser risikoverstärkenden Wirkung kann die Versicherung unter Umständen aber auch den gegenteiligen Effekt eines Verzichts auf die Ausübung riskanter Aktivitäten haben, nämlich dann, wenn für Haftpflichtrisiken ein Versicherungszwang eingeführt wird. All diese durch die Versicherung induzierten Verhaltensänderungen sollen im folgenden in systematischer Form diskutiert werden. Im Abschnitt C 2.1 geht es zunächst um die Allokationswirkung einer Versicherung unter idealen Bedingungen, im Abschnitt C 2.2 um das, was vorwurfsvoll das „moralische Risiko“ genannt wird, und im letzten Abschnitt C 2.3 um die Allokationswirkungen eines gesetzlichen Zwanges zur Haftpflichtversicherung.

### 2.1. Der Substitutionseffekt der Versicherung unter idealen Bedingungen

Wenn der Versicherungsschutz zur Sorglosigkeit beim Umgang mit der Quelle der versicherten Gefahr führt, so liegt es nahe, hier eine alloкатive Schwäche der Versicherung zu sehen. Doch mit dem, was naheliegt, liegt man nicht immer richtig. So scheint jedenfalls diesem pauschalen Verdacht ein Mißverständnis zugrunde zu liegen<sup>22</sup>, das auszuräumen wir uns in diesem Abschnitt bemühen wollen.

Dazu betrachten wir die simultane Entscheidung über den optimalen Versicherungsschutz und über andere, die versicherte Gefahr beeinflussende Aktivitäten. Solche Aktivitäten mögen z. B. in der Einrichtung von Sprinkler-Anlagen, der Verwendung von feuerfesten Werkstoffen, der Installation von Alarmanlagen und dem Einbau von Tresoren bestehen. Ihnen ist gemein, daß sie wegen der Kosten der genannten Sicherungen zwar das Anfangsvermögen  $a_0$  verringern, doch für gegebene Schadenswahrscheinlichkeiten die Höhe der Schäden bzw. für gegebene Schäden die Auftretens-

<sup>21</sup> Die folgenden Ausführungen lehnen sich zum Teil an andere Arbeiten des Verfassers an. (SINN (1977, 1978)) Mit der Analyse der Allokationswirkungen der Haftpflichtversicherung im Abschnitt C 2.3 wird hier aber ein nicht unwesentlicher Ausbau der Theorie vorgenommen.

<sup>22</sup> Z. B. leidet GRUBELS Beitrag (1971) darunter.

wahrscheinlichkeiten reduzieren<sup>23</sup>. Nehmen wir ohne Beschränkung der Allgemeinheit an, daß alle Endvermögensverteilungen, die durch die genannten Manipulationen entstehen, einer linearen Klasse angehören, dann mag es einen Möglichkeitsbereich  $M$  geben, wie er in der Abb. 18 dargestellt ist.

Unterstellen wir weiterhin, daß die zu alternativen Zeitpunkten zur Verfügung stehenden (unterschiedlichen) Möglichkeitsbereiche der Bedingung stochastisch konstanter Skalenerträge genügen, und daß mindestens der aktuelle Möglichkeitsbereich (der in der Abb. 18 gezeichnet wurde) nur Vermögensverteilungen mit durchweg positiven Ausprägungen umfaßt (Vermögensschäden), dann haben wir es wieder mit dem normalen konvexen Bereich der aus dem Mehrperiodenansatz ableitbaren Indifferenzkurven zu tun; entsprechende Indifferenzkurven sind in der Abb. 18 dargestellt.

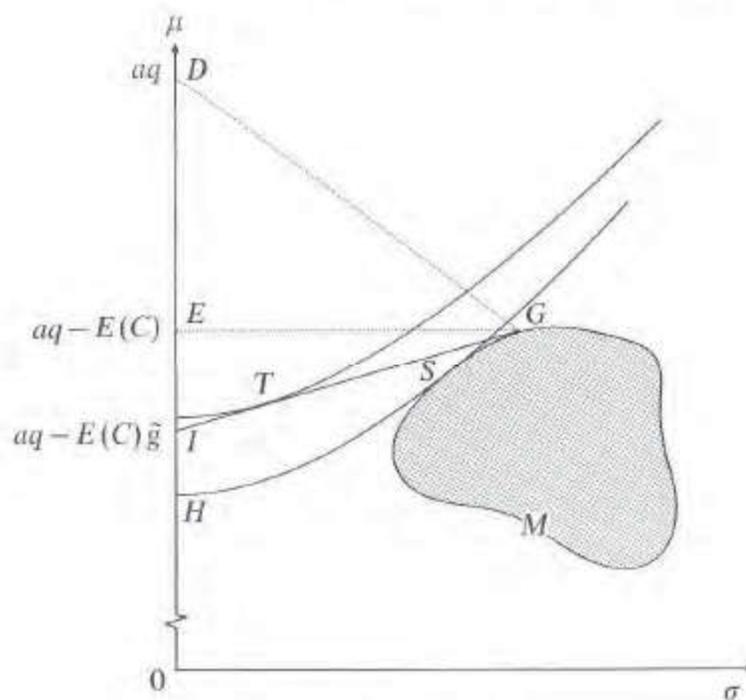


Abbildung 18

Unter den genannten Annahmen wird ohne die Möglichkeit zum Versicherungsabschluß die im Punkt  $S$  abgebildete Verteilung gewählt. Die Frage ist indes, wie sich die Wahlentscheidung ändert, wenn Versicherungsschutz für alle dem Möglichkeitsbereich  $M$  zugehörigen Vermögensverteilungen angeboten wird.

<sup>23</sup> EHRlich und BECKER (1972) nennen die Verringerung der Schadenshöhe „self-insurance“ und die Verringerung der Schadenswahrscheinlichkeit „self-protection“. Diese Unterscheidung läßt sich aber nur solange sinnvoll aufrechterhalten, wie man bei der von Ehrlich und Becker getroffenen Annahme bleibt, daß für den Schaden eine Zwei-Punkt-Verteilung vorliegt.

Um sie zu beantworten, müssen wir zunächst überlegen, wie sich der Möglichkeitsbereich im  $\mu$ - $\sigma$ -Diagramm durch dieses Angebot vergrößert. Dazu nehmen wir an, das Versicherungsunternehmen erlaube Teildeckung der Schäden und verlange nach wie vor eine Prämie, die den übernommenen Erwartungsschaden um einen festen Anteilssatz  $\tilde{g} - 1$  übersteigt. Weiterhin unterstellen wir, daß das Versicherungsunternehmen die gleiche Schadensverteilung schätzt wie der Versicherungsnehmer, was unter anderem voraussetzt, daß ersteres alle Schadenverhütungsmaßnahmen des letzteren beobachten kann. Unter diesen Voraussetzungen kann für jeden Punkt des Möglichkeitsbereichs  $M$  eine Versicherungsgerade  $GI$  konstruiert werden, wie sie in der Abb. 16 eingeführt wurde. Das Entscheidungsproblem des Versicherungsnehmers ist dann zweifach. Zunächst muß er die optimale Auswahl aus  $M$  treffen und sich auf diese Weise für eine bestimmte Versicherungsgerade entscheiden. Sodann muß er in der gewohnten Weise auf dieser Versicherungsgeraden den besten Punkt, also den optimalen Deckungsgrad bestimmen. Analytisch ist der erste, neue Teil der Aufgabe leicht zu lösen: Berechnet man aus Gleichung (14) die Steigung der Versicherungsgeraden

$$(17) \quad \frac{dE(V)}{d\sigma(V)} = \frac{E(C)}{\sigma(C)} (\tilde{g} - 1),$$

und bedenkt man, daß wegen der Zugehörigkeit aller Verteilungen zur selben linearen Verteilungsklasse  $E(C)/\sigma(C) = \bar{k} = \text{const.}$  (vgl. (12)), dann stellt man fest, daß alle Versicherungsgeraden parallel zueinander verlaufen. Dieser Umstand erlaubt es, eine eindeutig beste Versicherungsgerade, nämlich genau die höchstliegende, zu isolieren.

In der Abb. 18 ist es die Gerade  $\overline{IG}$ . Sie tangiert die Grenze des Möglichkeitsbereichs in  $G$  und endet auch dort. Der beste Punkt auf dieser Geraden, der angibt, welcher Endvermögensverteilung sich der Versicherungsnehmer nach Wahl des Deckungsgrades gegenüber sieht, ist  $T$ . Er entspricht dem Punkt  $T$  der Abb. 16.

Bemerkenswert ist an dieser Optimierungsprozedur, daß ähnlich wie beim Tobinschen Trennungstheorem für die Portefeuilleentscheidungen die Auswahl der optimalen Verteilung aus  $M$ , also die Entscheidung über die optimalen Schadenverhütungsmaßnahmen, weitgehend unabhängig von den Präferenzen des Entscheidungsträgers erfolgt<sup>24</sup>. Die Präferenzen entscheiden nur darüber, ob überhaupt Versicherungsdeckung nachgefragt wird. Das ist nämlich nur dann der Fall, wenn die Steigung der Versicherungsgeraden geringer als die Indifferenzkurvensteigung im Punkt  $S$  ist.

<sup>24</sup> Zu einem ähnlichen Ergebnis sind mit einem anderen Ansatz EHRICH und BECKER (1972, S. 636f.) gekommen.

Doch wenn diese Entscheidung bereits zugunsten der Versicherungsnachfrage gefällt ist, dann beschränkt sich die Aufgabe der individuellen Präferenzen darauf, den optimalen Deckungsgrad festzulegen. Auf die Lage des Punktes  $G$  haben sie keinen Einfluß.

Wir haben bislang angenommen, daß die Möglichkeit der Teildeckung besteht. Was ändert sich, wenn das Versicherungsunternehmen einen alles-oder-nichts-Vertrag ( $\theta = 0$  oder  $\theta = 1$ ) anbietet? Unter dieser Restriktion sind von den zu einem jeden Punkt in  $M$  gehörenden Versicherungsgeraden nur die Endpunkte zulässig. Da der auf der Ordinate liegende Endpunkt das (sichere) Vermögen bei Versicherungsabschluß kennzeichnet, das zu der durch den anderen Endpunkt repräsentierten originären Verteilung gehört, ist offenbar auch jetzt, unabhängig von der speziellen Ausprägung der Präferenzstruktur, die höchste Möglichkeitsgerade die beste. Es wird daher wie im Fall der Teildeckung die zum Punkt  $G$  der Abb. 18 gehörende Vermögensverteilung ausgewählt, wenn es zum Vertragsabschluß kommt. Ob das der Fall ist, richtet sich jetzt freilich nicht mehr danach, ob die Versicherungsgeraden eine geringere Steigung als die Indifferenzkurve in  $S$  haben, sondern nach der strengeren Bedingung, ob die beste Versicherungsgerade oberhalb (im Punkt  $I$ ) der Ordinatenmündung  $H$  der durch  $S$  führenden Indifferenzkurve liegt. Was die Auswahl der Schadenverhütungsmaßnahmen anbetrifft, ist das aber die einzige Änderung gegenüber dem Fall der Teildeckung.

Es ist nun an der Zeit, auf das eingangs genannte Mißverständnis, das auszuräumen wir uns ja vorgenommen hatten, zu sprechen zu kommen. Unsere Überlegungen zu Abb. 18 haben gezeigt, daß der Versicherungsabschluß zur Bewegung von  $S$  nach  $G$ , also zur Auswahl einer anderen Verteilung aus  $M$  oder zu einer anderen Schadenverhütungspolitik führt. Daß  $G$  dabei durch höhere Werte von  $E(V)$  und  $\sigma(V)$ , als sie  $S$  aufweist, gekennzeichnet wird, ist wenigstens bei einer kontinuierlich abnehmenden Steigung der Effizienzgrenze des Möglichkeitsbereichs charakteristisch, denn beim Teildeckungs- wie erst recht beim Volldeckungsvertrag ist die Steigung der Tangentialgerade  $\overline{GI}$  kleiner als die Steigung der Effizienzgrenze im Punkt  $S$ . Der anschauliche Unterschied zwischen  $G$  und  $S$  ist, daß  $G$  zwar zu einem höheren Normalvermögen als  $S$  führt, weil geringere Aufwendungen zur Schadenverhütung unternommen werden, dafür aber eine (mindestens) teilweise noch stärkere Zunahme der möglichen Schäden induziert<sup>25</sup>. Damit zeigt sich nun im Gegensatz zum ersten Eindruck

<sup>25</sup> Man kann sich die Gestalt der zu  $S$  und  $G$  gehörenden Verteilungen klar machen, indem man sich vorstellt, aus diesen Punkten werde das Abbild der gemeinsamen standardisierten Verteilung rechtwinklig auf eine sich über der Ordinate erhebende Fläche projiziert. Die Projektionsstrahlen der jeweils gleichen charakteristischen Punkte wie Ober- und Untergrenze, Modus, Erwartungswert usw. verlaufen

durchaus keine nachteilige Wirkung der Versicherung. Unterstellen wir, daß die gezahlte Prämie wegen einer staatlichen Preisaufsicht oder der Konkurrenz am Versicherungsmarkt gerade nur zur Kompensation der vom Versicherungsunternehmen übernommenen Lasten ausreicht, dann wird mit der vom Versicherungsnehmer gewählten Allokation ein unter den gegebenen Tarifbedingungen paretooptimaler Zustand erreicht. Der Grund liegt einfach darin, daß das Unternehmen allen Entscheidungen des Versicherungsnehmers gegenüber indifferent ist, während für den Versicherungsnehmer die im Punkt  $G$  tangierende und nicht etwa eine durch den Punkt  $S$  führende Versicherungsgerade<sup>26</sup> die beste ist. So ist die durch den Abschluß eines Versicherungsvertrages ermöglichte Verminderung aufwendiger Maßnahmen zur Schadenverhütung eindeutig als eine vom allokativen Standpunkt begrüßenswerte Leistung der Versicherungen anzusehen<sup>27</sup>.

Es ließen sich viele Beispiele für die Vorteilhaftigkeit des durch die Versicherung verursachten Anreizes, riskantere und gleichzeitig ertragreichere Aktivitäten einzugehen, anführen. Hier soll es mit einem recht prägnanten Beispiel über die Entwicklung der Seeversicherung im Mittelalter sein Bewenden haben<sup>28</sup>:

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 lange Zeit die Zahl der Wagemutigen klein und die meisten Reisen führten nur zu benachbarten Gestaden. Irgendwann stellte es sich aber als lohnend heraus, das Verlustrisiko von Spekulanten tragen zu lassen, die sich auf die Vergabe von Seedarlehen spezialisiert hatten. Diese Darlehen bestanden aus einem Kredit zur Finanzierung einer Schiffsreise, der nur bei erfolgreicher Rückkehr des Schiffes, freilich mit einem Aufschlag, zurückzahlen war. Der Vorteil der Spekulanten bei der Risikoübernahme lag darin, daß sie in der Regel viele Schiffe finanzierten und so in der Lage waren, das

---

dann parallel zueinander. Auf diese Weise wird z. B. das zu  $S$  gehörende „Normalvermögen“ durch den Ordinaten Schnittpunkt einer parallel zu  $\overline{DG}$  durch  $S$  verlaufenden Geraden angegeben. Es sei noch angemerkt, daß der von  $G$  ausgehende, die Untergrenze der Vermögensverteilung bezeichnende Strahl unterhalb von  $S$  liegen muß, weil anderenfalls die zu  $G$  gehörende Verteilung die zu  $S$  gehörende Verteilung für beliebige Präferenzstrukturen dominieren müßte, was unmöglich ist, da  $G$  nach Konstruktion auf einer niedrigeren Indifferenzkurve als  $S$  liegt.

<sup>26</sup> Sie ist in der Abb. 18 nicht eingezeichnet worden.

<sup>27</sup> Wenngleich dieses Ergebnis keineswegs der üblichen Beurteilung der Allokationswirkungen von Versicherungen entspricht, ist es doch bereits durch die Ausführungen von MAHR (1951, bes. S. 88f. u. 91f.) und ARROW (1970, S. 137f.) vorweggenommen worden. Implizit ist es auch in dem Ansatz von EHRlich und BECKER (1972, bes. S. 636f.) enthalten. Für eine konträre, die schadenverhütende Funktion der Versicherung betonende Sicht siehe SLANEC (1972, S. 16).

<sup>28</sup> Vgl. PERDIKAS (1966).

Gesetz der großen Zahlen auszunutzen<sup>29</sup>. Die Ausweitung des auf diese Weise entstandenen Versicherungswesens ermöglichte bald so günstige Darlehenskonditionen, daß die Kaufleute Seereisen bis zu den entlegensten Küsten unternahmen und die venezianische Handelsflotte zur bedeutendsten des Mittelmeerraumes wurde.

## 2.2. Das moralische Risiko

Hinter dem Begriff des moralischen Risikos verbirgt sich ein in der Versicherungswissenschaft viel diskutierter Problemkreis. Gemeint ist eine durch die Versicherung induzierte, zu Lasten der Gesellschaft gehende Verhaltensänderung des Versicherungsnehmers. Bei der Verhaltensänderung mag es um die volle Ausnutzung des Vertragsspielraumes bis hart an die Grenze des Erlaubten oder gar um eine arglistige Täuschung des Versicherungsunternehmens vielleicht im Zusammenhang mit einer mutwilligen Schadensverursachung gehen. In jedem Fall wird an ein moralisch unsauberes Verhalten gedacht<sup>30</sup>.

Wir wollen hier nicht ebenfalls den moralischen Zeigefinger erheben, sondern uns statt dessen lieber um eine ökonomische Erklärung dafür bemühen, warum bei rational kalkulierenden Versicherungsnehmern eine Allokation zustande kommen kann, die von der im vorigen Abschnitt gepriesenen abweicht. Im wesentlichen gibt es wohl drei Kategorien des ökonomisch motivierten moralischen Risikos. Wir werden sie nacheinander behandeln.

### 2.2.1. Die mutwillige Schadenverursachung

Dieser Typ des moralischen Risikos ist der offensichtlichste. Er besteht in der in betrügerischer Absicht vorgenommenen Zerstörung der versicherten Sache, um in den Besitz der Versicherungssumme zu gelangen. Die Brandstiftung ist ein bekanntes Beispiel. So berichtet bereits HAYNES (1895, S. 445) davon, daß ihr für die Vereinigten Staaten 35–50% der Brandschäden zugeschrieben wurden. Aber auch heute ist es im Versicherungsgewerbe ein offenes Geheimnis, daß die entgegengesetzt zum Konjunkturzyklus verlaufende Kurve der Brandschäden durch Brandstiftungen zu erklären ist. Vom theoretischen Standpunkt ist es klar, wie diese Form des moralischen Risikos zu verhindern ist. Man braucht nur dafür zu sorgen, daß der

<sup>29</sup> Vgl. Kapitel IV A.

<sup>30</sup> Eine ausgezeichnete Literaturübersicht und Auflistung von Definitionen des moralischen Risikos findet man bei MAHR (1972). Vielleicht die erste Analyse des durch die Versicherung auftauchenden moralischen Risikos liefert HAYNES (1895, S. 445f.).

Versicherungsnehmer die Schäden nicht zu mehr als 100% abdecken darf<sup>31</sup>, denn nur wenn die Entschädigungszahlung der Versicherungsunternehmung den Marktwert der versicherten Sache übersteigt, kann sich die mutwillige Zerstörung lohnen. Es braucht allerdings nicht betont zu werden, daß man bei der praktischen Verfolgung dieser Regel wegen des Problems der Marktwertermittlung auf große Schwierigkeiten stoßen kann.

### 2.2.2. Die kostenerhöhende Wirkung des Sachleistungsprinzips

Der zweite Typus des moralischen Risikos hat seine Ursache darin, daß der Versicherungsnehmer durch eine künstliche Verbilligung der „Reparaturkosten“ zu einer unzumutbaren Verwendung der vom Versicherer ausgezahlten Geldbeträge getrieben wird<sup>32</sup>. Als Beispiel hierfür ist die Kraftverkehrsversicherung zu nennen, wo eine kleine Schramme mitunter zum Anlaß genommen wird, den ganzen Wagen lackieren zu lassen. Auch das Kurunwesen der Krankenversicherungen gehört in diesen Bereich<sup>33</sup>.

Betrachten wir dazu das nachfolgende Diagramm (Abb. 19), an dessen Achsen die Güter  $x$  und  $y$  abgetragen sind.  $x$  mißt die „Reparaturleistung“ und  $y$  die Güter des restlichen Warenkorbes, der gleichzeitig als Numéraire fungiert. Nach Eintritt eines bestimmten Schadenfalls, jedoch vor Empfang der Versicherungsleistung besitzt der Versicherte den Warenkorb  $A$ . Hätte er

<sup>31</sup> Vgl. HAYNES (1895, S. 445f.), FISHER (1906, S. 294f.) und ARROW (1970, S. 142 u. 148). Fisher berichtet auch von dem heute glücklicherweise verbotenen Typus der „graveyard“-Versicherung, bei der man auf das Leben fremder Personen eine Versicherung zu eigenen Gunsten abschließen konnte. Man kann sich leicht ausmalen, welche schreckliche Ausprägung das moralische Risiko bei dieser Versicherung annahm. Dieses Beispiel verdeutlicht, daß die im Text genannte Bedingung für die Vermeidung des moralischen Risikos noch um die heute freilich selbstverständliche Bedingung, daß man prinzipiell nur eigene Schäden versichern darf, ergänzt werden muß. Im deutschen Recht gelten in betrügerischer Absicht geschlossene Überversicherungen *ex tunc* als nichtig. Im Falle der einfachen Überversicherung wird die Leistungspflicht des Versicherers auf den „Versicherungswert“ begrenzt. Vgl. Versicherungsvertragsgesetz § 51.

<sup>32</sup> Theoretisch ist dies zuerst von PAULY (1968) untersucht worden. Vgl. auch ZECKHAUSER (1970) und SPENCE und ZECKHAUSER (1971).

<sup>33</sup> Auch hier zeigt sich das Ausmaß des moralischen Risikos an der Konjunkturabhängigkeit der Versicherungsfälle. 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. Die Schwankung 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 Bedeutung des moralischen Risikos ist, daß die Nachfrage der vom Staat beschäftigten Arbeitnehmer nicht nur stabiler, sondern auch viel höher als die der übrigen Bevölkerungsgruppen ist. So „kurten“ z. B. 1974 ca. 11% der Belegschaft des Bundesinnenministeriums, doch nur 4% aller Sozialversicherten (einschließlich der Staatsangestellten!). Vgl. zu diesen Angaben PIRL (1976).

keine Versicherung abgeschlossen, so könnte er andere Warenkörbe längs der Budgetgeraden  $\overline{AB}$ , deren Neigung durch den reziproken Wert des Marktpreises der Reparaturleistung,  $1/p_x = \tan \alpha$ , festgelegt wird<sup>34</sup>, erwerben. Doch da er eine Versicherung besitzt, die ihm den Anteil  $\theta$  der Reparaturkosten ersetzt, ist seine Budgetgerade  $\overline{AC}$ . Die Neigung dieser Geraden ist  $\tan \beta = 1/(p_x(1-\theta))$ , denn es gilt  $(\tan \beta - \tan \alpha)/\tan \beta = \theta$ . Bei einem normalen konvexen Indifferenzkurvenverlauf wird der Versicherte dann den Warenkorb  $T_1$  wählen, was zu einer Geldauslage der Versicherungsunternehmung in der Höhe von  $\overline{AG}$  führt.

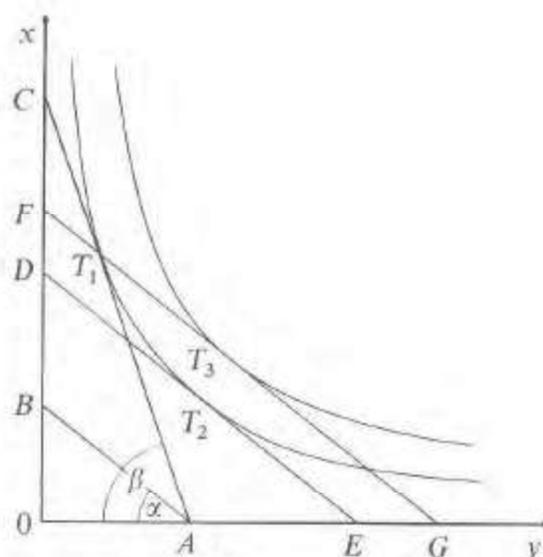


Abbildung 19

Bedauerlicherweise zeigt die vom Standpunkt des Versicherten vernünftige Entscheidung eine krasse Fehlallokation auf. Hätte das Versicherungsunternehmen nämlich den Betrag  $\overline{AG}$  ausgezahlt, ohne dabei die Bedingung zu setzen, daß dieser Betrag zum Kauf der Reparaturleistung aufzuwenden ist, hätte der Versicherte das besser gefunden. Er hätte dann nämlich mit dem Warenkorb  $T_3$  eine höher liegende Indifferenzkurve erreicht. Oder anders gesagt, hätte das Versicherungsunternehmen eine bedingungslose Geldleistung gegeben, dann hätte es den Betrag  $\overline{EG}$  sparen können, ohne den Versicherungsnehmer schlechter zu stellen. Der hätte dann nämlich den Warenkorb  $T_2$  gewählt, der ihm ebenso lieb wie  $T_1$  ist.

Es ist klar, daß die völlig unnützen Kosten  $\overline{EG}$ , die ja im Prinzip bei allen Schäden auftreten können, das gesamte Versicherungsgeschäft belasten und seine Vorteilhaftigkeit für die Vertragspartner in Frage stellen. Man kann sich leicht ausmalen, wie groß die Gefahr erst wird, wenn mit  $\theta \rightarrow 1$  die

<sup>34</sup> Man beachte, daß  $p_y = 1$  gesetzt wurde.

Budgetgerade der Abb. 19 senkrecht wird. Dann wird bei unersättlicher Nachfrage das Chaos nur noch durch die Einrichtung institutioneller Schranken verhindert. Ob damit allerdings die optimale Allokation gesichert wird, ist zu bezweifeln. Viel besser wäre es, statt der Sachleistungen von vornherein pauschale Entschädigungsleistungen zu vereinbaren.

### 2.2.3. Die optimale Schadenverhütungspolitik bei Pauschaltarifen

Der dritte Typus des moralischen Risikos ist subtiler als die beiden anderen, doch gleichwohl von größter Bedeutung. Er allein haftet der Versicherung untrennbar an und setzt ihr unüberwindbare Schranken. Wir haben uns mit ihm daher ausführlich zu beschäftigen.

Eine im vorigen Unterabschnitt (C 2.1) getroffene, jedoch nicht besonders betonte Annahme war, daß das Versicherungsunternehmen alle die Schadenverteilung beeinflussenden Aktivitäten des Versicherungsnehmers beobachten kann und daher bei seiner Tarifgestaltung berücksichtigt. Es liegt auf der Hand, daß mit dieser Annahme der wirkliche Informationsstand des Versicherers in einem zu günstigen Lichte gesehen wurde, denn in der Realität hat der Versicherungsnehmer ja durchweg einen gewissen Spielraum, die Schadensverteilung hinter dem Rücken der Gesellschaft zu manipulieren. In diesem Spielraum liegt die dritte Quelle des moralischen Risikos<sup>35</sup>.

Um das Problem in aller Klarheit zu sehen, wollen wir zunächst die extreme Annahme treffen, daß die Versicherungsgesellschaft keinerlei Möglichkeiten hat, die Schadenverhütungsaktivitäten des Versicherungsnehmers zu beobachten. Als Konsequenz muß sie vollständig unabhängig davon, welche Verteilung aus  $M$  der Versicherte wirklich wählt, einen einheitlichen Preis pro Deckungseinheit festlegen. Da eine graphische Lösung des Entscheidungsproblems des Versicherungsnehmers in diesem Fall wenig anschaulich wäre, ziehen wir eine algebraische Behandlung vor und führen zu diesem Zweck die folgenden Bezeichnungen ein:

- $\mu_M, \sigma_M$  Erwartungswert und Standardabweichung der durch die Schadenverhütungspolitik festgelegten Endvermögensverteilung aus  $M$ ,
- $\mu_C, \sigma_C$  Erwartungswert und Standardabweichung der zu  $\mu_M$  und  $\sigma_M$  gehörenden Schadensverteilung,
- $\hat{\mu}_C$  vom Versicherungsunternehmen zur Prämienkalkulation verwendeter Schätzwert von  $\mu_C$ ,

<sup>35</sup> Verwandte Ansätze findet man bei SPENCE und ZECKHAUSER (1971, S. 383) und PAULY (1974). Vgl. auch EHRLICH und BECKER (1972, S. 642f.), SEIDL (1972), HELPMAN und LAFFONT (1975), MARSHALL (1976) und EISEN (1976). Eine praktisch orientierte Analyse liefert MENGES (1970, bes. S. 109f.). Zu den mit unserer Fragestellung im Zusammenhang stehenden Problemen der Funktionsfähigkeit eines Versicherungsmarktes bei inhomogenen Risiken siehe weiterhin PAULY (1970) und AKERLOF (1970).

$\mu_V, \sigma_V$  Erwartungswert und Standardabweichung der Endvermögensverteilung, der sich der Versicherte gegenüber sieht, wenn er  $\mu_M$  und  $\sigma_M$  wählt und den Anteil  $\theta$  der Schäden in Deckung gibt.

Die Definitionsgleichungen der den Versicherungsnehmer letztlich interessierenden Verteilungsparameter lauten mit dem wie gewohnt definierten Preisfaktor  $\tilde{g}$  daraufhin (vgl. (6) und (7))

$$(18) \quad \mu_V = \mu_M + \theta(\mu_C - \tilde{g}\hat{\mu}_C)$$

und

$$(19) \quad \sigma_V = (1 - \theta)\sigma_C.$$

Beide Gleichungen wollen wir noch etwas umschreiben. Dazu überlegen wir zunächst, daß ja  $\sigma_C = \sigma_M$  und (wegen (12))  $\mu_C = \bar{k}\sigma_C$ . Weiterhin definieren wir eine Funktion  $\bar{\mu}_M(\sigma_M)$ , die den Verlauf der Obergrenze des in der Abb. 18 gezeichneten Möglichkeitsbereichs  $M$  angibt; der Einfachheit halber sei angenommen, daß  $\bar{\mu}_M(\sigma_M)$  stetig differenzierbar ist und daß gilt  $\bar{\mu}_M''(\sigma_M) < 0$ . Schließlich fassen wir mit  $\hat{\mu}_C = \hat{\mu}_C(\mu_C)$  den vom Versicherungsunternehmen für die Prämienkalkulation zugrundegelegten Erwartungsschaden als Funktion des vom Versicherungsnehmer vermuteten Erwartungsschadens auf, um sowohl dem oben betrachteten Idealfall  $\hat{\mu}_C(\mu_C) = \mu_C$  als auch dem Fall der Pauschaltarifizierung, nämlich  $\hat{\mu}_C(\mu_C) = \text{const.}$ , Rechnung tragen zu können. Damit werden (18) und (19) zu

$$(20) \quad \mu_V = \bar{\mu}_M(\sigma_M) + \theta[\bar{k}\sigma_M - \tilde{g}\hat{\mu}_C(\bar{k}\sigma_M)]$$

und

$$(21) \quad \sigma_V = (1 - \theta)\sigma_M.$$

Mit dieser Schreibweise soll die Abhängigkeit der den Versicherungsnehmer letztlich nur interessierenden Verteilungsparameter  $\mu_V$  und  $\sigma_V$  von zwei Kontrollvariablen, nämlich dem Deckungsgrad  $\theta$  und  $\sigma_M$  als dem Indikator der Schadenverhütungspolitik aufgezeigt werden. Daß  $\sigma_M$  die Schadenverhütungspolitik des Versicherungsnehmers bereits festlegt, obwohl doch der Möglichkeitsbereich  $M$  einem bestimmten Wert für  $\sigma_M$  viele Verteilungen mit unterschiedlichen  $\mu_M$  zuweist, liegt daran, daß alle Verteilungen unterhalb der Obergrenze des Möglichkeitsbereiches von vornherein als ineffizient disqualifiziert werden können. Man kann sich den Zusammenhang an Hand von (20) und (21) klarmachen, wenn man für einen Moment unterstellt,  $\bar{\mu}_M(\sigma_M)$  sei keine Funktion, sondern eine Korrespondenz, die  $\sigma_M$  eine Menge unterschiedlicher Werte von  $\mu_M$  zuordne. Da ein gegebenes  $\sigma_M$  eine Konstanz von  $\sigma_V$  impliziert, ist in diesem Fall der höchste Wert von  $\mu_M$  auch

der beste, denn er führt, welchen Deckungsgrad  $\theta$  der Entscheidungsträger auch immer wählen mag, zum höchsten Wert von  $\mu_V$ .

Die Zielsetzung des Versicherungsnehmers lautet somit, die Endvermögensverteilung durch eine simultane Bestimmung von  $\theta$  und  $\sigma_M$  zu optimieren, also

$$(22) \quad \max_{[\theta, \sigma_M]} U(\mu_V, \sigma_V) \quad \text{mit } \theta=0, \theta=1 \text{ (Alles-oder-nichts-Angebot)} \\ \text{oder } 0 \leq \theta \leq 1 \quad \text{(Teildeckung erlaubt).}$$

Unter Beachtung der Beziehung

$$-\frac{\partial U(\cdot)/\partial \sigma_V}{\partial U(\cdot)/\partial \mu_V} = \left. \frac{d\mu_V}{d\sigma_V} \right|_{U(\cdot)}$$

kann man aus (20)–(22) die notwendigen Bedingungen für ein Maximum ermitteln: Aus  $\partial U(\cdot)/\partial \sigma_M = 0$  erhält man

$$(23) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) + \theta \bar{k} \left( 1 - \bar{g} \frac{\partial \hat{\mu}_C}{\partial \mu_C} \right) = \left. \frac{d\mu_V}{d\sigma_V} \right|_{U(\cdot)} (1 - \theta)$$

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

$$(24) \quad \bar{k} \left( \bar{g} \frac{\hat{\mu}_C}{\mu_C} - 1 \right) = \left. \frac{d\mu_V}{d\sigma_V} \right|_{U(\cdot)}$$

Während beide Bedingungen für den Fall der Teildeckung zu erfüllen sind, gilt beim Alles-oder-nichts-Angebot natürlich nur die erste. Nach Einsetzen von (24) in (23) und einigen Umformungen vereinigen sich beide Bedingungen zu

$$(25) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) = \theta \bar{k} \left( \bar{g} \frac{\partial \hat{\mu}_C}{\partial \mu_C} - 1 \right) + (1 - \theta) \bar{k} \left( \bar{g} \frac{\hat{\mu}_C}{\mu_C} - 1 \right), \quad \theta > 0.$$

Nach Konstruktion ist diese Gleichung im Teildeckungsfall zu erfüllen. Beim Vergleich mit (23) erkennt man aber unmittelbar, daß sie im Spezialfall  $\theta=1$  auch die Bedingung für ein optimales Verhalten beim Alles-oder-nichts-Angebot verkörpert. (25) enthält damit alle Informationen, die wir brauchen, um festzustellen, welche Schadenverhütungspolitik der Versicherungsnehmer bei den beiden hier untersuchten Vertragstypen auswählt.

Setzt man zunächst  $\hat{\mu}_M/\mu_M = \partial \hat{\mu}_M/\partial \mu_M = 1$ , weil der Versicherungsnehmer einkalkuliert, daß die Gesellschaft auf eine Veränderung seiner Verhütungs-

politik mit einer wohlberechneten Prämienänderung antwortet, dann erhält man aus (25) die Bedingung

$$(26) \quad \bar{\mu}_M(\sigma_M) = \bar{k}(\tilde{g} - 1).$$

Sie bestätigt das an Hand der Abb. 18 (in Verbindung mit Gleichung (17)) gefundene Ergebnis einer Tangentiallösung im Punkt  $G$  des Möglichkeitsbereichs  $M$ .

Die Frage ist nun, welche Änderung in der Schadenverhütungspolitik mit dem Übergang zur Hypothese  $\hat{\mu}_C = \text{const.}$ , d.h.  $\partial \hat{\mu}_C / \partial \mu_C = 0$ , erreicht wird. Die Antwort hängt zum Teil davon ab, ob mit  $\hat{\mu}_C / \mu_C > 1$  der Versicherungsnehmer sorgsamer agiert als es die Gesellschaft vermutet, ob mit  $\hat{\mu}_C / \mu_C < 1$  die Gesellschaft zu optimistisch ist oder ob der mittlere Fall  $\hat{\mu}_C / \mu_C = 1$  vorliegt. Letzteres dürfte wenigstens in erster Näherung zutreffen, denn wenn auch das Versicherungsunternehmen die Schadenverhütungsaktivitäten nicht direkt beobachten kann, so hat es doch die Möglichkeit, über die wirklich anfallenden Schäden zu Schätzungen über das Normalverhalten der Versicherungsnehmer zu kommen. Unterstellen wir einmal, alle Versicherungsnehmer hätten die gleichen Präferenzen und verfügten über den gleichen Vorrat an Schadenverhütungspolitiken, dann stellt sich bei unabhängigen Schadensverteilungen und einem sehr großen Kollektiv mit praktisch vernachlässigbaren Abweichungen ein Durchschnittsschaden von der Höhe des in Deckung gegebenen individuellen Erwartungsschadens  $\theta \mu_C$  ein. Damit gelangt das Versicherungsunternehmen ohne Schwierigkeiten zur korrekten Schätzung  $\hat{\mu}_C = \mu_C$ . Dies besagt nun im Gegensatz zur ersten Vermutung nicht etwa, daß in (25) auch  $\partial \hat{\mu}_C / \partial \mu_C = 1$  gesetzt werden müßte. Zwar würde dieses Erfordernis bestehen, wenn *alle* Versicherungsnehmer übereinkämen, ihre Schadenverhütungspolitik im Gleichschritt zu verändern, doch gibt es eine solche kollektive Vernunft am Versicherungsmarkt nicht: Wenn der *einzelne* Versicherungsnehmer unabhängig von den anderen eine Änderung von  $\sigma_M$  und damit von  $\mu_C$  erwägt, dann rechnet er nicht damit, daß er auf diese Weise die Kalkulationsgrundlage des Versicherungsunternehmens spürbar beeinflußt; es bleibt also bei  $\partial \hat{\mu}_C / \partial \mu_C = 0$ . Die Bedingung (25) vereinfacht sich daraufhin zu

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

Der Vergleich dieses Ausdrucks mit (26) zeigt unmittelbar die Auswirkung der Pauschaltarifizierung: Wenn überhaupt Versicherungsschutz nachgefragt wird, dann sucht der Versicherungsnehmer auf der Effizienzgrenze  $\bar{\mu}_M(\sigma_M)$  einen Punkt mit einer geringeren Steigung, also einen höheren Wert für  $\sigma_M$  auf, als er es bei individueller Tarifizierung täte. Die Abweichung ist dabei um so größer, je größer der Deckungsgrad ist, ob er nun selbst gewählt wurde

oder als Option des Versicherungsunternehmens akzeptiert werden mußte.

Da wir die durch (26) beschriebene Allokation im Abschnitt C 2.1 bereits als paretooptimal erkannt haben, liegt es auf der Hand, daß die davon abweichende Allokation (27) einen komparativen Wohlfahrtsverlust impliziert. Dieser Verlust wird in der Abb. 20 illustriert. Es sind dort zwei Versicherungsgeraden eingezeichnet. Die obere ( $\overline{GI}$ ), die den originären Möglichkeitsbereich tangiert, wird beim Vorliegen einer unmittelbaren Kontrolle der Schadenverhütungspolitik gewählt, die untere ( $\overline{G'I'$ ) beim Fehlen einer solchen Kontrolle. Beide Geraden haben die gleiche Steigung, weil das Versicherungsunternehmen aus den genannten Gründen im Gleichgewicht auch beim Fehlen einer direkten Kontrolle Kenntnis über den Erwartungsschaden besitzt<sup>36</sup>. Unterstellen wir wie bei der Diskussion der Äquivalenztarifierung, daß das Versicherungsunternehmen unabhängig von der Wahl des Versicherungsnehmers gerade nur für die übernommenen Lasten kompensiert wird, insofern also allen Allokationsergebnissen 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 Paretokriteriums.

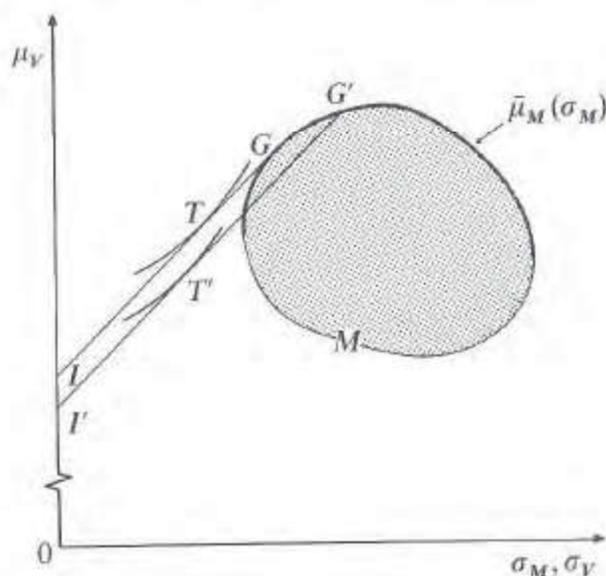


Abbildung 20

Angesichts der Tatsache, daß wir eine Bewegung von  $G$  nach  $G'$  in der Abb. 20, also eine Bewegung hin zu einem höheren erwarteten Endvermögen, als suboptimal bezeichnet haben, mögen Zweifel an unserem Ergebnis aufkommen. Man könnte nämlich die Meinung vertreten, daß aus gesamtwirtschaftlicher Sicht durchweg eine Maximierung des erwarteten Endver-

<sup>36</sup> Die Gleichheit der Steigungen folgt aus Gleichung (14), läßt sich aber auch aus (20) errechnen, wenn man  $\theta$  gemäß (21) ersetzt und  $\bar{\mu}_V = \mu_V = k\sigma_M$  substituiert.

mögens optimal sei, 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 gesamte Wirtschaft umfassenden Ausgleichsfonds konsolidiert werden, so daß jegliche Abweichung vom Mittelwertkriterium fehl am Platze sei. Die Schwächen einer solchen Begründung liegen jedoch darin, daß man erstens die nicht unerheblichen und keinesfalls vermeidbaren Verwaltungskosten 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<sup>37</sup>.

Aber ganz abgesehen davon, haben die Zweifel an unserem Ergebnis schon deshalb keine solide Basis, weil die Erhöhung des Erwartungswertes bei einer Bewegung von  $G$  nach  $G'$  kein allgemeines Charakteristikum des durch die Pauschaltarifierung hervorgerufenen Substitutionseffektes ist. Unterstellen wir beispielsweise, daß sich das Versicherungsunternehmen wegen des Fehlens von Verwaltungskosten mit  $\tilde{g}=1$  begnügt, dann liegt  $G$  gemäß (26) beim Maximum des Möglichkeitsbereichs und der Übergang zu  $G'$  kann gar keine Erhöhung des Erwartungswertes mehr mit sich bringen. Weil  $\tilde{g}=1$  bekanntlich selbst bei erlaubter Teildeckung einen Deckungsgrad von 100% impliziert, folgt aus (27) mit

$$(28) \quad \bar{\mu}'_M(\sigma_M) = -\bar{k}$$

in der Tat, daß unabhängig von der Art des Versicherungsvertrages  $G'$  rechts unterhalb von  $G$  liegt. Somit ist es jetzt gerade umgekehrt: Der Übergang zu Pauschaltarifen bedeutet eine Verringerung des erwarteten Endvermögens.

Die spezielle Form der Bedingung (28) hat übrigens eine anschauliche Implikation. Erinnern wir uns an die Hilfsgerade  $DG$  der Abb. 16! Von ihr wissen wir, daß sie die Steigung  $-\bar{k}$  hat und daß ihr Ordinatenschnittpunkt das Normalvermögen  $aq$  bei fehlender Versicherung und Schadensfreiheit angibt. Bestimmen wir mittels ähnlicher Hilfsgeraden für eine jede Verteilung aus  $M$  das Normalvermögen bei fehlender Versicherung, dann zeigt sich, daß die Gerade, die gleichzeitig die obere Tangente an den Möglichkeitsbereich ist, deren zugehörige Verteilung also just der Bedingung (28) genügt, zum höchsten Normalvermögen (ohne Versicherung) führt. Diese Implikation zeigt die Möglichkeit der Fehlallokation ganz prägnant: Wird der Versicherungsnehmer zur Volldeckung gezwungen oder erscheint sie

<sup>37</sup> Dies ist eine ähnliche Problematik, wie sie bei der Diskussion der wohlfahrtstheoretischen Kompensationskriterien von Kaldor, de Scitovsky und Samuelson auftaucht.

ihm auf Grund der niedrigen Prämie vorteilhaft, dann unternimmt er bei pauschaler Tarifierung nicht einmal die geringste Anstrengung zur Schadenverhütung.

Bislang haben wir ausschließlich die Frage erörtert, welche Schadenverhütungspolitik betrieben wird, wenn Versicherungsschutz nachgefragt wird, jedoch noch nicht untersucht, ob sich eine solche Nachfrage überhaupt lohnt. Eine einfache Regel scheint hier zwar nicht auf der Hand zu liegen, doch zeigt sich im Vergleich zur Individualtarifierung zweifelsfrei, daß bei pauschalen Tarifen die Chancen eines für beide Vertragsparteien rentablen Versicherungsgeschäftes verringert sind. Betrachten wir noch einmal die Abb. 20. Dort wurde offengelassen, ob die in  $T'$  tangierende Indifferenzkurve irgendwo in den Möglichkeitsbereich  $M$  eindringt. Wenn das der Fall ist, lohnt sich der Versicherungsabschluß nicht, denn man könnte sich durch höhere Aufwendungen zur Schadenverhütung besser „selbstversichern“; man würde dann jene Verteilung aus  $M$  wählen, bei der eine Indifferenzkurve den Möglichkeitsbereich tangiert.

Das Ergebnis begründet erhebliche Zweifel an einem Vorschlag von ARROW (1963), nach dem in den Bereichen, wo Risiken noch nicht durch private Versicherungsgesellschaften abgedeckt werden, zur Wohlfahrtsverbesserung staatliche Zwangsversicherungen eingerichtet werden sollten<sup>38, 39</sup>. Wenn, was zu vermuten steht, auch der Staat nicht über vollkommene Instrumente zur Kontrolle der Zwangsversicherten verfügt, dann braucht die Versicherung selbst dann für die Bürger keinen Vorteil zu bedeuten, wenn sich der Staat mit einer Prämie in Höhe des Erwartungsschadens begnügt. Eine für diesen Fall durchaus nicht unrealistische Situation, die man als das *Dilemma des Wohlfahrtsstaates* bezeichnen könnte, beschreibt die Abb. 21.

Ohne die staatliche Zwangsversicherung wählt der Bürger die Verteilung  $S$ . Mit der Zwangsversteigerung wählt er eine Schadenverhütungspolitik, die durch  $G'$  verkörpert wird, und sein Vermögen nimmt den sicheren Wert  $OI'$  an. Offenkundig ist ihm dieses sichere Vermögen weniger lieb als die Verteilung  $S$ <sup>40</sup>.

<sup>38</sup> Mit dem Hinweis auf das oben an zweiter Stelle genannte moralische Risiko hat bereits PAULY (1968) Arrows Vorschlag kritisiert. Da dieser Typus des moralischen Risikos durch pauschalierte Entschädigungen beseitigt werden kann, verliert Paulys Kritik aber an Gewicht. Vgl. auch LEES und RICE (1965), die auf die Verwaltungskosten des Versicherungsgeschäftes hinweisen, die auch der Staat nicht eliminieren kann.

<sup>39</sup> Arrow sieht zwar das allgemeine Problem des moralischen Risikos, doch mißt er ihm keine sonderliche Bedeutung bei. Einen ähnlichen Standpunkt wie Arrow vertritt MALINVAUD (1969, S. 239).

<sup>40</sup> Zur Information sind auch die zu  $S$  und  $G'$  gehörenden Normalvermögen eingezeichnet. Letzteres bezieht sich freilich auf den fiktiven Fall, daß die Verteilung  $G'$  gewählt wird, ohne daß Versicherungsschutz besteht. Mit der Zwangsversicherung ist das Normalvermögen um die Prämie  $ID'$  kleiner als  $OD'$ .

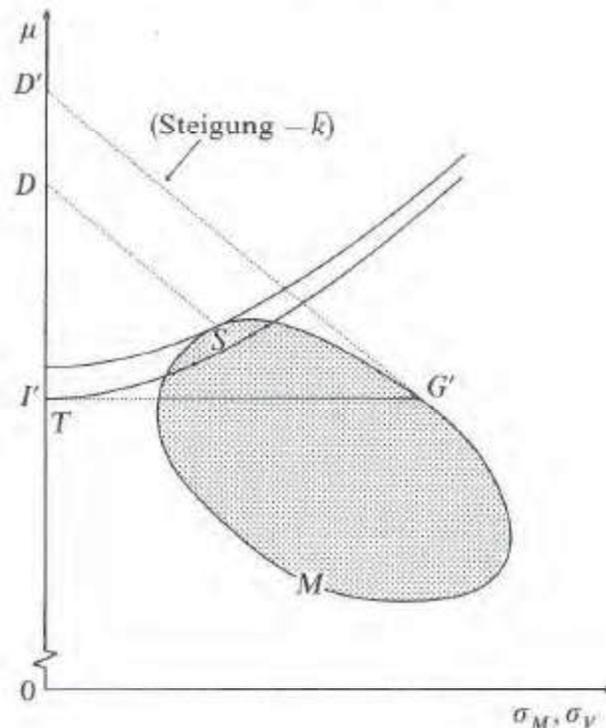


Abbildung 21

Mit dieser pessimistischen Sicht des Versicherungsabschlusses bei Pauschaltarifizierung haben wir nur eine Möglichkeit aufgezeigt. Natürlich kann es sein, daß der Versicherungsabschluß trotz der pauschalen Tarifizierung vorteilhaft bleibt. Das ist *ceteris paribus* um so eher zu erwarten, je größer die Risikofurcht und je geringer die Möglichkeiten zur unbeobachteten Manipulation der Endvermögensverteilung sind. Was letztere anbelangt, dürfen wir nicht vergessen, daß die Annahme, der Versicherer habe überhaupt keine Informationen darüber, welche Schadenverhütungspolitik betrieben werde, genauso extrem ist, wie die, er sei im Besitze der vollkommenen Information. Die Wahrheit liegt wohl in der Mitte, das heißt, der Versicherer hat gewisse, aber keinesfalls perfekte Anhaltspunkte darüber, welche Verhütungsmaßnahmen der Versicherte ergreift. Die auf Grund dieser Anhaltspunkte vorgenommene Bildung von Tarifgruppen läßt sich formal ohne Schwierigkeit dadurch berücksichtigen, daß  $M$  in nicht notwendigerweise disjunkte Teilmengen aufgespalten wird. Die Fehlallokation beschränkt sich dann darauf, daß innerhalb der Teilmenge, in die hinein sich der Versicherungsnehmer durch seine Verhütungspolitik begibt, die falsche Verteilung gewählt wird. In der Wahl der optimalen Teilmenge selbst zeigt sich statt dessen aber eine allokativ begrüßenswerte Entscheidung.

### 2.3. Die Allokation der Haftpflichtrisiken

#### 2.3.1. Der Anreiz zur Risikoabwälzung

Mit der vorangegangenen Analyse des moralischen Risikos haben wir Fehlallokationen kennengelernt, die durch die Versicherung hervorgerufen

werden. Jetzt geht es um das Gegenteil: Ohne die Versicherung tritt eine Fehlallokation auf, doch mit der Versicherung wird sie vermindert oder gar aufgehoben.

Um das Argument in der einfachsten Form zu präsentieren, verlassen wir das Problem des moralischen Risikos wieder und kehren zu dem in Abschnitt C 2.1 beschriebenen Modell zurück. Einen Unterschied soll es freilich geben. Während oben unterstellt wurde, daß der durch alternative Schadenverhütungspolitiken entstehende Möglickeitsbereich an Endvermögensverteilungen  $M$  den Normalbereich konvexer Indifferenzkurven nicht überschreitet, soll jetzt das Gegenteil angenommen werden. Wir betrachten also die Auswahl zwischen Haftpflichtrisiken, die auch zu Vermögensverteilungen führen, die über die negative Halbachse streuen. Wegen der praktisch geringen Bedeutung der Annahme einer starken Risikoaversion<sup>41</sup> ( $\varepsilon \geq 1$ ), und weil diese Annahme zu dem trivialen Ergebnis führen würde, daß man die beschriebenen Verteilungen unter allen Umständen meidet, beschränken wir uns auf den Fall einer mäßigen Risikoaversion ( $0 < \varepsilon < 1$ ). Bekanntlich impliziert er für genügend große  $\sigma$  negativ geneigte Indifferenzkurven.

Welche Eigenschaften für solche Indifferenzkurven die optimale Schadenverhütungspolitik haben kann, zeigt die Abb. 22 mit dem Punkt  $S$ , der ohne die Möglichkeit zum Versicherungsabschluß optimal ist.

Nach herkömmlicher Vorstellung ist dieser Punkt bei risikoscheuen Entscheidungsträgern ineffizient, weil es links von ihm andere Punkte mit

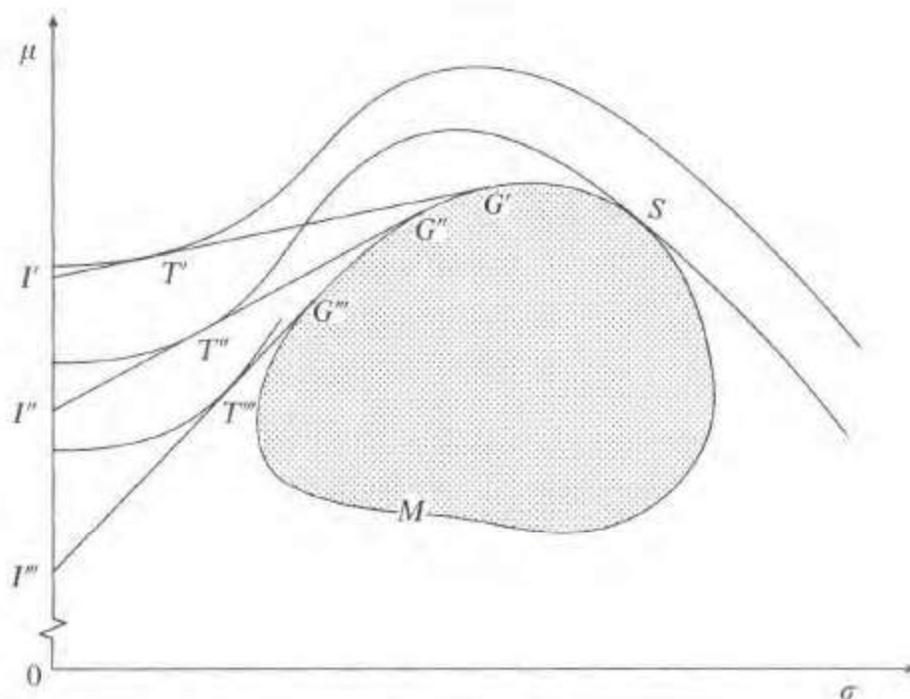


Abbildung 22

<sup>41</sup> Vgl. S. 191, 258 und 325.

gleichem  $E(V)$ , jedoch kleinerem  $\sigma(V)$  gibt. Doch weil der Punkt  $S$  eine Verteilung anzeigt, bei der der Entscheidungsträger nach der *Maehkminn-Regel*<sup>42</sup> im Schadenfall einen Teil der Last ungestraft auf andere Schultern überwälzen kann, ist er in Wahrheit attraktiver als alle anderen Punkte aus  $M$ . Für die Wahl von  $S$  kann also ein Fehlallokation anzeigender externer Effekt der Aktivitäten des Entscheidungsträgers verantwortlich gemacht werden.

Überlegen wir, wie sich die Wahlentscheidung ändert, wenn Versicherungsschutz angeboten wird. Je nach der Höhe des vom Versicherungsunternehmen verlangten Preisfaktors  $\bar{g}$  lassen sich in der gewohnten Weise für alle Punkte aus  $M$  Versicherungsgeraden konstruieren, die den Möglichkeitsbereich an Endvermögensverteilungen vergrößern. Es ist nun durchaus möglich, daß sich für einen mäßig über 1 liegenden Preisfaktor eine Versicherungsgerade wie  $I'G'$  in Abb. 22 ergibt, die im Punkt  $T'$  eine Indifferenzkurve höher als jene, auf der  $S$  liegt, tangiert. Da aus  $M$  in diesem Fall der links vom Maximum liegende Punkt  $G'$  gewählt wird, führt die Versicherung ganz anders als bisher nicht zu einer Verringerung, sondern zu einer Erhöhung der Sorgfalt bei der Schadenverhütung<sup>43</sup>.

Aus dem gleichen Grund wird die ohne Versicherung vorliegende Fehlallokation verringert oder gar völlig beseitigt. Letzteres ist der Fall, wenn sich der Tangentialpunkt  $T'$  links der Geraden  $E(V) = \bar{k}\sigma(V)$  befindet<sup>44</sup>, die die Grenze markiert, bei der die Endvermögensverteilungen gerade bis zum Wert 0 streuen. Liegt nämlich die Endvermögensverteilung des Versicherungsnehmers gänzlich über der positiven Halbachse, dann gibt es keine externen Effekte mehr, weil diejenigen, denen gegenüber der Versicherungsnehmer im Schadensfall haftungspflichtig ist, vom Versicherungsunternehmen entschädigt werden, das Versicherungsunternehmen aber seinerseits bereits durch die Prämie des Versicherungsnehmers entgolten wurde.

Ist auch der Versicherungsabschluß vom allokativen Standpunkt eindeutig als günstig zu bezeichnen, so ist gleichwohl nicht sichergestellt, daß es überhaupt zu einem freiwilligen Abschluß kommt. Verlangt das Versiche-

<sup>42</sup> Vgl. Kap. III B.

<sup>43</sup> Da die Indifferenzkurven immer eine Steigung  $> -\bar{k}$  haben, kennzeichnet eine Bewegung auf der Grenze des Möglichkeitsbereichs von  $S$  nach rechts ein steigendes Normalvermögen (weniger Schadenverhütungsaufwendungen) und nach links ein fallendes Normalvermögen (mehr Schadenverhütungsaufwendungen).

<sup>44</sup> Zur Bedeutung dieser Geraden vgl. Kap. III A 2.2 und III B. Die Möglichkeit eines rechts liegenden Tangentialpunktes können wir nicht grundsätzlich ausschließen, weil die Indifferenzkurven ja auch noch in einem kleinen Bereich rechts der Geraden  $E(V) = \bar{k}\sigma(V)$  konvex sein können. Durch die Wahl eines genügend nahe bei 1 liegenden Wertes von  $\bar{g}$  läßt sich aber der im Text beschriebene Fall sicherstellen. Die Gerade wurde in der Abb. 22 nicht eingezeichnet, um offen zu lassen, welcher Fall vorliegt.

rungsunternehmen einen höheren Preisfaktor als bislang angenommen, dann kann sich eine Situation wie mit der Versicherungsgeraden  $I''G''$  und dem Tangentialpunkt  $T''$  einstellen, bei der bereits Indifferenz zum Verzicht auf Versicherungsschutz besteht, oder es kann gar die durch die Gerade  $I'''G'''$  beschriebene Konstellation vorliegen, für die sich ein Versicherungsabschluß nicht mehr lohnt. Aber immerhin: Sofern, wie in der Abb. 22 angenommen, das Maximum des Möglichkeitsbereichs  $M$  über der Ordinatensmündung der durch  $S$  verlaufenden Indifferenzkurve liegt, gibt es wegen eines Spielraums für  $\tilde{g} > 1$  wenigstens prinzipiell die Möglichkeit einer Marktlösung.

Leider berechtigt uns bei den in der Wirklichkeit vorkommenden Wahlentscheidungen nichts dazu, eine solch günstige Konstellation anzunehmen. Genauso gut kann das Maximum des Möglichkeitsbereichs  $M$  unter der Ordinatensmündung der durch  $S$  verlaufenden Indifferenzkurve liegen. Der Entscheidungsträger würde zwar dann auch bei einem genügend unter 1 liegenden Preisfaktor Versicherungsschutz nachfragen, doch fände sich keine Gesellschaft, die unter dieser Bedingung einen Vertrag anböte. Die beschriebene Fehlallokation wäre dann bei einem frei funktionierenden Versicherungsmarkt unvermeidlich.

Öffentlich bereits rege diskutierte Beispiele für Haftpflichtrisiken, die ihr Ausmaß vielleicht nur der Möglichkeit der ungestraften Risikoabwälzung verdanken, gibt es zur Genüge. Man braucht ja nur an die aus aller Welt gemeldeten Arzneimittelkatastrophen, die auf den bedenkenlosen Verkauf ungenügend getesteter Medikamente zurückzuführen sind, oder an die Gefährdung der Bevölkerung durch chemische Produktion und Atomreaktoren zu denken. Auch die den kleineren, nämlich kapitalschwachen Charterfluggesellschaften vorgeworfene Nachlässigkeit bei der Wartung ihrer Flugzeuge und bei der Auswahl der Piloten ist in diesem Zusammenhang zu nennen. Schließlich sei an das vor wenigen Jahren in Oberitalien passierte Seilbahnunglück erinnert, bei dem wegen einer unzureichenden Kontrolle des Seils viele Menschen ihr Leben lassen mußten und den Angehörigen nicht einmal finanzielle Entschädigungen gewährt werden konnten, weil den Besitzern der Seilbahn die Versicherungsprämie zu hoch war.

### 2.3.2. Die Bedeutung des Coase-Theorems

Die Behauptung einer Fehlallokation bei Haftpflichtrisiken haben wir auf das Vorliegen negativer externer Effekte gestützt. Damit müssen wir uns der berühmten von COASE (1960) gegen das herkömmliche Verständnis der externen Effekte vorgebrachten Kritik stellen.

Wenn, so behauptet Coase, die Aktivitäten eines wirtschaftlichen Entscheidungsträgers einen anderen schädigen, dann komme es bei freier Verhandlungsmöglichkeit zwischen den beiden Parteien zu einer Auswahl von Aktivitäten, die unabhängig davon sei, ob der Verursacher zum Scha-

denersatz verpflichtet ist oder nicht. Nach der üblichen, seit PIGOU (1932, bes. S. 134f., 174f., 183–188) als selbstverständlich erachteten Auffassung ist diese Aussage falsch, weil nur eine Regreßpflicht des Verursachers einen Anreiz zur Schadenverringerung bedeute. Doch das simple Argument, das Coase der pigovianischen Sicht entgegenhalten kann, ist, daß bei fehlender Haftpflicht des Verursachers der Geschädigte versuchen werde, dem Verursacher durch Bestechung einen Anreiz zur Schadenverringerung zu bieten, insofern also die Allokationsfrage unabhängig von der Haftungsregel sei<sup>45</sup>.

Es ist nicht schwer, die Implikation für die oben behauptete Fehlallokation der Haftpflichtrisiken zu sehen. Zwar ist dort der Verursacher juristisch nicht von der Regreßpflicht befreit, doch ist er es faktisch, da man ihm nicht mehr nehmen kann, als er hat. Nach Coase sollte man daher erwarten, daß die Gefährdeten den Entscheidungsträger durch Bestechung davon abzubringen versuchen, den Punkt *S* der Abb. 22 zu realisieren. Soweit das theoretische Argument.

Bei den oben angeführten praktischen Beispielen kann von einer Bestechung des Verursachers aber kaum die Rede sein<sup>46</sup>. Wir müssen uns daher fragen, warum sich die Menschen anders verhalten, als Coase es behauptet. Dafür gibt es zwei wichtige Argumente:

Das erste wurde bereits von COASE (1960, S. 17f.) gesehen, und auch später immer wieder betont. Es besagt, daß eine Marktlösung des Allokationsprozesses wegen zu hoher „Transaktionskosten“ nicht zustande komme. Im Klartext heißt das, daß die Zahl der Geschädigten zu groß ist, als daß sie sich zur Formierung eines Interessenverbandes, der den Verursachern als Verhandlungspartner entgegentritt, zusammenfinden können. Seit OLSON (1965) haben wir dafür ja auch eine einfache Theorie. Sie besagt, daß es wegen des Anreizes, eine *Free-Rider-Position* zu beziehen, erst dann mit Sicherheit zur Manifestation eines Verbandes kommt, wenn bereits der auf das *einzelne* Gruppenmitglied entfallende Vorteil die *gesamten* Kosten der Interessenvertretung überschreitet. Es ist offensichtlich, daß bei insgesamt gegebenem Streitwert diese Bedingung um so eher verletzt wird, je größer die Gruppe ist.

---

<sup>45</sup> Genaugenommen bezieht sich das Coase-Theorem auf die Aktivitäten des Verursachers *und* des Geschädigten. Wir interessieren uns hier aber nur für erstere.

Ob für die Interaktion zwischen Firmen das Coase-Theorem in seiner exakten Form stimmt oder der zusätzlichen Annahme separabler Kostenfunktionen bedarf, ist noch umstritten. Vgl. dazu DAVIS und WHINSTON (1962), MARCHAND und RUSSEL (1973, 1975), COELHO (1975), GIFFORD und STONE (1975) und GREENWOOD, INGENE und HORSFIELD (1975). Außerdem kann das Coase-Theorem für den Fall bezweifelt werden, daß der Verursacher über Marktmacht verfügt. Vgl. dazu SINN und SCHMOLTZI (\*). Beide Problemkreise werden hier vernachlässigt.

<sup>46</sup> Man könnte allerdings anführen, daß beim Charterflugbeispiel seriöse Gesellschaften höhere Preise erzielen und insofern eine Bestechung zur Gefahrenverminderung stattfinden. Die Frage ist dann nur, warum nicht alle Gesellschaften seriös sind.

Für unser Problem der Allokation der Haftpflichtrisiken scheint das „Transaktionskosten“-Argument häufig zuzutreffen: Bei allen oben genannten Beispielen gibt es eine große Zahl von Gefährdeten, und es ist gut vorstellbar, daß der Streitwert pro Kopf, nämlich der Betrag, den der einzelne zur Abwendung der Gefahr zu zahlen bereit ist, die gesamten Kosten einer erfolgreichen Interessenvertretung, also den Betrag, den der Verursacher zur Änderung seiner Verhütungspolitik verlangt, unterschreitet.

Es sind freilich auch andere Fälle denkbar, wo dem Gefahrenverursacher womöglich nur ein einziger Gefährdeter gegenüber steht. Aber selbst in diesen Fällen ist noch das zweite der oben angekündigten Argumente gegen das Coase-Theorem zu bedenken.

Dieses Argument tauchte in der Diskussion um das Coase-Theorem nicht auf, denn es ist nur im Ungewißheitsfall von Bedeutung. Es besagt einfach, daß häufig der Gefährdete deshalb keinen Bestechungsversuch unternimmt, weil er von der Gefahr nichts weiß oder jedenfalls nicht das volle Ausmaß der Gefahr kennt. Eine solche Situation ist in der Tat typisch, denn der Gefahrenverursacher hat ja von der Natur der Sache her die bessere Information und wird sich hüten, sie zu verbreiten. Gegen die Behauptung, hieraus resultiere eine Fehlallokation, kann man natürlich wieder eine subjektivistische Position beziehen, wie wir sie bei der Diskussion der exzessiven Baisespekulation kennengelernt haben, und argumentieren, eine Gefahr, die man nicht kenne, bedeute keine Schädigung, denn, ob eine solche vorliege, könne nur der Betroffene selbst entscheiden. Als Konsequenz dieser Position dürfte man z.B. dann nicht von einer Fehlallokation sprechen, wenn ein Arzneimittelhersteller ein ungetestetes Medikament auf den Markt wirft und es nur deshalb gekauft wird, weil die Käufer auf seine Unschädlichkeit vertrauen.

Der Leser möge seinen Standpunkt hier selber bestimmen. Auf jeden Fall zerstört in vielen praktischen Fällen bereits das erste Argument die vom Coase-Theorem erweckte Hoffnung, daß die Marktkräfte allein für eine richtige Allokation der Haftpflichtrisiken sorgen. Man muß also eine andere Lösung suchen.

### 2.3.3. Die Notwendigkeit eines gesetzlichen Versicherungszwanges

Da der Markt von sich aus nicht für eine Internalisierung der externen Effekte sorgt, ist zu überlegen, was der Staat tun kann. Wäre der Informationsmangel der Geschädigten der einzige Grund für eine fehlerhafte Marktlösung, könnte der Eingriff des Staates auf die Einführung einer Publizitätspflicht der potentiellen Verursacher beschränkt werden. Doch wegen des Transaktionskostenarguments wird das nicht reichen.

Als weitere Maßnahme könnte man, wie bei externen Effekten üblich, an die Einführung eines Steuer-Subventions-Mechanismus denken, wobei es durch ein politisches Werturteil festzulegen ist, welche Partei die Steuer

zahlen und welche die Subventionen erhalten soll<sup>47</sup>. Bei einer solchen Regelung würde allerdings weder der Verursacher noch der Geschädigte des Risikos entoben werden. Das hat den Nachteil, daß unter Umständen beide Versicherungsschutz am Markt nachzufragen wünschen und somit drei verschiedene Organe mit der gewiß nicht leichten Aufgabe beschäftigt sind, die durch die Aktivitäten des Verursachers festgelegte Schadensverteilung zu schätzen, nämlich der Staat, der Versicherer des Verursachers und der Versicherer des Geschädigten.

Sieht man von der hier nicht entscheidbaren Werturteilsfrage ab, wer an wen zahlen soll, so bietet sich eine andere, vermutlich sehr viel billigere Lösung an, die ja praktisch schon häufig gewählt wurde: Die Zwangsversicherung<sup>48</sup>. Sie erfüllt die Allokationsaufgabe ebenso wie ein Steuer-Subventions-Mechanismus, sorgt darüber hinaus aber dafür, daß *uno actu* der Verursacher wie der Geschädigte von dem Risiko befreit werden.

Die Auswirkung einer solchen Zwangsversicherung zeigt die Abb. 23.

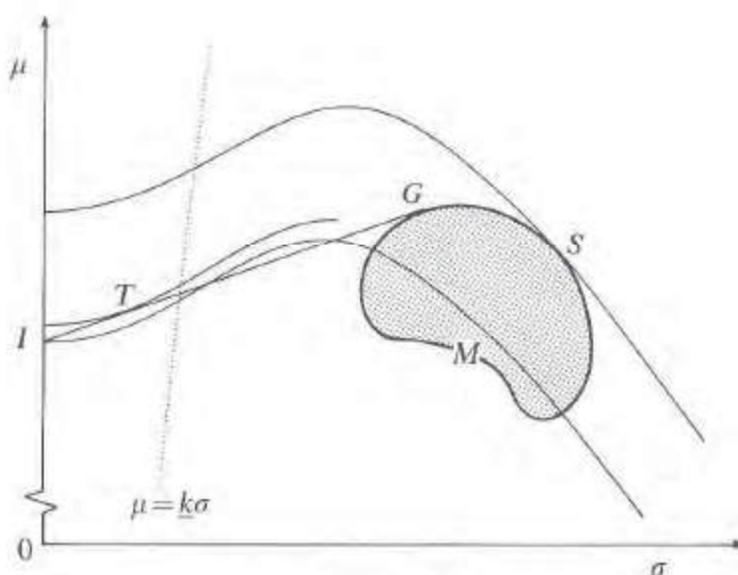


Abbildung 23

Ohne Versicherung wird analog zu Abb. 22 der Punkt *S* gewählt, der gleichzeitig die Verhütungspolitik und die Endvermögensverteilung bezeich-

<sup>47</sup> Wenn man das Kaldor-Kriterium akzeptiert, kann man sich damit begnügen, den Verursacher à la PIGOU (1932, bes. S. 192–196 u. Kapitel XI) zu besteuern, ohne das Steueraufkommen an die Geschädigten auszuzahlen. Vorausgesetzt werden muß dabei aber, daß die Zahlung an die Geschädigten für sich genommen keine Verhaltensänderung hervorriefe.

<sup>48</sup> Die Allokation der Haftpflichtrisiken scheint damit die einzig triftige Begründung für Arrows Vorschlag zu sein, durch private Versicherungen nicht abgedeckte Risiken vom Staat versichern zu lassen. Vgl. dazu die Argumentation zu Abb. 21.

net. Mit der Zwangsversicherung wechselt der Entscheidungsträger zu einer anderen Verhütungspolitik über, so daß seine Endvermögensverteilung ohne die aus dem Versicherungsgeschäft folgenden Zahlungen durch den Punkt  $G$ , mit diesen Zahlungen jedoch durch Punkt  $I$  verkörpert wird, wenn Volldeckung vorgeschrieben wird. Statt Volldeckung zu verlangen, könnte der Gesetzgeber freilich auch in beschränktem Maße Teildeckung erlauben, so daß der Punkt  $T$  gewählt wird. Sichergestellt werden müßte dabei nur, daß der Deckungsgrad noch groß genug ist, um jede Risikoabwälzung unmöglich zu machen<sup>49</sup>. Bei solchen Haftpflichtschäden, die nach oben hin nicht begrenzt sind, heißt das dann aber doch wieder, daß Volldeckung vorgeschrieben werden muß.

Trotz der prinzipiellen Lösbarkeit des Allokationsproblems über eine Zwangsversicherung bleibt natürlich auch bei diesem Weg die Gefahr einer Fehlallokation durch das moralische Risiko, also insbesondere durch die Pauschaltarifierung bestehen. Darin ist allerdings kein komparativer Vorteil des Steuer-Subventions-Mechanismus zu sehen, denn auch dieser Mechanismus würde nicht funktionieren, wenn die Aktivitäten des Entscheidungsträgers nicht beobachtet werden können. Wie groß die Gefahr des moralischen Risikos ist, und ob sie die heilsame Wirkung der Versicherungspflicht zunichte macht, so daß zu dem ordnungspolitisch schärferen Geschütz der Erlassung von Ge- und Verboten gegriffen werden müßte, ist eine praktisch sehr wichtige, doch theoretisch leider nicht entscheidbare Frage.

### 3. Zusammenfassung

Die Analyse der Versicherungsnachfrage haben wir für zwei Vertragstypen durchgeführt: Die Volldeckungsversicherung, bei der der Entscheidungsträger vor eine Alles-oder-nichts-Entscheidung gestellt wird, und die Teildeckungsversicherung, bei der er noch Schadendeckungsgrade zwischen 0 und 1 wählen darf. Dem ersten Teil der Untersuchung lag die Annahme gegebener, also vom Versicherungsnehmer nicht manipulierbarer Risiken zugrunde. Dabei zeigte sich das folgende Ergebnis: Für den Bereich der Vermögensversicherungen ist ein beidseitig lohnendes Versicherungsgeschäft zu erwarten, wenn nur die Verwaltungskosten des Versicherers nicht zu hoch sind. Anders ist es für den Bereich der Haftpflichtrisiken. Da hier eine Versicherung bedeutet, daß der Versicherungsnehmer des Vorteils einer Risikoabwälzung in bezug auf Dritte verlustig geht, ist nicht mehr allgemein sichergestellt, daß es zu einer Marktlösung kommt. Für den Fall einer starken Risikoaversion ( $\epsilon \geq 1$ ), die impliziert, daß der Versicherungsnehmer

<sup>49</sup>  $T$  muß also links der Geraden  $E(V) = k\sigma(V)$  liegen.

den völligen Vermögensverlust zu verhindern trachtet, koste es, was es wolle, ist die Marktlösung zwar noch gesichert, doch leider ist gerade die gegenteilige Annahme einer schwachen Risikoaversion ( $0 < c < 1$ ) realistisch. Nur sie ist nämlich mit der empirisch beobachtbaren Tatsache einer mit dem Alter zunehmenden Intensität der Versicherungsnachfrage vereinbar. So zeigt sich, daß für Haftpflichtrisiken selbst bei erwartungsgerechten Prämien weder Voll- noch Teildeckung gewünscht wird, wenn nur die möglichen Schäden im Verhältnis zum Vermögen groß genug sind.

Die Analyse der Versicherungsnachfrage bei gegebenen Risiken erklärt bereits manche beobachtbaren Phänomene des Versicherungsgeschäfts. Gleichwohl ist es aus volkswirtschaftlicher Sicht von ganz besonderem Interesse, sich über die allokativen Wirkungen der Versicherung Klarheit zu verschaffen. Folgendes konnte dazu im zweiten Teil der Untersuchung festgestellt werden:

Unter idealen Bedingungen führt die Vermögensversicherung zu einer begrüßenswerten Verhaltensänderung der Versicherten, die darin besteht, daß übermäßige Aufwendungen zur Schadenverhütung reduziert werden. Doch leider werden diese idealen Bedingungen in der Praxis allzu häufig verletzt. Zunächst ist hier die Möglichkeit des Versicherten zu erwähnen, seine Schadenverhütungspolitik hinter dem Rücken des Versicherers zu manipulieren. Sie führt in der Regel dazu, daß die Aufwendungen zur Schadenverhütung über das begrüßenswerte Maß hinaus reduziert werden, und zwar um so mehr, je größer der Deckungsgrad ist, ob er nun frei gewählt oder vom Versicherer vorgeschrieben wurde. In Ausnahmefällen, wenn nämlich ein Deckungsgrad von mehr als 100% möglich ist, kann sie sogar zu einer betrügerischen Schadenverursachung Anlaß geben. Eine weitere allokativ Gefahr bringt die Versicherung mit sich, wenn der Versicherer das Sachleistungsprinzip verfolgt. In diesem Fall bewirkt die künstliche Verbilligung der „Reparaturkosten“ des beschädigten Versicherungsobjektes eine unwirtschaftliche Verwendung der vom Versicherer ausgezahlten Gelder.

Während die Möglichkeit zum Versicherungsabschluß bei Vermögensrisiken zu nachlassenden Aufwendungen zur Schadenverhütung führt, kann es bei Haftpflichtrisiken genau umgekehrt sein. Unter idealen Bedingungen ist aber auch das begrüßenswert, denn die Versicherung bewirkt in diesem Fall, daß der Versicherte seine Anstrengungen zur Schadenverhütung erhöht, die er ohne Versicherung nur deshalb nicht unternahm, weil er sich damit der Möglichkeit, einen Teil seines Risikos auf Dritte abzuwälzen, beraubt hätte. Leider kann man häufig nicht damit rechnen, daß unter den für den Versicherer akzeptablen Bedingungen die Haftpflichtrisiken freiwillig in Deckung gegeben werden. In diesem Fall ist ein staatlicher Eingriff, am besten durch die Einrichtung einer Versicherungspflicht, unerlässlich, wenn die Fehlallokation der Haftpflichtrisiken verhindert werden soll.