Sozialversicherung als Umverteilungsinstrument bei asymmetrischer Information

Wissenschaftliche Arbeit
zur Erlangung des Grades eines Diplom-Volkswirtes
im Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
der Universität Konstanz

Verfasser: Florian Scheuer
Birnauer Straße 18
78464 Konstanz
Florian.Scheuer@uni-konstanz.de

Bearbeitungszeit: 10. Juni bis 10. August 2005

1. Gutachter: Prof. Dr. Friedrich Breyer
2. Gutachter: Prof. Dr. Bernd Genser

Konstanz, den 10. August 2005

Inhaltsverzeichnis

Symbolverzeichnis

w	Produktivitätsniveau
D	Höhe des Schadens
p	Schadenswahrscheinlichkeit
i	Index für das Produktivitätsniveau w
j	Index für die Schadenswahrscheinlichkeit p
k	Index für den Umweltzustand (Schaden / kein Schaden)
L	Arbeitsangebot
z	Arbeitseinkommen
c	Konsumniveau
α	Anteil des von der Sozialversicherung gedeckten Schadens
β	Anteil des privat versicherten Schadens
d	Prämie auf dem privaten Versicherungsmarkt
τ	Grenzsteuersatz der linearen Einkommensteuer
T	Pauschaltransfer der linearen Einkommensteuer
$T(z)$	Steuerbelastung bei der nichtlinearen Einkommensteuer
n	relative Häufigkeit von Individuen eines Typs im diskreten Modell
f	Dichtefunktion der Typenverteilung im stetigen Modell
γ	Lagrange-Multiplikator der staatlichen Budgetrestriktion
μ	Lagrange-Multiplikator der Anreizverträglichkeitsbedingung
b	sozialer Netto-Grenznutzen des Einkommens
g	sozialer Netto-Grenznutzen der Versicherung
ε	Netto-Lohnsatzelastizität des kompensierten Arbeitsangebots
B	Kopfprämie zur Finanzierung der Sozialversicherung im stetigen Modell
ξ	Kostenaufschlag der Sozialversicherung
u	Nutzenfunktion
V^*	indirekte Nutzenfunktion
$\mathcal{L}$	Lagrange-Funktion
$\mathcal{H}$	Hamilton-Funktion

1 Einleitung

Dass der Staat in die aus dem freien Marktgeschehen resultierende Einkommensverteilung korrigierend einzugreifen hat, entspricht verbreiteten Gerechtigkeitsvorstellungen. So überrascht es nicht, dass fast alle Länder Umverteilungsmechanismen vielfältiger Art installiert haben. Dabei bilden aus ökonomischer Perspektive zwei Theoreme den Referenzpunkt. Zunächst gilt nach dem ersten Hauptsatz der Wohlfahrtsökonomik, dass unter gewissen Bedingungen jedes Wettbewerbsgleichgewicht ein Pareto-Optimum darstellt, dass also keine staatlichen Interventionen möglich sind, die mindestens ein Gesellschaftsmitglied besser stellen würden, ohne ein anderes schlechter zu stellen. Sollte eine solche Pareto-optimale Allokation als ungerecht empfunden werden, ist es der Regierung gemäß dem zweiten Hauptsatz möglich, jedes andere Pareto-Optimum durch eine geeignete Umverteilung der Ressourcen als Wettbewerbsgleichgewicht zu implementieren, wenn bestimmte Stetigkeits- und Konvexitätsbedingungen erfüllt sind. Beide Theoreme zusammen postulieren eine vollständige Separierbarkeit von Effizienz- und Verteilungsfragen. In der Terminologie von Musgrave (1959) besteht demnach eine Trennung zwischen der Allokationsfunktion der Regierung, durch die die Gesellschaft an die Pareto-Grenze zu führen ist, und ihrer Distributionsfunktion, deren Aufgabe es ist, den ethisch bevorzugten Punkt auf dieser Grenze zu realisieren.

Die Umsetzung dieser unter idealen Bedingungen möglichen Vorgehensweise stößt in der Realität jedoch auf Schwierigkeiten. Zunächst haben die für die Anwendbarkeit des zweiten Hauptsatzes erforderlichen Umverteilungsinstrumente pauschal zu sein in dem Sinne, dass sie nicht vom Verhalten der Akteure abhängen dürfen. Andernfalls würden sich die Anreize der Individuen verändern und die Effizienzeigenschaften des Wettbewerbsgleichgewichts wären zerstört. Um ein gewünschtes Pareto-Optimum zu erreichen, ist es darüber hinaus notwendig, dass die Transfers alle ökonomisch relevanten Eigenschaften der Haushalte berücksichtigen. Jedoch sind die meisten dieser Merkmale, insbesondere die Präferenzen und die Anfangsausstattung, die in aller Regel größtenteils im potenziellen Arbeitsangebot besteht, naturgemäß private Information der Haushalte. Insoweit der Staat die Individuen nicht ohne Kosten dazu veranlassen kann, diese Informationen wahrheitsgemäß zu offenbaren, sind die optimalen Pauschaltransfers nicht implementierbar. Der zweite Hauptsatz der Wohlfahrtsökonomik muss deshalb als zwar von großem intellektuellem Reiz, aber nur eingeschränkter praktischer Relevanz betrachtet werden.

Unter den Bedingungen asymmetrischer Information ist also eine Trennung von Effizienz und Verteilung nicht möglich. Vielmehr ergibt sich ein fundamentaler Konflikt zwischen Umverteilungszielen und den mit ihrer Umsetzung verbundenen Verzerrungen. Für die Einkommensteuer als das zentrale Umverteilungsinstrument in den meisten Ländern besteht er darin, dass das Einkommen eines Individuums zwar einen signifikanten Indikator seiner unbeobachtbaren Leistungsfähigkeit darstellt, deren ungleiche Verteilung ausgeglichen werden soll, jede Besteuerung der Einkommen jedoch die Arbeitsanreize verzerrt. Die Theorie der optimalen Einkommensbesteuerung, deren systematische Entwicklung auf Mirrlees (1971) zurückgeht, befasst sich deshalb mit der Frage, wie vor diesem Hintergrund ein Steuertarif gestaltet sein und welche Ungleichheit nach seiner Einführung erhalten bleiben sollte.

Neben der Einkommensteuer existieren in vielen Ländern Sozialversicherungssysteme mit beträchlichen umverteilenden Auswirkungen. Diese bestehen insbesondere darin, dass ein Ausgleich zwischen verschiedenen Risikogruppen erfolgt, die auf dem privaten Versicherungsmarkt unterschiedliche Prämien zu entrichten hätten. Dabei stellt sich die Frage, warum die Versicherung gegen Risiken wie Krankheit, Berufsunfähigkeit oder Armut im Alter nicht privaten Versicherungsmärkten überlassen und die gesellschaftlich erwünschte Umverteilung nicht ausschließlich im Steuersystem erreicht wird.

Staatliche Eingriffe auf dem privaten Versicherungsmarkt sind in der ökonomischen Literatur zunächst aus Effizienzgründen gerechtfertigt worden. Bei heterogenem Schadensrisiko und asymmetrischer Information darüber kann der Fall eintreten, dass das Gleichgewicht auf dem Versicherungsmarkt ineffizient ist. Wie von Eckstein, Eichenbaum und Peled (1985) gezeigt wurde, kann dann die Einführung einer teilweisen Zwangsversicherung mit risikounabhängigen Finanzierungsbeiträgen eine Pareto-Verbesserung darstellen. Dieses Ergebnis hängt jedoch entscheidend vom zugrundegelegten Gleichgewichtskonzept ab. Es bricht zusammen, wenn der Gleichgewichtsbegriff antizipatives Verhalten der Versicherungen und Quersubventionierung einschließt, wie es von Wilson (1977) und Miyazaki (1977) vorgeschlagen wurde.

Ein zweites Effizienzargument für eine Regulierung des Versicherungsmarktes in Form von Zwangsversicherung basiert auf der Tatsache, dass in vielen Ländern der Staat in Not geratenen Individuen, etwa im Fall der Krankheit oder Altersarmut, kostenlos zur Hilfe kommt und dies von der Gesamtheit der Steuerzahler finanziert wird. Wenn die Frage des Verschuldens mit asymmetrischer Information verbunden ist, verlieren einkommensschwache Haushalte ihren Anreiz, durch Abschluss einer Versicherung gegen solche Risiken selbst Vorsorge zu treffen, da sie die staatlich bereitgestellte Grundversorgung antizipieren. In diesem Fall gewährleistet die Einführung einer Pflichtversicherung den Schutz der Gesellschaft vor einer Ausbeutung durch die so beschriebenen Trittbrettfahrer und ermöglicht darüber hinaus eine Vermeidung der mit ihrer Unterversicherung verbundenen Ineffizienz (vgl. Coate (1995)). Dasselbe Ergebnis könnte jedoch auch durch eine geeignete Subventionierung der Versicherungsprämien erzielt werden.

Drittens kann argumentiert werden, dass sich die Notwendigkeit einer Sozialversicherung aus dem irrationalen Verhalten vieler Menschen ergibt, Risiken und die finanziellen Folgen von Krankheit und Alter zu unterschätzen. Daraus ergäbe sich eine Tendenz zur systematischen Unterversicherung und zur mangelnden Ersparnisbildung für die Zeit des Ruhestands, die durch eine Zwangsversicherung korrigiert werden könnte (vgl. Diamond

(1977)). Trotz der empirischen Evidenz für die Schwierigkeiten, die Menschen mit Entscheidungen unter Unsicherheit haben,[1] ist dieses Argument aufgrund seines paternalistischen Charakters jedoch kritisch zu beurteilen.

Die Existenz eines Sozialversicherungssystems aus Effizienzgründen zu rechtfertigen, erscheint also insgesamt als problematisch. Die vorliegende Arbeit wendet sich deshalb einer Gerechtigkeitserwägung zu, die zur Begründung staatlicher Interventionen auf dem Versicherungsmarkt herangezogen werden kann. Ähnlich wie in der Theorie der optimalen Einkommensteuer ein Ausgleich zwischen den Folgen heterogener unbeobachtbarer Fähigkeitsniveaus angestrebt wird, kann nämlich die Umverteilungswirkung der Sozialversicherung zwischen verschiedenen unbeobachtbaren Risikotypen als wünschenswert erachtet werden. In einer Welt, in der sich die Individuen im Unterschied zum Optimalsteuermodell von Mirrlees (1971) nicht nur in ihren Produktivitäten, sondern auch ihrem Schadensrisiko unterscheiden, stellt die Sozialversicherung deshalb für eine unvollständig informierte Regierung ein wirksames Umverteilungsinstrument dar, das das Steuer-Transfer-System zu ergänzen vermag. Die Erkenntnis, dass die Einführung einer Sozialversicherung in Gegenwart einer optimalen linearen Einkommensteuer wohlfahrtsteigernd wirken kann, geht auf Blomqvist und Horn (1984) zurück.[2] Rochet (1991) hat das Optimalsteuerproblem bei zweidimensionaler Heterogenität erstmals systematisch analysiert und die Wohlfahrtswirkungen der Sozialversicherung untersucht, wenn der Regierung eine optimale nichtlineare Einkommensteuer zur Verfügung steht. Erweiterungen seines Modells sind von Cremer und Pestieau (1996) und Henriet und Rochet (2004) entwickelt worden.

Ausgehend von dieser Literatur befasst sich die vorliegende Arbeit mit der Frage, unter welchen Bedingungen die Sozialversicherung in Gegenwart eines Steuersystems als zusätzliches Umverteilungsinstrument geeignet ist und welchen Umfang der Sozialversicherung dies rechtfertigt. Eine solche Analyse ist normativ, muss also auf Grundlage von Werturteilen erfolgen.[3] Diese Werturteile werden häufig in Form einer gesellschaftlichen Wohlfahrtsfunktion erfasst, in der die Umverteilungsziele einer Gesellschaft zum Ausdruck kommen. Die in der Literatur am weitesten verbreitete Wohlfahrtsfunktion ist von utilitaristischem Charakter und postuliert, dass die Summe der individuellen Nutzen aller Gesellschaftsmitglieder ein Maß für die gesellschaftliche Wohlfahrt darstellt. Ein solches Kriterium stellt erhebliche Mess- und Vergleichbarkeitsanforderungen an den Begriff des Nutzens. Insbesondere muss verlangt werden, dass dieser mehr enthält als

[1] Diese geht insbesondere zurück auf Tversky und Kahneman (1974).

[2] Blomqvist und Horn (1984) fußen ihr Argument darüber hinaus auf der Theorie eines spezifischen Egalitarismus im Gesundheitswesen. Diese Idee, dass die medizinische Versorgung eines Individuums nicht seine ökonomischen Umstände widerspiegeln sollte, geht zurück auf Tobin (1970). Für eine kritische Einschätzung dieser Sichtweise vgl. Breyer, Zweifel und Kifmann (2005), S. 189.

[3] Ein alternativer, positiver Ansatz versucht, die Umverteilungswirkungen der Sozialversicherung mit Verweis auf die Entscheidungsmechanismen in einer Demokratie zu erklären. Wie Hindricks und De Donder (2001) und Kifmann (2005) gezeigt haben, kann eine umverteilende Sozialversicherung bei geeigneter Imperfektion des privaten Versicherungsmarktes die Unterstützung der Mehrheit der Bevölkerung genießen.

eine rein ordinale Abbildung der Präferenzen.[4] Dennoch liegt das utilitaristische Kalkül auch der vorliegenden Analyse zugrunde. Eine mögliche Rechtfertigung dafür geht zurück auf Harsanyi (1955). Er hat gefordert, dass eine gesellschaftliche Wohlfahrtsfunktion darauf zu gründen ist, was die Präferenzen eines Individuums wären, wenn es mit gleicher Wahrscheinlichkeit in der Position jedes anderen Individuums in der Gesellschaft sein könnte. Falls hinter diesem Schleier des Nichtwissens die Bedingungen für eine von Neumann-Morgenstern-Erwartungsnutzenfunktion erfüllt sind, resultiert die utilitaristische Formel für die gesellschaftliche Wohlfahrt.[5] Zweitens wird sich zeigen, dass ein Teil der auf Grundlage der utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion hergeleiteten Optimalbedingungen Eigenschaften jeder Pareto-optimalen Umverteilungspolitik beschreibt. Die Analyse hat damit eine größere Allgemeinheit, als die Maximierung der utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion den Anschein erwecken mag.

Die Struktur der Arbeit ist wie folgt. In Abschnitt 2 stelle ich das Modell von Cremer und Pestieau (1996) vor, das die Umverteilungswirkungen der Sozialversicherung in Gegenwart einer optimalen linearen Einkommensteuer herausstellt. Abschnitt 2.4 enthält eine ausführliche Diskussion des Modells und einige Erweiterungen. Insbesondere wird kritisiert, dass Cremer und Pestieau (1996) symmetrische Information auf dem Versicherungsmarkt annehmen, obwohl es der Regierung nicht möglich ist, die Einkommensteuer nach dem individuellen Risiko der Haushalte zu differenzieren. Die Frage, wie sich die Bedingungen für die optimale Steuer- und Sozialpolitik ändern, wenn adverse Selektion auf dem privaten Versicherungsmarkt zugelassen wird, ist Gegenstand von Abschnitt 3, der auf eigenen Überlegungen beruht. In Abschnitt 4 wird dann die Beschränkung auf die Klasse der linearen Steuertarife aufgehoben. Dabei wird zunächst die optimale Sozialversicherung und nichtlineare Einkommensteuer in einer Welt mit nur zwei unterschiedlichen Typen charakterisiert. Ein strukturell ähnliches Modell haben auch Cremer und Pestieau (1996) betrachtet. Einige Erweiterungen ihrer Arbeit sind in der Diskussion in Abschnitt 4.3 zu finden. Die Verallgemeinerung des zwei Typen-Modells auf stetig verteilte Heterogenität wie im Modell von Mirrlees (1971) erfolgt schließlich in Abschnitt 5. Die dortigen Ausführungen sind inspiriert von der Analyse in Henriet und Rochet (2004), die ich allerdings erheblich ausgebaut habe. Abschnitt 6 fasst zusammen und gibt einen Ausblick auf nicht behandelte Fragen. Umfangreichere mathematische Herleitungen sind in den Anhang verlagert worden.

[4] Der vorliegenden Arbeit liegt durchweg die Annahme zugrunde, dass das Verhalten der Individuen durch die Maximierung des erwarteten Nutzens beschrieben wird, also die von Neumann-Morgenstern-Axiome erfüllt sind. Diese verlangen bereits mehr als bloße Ordinalität.

[5] Diese Begründung ist mit ihren eigenen Informationsproblemen verbunden, auf die Roemer (1996) hinweist. Für eine ausführliche Diskussion vgl. auch Breyer und Kolmar (2001).

2 Sozialversicherung bei linearer Einkommensteuer und effizientem Versicherungsmarkt

Im vorliegenden Abschnitt soll im Rahmen eines einfachen Modells der Frage nachgegangen werden, inwiefern die Sozialversicherung als Umverteilungsmechanismus geeignet ist, wenn der Regierung aufgrund von asymmetrischer Information kein vollständiges Pauschalsteuerinstrumentarium zur Verfügung steht. Ein solches Modell hat zwei grundlegende Anforderungen zu erfüllen. Zunächst kann die Analyse der Sozialversicherung als Umverteilungsinstrument, um aussagekräftig zu sein, nicht isoliert erfolgen. Vielmehr muss berücksichtigt werden, dass in aller Regel andere, wenn auch verzerrende Möglichkeiten der Umverteilung bestehen, insbesondere durch Besteuerung von Einkommen. Ein Kennzeichen der folgenden Untersuchung wird also sein, dass die optimale Einkommensteuer und Sozialversicherung simultan bestimmt werden. Diese Interdependenz bedingt, dass der Charakterisierung der optimalen Steuerpolitik in der vorliegenden Arbeit ein fast ebenso breiter Rahmen einzuräumen ist wie der Diskussion der optimalen Sozialversicherung.

Zweitens ist zu klären, in welcher Dimension die Sozialversicherung umzuverteilen vermag. Während über eine Einkommensteuer versucht wird, zwischen hoch- und niedrigproduktiven Individuen umzuverteilen (vgl. Mirrlees (1971)), ermöglicht die Sozialversicherung einen Ausgleich zwischen hohen und niedrigen Risiken, wenn die Sozialversicherungsbeiträge, wie üblich, nicht nach Risikogruppen differenziert werden.[6] Die entscheidende Erweiterung des herkömmlichen Optimalsteuermodells besteht also in der Berücksichtigung zweidimensionaler Heterogenität der Individuen bezüglich Produktivität und Risiko. Dabei wird die Sozialversicherung als ein Instrument der Regierung betrachtet, das sich lediglich durch seinen Zwangscharakter und risikounabhängige Finanzierungsbeiträge auszeichnet. Die Analyse bleibt damit sehr allgemeingültig und muss nicht auf einen speziellen Zweig der Sozialversicherung, wie etwa die gesetzliche Krankenversicherung, beschränkt werden.

In der skizzierten Modellwelt lässt sich zeigen, dass unter gewissen Bedingungen Sozialversicherung und Einkommensteuer erfolgreicher umzuverteilen vermögen als eine Einkommensteuer allein. Dies liegt daran, dass eine perfekt informierte Regierung die Steuerpolitik auf das individuelle Risiko konditionieren würde. Da dies nicht möglich ist, ist es optimal, die Sozialversicherung als Substitut für risikoabhängige Steuersätze neben der Einkommensteuer zur Umverteilung heranzuziehen. Für den Fall der linearen Einkommensteuer geht dieses Ergebnis zurück auf Blomqvist und Horn (1984). Eine systematische Analyse des Problems findet sich in Cremer und Pestieau (1996). An ihrem Beitrag orientiert sich meine Darstellung in diesem Abschnitt.

[6] Vgl. Abschnitt 2.4 für die Frage, wie sich die Ergebnisse ändern, wenn versucht werden sollte, innerhalb der Sozialversicherung durch einkommensabhängige Beiträge zusätzlich zwischen unterschiedlich produktiven Individuen umzuverteilen.

2.1 Modellstruktur

Im Folgenden stelle ich ein Modell vor, das dem von Cremer und Pestieau (1996) entwickelten ähnelt. Dazu sei eine Welt mit M Individuen betrachtet. Jedes Individuum weist eines von N möglichen Produktivitätsniveaus $w_1,...,w_N$ auf, die durch den Index i gekennzeichnet sind.[7] Darüber hinaus unterscheiden sich die Individuen in ihrem Risiko, einen Schaden der Höhe D zu erleiden. Dabei gehören zu jeder Produktivitätsklasse m_i Individuen, von denen sich m_{iH} mit Wahrscheinlichkeit p_H dem Verlust gegenübersehen und m_{iL} mit Wahrscheinlichkeit $p_L < p_H$.[8] Die Wahrscheinlichkeiten seien mit $j = L,H$ indiziert. Indem ich p_j und D als exogen annehme, möchte ich von jeglichen ex ante und ex post Moral Hazard-Problemen absehen. In Abschnitt 2.4 werde ich kurz diskutieren, wie sich solche Phänomene in das Modell integrieren lassen. Der Anteil von Individuen der Produktivität w_i mit Risiko p_j ist mit $n_{ij} = m_{ij}/M$ bezeichnet.

Die Präferenzen sind durch eine konkave Nutzenfunkion $u(c_{ij},L_{ij})$ erfasst, in die der Konsum c als numéraire-Gut und Arbeit L in der üblichen Weise eingehen ($u_c > 0$, $u_{cc} < 0$, $u_L < 0$, $u_{LL} < 0$). Es wird angenommen, dass das Arbeitsangebot der Individuen gemäß ihrer Produktivität w_i entlohnt wird. Der Staat verfügt über keine Informationen zu individuellen Löhnen w_i, Risiken p_j und angebotener Arbeit L_{ij}, sondern beobachtet lediglich die Arbeitseinkommen w_iL_{ij}. Diese belegt er mit einer Einkommensteuer, die zunächst als linear angenommen und durch einen konstanten Grenzsteuersatz τ sowie einen Pauschaltransfer T charakterisiert ist. In den Abschnitten 4 und 5 wird der Fall einer nichtlinearen Einkommensteuer betrachtet.

Neben den Parametern τ und T der Einkommensteuer bestimmt der Staat den Anteil α des Schadens, der von der Sozialversicherung abgedeckt wird. Jedes Individuum hat dafür einen einkommensunabhängigen Finanzierungsbeitrag in Höhe von $\alpha\overline{p}D$ zu leisten, wobei $\overline{p} \equiv \sum_{ij} n_{ij}p_j$ das durchschnittliche Schadensrisiko in der Gesamtbevölkerung bezeichnet. Daneben existiere ein privater Versicherungsmarkt. Hier wird angenommen, dass keine Informationsasymmetrien vorliegen, die Versicherungsunternehmen also die p_j beobachten können.[9] Dann implizieren Risikoaversion und vollständige Konkurrenz auf dem Versicherungsmarkt, dass alle Individuen den verbleibenden Anteil des Schadens zu einer für ihre Risikogruppe aktuarisch fairen Prämie $(1-\alpha)p_jD$ privat versichern.

Ich bin nun in der Lage, das Nutzenmaximierungsproblem eines Individuums vom Typ ij zu notieren, wobei die Politikparameter τ, T und α als gegeben angenommen werden.

[7] Cremer und Pestieau (1996) betrachten ein Modell mit nur zwei Produktivitätsniveaus, das sich leicht auf den hier dargestellten Fall mit N Typen verallgemeinern lässt.

[8] Im Modell von Cremer und Pestieau (1996) ist die Korrelation zwischen Risiko und Produktivität als perfekt angenommen, d. h. alle Individuen einer Produktivitätsklasse gehören derselben Risikoklasse an. Die Verallgemeinerung auf imperfekte Korrelation in der folgenden Darstellung ist für den Fall der Linearsteuern problemlos und für meine Analyse in Abschnitt 3 sogar notwendig. Schwierigkeiten ergeben sich jedoch bei der Untersuchung nichtlinearer Einkommensteuern (vgl. Abschnitte 4 und 5), wo deshalb auf den Fall perfekter Korrelation zurückgekommen wird.

[9] Vgl. Abschnitt 2.4 für eine Diskussion dieser Annahme.

Wegen Vollversicherung hängt der Konsum in deterministischer Weise vom gewählten Arbeitsangebot ab, so dass sich das Problem als

$$\max_{L_{ij}} \quad u\big((1-\tau)w_iL_{ij}+T-(1-\alpha)p_jD-\alpha\overline{p}D, L_{ij}\big) \tag{1}$$

schreiben lässt. Die Lösung von (1) ist eine Arbeitsangebotsfunktion $L_{ij}^*(\tau,T,\alpha)$, die eine indirekte Nutzenfunktion $V_{ij}^*(\tau,T,\alpha)$ erzeugt. Das Subskript ij weist darauf hin, dass beide Funktionen außer von den Politikvariablen auch von den individuellen Parametern w_i und p_j abhängen.

Wie in der Optimalsteuertheorie nicht unüblich, nehmen Cremer und Pestieau (1996) an, dass der Staat eine ungewichtete utilitaristische Wohlfahrtsfunktion maximiert. Dieser Konvention sei hier gefolgt. Die Steuer werde ausschließlich zu Umverteilungszwecken erhoben, so dass das Optimierungsproblem der Regierung lautet:

$$\max_{\tau,T,\alpha} \quad \sum_{ij} n_{ij}V_{ij}^*(\tau,T,\alpha) \qquad \text{u. d. B.} \qquad \sum_{ij} n_{ij}\big(\tau w_iL_{ij}^*-T\big)=0. \tag{2}$$

Dabei habe ich die Wohlfahrtsfunktion und die staatliche Budgetrestriktion in Pro-Kopf-Größen ausgedrückt. Mögliche Lösungen von (2) seien beschränkt auf $0\leq\alpha\leq 1$, $0\leq\tau\leq 1$ sowie $T\geq 0$. Bei (2) ist zu beachten, dass sich die Sozialversicherung durch die pauschalen Beiträge selbst finanziert und deshalb nicht in der staatlichen Budgetrestriktion auftaucht.

2.2 Lösung

Mit Hilfe des Envelope-Theorems ergeben sich die Bedingungen erster Ordnung zu (2) für den Fall innerer Lösungen als

$$\tau: \quad \sum_{ij} n_{ij}\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial\tau}+\gamma\sum_{ij} n_{ij}\left(w_iL_{ij}^*+\tau w_i\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial\tau}\right) = 0 \tag{3}$$

$$T: \quad \sum_{ij} n_{ij}\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T}+\gamma\sum_{ij} n_{ij}\left(\tau w_i\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}-1\right) = 0 \tag{4}$$

$$\alpha: \quad \sum_{ij} n_{ij}\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial\alpha}+\gamma\sum_{ij} n_{ij}\tau w_i\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial\alpha} = 0, \tag{5}$$

wobei γ den Lagrange-Multiplikator der Budgetrestriktion in (2) bezeichnet.[10] Er gleicht im Optimum dem gesellschaftlichen Nutzen aus einer marginalen Erhöhung der Steuereinnahmen. Entsprechend lässt sich der individuelle Nutzen in Einheiten Staatsausgaben transformieren, indem durch γ dividiert wird. Bei den Bedingungen (3) bis (5) sind eine

[10] Bekanntlich sind Optimalsteuerprobleme häufig nicht konkav. Die Bedingungen (3) bis (5) sind deshalb nur notwendige Bedingungen. Vgl. Homburg (2002).

Reihe von Vereinfachungen möglich. Zunächst liefert die Slutsky-Gleichung

$$\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \tau} = -w_i \frac{\partial L_{ij}^c}{\partial w_i^n} - w_i L_{ij}^* \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}$$

mit L_{ij}^c als Hicks'scher Arbeitsangebotsfunktion von Individuum ij und $w_i^n \equiv (1-\tau)w_i$ als Nettolohn. $\partial L_{ij}^c/\partial w_i^n$ ist dabei der nicht-negative Substitutionseffekt einer Lohnänderung auf das Arbeitsangebot, während der Einkommenseffekt davon abhängt, ob Freizeit ein normales oder inferiores Gut ist. Implizite Differentiation der notwendigen Bedingung von (1) ergibt zudem $\partial L_{ij}^*/\partial \alpha = (p_j - \overline{p})D\partial L_{ij}^*/\partial T$. Eine marginale Erhöhung der Sozialversicherung übt also lediglich einen Einkommenseffekt auf das Arbeitsangebot aus, da private Versicherung zur marginalen Prämie p_jD gegen die Sozialversicherung zum marginalen Beitrag $\overline{p}D$ aufgrund der Vollversicherung eins zu eins ausgetauscht wird. Darüber hinaus erhalte ich mit Hilfe des Envelope-Theorems $\partial V_{ij}^*/\partial \tau = -w_i L_{ij}^* \partial V_{ij}^*/\partial T$ (Roy'sche Identität) und $\partial V_{ij}^*/\partial \alpha = (p_j - \overline{p})D\partial V_{ij}^*/\partial T$, so dass sich die Bedingungen zu

$$\begin{aligned}
-\sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} + \gamma \sum_{ij} n_{ij} w_i \left(L_{ij}^* - \tau w_i \frac{\partial L_{ij}^c}{\partial w_i^n} - \tau w_i L_{ij}^* \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T} \right) &= 0 \\
\sum_{ij} n_{ij} \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} + \gamma \sum_{ij} n_{ij} \left(\tau w_i \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T} - 1 \right) &= 0 \\
\sum_{ij} n_{ij} (p_j - \overline{p}) D \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} + \gamma \sum_{ij} n_{ij} \tau w_i (p_j - \overline{p}) D \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T} &= 0
\end{aligned}$$

umformen lassen. An dieser Stelle hilft das vor allem aus der Theorie der optimalen Güterbesteuerung bekannte Konzept des sozialen Netto-Grenznutzens des Einkommens

$$b_{ij} \equiv \frac{1}{\gamma} \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} + \tau w_i \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T} \tag{6}$$

weiter. Der erste Summand in (6) misst den Effekt einer marginalen Einkommenserhöhung bei Haushalt ij auf die gesellschaftliche Wohlfahrt,[11] gemessen in Einheiten Staatsausgaben. Durch den zweiten Term in (6) wird die durch die marginale Einkommenserhöhung ausgelöste zusätzliche oder verringerte Steuerzahlung von Individuum ij berücksichtigt. b_{ij} kann daher als soziale Gewichtung von Haushalt ij interpretiert werden in dem Sinne, dass Umverteilung von einem Haushalt mit niedrigem b zu einem Haushalt mit hohem b im Licht der utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion (2) wünschenswert ist. Damit lassen

[11] Im Spezialfall der hier angenommenen ungewichteten utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion gleicht dies dem individuellen Grenznutzen des Einkommens.

sich die notwendigen Bedingungen wie folgt vereinfachen:

$$\frac{\tau}{1-\tau} = -\frac{\mathrm{Cov}(wL,b)}{\sum_{ij} n_{ij} w_i L^*_{ij} \varepsilon_{ij}} \tag{7}$$

$$\bar{b} \equiv \sum_{ij} n_{ij} b_{ij} = 1 \tag{8}$$

$$D\ \mathrm{Cov}(p,b) = 0, \tag{9}$$

wobei $\varepsilon_{ij} = w_i^n / L_{ij} \times \partial L^c_{ij} / \partial w_i^n$ die nicht-negative Nettolohnsatzelastizität des kompensierten Arbeitsangebots bezeichnet.[12]

2.3 Interpretation

Gleichungen (7) und (8) sind bekannte Resultate der Optimalsteuertheorie (vgl. Dixit und Sandmo (1977) und Atkinson und Stiglitz (1980)). Auf der linken Seite von (8) steht der durchschnittliche soziale Netto-Grenznutzen einer Erhöhung von T in Einheiten Staatsausgaben, $\bar{b}$. Im Optimum sollte der Pauschaltransfer so bemessen werden, dass dies den Kosten einer marginalen Erhöhung von T für den Staatshaushalt gleicht. Bedingung (7) charakterisiert den optimalen Grenzsteuersatz τ. In ihr kommt die für die Optimalsteuertheorie fundamentale Abwägung zwischen Umverteilung und Effizienz zum Ausdruck. Der Nenner des Ausdrucks auf der rechten Seite von (7) besagt, dass der Grenzsteuersatz umso niedriger sein sollte, je elastischer das kompensierte Arbeitsangebot auf Variationen des Nettolohns reagiert, und ist stets positiv. Im Zähler kommen demgegenüber die Umverteilungsziele der Einkommensteuer zur Geltung. Die Kovarianz zwischen Einkommen und sozialer Gewichtung kann dabei als Ungleichheitsmaß angesehen werden. Je höher die Kovarianz, desto ungleicher ist im Licht des utilitaristischen Wohlfahrtskalküls die Einkommensverteilung und desto höher ist demzufolge der optimale Grenzsteuersatz. Würde die Steuer nicht verzerrend wirken, ergibt Bedingung (7), dass der Grenzsteuersatz so lange erhöht werden sollte, bis Arbeitseinkommen und soziale Gewichtung der Haushalte unkorreliert sind.

Im klassischen Optimalsteuerproblem, in dem die Haushalte lediglich in ihren Produktivitätsniveaus differieren, hängt das Vorzeichen der Kovarianz von der Richtung des Einkommenseffekts auf das Arbeitsangebot ab. Wenn Freizeit kein Giffen-Gut ist (d. h. Freizeit inferior ist oder der Substitutionseffekt dominiert), steigen die Arbeitseinkommen wL mit w. Dann ist die Kovarianz negativ, falls der soziale Netto-Grenznutzen des Einkommens mit w abnimmt. Unter diesen (regulären) Bedingungen ist der optimale Einkommensteuersatz positiv. Im vorliegenden Modellrahmen hängt die Kovarianz für $\alpha < 1$ jedoch auch von der Verteilung der Risiken und der Höhe des Schadens D ab. Gilt bei-

[12] Cremer und Pestieau (1996) erhalten das Ergebnis (7) für τ anstatt, wie hier, $\tau/(1-\tau)$. Das liegt daran, dass sie die Netto-Lohnsatzelastizität des Hicks'schen Arbeitsangebots definieren als $\tilde{\varepsilon}_{ij} = w_i / L^c_{ij} \times \partial L^c_{ij} / \partial w_i^n$. Die hier verwendete Definition $\varepsilon_{ij} = w_i^n / L^c_{ij} \times \partial L^c_{ij} / \partial w_i^n = (1-\tau)\tilde{\varepsilon}_{ij}$ erscheint mir naheliegender.

spielsweise, dass die hochproduktiven Haushalte gleichzeitig ein hohes Schadensrisiko aufweisen und ist D hoch, kann der Fall eintreten, dass die Haushalte mit hohen Arbeitseinkommen eine *hohe* soziale Gewichtung genießen und deshalb die Kovarianz postiv ist. Dann wäre die Steuer im Optimum Null.

Bedingung (9) bestimmt den optimalen Umfang der Sozialversicherung. Sie besagt, dass α (im Falle einer inneren Lösung) so lange ausgedehnt werden sollte, bis Risiko und soziale Gewichtung unkorreliert sind. Wenn immer gilt, dass die Kovarianz zwischen p und b größer als Null ist, die produktiven Individuen also gleichzeitig gute Risiken sind, sollte die Sozialversicherung sogar den gesamten Schaden decken. Das Resultat (9) ähnelt der Optimalitätsbedingung für den Steuersatz. Der Grund dafür ist, dass die Sozialversicherung wie eine lineare Steuer umverteilt, allerdings zwischen hohen und niedrigen Risiken. Darüber hinaus löst sie keine Verzerrung aus, so dass sie so lange erhöht werden sollte, wie dies den Umverteilungszielen dient. Neben einer Randlösung $\alpha = 1$ für den Fall $\mathrm{Cov}(p,w) < 0$ ist eine innere Lösung dann möglich, wenn Produktivität und Risiko positiv korreliert sind.[13] Für $\alpha = 0$ und eine hinreichend große Schadenshöhe D realisieren die produktiven Haushalte dann nämlich aufgrund ihrer hohen Schadenswahrscheinlichkeit tendenziell einen niedrigen Konsum und haben deshalb einen hohen sozialen Netto-Grenznutzen des Einkommens. Umverteilung von den niedrigen zu den hohen Risiken durch eine Anhebung von α steigert unter diesen Umständen die Wohlfahrt. Für höhere Werte von α verliert aber die Risikoungleichheit und gewinnt die Ungleichheit durch Einkommensunterschiede an Bedeutung. Jede weitere Ausweitung der Sozialversicherung würde dann Umverteilung von niedrig- zu hochproduktiven Haushalten bedeuten und ist deshalb nicht wünschenswert. Der optimale Wert von α liegt dann zwischen null und eins und ein duales System, also ein Nebeneinander von Sozial- und privater Versicherung, ließe sich rechtfertigen.

Im Modellrahmen von Cremer und Pestieau (1996) lässt sich also zeigen, dass sich selbst in Gegenwart eines optimalen Einkommensteuersystems und eines effizienten privaten Versicherungsmarktes eine Existenzberechtigung für Sozialversicherung ergibt, da sie in der Lage ist, zwischen hohen und niedrigen Risiken zusätzlich zum Steuersystem und ohne Verzerrungen umzuverteilen. Für den empirisch interessanten Fall einer negativen Korrelation zwischen Bruttolöhnen und Schadenswahrscheinlichkeit (wenn D etwa für Krankheitskosten steht) lässt sich sogar ein Argument für eine volle Abdeckung des Schadensrisikos durch die Sozialversicherung ($\alpha = 1$) gewinnen.[14]

[13] Cremer und Pestieau (1996) behaupten das Gegenteil (vgl. S. 284), wobei es sich um einen Fehler handeln muss.

[14] Die Ergebnisse der Wohlfahrtsanalyse von Cremer und Pestieau (1996) unterscheiden sich auf interessante Weise von den Resultaten in Hindricks und De Donder (2001) auf Grundlage eines politisch-ökonomischen Modells. Dort wird gezeigt, dass eine umverteilende Sozialversicherung von der Mehrheit der Bevölkerung *unabhängig von der Korrelation zwischen Risiko und Produktivität* unterstützt wird. Desweiteren ist ein gemischtes System aus Sozial- und privater Versicherung im Modell von Hindricks und De Donder (2001) politisch niemals durchsetzbar.

2.4 Diskussion

2.4.1 Kritik

Zunächst muss die praktische Relevanz des oben vorgestellten Modells qualifiziert werden. Es liegt nahe, den oben abstrakt eingeführten Schaden D beispielsweise als Krankheitskosten zu interpretieren. Dies unterstellen beispielsweise Rochet (1991) und Henriet und Rochet (2004). Die Ergebnisse wären dann auf eine gesetzliche Krankenversicherung mit risikounabhängigen Prämien anwendbar. Darüber hinaus wäre ein negativer statistischer Zusammenhang zwischen Fähigkeitsniveau und Krankheitsrisiko besonders plastisch.[15] Diese Interpretation könnte jedoch nur insoweit zulässig sein, als Krankheit keinen direkten Einfluss auf die Arbeitsangebotsentscheidung und insbesondere die Arbeitsfähigkeit ausübt. Im vorliegenden Modellrahmen wurde angenommen, dass das Arbeitsangebot gewählt wird, bevor sich offenbart, ob der Schadensfall eintritt oder nicht. Im Falle des Krankheitsrisikos wäre es plausibler, eine zustandsabhängige Arbeitsangebotsentscheidung zuzulassen. Darüber hinaus kann diese beispielsweise dadurch beschränkt sein, dass im Krankheitsfall keine Arbeit angeboten werden kann. Ein derartiges Modell wurde von Blomqvist und Horn (1984) untersucht. Entgegen der Befürchtung, dass sich dadurch die oben gefundenen Ergebnisse signifikant ändern könnten, zeigt ihre Analyse, dass sich in diesem Fall genau dieselbe Optimalbedingung (9) für die Sozialversicherung ergibt. Die Tatsache, dass die Sozialversicherung im Allgemeinen Bestandteil einer optimalen Umverteilungspolitik ist, hängt also nicht von der Annahme eines zustandsunabhängigen Arbeitsangebots ab.[16]

Ein zweiter Einwand gegen das obige Modell könnte darin bestehen, dass jegliche Moral Hazard-Probleme ignoriert werden. Im Fall des sog. ex ante-Moral Hazard würden diese z. B. darin bestehen, dass die Individuen aufgrund ihres Versicherungsschutzes Vorsorgemaßnahmen reduzieren und deshalb die Schadenswahrscheinlichkeit mit der Versicherungsdeckung zunimmt. Cremer und Pestieau (1996) versuchen, dieses Phänomen in ihr Modell zu integrieren, indem sie annehmen, das Durchschnittsrisiko $\overline{p}$ steige mit dem Anteil der Sozialversicherung α (vgl. S. 285). Diese Vorgehensweise ist jedoch in mehrfacher Hinsicht inkonsistent. Zunächst ist nicht einsichtig, warum das Moral Hazard-Problem vom Deckungsanteil der Sozialversicherung abhängen sollte. Vielmehr dürfte dafür die Gesamtversicherungsdeckung der Individuen ausschlaggebend sein. Diese ist jedoch von Cremer und Pestieau (1996) als vollständig und damit konstant angenommen. Außerdem ist das Beibehalten der Vollversicherungsannahme bei Vorliegen von Moral Hazard unzulässig. Im Allgemeinen würde dann der gleichgewichtige Vertrag auf dem privaten Versicherungsmarkt keine volle Deckung des Schadens vorsehen. Die daraus resultierende Unterversicherung müsste in der Analyse berücksichtigt werden, wie es etwa

[15] Vgl. Henriet und Rochet (2004) für empirische Evidenz zu diesem Zusammenhang.

[16] Blomqvist und Horn (1984) betrachten eine Sozialversicherung der Form, dass lediglich im Krankheitsfall ein steuerfinanzierter Transfer ausbezahlt wird. Trotz dieses Unterschieds zur hier betrachteten Form ergeben sich dadurch jedoch offensichtlich dieselben Umverteilungswirkungen.

von Boadway, Leite-Monteiro, Marchand und Pestieau (2003) vorgenommen wurde. Dies führt zu einem erheblich aufwändigeren Modell, das in der Struktur dem im folgenden Abschnitt 3 ähnelt.

Drittens könnte das Ergebnis davon abhängen, dass das Steuerinstrumentarium zwar optimal ist, aber dies nur innerhalb der Klasse linearer Einkommensteuern. Ließe man die Beschränkung auf Linearsteuern fallen, könnte eine nichtlineare optimale Steuer möglicherweise allein die Umverteilungsziele erreichen und eine Sozialversicherung erübrigen. Dieses Argument steht in engem Zusammenhang mit dem Ergebnis von Atkinson und Stiglitz (1976), die gezeigt haben, dass unter gewissen Bedingungen (insbesondere Separabilität der Präferenzen zwischen Konsum und Freizeit) eine optimale nichtlineare Einkommensteuer aus Umverteilungsgesichtspunkten ausreicht und die Erhebung von Gütersteuern keine weitere Wohlfahrtserhöhung bewirken kann. In den Abschnitten 4 und 5 werde ich deshalb die Sozialversicherung als Umverteilungsinstrument in Gegenwart eines optimalen nichtlinearen Einkommensteuersystems untersuchen.

2.4.2 Struktur der Informationsasymmetrie

Die Ergebnisse von Cremer und Pestieau (1996) hängen entscheidend von der asymmetrischen Informationsstruktur ab. Es wurde angenommen, dass die Regierung weder Risiko noch Produktivität der Haushalte beobachten kann. Stünden der Regierung Informationen über die individuellen Produktivitäten zur Verfügung, nicht aber über die individuellen Risiken, könnte sie die Politikvariablen nach Produktivitätsklassen differenzieren. Das Wohlfahrtsmaximierungsproblem (2) würde sich also dadurch ändern, dass über die τ_i, T_i und α_i, $i = 1,...,N$, maximiert werden kann. Wie sich leicht zeigen lässt, wäre dann der optimale Grenzsteuersatz Null für alle i. Umverteilung zwischen unterschiedlich produktiven Individuen würde allein durch die differenzierten Pauschaltransfers T_i erfolgen. Darüber hinaus ergibt sich, dass $\alpha_i = 1$ für alle i optimal ist. Innerhalb der Produktivitätsgruppen wird also die Risikodifferenz durch eine volle Sozialversicherungsdeckung gänzlich beseitigt. Auf diese Weise kann die gesamte gesellschaftlich erwünschte Umverteilung ohne Verzerrungen erreicht werden, und es resultiert das First Best-Optimum. Trotz der Tatsache, dass der Regierung nun mehr Informationen zur Verfügung stehen, wird die Rechtfertigung von Sozialversicherung aus Umverteilungsgründen in diesem Fall sogar bekräftigt.

Umgekehrt ließe sich vorstellen, dass die Regierung die p_j, nicht aber die w_i beobachten kann. In diesem Fall ist sie in der Lage, alle Parameter auf das Risiko zu konditionieren. Eine Betrachtung der resultierenden Optimalbedingungen zeigt, dass dann Variationen des Sozialversicherungsniveaus keinen Einfluss auf die gesellschaftliche Wohlfahrt haben. Es ergäbe sich in diesem Fall also kein Argument für Sozialversicherung aus Umverteilungsgründen. Vielmehr erfolgt die Umverteilung zwischen den Risiken durch den risikoabhängigen Pauschaltransfer T_j.[17] Ein (verzerrender) marginaler Einkommensteuersatz müsste darüber hinaus zwischen den Produktivitäten umverteilen. Im Fall vollständig symmetrischer Information schließlich würde die Umverteilung ausschließlich durch Pauschalsteuern T_{ij} erfolgen. Auch in diesem Fall wäre eine Sozialversicherung weder wohlfahrtssteigernd noch -mindernd.

Die Rechtfertigung für die Einführung einer Sozialversicherung würde also zusammenbrechen, wenn es der Regierung gelingen würde, die Einkommensteuer nach dem Schadensrisiko zu differenzieren. Die Annahme, dass ihr die dazu notwendigen Informationen nicht zur Verfügung stehen, dürfte jedoch als wenig problematisch angesehen werden. Viel eher kann man sich die Frage stellen, warum die Regierung nicht in der Lage ist, Risiko und Produktivität der Haushalte zu beobachten, während die Versicherungsunternehmen dies tun. Darauf sind zweierlei Antworten möglich. Eine solche Asymmetrie zwischen Regierung und privatem Sektor liegt bereits dem Optimalsteuerproblem von Mirrlees (1971) zugrunde, in dem davon ausgegangen wird, dass der Staat die individuellen Fähigkeitsniveaus nicht kennt, wohl aber die Unternehmen, die ihre Mitarbeiter zu ihrer Produktivität entlohnen.[18] Auf ähnliche Weise kann auch hier argumentiert werden, dass es dem Staat schwerfallen kann, bestimmte Daten zu erheben, selbst wenn Unternehmen und Versicherer diese Informationen besitzen.

Ein weiteres Argument für die Annahme symmetrischer Information auf dem privaten Versicherungsmarkt liefert Rochet (1991). Wenn versucht werden soll, Eingriffe auf dem Versicherungsmarkt ökonomisch zu rechtfertigen, ist dies nach seiner Auffassung am aussagekräftigsten, wenn der private Versicherungsmarkt als effizient angenommen wird. Denn falls selbst unter diesen Umständen eine Existenzbegründung für eine Sozialversicherung gefunden werden kann, gilt diese a fortiori, wenn der private Versicherungsmarkt Ineffizienzen durch Informationsasymmetrien aufweist. Dann ergäben sich nämlich nur zusätzliche und altbekannte Effizienzgründe für eine Regulierung des privaten Versicherungsmarktes (vgl. etwa Wilson (1977) oder Eckstein, Eichenbaum und Peled (1985)). Ob diese Argumentation zulässig ist, soll in Abschnitt 3 untersucht werden.

2.4.3 Finanzierung der Sozialversicherung

Im Modell dieses Abschnitts wurde davon ausgegangen, dass sich die Sozialversicherung durch einkommens- und risikounabhängige Kopfpauschalen $\alpha\overline{p}D$ finanziert, die sich am durchschnittlichen Schadensrisiko in der Gesamtbevölkerung orientieren. Während die

[17] Rochet (1991) gibt an, dass bei dieser Informationsstruktur eine Sozialversicherung wohlfahrtsmindernd sei (vgl. S. 149). Dies ist nicht der Fall. Zwar lässt sich die Einführung von Sozialversicherung nicht rechtfertigen, sie wirkt jedoch auch nicht verzerrend und kann durch Anpassung von T_j vollständig kompensiert werden.

[18] Rochet und Maderner (1995) haben ein Optimalsteuermodell entwickelt, das diese Inkonsistenz aufhebt und in dem die Regierung, wie auch die Unternehmen, w und L separat beobachten kann. Dabei ist das Produktivitätsniveau jedoch durch eine Ausbildungsentscheidung endogenisiert, so dass eine Umverteilung durch reine Pauschalsteuern auf Grundlage der beobachteten Löhne nicht optimal ist.

Tatsache, dass die Sozialversicherungsbeiträge risikounabhängig sind, aus der angenommenen Informationsasymmetrie folgt, ist ihre Unabhängigkeit vom Einkommen der Haushalte eine zusätzliche Beschränkung. Es stellt sich die Frage, ob sich die Modellergebnisse ändern, wenn die Finanzierung der Sozialversicherung einkommensabhängig erfolgt. Im vorliegenden Modellrahmen kann dies am einfachsten dadurch abgebildet werden, dass angenommen wird, der Staat finanziere die Sozialversicherungsausgaben aus seinen Steuereinnahmen. Das individuelle Maximierungsproblem (1) ändert sich dann zu

$$\max_{L_{ij}} \quad u\big((1-\tau)w_i L_{ij} + T - (1-\alpha)p_j D, L_{ij}\big), \tag{10}$$

während das Problem der Regierung (2) wie folgt modifiziert werden muss:

$$\max_{\tau,T,\alpha} \quad \sum_{ij} n_{ij} V^*_{ij}(\tau,T,\alpha) \quad \text{u. d. B.} \quad \sum_{ij} n_{ij}\big(\tau w_i L^*_{ij} - T - \alpha p_j D\big) = 0. \tag{11}$$

Wie sich leicht zeigen lässt, ergeben sich auch für dieses Problem dieselben Optimalbedingungen (7) bis (9) wie zuvor. Ob die Sozialversicherung durch einheitliche Kopfprämien oder einkommensabhängig finanziert ist, spielt also für die Optimalbedingungen keine Rolle. Die ökonomische Interpretation dieses Resultats wird durch Vergleich von (10) und (11) mit den entsprechenden Maximierungsprogrammen (1) und (2) unmittelbar klar: Die Kopfprämie $\alpha\overline{p}D$ hat sowohl auf die individuelle Nutzenfunktion als auch auf die staatliche Budgetrestriktion eine zum Pauschaltransfer T äquivalente Wirkung. Das Wegfallen der Kopfprämie in (10) kann durch eine Senkung des Pauschaltransfers neutralisiert werden, ohne die Marginalbedingungen der Haushalte zu verändern. Eben diese Senkung des Pauschaltransfers sorgt auch dafür, dass die modifizierte Budgetrestriktion der Regierung in (11) wieder erfüllt ist. Damit zeigt sich, dass auch im Ansatz von (10) und (11) bei endogener Steuerpolitik die Finanzierung der Sozialversicherung nicht einkommensabhängig (etwa durch einen erhöhten Grenzsteuersatz, wobei die Erhöhung als Beitragssatz zur Sozialversicherung interpretiert werden könnte), sondern wieder pauschal (in Form eines reduzierten Pauschaltransfers) erfolgt.

3 Sozialversicherung bei linearer Einkommensteuer und ineffizientem Versicherungsmarkt

Die Annahme eines effizienten privaten Versicherungsmarktes soll im vorliegenden Abschnitt aufgehoben werden. Konkret gehe ich nun davon aus, dass die Versicherer nur die Produktivitäten, nicht aber die Risiken der Individuen kennen.[19] Dies ermöglicht es, den

[19]Damit verfügen die Versicherer und die Regierung nach wie vor über unterschiedliche Informationsmengen. Läge auf dem Versicherungsmarkt asymmetrische Information über sowohl Produktivitäten als auch Risiken vor, müsste jedoch ein vollständiges zweidimensionales Problem adverser Selektion gelöst werden. Darüber hinaus ist es nicht unplausibel, dass die Versicherer dieselben Informationen wie die Un-

privaten Versicherungsmarkt in N Teilmärkte aufzuteilen, einen für jedes Produktivitätsniveau. Jeder dieser Versicherungsmärkte ist dann aufgrund der asymmetrischen Information zwischen Versicherern und Versicherten über das individuelle Risiko durch adverse Selektion gekennzeichnet. Zur Beschreibung des Marktgleichgewichts bei adverser Selektion sind verschiedene Konzepte vorgeschlagen worden.[20] In den folgenden beiden Abschnitten 3.1 und 3.2 sei angenommen, dass auf jedem der N privaten Versicherungsmärkte ein Rothschild-Stiglitz-Trennungsgleichgewicht existiert (vgl. Rothschild und Stiglitz (1976)). Abschnitt 3.3 enthält dann Überlegungen zur Frage, inwiefern sich die Ergebnisse auf ein alternatives Gleichgewichtskonzept, das auf Wilson (1977) zurückgeht, übertragen lassen.

Unabhängig vom Gleichgewichtsbegriff wird der entscheidende Unterschied zur bisherigen Analyse darin bestehen, dass bei adverser Selektion ein Teil der Bevölkerung unterversichert ist. Die dadurch entstehende Ineffizienz auf dem privaten Versicherungsmarkt führt dazu, dass die Ergebnisse des vorangehenden Abschnitts 2 modifiziert werden müssen. Zudem wird es notwendig sein, die herkömmlichen Modelle adverser Selektion auf Versicherungsmärkten zu erweitern. So werden im Modell von Rothschild und Stiglitz (1976) und Wilson (1977) nur Versicherungsdeckung und Prämie endogen erklärt. Im vorliegenden Optimalsteuermodell ist jedoch das Arbeitsangebot eine weitere endogene Variable. Dadurch ergeben sich zusätzliche modellendogene Interaktionen zwischen Risiko und Arbeitsangebotsentscheidung, die in der Literatur meines Wissens bislang unbeachtet geblieben sind. Zum einen wird sich zeigen, dass das Arbeitsangebot aus Vorsichtsmotiven heraus auf die Versicherungsdeckung reagiert. Zum anderen werden Standard-Eigenschaften der Modelle adverser Selektion auf dem Versicherungsmarkt, wie die Spence-Mirrlees-Bedingung oder das Imitationsverhalten verschiedener Typen, bei variablem Arbeitsangebot neu zu interpretieren sein.

Der skizzierte Modellrahmen baut auf Cremer und Pestieau (1996) auf. Eine strukturell ähnliche Analyse wurde von Boadway, Leite-Monteiro, Marchand und Pestieau (2003) und Boadway, Leite-Monteiro, Marchand und Pestieau (2004) vorgenommen, die den optimalen Umfang von Sozialversicherung bei Moral Hazard und adverser Selektion untersucht haben. Ich möchte im Unterschied dazu weiterhin von Moral Hazard-Problemen absehen. Darüber hinaus unterscheidet sich ihr Modell in zwei wesentlichen Eigenschaften vom hier entwickelten Ansatz. Erstens beruhen die Ergebnisse von Boadway et al. (2004) auf der Annahme, dass die Arbeitsangebotsentscheidung *nach* der Realisation des Risikos erfolgt. Damit beeinflusst Unterversicherung das Arbeitsangebot nur durch gegenläufige Einkommenseffekte im Schadens- und Nichtschadensfall, was die Interpretation der Optimalbedingungen erheblich erschwert. Demgegenüber wird hier herausgearbeitet, dass die Arbeitsangebotsentscheidung unter Unsicherheit Effekte auslöst, die für das Verständnis der Ergebnisse eine entscheidende Rolle spielen. Zweitens ist die Ana-

---

ternehmen auf dem Arbeitsmarkt beobachten.

[20] Vgl. Hellwig (1987) für einen Überblick.

lyse von Boadway et al. (2004) beschränkt auf Rothschild-Stiglitz-Gleichgewichte auf dem privaten Versicherungsmarkt. Im Gegensatz dazu ist das im Folgenden entwickelte Modell leicht auf alternative Gleichgewichtskonzepte übertragbar. Dabei wird sich zeigen, dass die auf Grundlage von Trennungsgleichgewichten gewonnenen Resultate nicht robust sind gegenüber der Betrachtung anderer Gleichgewichte auf dem Versicherungsmarkt.

3.1 Modellstruktur

Wie bereits festgestellt wurde, lässt sich mit den veränderten Informationsannahmen der private Versicherungsmarkt in N separate Teilmärkte untergliedern. Zur Definition des Gleichgewichts sei im Folgenden ein Versicherungsmarkt für ein gegebenes w_i herausgegriffen. d_{ij} bezeichne die Prämie auf diesem Markt und β_{ij} den Anteil des dort gedeckten Schadens für ein Individuum vom Typ ij. Ein separierendes Gleichgewicht nach Rothschild und Stiglitz (1976) auf dem privaten Versicherungsmarkt ist definiert als eine Menge von Verträgen (β_{ij}, d_{ij}), charakterisiert durch Deckung und Prämie, für die gilt, dass alle Individuen den für sie nutzenmaximalen Vertrag wählen, keiner der gleichgewichtigen Verträge für den Versicherer im Erwartungswert mit Verlusten verbunden ist und kein Vertrag außerhalb des Gleichgewichts existiert, der einen Versicherer strikt positive Gewinne erwarten ließe. Wie sich zeigen lässt, kann ein solches Gleichgewicht nicht darin bestehen, dass beide Risikotypen denselben Vertrag wählen. Ein trennendes Gleichgewicht ist aber möglich, wenn der Anteil der hohen Risiken m_{iH}/m_i hoch genug ist, was hier für alle i angenommen sei.

Die Haushalte maximieren durch Wahl ihres Arbeitsangebots ihren Erwartungsnutzen, wobei sie die Politikvariablen τ, T und α sowie das Gleichgewicht auf dem privaten Versicherungsmarkt als gegeben annehmen. Ihr Optimierungsproblem lässt sich damit als

$$\begin{aligned}\max_{L_{ij}} p_j u\left((1-\tau)w_i L_{ij} + T - d_{ij} - (1-\alpha-\beta_{ij})D - \alpha\overline{p}D, L_{ij}\right)\\ +(1-p_j)u\left((1-\tau)w_i L_{ij} + T - d_{ij} - \alpha\overline{p}D, L_{ij}\right)\end{aligned} \tag{12}$$

notieren. Die Standard-Annahmen an eine von Neumann-Morgenstern-Erwartungsnutzenfunktion mit Risikoaversion seien erfüllt. (12) ergibt dann eine Lösung $L^*_{ij}(\tau, T, d_{ij}, \alpha, \beta_{ij})$. Implizites Differenzieren der Bedingung erster Ordnung liefert die komparativ-statischen Effekte. Dabei ist zu beachten, dass in der gewählten Schreibweise die Ableitung von L^*_{ij} nach α den damit verbundenen Anstieg der Kopfprämie $\alpha\overline{p}D$ beinhaltet. Demgegenüber ist in der Ableitung nach β_{ij} nicht die Änderung in der privaten Versicherungsprämie d_{ij} enthalten. Wenn auf den Effekt abgestellt wird, der diese Anpassung berücksichtigt, wird dies durch den Buchstaben A gekennzeichnet:

$$\left.\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}}\right|_A = \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - \frac{\partial d_{ij}}{\partial \beta_{ij}} \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}.$$

Substitution von L_{ij}^* in die Erwartungsnutzenfunktion ergibt die indirekte Erwartungsnutzenfunktion $V_{ij}^*(\tau, T, d_{ij}, \alpha, \beta_{ij})$, für deren Ableitungen eine analoge Notation verwendet wird.

Bekanntlich erhalten die hohen Risiken im Rothschild-Stiglitz-Separationsgleichgewicht ihren First Best-Vertrag, d. h. Vollversicherung $\beta_{iH}^* = 1 - \alpha$ und eine für ihre Gruppe aktuarisch faire Prämie $d_{iH} = (1-\alpha)p_{iH}D$. Dieser First Best-Vertrag ist der für sie beste Vertrag angesichts der Nullgewinnbedingung der Versicherer, also charakterisiert durch

$$\max_{\beta_{iH}} V_{iH}^*(\tau, T, d_{iH}, \alpha, \beta_{iH}) \quad \text{u. d. B.} \quad d_{iH} = p_H \beta_{iH} D$$

mit der Bedingung erster Ordnung

$$\left.\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial \beta_{iH}}\right|_A = \frac{\partial V_{iH}^*}{\partial \beta_{iH}} - p_H D \frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T} = 0. \tag{13}$$

Die niedrigen Risiken bekommen im Rothschild-Stiglitz-Gleichgewicht den für sie aktuarisch fairen Vertrag, für den die Anreizverträglichkeitsbedingung der hohen Risiken gerade bindet, also

$$V_{iH}^*(\tau, T, p_H(1-\alpha)D, \alpha, 1-\alpha) = V_{iH}^*(\tau, T, p_L \beta_{iL}^* D, \alpha, \beta_{iL}^*), \tag{14}$$

wodurch $\beta_{iL}^* < 1 - \alpha$ implizit in Abhängigkeit von τ, T und α bestimmt ist. Die linke Seite von (14) gibt den Erwartungsnutzen der hohen Risiken an, wenn sie den im Gleichgewicht für sie gedachten Vertrag mit Vollversicherung $\beta_{iH}^* = 1 - \alpha$ und fairer Prämie $d_{iH} = p_H(1-\alpha)D$ wählen. Im Gleichgewicht sind die hohen Risiken gerade indifferent zwischen ihrem Vertrag und dem der niedrigen Risiken mit Deckung β_{iL}^* und Prämie $p_L \beta_{iL}^* D$, so dass es sich für sie nicht lohnt, sich als niedrige Risiken auszugeben.

Abbildung 1 veranschaulicht das Trennungsgleichgewicht bei Abwesenheit von Sozialversicherung ($\alpha = 0$) im (β_{ij}, d_{ij})-Raum. Gezeigt sind die beiden Nullgewinngeraden $d_{iH} = p_H \beta_{iH} D$ für die hohen und $d_{iL} = p_L \beta_{iL} D$ für die niedrigen Risiken. V_{iH}^* und V_{iL}^* bezeichnen die Indifferenzkurven der hohen bzw. niedrigen Risiken. Für ihre Steigung gilt

$$\left.\frac{\mathrm{d}d_{ij}}{\mathrm{d}\beta_{ij}}\right|_{V=\bar{V}} = -\frac{\partial V_{ij}^*/\partial \beta_{ij}}{\partial V_{ij}^*/\partial d_{ij}} = \frac{\partial V_{ij}^*/\partial \beta_{ij}}{\partial V_{ij}^*/\partial T} = \frac{D\frac{\partial u_{ij}^0}{\partial c}}{\frac{\partial u_{ij}^0}{\partial c} + \frac{1-p_j}{p_j}\frac{\partial u_{ij}^1}{\partial c}} > 0, \tag{15}$$

wobei $\partial u_{ij}^0/\partial c$ bzw. $\partial u_{ij}^1/\partial c$ den Grenznutzen von Individuum ij im Schadens- bzw. Nichtschadensfall bezeichnet. Wäre das Arbeitsangebot L_{ij}^* nicht endogen, ließe sich an

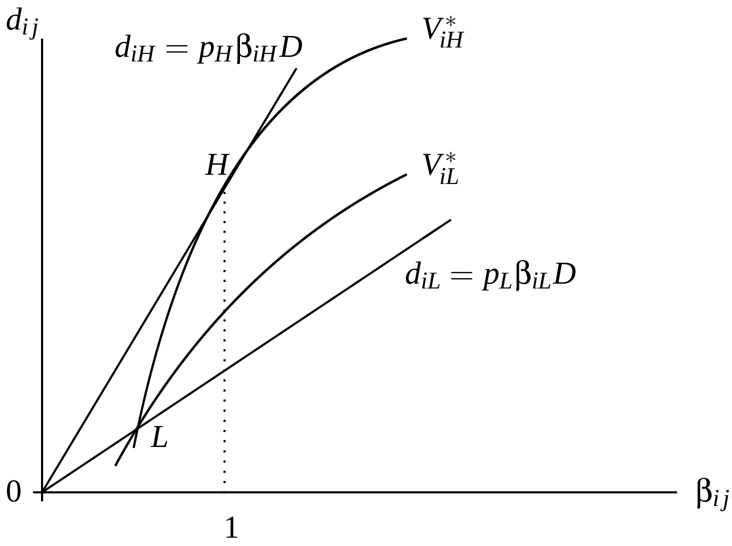

Abbildung 1: Rothschild-Stiglitz-Trennungsgleichgewicht ($\alpha = 0$)

(15) erkennen, dass die Grenzrate der Substitution zunehmend in p_j ist, die hohen Risiken in jedem Vertragspunkt also die steilere Indifferenzkurve aufweisen. Damit wäre die Spence-Mirrlees-Bedingung erfüllt. Durch Differenzieren der notwendigen Bedingung von (12) lässt sich jedoch zeigen, dass die hohen Risiken in jedem Vertragspunkt mit Unterversicherung ein höheres Arbeitsangebot ausüben als die niedrigen Risiken. Im plausiblen Fall nicht-zunehmender Risikoaversion kann sich dann über einen höheren Konsum und einen niedrigeren Grenznutzen des Konsums in beiden Umweltzuständen ein gegenläufiger Effekt auf die Grenzrate der Substitution ergeben, der dafür sorgen kann, dass die Spence-Mirrlees Bedingung nicht überall erfüllt ist.[21] Dieser Fall soll im Folgenden jedoch ignoriert werden. Er lässt sich insbesondere dadurch ausschließen, dass der Quotient p_H/p_L als hinreichend hoch angenommen wird, der Risikounterschied also groß genug ist. Dann dominiert stets der direkte Effekt in (15) und die Spence-Mirrlees-Bedingung ist global erfüllt.

Durch nochmaliges Ableiten von (15) lässt sich zeigen, dass die Indifferenzkurven im (β_{ij}, d_{ij})-Raum einen konkaven Verlauf annehmen. Abbildung 1 veranschaulicht, dass die hohen Risiken den für sie besten Vertrag H auf ihrer Nullgewinngeraden erhalten. Dieser ist mit Vollversicherung ($\beta_{iH} = 1$ für $\alpha = 0$) verbunden. Es wird auch verdeutlicht, wie der Vertrag L grafisch konstruiert wird: Er ergibt sich wegen der bindenden Anreizverträglichkeitsbedingung der hohen Risiken als Schnittpunkt der Indifferenzkurve V^*_{iH} mit der Nullgewinngerade der Niedrigrisiken.

Für beide Risikotypen $j = L, H$ definiere ich $V^{**}_{ij}(\tau, T, \alpha)$ als indirekte Nutzenfunktion bei gleichgewichtiger Versicherungsdeckung und Prämie:

$$V^{**}_{ij}(\tau, T, \alpha) \equiv V^*_{ij}\left(\tau, T, p_j \beta^*_{ij}(\tau, T, \alpha) D, \alpha, \beta^*_{ij}(\tau, T, \alpha)\right).$$

[21] Auf dieses Problem hat mich Nick Netzer hingewiesen, dem dafür mein Dank gilt.

Dementsprechend sei die optimale Arbeitsangebotsfunktion, die die Gleichgewichtseffekte auf dem privaten Versicherungsmarkt berücksichtigt, ebenfalls mit zwei Sternen gekennzeichnet. Dabei ergibt sich für $j = H$ wegen der Vollversicherung bei den Hochrisiken keine Änderung gegenüber der indirekten Nutzenfunktion V_{iH}^{*} bzw. der Arbeitsangebotsfunktion L_{iH}^{*} aus Abschnitt 2. Für $j = L$ berücksichtigen V_{iL}^{**} und L_{iL}^{**} jedoch die Tatsache, dass die niedrigen Risiken unterversichert sind. Dies sei am Beispiel von marginalen Variationen des Pauschaltransfers illustriert. Die entsprechende Reaktion der gleichgewichtigen indirekten Nutzenfunktion ist

$$\frac{\partial V_{ij}^{**}}{\partial T} = \frac{\partial V_{ij}^{*}}{\partial T} + \left.\frac{\partial V_{ij}^{*}}{\partial \beta_{ij}}\right|_{A} \frac{\partial \beta_{ij}^{*}}{\partial T}.$$

Für die niedrigen Risiken reduziert sich dies wegen (13) zu

$$\frac{\partial V_{iH}^{**}}{\partial T} = \frac{\partial V_{iH}^{*}}{\partial T}. \tag{16}$$

Die indirekten Effekte über das Versicherungsmarktgleichgewicht verschwinden also, da die hohen Risiken ihren optimalen Vertrag erhalten. Im Gegensatz dazu lautet der Gesamteffekt für die niedrigen Risiken

$$\frac{\partial V_{iL}^{**}}{\partial T} = \frac{\partial V_{iL}^{*}}{\partial T} + \left.\frac{\partial V_{iL}^{*}}{\partial \beta_{iL}}\right|_{A} \frac{\partial \beta_{iL}^{*}}{\partial T} = \frac{\partial V_{iL}^{*}}{\partial T} + \left(\frac{\partial V_{iL}^{*}}{\partial \beta} - p_L D \frac{\partial V_{iL}^{*}}{\partial T}\right) \frac{\partial \beta_{iL}^{*}}{\partial T}. \tag{17}$$

Da die niedrigen Risiken aufgrund der bindenden Anreizverträglichkeitsbedingung (14) nicht ihren optimalen Vertrag enthalten, ist V_{iL}^{**} im Unterschied zu V_{iH}^{**} keine Optimalwertfunktion bezüglich der Parameter des privaten Versicherungsvertrags, so dass das Envelope-Theorem keine Anwendung findet. Neben dem direkten Effekt vermag eine marginale Erhöhung des Pauschaltransfers deshalb über eine mögliche Veränderung der Versicherungsdeckung eine weitere Wirkung auf die Wohlfahrt der niedrigen Risiken zu entfalten. Analoge komparativ-statische Effekte lassen sich für die übrigen Politikparameter τ und α sowie die gleichgewichtigen Arbeitsangebotsfunktionen L_{ij}^{**} bestimmen.

3.2 Lösung und Interpretation

Wie bereits in (2) maximiere der Planer eine ungewichtete utilitaristische Wohlfahrtsfuntion, wobei die V_{ij}^{*} in (2) nun durch V_{ij}^{**} und die L_{ij}^{*} durch L_{ij}^{**} zu ersetzen sind, da ein Teil der Bevölkerung keinen First Best-Versicherungsvertrag erhält. Die Lösung des modifzierten Programms ist in Anhang A.1.1 hergeleitet.

3.2.1 Optimaler Umfang der Sozialversicherung

Als Optimalbedingung für den Umfang der Sozialversicherung α erhalte ich (vgl. (A.1-9))

$$D\,\mathrm{Cov}(p_j, b_{ij}) + \frac{1}{\gamma}\sum_i n_{iL}\left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T}\right)\left(1+\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha}\right)$$
$$+\tau\sum_i n_{iL} w_i\left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T}\right)\left(1+\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha}\right) = 0 \qquad (18)$$

im Falle einer inneren Lösung. Zunächst lässt sich erkennen, dass der in der entsprechenden Bedingung (9) in Abschnitt 2 gefundene Kovarianz-Ausdruck, der die Umverteilungswirkung der Sozialversicherung zum Ausdruck bringt, auch in dieser Modellerweiterung auftaucht. Gegenüber Bedingung (9) sind jedoch zwei neue Terme hinzugetreten: Der erste beschreibt den Effekt der Sozialversicherung auf den privaten Versicherungsmarkt, der zweite auf den Arbeitsmarkt. Diese beiden zusätzlichen Effekte der Sozialversichung sollen im Folgenden interpretiert werden.

Die Auswirkung der Sozialversicherung auf den privaten Versicherungsmarkt

Wie oben gezeigt, sind die niedrigen Risiken auf dem privaten Versicherungsmarkt aufgrund der Informationsexternalität unterversichert, können also ihr First Best-Optimum wegen der bindenden Anreizverträglichkeitsbedingung der hohen Risiken nicht erreichen. Der Nutzenzuwachs der Niedrigrisiken durch eine Erhöhung der Versicherungsdeckung ist

$$\left.\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}}\right|_A = \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T},$$

wobei $\partial V_{iL}^*/\partial\beta_{iL}$ den isolierten Effekt der Deckungserhöhung misst und $p_L D\partial V_{iL}^*/\partial T$ den damit verbundenen Anstieg der Prämie berücksichtigt. Die Division durch γ transformiert diesen Nutzenzuwachs in Einheiten von Staatsausgaben. Das Vorzeichen des Ausdrucks $1+\partial\beta_{iL}/\partial\alpha$ gibt an, ob eine Erhöhung von α tatsächlich zu einer höheren Gesamtdeckung führt, also die Anreizverträglichkeitsbedingung lockert. Die Vorzeichen beider Ausdrücke lassen sich wie folgt bestimmen:

1. Die Indifferenzkurven der niedrigen Risiken haben im Vertragspunkt L (vgl. Abbildung 1) die Steigung

$$\left.\frac{\mathrm{d}d_{iL}}{\mathrm{d}\beta_{iL}}\right|_{V=\bar{V}} = -\frac{\partial V_{iL}^*/\partial\beta_{iL}}{\partial V_{iL}^*/\partial d_{iL}} = \frac{\partial V_{iL}^*/\partial\beta_{iL}}{\partial V_{iL}^*/\partial T} > p_L D, \qquad (19)$$

   wobei $p_L D$ die Steigung der Nullgewinngeraden für die Niedrigrisiken im (β_{ij}, d_{ij})-Raum ist. Dies gilt wegen der Unterversicherung der Niedrigrisiken und lässt sich grafisch einsehen. Damit gilt

$$\left.\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}}\right|_A = \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} > 0. \tag{20}$$

Die Niedrigrisiken ziehen also einen Nutzenzuwachs aus einer erhöhten Versicherungsdeckung bei marginal fairer Anpassung der Prämie. Dieses Ergebnis ist eine offensichtliche Folge der angenommenen Risikoaversion.

2. Implizites Differenzieren der Anreizverträglichkeitsbedingung (14) ergibt nach Umformen

$$\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha} = -\frac{\partial \tilde{V}_{iH}/\partial \beta_{iL} - \left((p_H - \overline{p})\partial V_{iH}^*/\partial T + \overline{p}\partial \tilde{V}_{iH}/\partial T\right) D}{\partial \tilde{V}_{iH}/\partial \beta_{iL} - p_L D \partial \tilde{V}_{iH}/\partial T}. \tag{21}$$

Dabei bezeichnet $\tilde{V}_{iH}$ den Nutzen der hohen Risiken, wenn sie den im Trennungsgleichgewicht für die niedrigen Risiken vorgesehenen Vertrag wählen. Zur Bestimmung des Vorzeichens von (21) ist die angenommene Spence-Mirrlees-Bedingung nützlich. Sie impliziert

$$\frac{\partial \tilde{V}_{iH}/\partial \beta_{iL}}{\partial \tilde{V}_{iH}/T} > \frac{\partial V_{iL}^*/\partial \beta_{iL}}{\partial V_{iL}^*/T} > p_L D,$$

wobei die zweite Ungleichung aus (19) folgt. Damit ist der Nenner von (21) positiv. Wegen

$$(p_H - \overline{p})\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T} + \overline{p}\frac{\partial \tilde{V}_{iH}}{\partial T} > p_L \frac{\partial \tilde{V}_{iH}}{\partial T}$$

gilt darüber hinaus, dass der Zähler von (21) kleiner ist als der Nenner. Daraus folgt

$$\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha} > -1.$$

Eine Erhöhung von α erhöht also tatsächlich die Gesamtversicherungsdeckung der Niedrigrisiken.

Damit ist gezeigt, dass der zweite Term in (18) positiv ist. Der Effekt der Sozialversicherung, die Versicherungsdeckung der niedrigen Risiken auszuweiten, steigert die Wohlfahrt und rechtfertigt eine zusätzliche Erhöhung von α verglichen mit Bedingung (9).

Die Auswirkungen der Sozialversicherung auf den Arbeitsmarkt

Beim dritten Term in (18) handelt es sich um eine durch die Sozialversicherung ausgelöste Arbeitsmarktverzerrung, die nur bei den unterversicherten Niedrigrisiken entsteht. Sie gibt an, wie sich eine marginale Erhöhung von α auf das durchschnittliche Arbeitsangebot der niedrigen Risiken und damit auf die Steuereinnahmen der Regierung auswirkt. Entscheidend für das Vorzeichen dieses Effekts ist die Frage, wie sich das Arbeitsangebot der niedrigen Risiken verändert, wenn sich ihre Versicherungsdeckung bei fairer Anpassung der Prämie erhöht. Implizites Differenzieren der Bedingung erster Ordnung von (12) für die Niedrigrisiken ergibt nach einigen Umformungen

$$\begin{aligned}\left.\frac{\partial L^*_{iL}}{\partial \beta_{iL}}\right|_A &= \frac{\partial L^*_{iL}}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial L^*_{iL}}{\partial T} \\ &= -\frac{p_L(1-p_L)D}{SOC}(1-\tau)w_i\left(\frac{\partial^2 u^0_{iL}}{\partial c^2} - \frac{\partial^2 u^1_{iL}}{\partial c^2}\right), \end{aligned} \tag{22}$$

wobei $SOC < 0$ die Bedingung zweiter Ordnung von (12) und $\partial^2 u^k/\partial c^2, k = 0,1$, die zweite partielle Ableitung der Nutzenfunktion nach dem Konsum im Schadens- bzw. Nichtschadensfall bezeichnet. Dabei habe ich zur Vereinfachung den Fall separabler Präferenzen ($u_{Lc} = 0$) angenommen. Anhand dieser Darstellung wird deutlich, warum der Effekt nur bei den niedrigen Risiken auftritt. Wegen Vollversicherung gilt für die hohen Risiken $c^0 = c^1$, so dass der Ausdruck verschwindet. Bei den unterversicherten Niedrigrisiken ist er hingegen von Null verschieden, sofern $\partial^2 u/\partial c^2$ nicht konstant ist, wobei das Vorzeichen von der dritten partiellen Ableitung des Nutzens nach dem Konsum abhängt. Ich kann also mit Hilfe von (22) feststellen, dass die niedrigen Risiken nach einer marginalen Erhöhung ihrer Gesamtversicherungsdeckung bei fairer Anpassung der Prämie *weniger* arbeiten werden, sobald bei Separabilität gilt $\partial^3 u/\partial c^3 > 0$. Oben wurde gezeigt, dass eine Erhöhung der Sozialversicherung die Gesamtdeckung der niedrigen Risiken eindeutig erhöht: $1 + \partial\beta^*_{iL}/\partial\alpha > 0$. Damit ist in diesem Fall der Wohlfahrtseffekt einer marginalen Erhöhung von α auf dem Arbeitsmarkt negativ.

Die ökonomische Intuition für dieses Resultat basiert auf der Beobachtung, dass die dritte Ableitung einer von Neumann-Morgenstern-Nutzenfunktion ein Maß für die Reagibilität der Wahl einer optimalen Entscheidungsvariablen auf Änderungen des Risikos darstellt. In der Theorie des optimalen Sparverhaltens ist dies seit Sandmo (1970) bekannt und wurde von Kimball (1990) durch die Einführung des Konzepts der Vorsicht (engl. prudence) formalisiert.[22] In Analogie zum Koeffizienten der absoluten Risikoaversion, der die Neigung beschreibt, Unsicherheit vermeiden zu wollen, drückt das Vorzeichen der Relation

$$\eta(c) \equiv -\frac{\partial^3 u/\partial c^3}{\partial^2 u/\partial c^2}, \tag{23}$$

die von Kimball (1990) als Koeffizient absoluter Vorsicht bezeichnet wird, die Neigung eines Individuums aus, angesichts von Unsicherheit vorzusorgen. Auf den vorliegenden Zusammenhang bezogen bedeutet dies, dass die unterversicherten niedrigen Risiken einem erhöhten Risiko ausgesetzt sind und deshalb aus einem Vorkehrungsmotiv heraus ein höheres Arbeitsangebot verglichen mit dem Fall der Vollversicherung ausüben werden, wenn ihre Präferenzen durch ein positives Maß der Vorsicht im Sinne von (23), d. h. durch die Eigenschaft $\partial^3 u/\partial c^3 > 0$ gekennzeichnet sind. Dies ist direkt aus (22) ersichtlich. Im Anhang (A.1.2) wird gezeigt, dass die Annahme eines positiven Vorsichtsmaßes

[22] Ich danke Nick Netzer für den Hinweis auf diese Zusammenhänge.

nicht unplausibel ist, da $\partial^3 u/\partial c^3 > 0$ eine notwendige Bedingung sowohl für abnehmende als auch konstante absolute und relative Risikoaversion im Konsum darstellt.

Da eine marginale Ausweitung der Sozialversicherung eindeutig zu einer Erhöhung der Versicherungsdeckung der niedrigen Risiken führt, werden sie unter den getroffenen Annahmen die aus dem Selbstversicherungsmotiv heraus geleistete zusätzliche Arbeit teilweise wieder zurücknehmen. Der Effekt auf das Arbeitsangebot und somit auf die Steuereinnahmen ist damit negativ. In diesem Falle kann ein niedrigeres Niveau von α als das durch (9) charakterisierte optimal sein.[23]

Zusammenfassung

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Berücksichtigung von privater Information auf dem Versicherungsmarkt im Modell von Cremer und Pestieau (1996) zu zweierlei Änderungen hinsichtlich der Wirkung einer Sozialversicherung führt. Neben einer reinen Umverteilungsfunktion ist sie einerseits dazu geeignet, Ineffizienzen auf dem privaten Versicherungsmarkt zu reduzieren und somit die gesellschaftliche Wohlfahrt zusätzlich zu steigern. Andererseits zeigt sich, dass unter plausiblen Bedingungen zusätzliche Verzerrungen auf dem Arbeitsmarkt ausgelöst werden, die wohlfahrtsmindernd wirken. Wenn dies bedeutsam ist, kann der komplette Verzicht auf die Einführung einer Sozialversicherung *trotz der positiven Effizienzeffekte auf dem Versicherungsmarkt und der erwünschten Umverteilungswirkungen* optimal sein. Das in Abschnitt 2.4 erwähnte Argument von Rochet (1991), die Annahme eines effizienten privaten Versicherungsmarktes mache eine Existenzbegründung von Sozialversicherung am aussagekräftigsten, ist deshalb nicht zutreffend. Aus einer Existenzberechtigung für eine Sozialversicherung unter der Annahme eines effizienten Versicherungsmarkts folgt nicht a fortiori ihre Effizienzberechtigung bei ineffizientem Versicherungsmarkt.

Bevor ich zur Diskussion der optimalen Steuerpolitik übergehe, bietet es sich an, die beiden in (18) gefundenen Effekte auf den Versicherungs- und Arbeitsmarkt gemeinsam zu interpretieren. Sie werden nämlich in den Optimalbedingungen für τ und T wiederum auftauchen. Dazu schreibe ich (18) wie folgt um

$$D\,\mathrm{Cov}(p_j, b_{ij}) + \sum_i n_{iL} g_{iL} \left(1 + \frac{\partial \beta^*_{iL}}{\partial \alpha}\right) = 0 \tag{24}$$

[23] An dieser Stelle kann man sich die Frage stellen, warum nicht ein durch die Ineffizienz auf dem Versicherungsmarkt ausgelöstes höheres Arbeitsangebot selbst Ausdruck von Ineffizienz ist, eine Rücknahme dieser Art von Selbstversicherung also die Wohlfahrt *steigert*. Dass dies nicht der Fall ist, ist ein typisches Resultat in einer Second Best-Welt. Durch die Einkommensteuer ist das Arbeitsangebot prinzipiell nach unten verzerrt. Wenn eine zusätzliche Ineffizienz auf dem Versicherungsmarkt dazu führt, dass über Selbstversicherungsmotive das Arbeitsangebot wieder partiell nach oben verzerrt wird, ist dies (isoliert bezogen auf das Arbeitsangebot betrachtet) wohlfahrtssteigernd. Umgekehrt kann die Wohlfahrt deshalb wieder sinken, wenn die Einführung einer Sozialversicherung diese Verzerrung teilweise rückgängig macht.

und definiere

$$g_{ij} \equiv \frac{1}{\gamma}\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}}\bigg|_A + \tau w_i \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}}\bigg|_A = \frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - p_j D \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T}\right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - p_j D \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right). \quad (25)$$

Offensichtlich werden in (25) die Effekte des Versicherungsmarktgleichgewichts auf die utilitaristische Wohlfahrt zusammengefasst und dabei, ähnlich wie bei den b_{ij} in (6), sowohl die Wirkung auf die Nutzensumme als auch auf die staatliche Budgetrestriktion berücksichtigt. g_{ij} kann deshalb als sozialer Netto-Grenznutzen der Versicherung von Individuum ij bezeichnet werden, gemessen in Einheiten Staatsausgaben. Wie oben gezeigt wurde, verschwindet er für die vollversicherten Hochrisiken. Für die niedrigen Risiken ist sein Vorzeichen im Allgemeinen uneindeutig, weil dem positiven Nutzeneffekt einer marginalen Erhöhung der Versicherungsdeckung ein negativer Effekt auf das Arbeitsangebot und somit die Steuereinnahmen gegenübersteht. g_{iL} ist jedoch negativ, falls der Vorsichtskoeffizient (23) hinreichend hoch ist. Dann liegt der Arbeitsangebotsentscheidung ein ausgeprägtes Vorkehrungsmotiv zugrunde und die wohlfahrtsmindernde Arbeitsmarktverzerrung dominiert.

3.2.2 Optimale Steuerpolitik

Im Folgenden möchte ich untersuchen, wie sich die Optimalbedingungen für die Steuerpolitik ändern, wenn Ineffizienzen auf dem privaten Versicherungsmarkt berücksichtigt werden. Für das optimale Niveau des Pauschaltransfers T ergibt sich mit Hilfe der Definition (25)

$$\bar{b} + \sum_i n_{iL} g_{iL} \frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial T} = 1 \quad (26)$$

(vgl. (A.1-7) in Anhang A.1.1). (26) unterscheidet sich von der entsprechenden Bedingung (8) durch das Hinzutreten des Ausdrucks $\sum_i n_{iL} g_{iL} \partial \beta_{iL}^* / \partial T$ auf der linken Seite. g_{iL} misst wiederum den sozialen Netto-Grenznutzen der Niedrigrisiken in Einheiten Staatsausgaben durch eine marginale Erhöhung der Versicherungsdeckung. Das Vorzeichen von $\partial \beta_{iL}^* / \partial T$ gibt an, ob eine marginale Anhebung des Pauschaltransfers die Anreizverträglichkeitsbedingung (14) lockert, also die Versicherungsdeckung der niedrigen Risiken erhöht. Gegenüber (8) besteht der durchschnittliche Wohlfahrtszuwachs durch ein höheres T nicht nur im durchschnittlichen sozialen Netto-Grenznutzen des Einkommens $\bar{b}$, sondern zusätzlich in der durchschnittlichen Wohlfahrtsänderung der Niedrigrisiken durch eine aufgrund der Steuerpolitik veränderte Versicherungsdeckung, gemessen in Einheiten Staatsausgaben. Die Summe beider Effekte muss den Grenzkosten von T im Optimum gleichen.

Für die Frage, ob ineffiziente Versicherungsmärkte einen höheren oder niedrigeren Pauschaltransfer gegenüber dem Standardergebnis $\bar{b} = 1$ rechtfertigen, sind demnach die Vorzeichen der g_{iL} sowie des Effekts $\partial \beta_{iL}^* / \partial T$ entscheidend. Wie in Abschnitt 3.2.1 gesehen, können die g_{iL} positiv oder negativ sein, je nach dem, ob der positive Nutzeneffekt oder der negative Arbeitsangebotseffekt überwiegt, wobei letzteres stets dann der Fall ist, wenn der Vorsichtskoeffizient (23) hinreichend hoch ist. Zur Frage, ob ein höherer Pauschaltransfer die Anreizverträglichkeitsbedingung (14) lockert oder verschärft, differenziere ich (14) und erhalte

$$\frac{\partial\beta_{iL}^*}{\partial T} = -\frac{\partial V_{iH}^*/\partial T - \partial\tilde{V}_{iH}/\partial T}{\partial\tilde{V}_{iH}/\partial\beta_{iL} - p_L D\partial\tilde{V}_{iH}/\partial T}. \tag{27}$$

Dabei bezeichnet $\tilde{V}_{iH}$ wiederum den indirekten Erwartungsnutzen der hohen Risiken, wenn sie sich als niedrige Risiken ausgeben. Der Nenner von (27) ist aus Gleichung (21) bekannt und stets positiv. Das Vorzeichen des Zählers hängt davon ab, wie sich der Grenznutzen des Einkommens der hohen Risiken verändert, wenn sie im Rothschild-Stiglitz-Gleichgewicht statt des für sie vorgesehenen Vertrags den der niedrigen Risiken wählen. Es gilt

$$\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T} = \frac{\partial u}{\partial c}\left(\bar{c}, L_{iH}^*\right),$$

wobei $\bar{c} = (1-\tau)w_i L_{iH}^* + T - (\alpha\overline{p} + (1-\alpha)p_H)D$ den Konsum des Typen mit hohem Risiko abkürzt, wenn er den im Trennungsgleichgewicht für ihn gedachten Vertrag mit fairer Vollversicherung wählt. Gibt er sich hingegen als niedriges Risiko aus, ist sein Grenznutzen

$$\frac{\partial\tilde{V}_{iH}}{\partial T} = p_H\frac{\partial u}{\partial c}\left(c^0, \tilde{L}_{iH}\right) + (1-p_H)\frac{\partial u}{\partial c}\left(c^1, \tilde{L}_{iH}\right)$$

mit

$$\begin{aligned} c^0 &= (1-\tau)w_i\tilde{L}_{iH} + T - p_L\beta_{iL}^* D - (1-\alpha-\beta_{iL}^*)D - \alpha\overline{p}D \quad \text{und} \\ c^1 &= (1-\tau)w_i\tilde{L}_{iH} + T - p_L\beta_{iL}^* D - \alpha\overline{p}D \end{aligned}$$

als Konsum im Schadens- bzw. im Nichtschadensfall. Dabei ist zu beachten, dass der hohe Risikotyp im Allgemeinen seine Arbeitsangebotsentscheidung ändern wird, wenn er sich als niedriges Risiko ausgibt und den Vertrag mit Unterversicherung wählt, dass also gilt $L_{iH}^* \neq \tilde{L}_{iH}$. Wie oben gesehen, hängt die Antwort auf die Frage, ob $\tilde{L}_{iH}$ größer, kleiner oder gleich L_{iH}^* ist, vom Vorzeichen des Vorsichtskoeffizienten (23) ab. Die Untersuchung im vorangehenden Abschnitt 3.2.1 ist jedoch nicht vollständig auf den vorliegenden Fall übertragbar, da es sich hier nicht um eine Variation der Versicherungsdeckung bei aktuarisch fairer Prämie handelt. Gibt sich der hohe Risikotyp als niedriges Risiko aus und wählt den Vertrag mit Unterversicherung, muss er nur eine aus seiner Sicht überfaire Prämie $p_L\beta_{iL}^* D$ anstatt der für ihn aktuarisch fairen Prämie $p_H\beta_{iL}^* D$ zahlen. Diese unfaire Prämiendifferenz $(p_H - p_L)\beta_{iL}^* D$ löst einen zusätzlichen Einkommenseffekt auf sein Arbeitsangebot aus, dessen Richtung davon abhängt, ob Freizeit ein normales oder inferiores Gut ist.

Lässt sich die Änderung der Arbeitsangebotsentscheidung feststellen, ist das Vorzeichen von $\partial\beta^*_{iL}/\partial T$ unter der Annahme separabler Präferenzen jedoch eindeutig bestimmbar. Dazu verwende ich die Bedingungen erster Ordnung der individuellen Nutzenmaximierungsprobleme in den beiden Situationen. L^*_{iH} ist bestimmt durch

$$(1-\tau)w_i\frac{\partial u}{\partial c}\left(\bar{c},L^*_{iH}\right)+\frac{\partial u}{\partial L}\left(\bar{c},L^*_{iH}\right)=0.$$

Offensichtlich folgt daraus

$$\frac{\partial V^*_{iH}}{\partial T}=\frac{\partial u}{\partial c}\left(\bar{c},L^*_{iH}\right)=-\frac{1}{(1-\tau)w_i}\frac{\partial u}{\partial L}\left(\bar{c},L^*_{iH}\right).$$

Auf analoge Weise ergibt sich

$$\begin{aligned}\frac{\partial\tilde{V}_{iH}}{\partial T} &= -\frac{1}{(1-\tau)w_i}\left(p_L\frac{\partial u}{\partial L}\left(c^0,\tilde{L}_{iH}\right)+(1-p_L)\frac{\partial u}{\partial L}\left(c^1,\tilde{L}_{iH}\right)\right)\\ &= -\frac{1}{(1-\tau)w_i}\frac{\partial u}{\partial L}\left(\bar{c},\tilde{L}_{iH}\right)\end{aligned}$$

bei Separabilität. Aufgrund der angenommenen Konkavität der Nutzenfunktion ($u_L<0$, $u_{LL}<0$) kann ich damit folgern:

$$\frac{\partial\beta^*_{iL}}{\partial T}>0 \quad\Leftrightarrow\quad \frac{\partial\tilde{V}_{iH}}{\partial T}>\frac{\partial V^*_{iH}}{\partial T} \quad\Leftrightarrow\quad \tilde{L}_{iH}>L^*_{iH}.$$

Die Annahme zunehmenden Grenzarbeitsleids führt dazu, dass sich die Anreizverträglichkeitsbedingung durch eine Erhöhung des Pauschaltransfers lockert, wenn die hohen Risiken bei Imitation der niedrigen Risiken ihr Arbeitsangebot ausdehnen würden. Dies wiederum tritt ein, wenn wegen $\partial^3u/\partial c^3>0$ ein Vorsorgemotiv durch Mehrarbeit vorliegt und nicht durch einen negativen Einkommenseffekt aufgrund der überfairen Prämie kompensiert wird.[24]

Anhand des in Anhang A.1.3 eingeführten Konzepts der *kompensierenden Vorsichtsprämie* ist sogar eine noch genauere Charakterisierung der Effekte möglich. Die kompensierende Vorsichtsprämie ist definiert als diejenige zusätzliche Zahlung in beiden Zuständen des Vertrags mit Unterversicherung, die gerade dafür sorgt, dass die Arbeitsangebotsentscheidung verglichen mit dem Fall der Vollversicherung unverändert bleibt, das Vorkehrungsmotiv also kompensiert wird. In Anhang A.1.3 wird gezeigt, dass dies gleichbedeutend ist mit einer Angleichung der erwarteten Grenznutzen des Einkommens in beiden Verträgen (vgl. Gleichung (A.1-12)). Bezogen auf das vorliegende Problem lässt sich also feststellen, dass sich die Anreizverträglichkeitsbedingung durch eine Erhöhung des Pauschaltransfers genau dann lockern wird, *wenn die unfaire Prämiendifferenz* $(p_H-p_L)\beta^*_{iL}D$ *geringer ist als die kompensierende Vorsichtsprämie*, bezogen auf eine Veränderung der Versicherungsdeckung von eins auf β^*_{iL}. Sind gleichzeitig die g_{iL} negativ, was durch ein hinreichend hohes Maß der Vorsicht (23) sichergestellt werden kann,

[24] Die Annahme separabler Präferenzen schließt aus, dass Freizeit inferior ist.

ist der Wohlfahrtseffekt einer marginalen Erhöhung von T gemäß (26) geringer als im Modell von Cremer und Pestieau (1996), so dass der optimale Pauschaltransfer niedriger ist als im Fall effizienter Versicherungsmärkte.

Der umgekehrte Fall $\partial\beta_{iL}^*/\partial T < 0$ kann jedoch nicht ausgeschlossen werden. Dazu müsste entweder mit $\partial^3 u/\partial c^3 < 0$ zunehmende Risikoaversion vorliegen (vgl. Anhang A.1.2), was ökonomisch wenig pausibel ist, oder die Prämiendifferenz höher als die kompensierende Vorsichtsprämie sein. Dies würde also dann eintreten, wenn die Präferenzen der hohen Risiken durch einen hinreichend niedrigen Vorsichtskoeffizienten gekennzeichnet wären. Als Spezialfall ergibt sich schließlich die Möglichkeit, dass die Steuerpolitik keinen Einfluss auf den privaten Versicherungsmarkt ausübt ($\partial\beta_{iL}^*/\partial T = 0$), nämlich dann, wenn die Prämiendifferenz gerade so hoch ist wie die kompensierende Vorsichtsprämie. Dann ist das optimale Niveau von T auch in dieser Modellerweiterung durch das Ergebnis von Cremer und Pestieau (1996) charakterisiert, wie an Bedingung (26) zu erkennen ist.

Bedingung (A.1-10) im Anhang A.1.1 ergibt unter Verwendung der Definition (25) schließlich folgende Optimalbedingung für den Grenzsteuersatz τ:

$$\frac{\tau}{1-\tau} = \frac{-\mathrm{Cov}(wL, b) + \sum_i n_{iL} g_{iL} \left(\frac{\partial\beta_{iL}^*}{\partial\tau} + \overline{wL}\, \frac{\partial\beta_{iL}^*}{\partial T} \right)}{\sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* \varepsilon_{ij}} \tag{28}$$

Dabei bezeichnet $\overline{wL} \equiv \sum_i n_{ij} w_i L_{ij}^*$ das Durchschnittseinkommen der Gesamtbevölkerung. Wiederum ergibt sich eine Ähnlichkeit des Ergebnisses mit der entsprechenden Bedingung in Abschnitt 2, (7). Das hier gefundene Resultat (28) umfasst zusätzlich die Auswirkungen des Grenzsteuersatzes auf die Versicherungsdeckung der Niedrigrisiken. Der Term

$$\sum_i n_{iL} g_{iL} \left(\frac{\partial\beta_{iL}^*}{\partial\tau} + \overline{wL}\, \frac{\partial\beta_{iL}^*}{\partial T} \right)$$

im Zähler von (28) ist dabei wie folgt zu verstehen. Eine marginale Erhöhung von τ vermag die Versicherungsdeckung der Niedrigrisiken direkt um $\partial\beta_{iL}^*/\partial\tau$ zu verändern. Gleichzeitig erlauben die dadurch gewonnen zusätzlichen Steuereinnahmen eine marginale Erhöhung des Pauschaltransfers pro Kopf um $\overline{wL}$. Dies folgt aus der Budgetrestriktion der Regierung (vgl. (2)). Diese Erhöhung von T wirkt selbst wiederum auf die Versicherungsdeckung β_{iL}^*. Damit gibt $\partial\beta_{iL}^*/\partial\tau + \overline{wL}\,\partial\beta_{iL}^*/\partial T$ den Gesamteffekt einer Erhöhung des Grenzsteuersatzes auf die Versicherungsdeckung der niedrigen Risiken an.

Zur Bestimmung des Vorzeichens dieses Gesamteffekts differenziere wiederum die Anreizverträglichkeitsbedingung (14). Mit Hilfe des Envelope-Theorems erhalte ich

$$\frac{\partial\beta_{iL}^*}{\partial\tau} = w_i \frac{L_{iH}^* \partial V_{iH}^*/\partial T - \tilde{L}_{iH} \partial\tilde{V}_{iH}/\partial T}{\partial\tilde{V}_{iH}/\partial\beta_{iL} - p_L D \partial\tilde{V}_{iH}/\partial T} \tag{29}$$

in der bereits bekannten Notation mit $\tilde{V}_{iH}$ und $\tilde{L}_{iH}$ als Nutzen bzw. optimales Arbeitsangebot der hohen Risiken, wenn sie den im Gleichgewicht für die niedrigen Risiken vorgesehenen Versicherungsvertrag wählen. Ein Vergleich mit Gleichung (27) lässt erkennen, dass $\partial\beta^*_{iL}/\partial\tau$ stets das umgekehrte Vorzeichen aufweist wie $\partial\beta^*_{iL}/\partial T$, denn (29) impliziert, dass $\partial\beta^*_{iL}/\partial\tau$ positiv ist, wenn gilt $\partial V^*_{iH}/\partial T > \partial\tilde{V}_{iH}/\partial T$ und $L^*_{iL} > \tilde{L}_{iL}$. Genau daraus folgt aber, wie oben gesehen, $\partial\beta^*_{iL}/\partial T < 0$. Damit ist der Gesamteffekt der Steuererhöhung auf die Versicherungsdeckung im Allgemeinen unbestimmt. Ohne weitere Annahmen lässt sich deshalb nicht feststellen, ob ineffiziente Versicherungsmärkte einen höheren oder niedrigeren Grenzsteuersatz erfordern als im Modell von Cremer und Pestieau (1996).

Schließlich sei kurz auf die Frage eingegangen, wie die Effekte der Steuerpolitik in Abbildung 1 zu Tage treten, die das Versicherungsgleichgewicht für $\alpha = 0$ veranschaulicht. Der Vertrag *H* der hohen Risiken ist durch deren Nullgewinngerade und Vollversicherung ($\beta^*_{iH} = 1$) unabhängig von der Steuerpolitik determiniert. Gilt dies dann nicht auch für den Vertrag *L* der Niedrigrisiken als Schnittpunkt der Indifferenzkurve V^*_{iH} mit der Nullgewinngerade $d_{iL} = \beta_{iL} p_L D$? Dies ist nicht der Fall. T und τ sind Parameter in Abbildung 1, die die *Form* der Indifferenzkurven zu verändern vermögen. Dies erklärt, warum der Effekt von Steuern auf die Versicherungsdeckung der Niedrigrisiken von den Krümmungseigenschaften der Indifferenzkurven und somit der zweiten und dritten Ableitung der Nutzenfunktion der hohen Risiken abhängt.

3.3 Robustheit der Ergebnisse gegenüber alternativen Gleichgewichtskonzepten

Es stellt sich die Frage, inwieweit die hergeleiteten Ergebnisse von der Form der Ineffizienz des privaten Versicherungsmarktes abhängen, insbesondere dem zugrundeliegenden Gleichgewichtsbegriff. Dazu möchte ich kurz am Beispiel des Gleichgewichtskonzepts von Wilson (1977) illustrieren, wie die obige Vorgehensweise in diesem Fall zu modifizieren wäre. Um ein Rothschild-Stiglitz-Gleichgewicht darzustellen, muss eine Menge von Verträgen, wie oben erwähnt, unter anderem dadurch gekennzeichnet sein, dass kein Vertrag außerhalb dieser Menge existiert, der mit strikt positiven Gewinnen verbunden wäre (vgl. Abschnitt 3.1). Für das Wilson-Gleichgewichtskonzept wird diese Bedingung dadurch abgeändert, dass kein Vertrag außerhalb der Gleichgewichtsmenge existieren darf, der mit strikt positivem Erwartungsgewinn verbunden wäre, *wenn die durch ihn unprofitabel gewordenen Verträge zurückgezogen werden.* Der entscheidende Unterschied zum Rothschild-Stiglitz-Gleichgewicht besteht also in einer antizipativen Komponente des Gleichgewichtsbegriffs. Es wird angenommen, dass die Versicherungsfirmen bei der Erwägung einer strategischen Abweichung die Reaktion der anderen Firmen berücksichtigen.

Diese Modifikation sorgt dafür, dass ein vereinendes Gleichgewicht möglich ist, und zwar genau dann, wenn das Rothschild-Stiglitz-Gleichgewicht nicht existiert. Dieses Vereinigungsgleichgewicht ist dadurch charakterisiert, dass beide Typen denselben Vertrag wählen, nämlich den für die niedrigen Risiken besten Vertrag auf der Durchschnitts-Nullgewinngeraden der Produktivitätsklasse i, $d_i = \beta_i \overline{p_i} D$, wobei $\overline{p_i} \equiv 1/m_i \sum_j m_{ij} p_j$ die durchschnittliche Schadenswahrscheinlichkeit in Gruppe i bezeichnet. Dieser Vertrag ist also bestimmt durch

$$\max_{\beta_i} V^*_{iL}(\tau, T, d_i, \beta_i, \alpha) \quad \text{u. d. B.} \quad d_i = \overline{p_i} \beta_i D \tag{30}$$

mit der notwendigen Bedingung

$$\frac{\partial V^*_{iL}}{\partial \beta_i} - \overline{p_i} D \frac{\partial V^*_{iL}}{\partial T} = 0. \tag{31}$$

Aufgrund der Definition der indirekten Nutzenfunktion entspricht dies

$$p_L(1-\overline{p_i}) \frac{\partial u^0_{iL}}{\partial c} - (1-p_L)\overline{p_i} \frac{\partial u^1_{iL}}{\partial c} = 0 \tag{32}$$

mit u^k_{iL}, $k = 0, 1$, als Nutzen eines niedrigen Risikos der Gruppe i im Schadens- bzw. Nichtschadensfall. Daraus folgt

$$\frac{\partial u^1_{iL}/\partial c}{\partial u^0_{iL}/\partial c} = \frac{p_L(1-\overline{p_i})}{\overline{p_i}(1-p_L)} < 1$$

und somit $\beta^*_i < 1-\alpha$ für alle i. Abbildung 2 veranschaulicht diesen mit P bezeichneten Vertrag in der (β, d)-Ebene. Er ergibt sich dort als Tangentialpunkt der Indifferenzkurve der niedrigen Risiken mit der für die Produktivitätsklasse durchschnittlichen Nullgewinngeraden.

Für die Untersuchung eines ineffizienten privaten Versicherungsmarktes mit einem vereinenden Gleichgewicht nach Wilson (1977) müssen die Vorgehensweisen des vorangehenden Abschnitts also wie folgt geändert werden: Während im Rothschild-Stiglitz-Gleichgewicht ausschließlich die niedrigen Risiken unterversichert sind, betrifft dies nun die Gesamtbevölkerung. Man könnte vermuten, dass die gegenüber Abschnitt 2 gefundenen zusätzlichen Effekte in den Optimalbedingungen für Steuer und Sozialversicherung, die auf Unterversicherung zurückzuführen sind, nun demnach auf alle Individuen wirken. Dies ist jedoch nicht der Fall. Wenn sich durch eine Variation der Politikparameter τ, T und α die Versicherungsdeckung entlang der durchschnittlichen Nullgewinngerade $d_i = \beta_i \overline{p_i} D$ marginal ändert, hat dies keinen Nutzeneffekt auf die niedrigen Risiken, da sie ja ihren optimalen Vertrag angesichts dieser Bedingung erhalten. Die hohen Risiken profitieren hingegen eindeutig von einer erhöhten Versicherungsdeckung. Dies lässt sich am Beispiel des Pauschaltransfers T einsehen. Für den Effekt des Pauschaltransfers auf die indirekte Nutzenfunktion der niedrigen Risiken bei gleichgewichtiger Versicherungs-

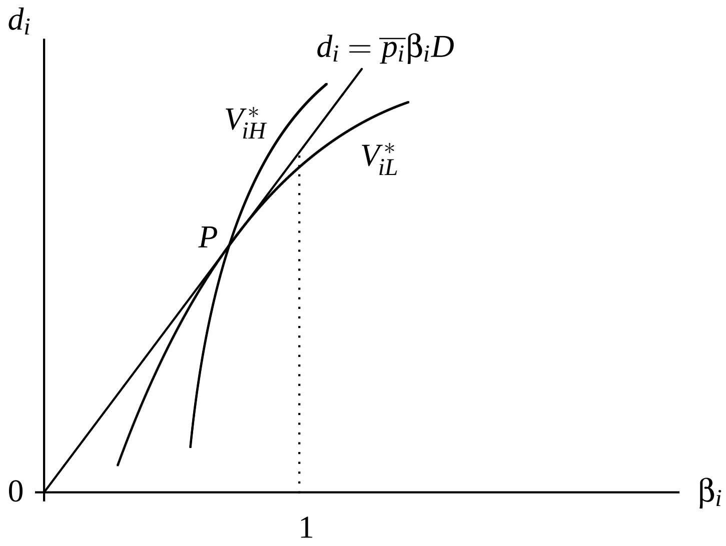

Abbildung 2: Wilson-Vereinigungsgleichgewicht ($\alpha = 0$)

deckung, V_{iL}^{**}, gilt

$$\frac{\partial V_{iL}^{**}}{\partial T} = \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} + \left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta} - \overline{p_i} D \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} \right) \frac{\partial \beta_i^*}{\partial T} = \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} \tag{33}$$

wegen (31). Für die hohen Risiken hingegen gilt

$$\frac{\partial V_{iH}^{**}}{\partial T} = \frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T} + \left(\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial \beta} - \overline{p_i} D \frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T} \right) \frac{\partial \beta_i^*}{\partial T}, \tag{34}$$

wobei $\partial V_{iH}^*/\partial\beta - \overline{p_i} D \partial V_{iH}^*/\partial T > 0$ aufgrund der Spence-Mirrlees Bedingung (vgl. Abbildung 2). Änderungen der Steuerpolitik, die in der Lage sind, die Versicherungsdeckung β_i^* zu erhöhen, üben nun also neben dem direkten Effekt einen zusätzlichen positiven Nutzeneffekt auf die *hohen* Risiken aus.

Zweitens ist zu berücksichtigen, dass die endogene Versicherungsdeckung β_i^* auf dem Privatmarkt nun nicht mehr durch die Anreizverträglichkeitsbedingung (14), sondern durch die Optimalbedingung (31) determiniert ist. Für die Frage, wie eine Veränderung der Politikvariablen τ, T und α auf die private Versicherungsdeckung wirken, ist nun also Bedingung (31) heranzuziehen. Dabei ist ein zusätzlicher Unterschied zur Vorgehensweise bei den Rothschild-Stiglitz-Gleichgewichten zu beachten. Während für die Anreizverträglichkeitsbedingung (14) die Niveaus der indirekten Nutzenfunktion V^* ausschlaggebend waren, sind dies in (31) die Grenzraten der Substitution. Nun konnten beim impliziten Differenzieren von (14) die indirekten Effekte auf das Arbeitsangebot L_{iL}^* aufgrund des Envelope-Theorems ignoriert werden. Dies ist jedoch bei der Differentiation von (31) nicht möglich, denn die Anwendung des Envelope-Theorems ist nur beim Ableiten der indirekten Nutzenfunktionen selbst, nicht aber beim nochmaligen Differenzieren ihrer Ableitungen zulässig.[25] Bezüglich des Pauschaltransfers T erhalte ich beispielsweise nach implizitem Differenzieren von (32)

$$\frac{\partial \beta_i^*}{\partial T} = -\frac{p_L(1-\overline{p_i})\partial^2 u_{iL}^0/\partial c^2 - \overline{p_i}(1-p_L)\partial^2 u_{iL}^1/\partial c^2}{SOC}\left(1+(1-\tau)w_i\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T}\right) \tag{35}$$

mit $SOC < 0$ als Bedingung zweiter Ordnung von (30). Offensichtlich gilt $p_L(1-\overline{p_i}) < \overline{p_i}(1-p_L)$. Im regulären Fall eines positiven Vorsichtskoeffizienten $\eta(c) > 0$ gilt jedoch $-\partial^2 u_{iL}^0/\partial c^2 > -\partial^2 u_{iL}^1/\partial c^2$, so dass bereits das Vorzeichen des ersten Faktors in (35) im Allgemeinen uneindeutig ist. Darüber hinaus gilt $\partial L_{iL}^*/\partial T < 0$ unter plausiblen Bedingungen (insbesondere immer bei Separabilität), so dass auch das Vorzeichen des zweiten Faktors und somit die Richtung des Gesamteffekts unbestimmt ist.

Hinsichtlich der im Mittelpunkt meines Interesses stehenden Sozialversicherung wird im Anhang A.1.4 folgende Optimalbedingung hergeleitet (vgl. (A.1-14)):

$$\begin{aligned} D\,\mathrm{Cov}(\overline{p_i}, b_{ij}) + \sum_i n_{iH}\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial \beta_i} - \overline{p_i}D\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T}\right)\left(1+\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}\right) \\ +\tau\sum_{ij} n_{ij}w_i\left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_i} - \overline{p}_i D\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right)\left(1+\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}\right) = 0. \end{aligned} \tag{36}$$

Gegenüber der Bedingung bei Rothschild-Stiglitz-Gleichgewichten auf dem Versicherungsmarkt, (18), ergeben sich demnach folgende Unterschiede:

1. Statt der Kovarianz $\mathrm{Cov}(p_j, b_{ij})$ in (18) ist nun die Kovarianz zwischen den sozialen Gewichtungen b_{ij} und den durchschnittlichen Schadenswahrscheinlichkeiten der Produktivitätsklassen, $\overline{p_i}$, für das Umverteilungspotenzial der Sozialversicherung relevant. Dies liegt daran, dass die Individuen keine risikoabhängigen Prämien auf dem privaten Versicherungsmarkt zu zahlen haben und somit die Sozialversicherung nicht mehr direkt zwischen hohen und niedrigen Risiken umzuverteilen vermag. Dies geschieht bereits in den vereinenden Wilson-Gleichgewichten. Jedoch unterscheiden sich die Prämien je nach durchschnittlichem Risiko der Lohnklasse. Durch die für die Gesamtbevölkerung einheitlichen Finanzierungsbeiträge kann die Sozialversicherung deshalb nach wie vor *zwischen unterschiedlich fähigen Individuen* umverteilen. Wenn hochproduktive Individuen im Durchschnitt ein niedrigeres Risiko aufweisen, ist die Kovarianz unter regulären Bedingungen positiv.

2. Wie bereits oben festgestellt, profitieren ausschließlich die hohen Risiken von einer marginalen Erhöhung der Versicherungsdeckung. Bei Annahme von Rothschild-Stiglitz-Gleichgewichten auf dem privaten Versicherungsmarkt betraf dies nur die niedrigen Risiken.

3. Der Effekt der Unterversicherung auf das Arbeitsangebot, der sich durch Vorkeh-

[25] Auf diese Komplikation wurde ich wiederum von Nick Netzer aufmerksam gemacht.

rungsmotive erklären lässt, betrifft nun die Gesamtbevölkerung. Dies folgt direkt aus der Tatsache, dass im Wilson-Gleichgewicht alle Individuen unterversichert sind.

4. Der komparativ-statische Effekt der Sozialversicherung auf die private Versicherungsdeckung ergibt sich nun aus (32) und unter Verwendung von (35) wie folgt:

$$\begin{aligned}\frac{\partial\beta_i^*}{\partial\alpha} &= -D\frac{(1-\overline{p})(1-\overline{p_i})p_L\partial^2u_{iL}^0/\partial c^2+\overline{p}\,\overline{p_i}(1-p_L)\partial^2u_{iL}^1/\partial c^2}{SOC}\\ &\quad +(1-\tau)w_i\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial\alpha}\frac{\partial\beta_i^*/\partial T}{1+(1-\tau)w_i\partial L_{iL}^*/\partial T}.\end{aligned}\tag{37}$$

Dabei wird wiederum deutlich, dass nun auch die indirekten Effekte der Sozialversicherung auf das Arbeitsangebot eine Rolle spielen. Variationen von α beeinflussen über Einkommens- und Vorsichtseffekte die von den niedrigen Risiken angebotene Arbeitsmenge. Diese Änderungen wiederum wirken auf ihre Grenzrate der Substitution und damit auf die in (31) determinierte Versicherungsdeckung der Gesamtbevölkerung. Während das Vorzeichen des ersten Summanden in (37) wegen $SOC < 0$ negativ ist, ist das des zweiten Summanden aufgrund des unbestimmten Vorzeichens von $\partial\beta_i^*/\partial T$ uneindeutig. Insbesondere ist es nun möglich, dass für manche Produktivitätsklassen i gilt $\partial\beta_i^*/\partial\alpha < -1$. Ein solcher Effekt würde dann auftreten, wenn der Vorsichtskoeffizient (23) hinreichend hoch ist und gleichzeitig der Einkommenseffekt auf das Arbeitsangebot sehr negativ. In diesem Fall wäre der erste Faktor in (35) und damit auch der zweite Summand in (37) negativ, so dass $\partial\beta_i^*/\partial\alpha < -1$ nicht ausgeschlossen werden kann. Dann würde sich dort die Gesamtversicherungsdeckung verringern, wenn die Sozialversicherung ausgeweitet wird, und die hohen Risiken würden einen Nutzenverlust erleiden.[26]

Trotz der strukturellen Ähnlichkeit zwischen den Optimalbedingungen (18) und (36) ergeben sich also qualitativ sehr unterschiedliche Ergebnisse. Bei Anwendung des Wilson-Gleichgewichtskonzepts ist zum einen die Umverteilungswirkung der Sozialversicherung erheblich geschwächt, weil in den vereinenden Gleichgewichten bereits eine Quersubventionierung der hohen durch die niedrigen Risiken stattfindet. Zum anderen kann die Sozialversicherung die Ineffizienz des privaten Versicherungsmarktes nicht mehr eindeutig reduzieren. Die normativen Ergebnisse, die auf Grundlage des Rothschild-Stiglitz-Gleichgewichts abgeleitet wurden, sind also nicht robust gegenüber anderen Gleichgewichtskonzepten. Jedoch zeigt sich, dass der entwickelte Modellrahmen und die gewählte Vorgehensweise zur Analyse des Modells offenbar flexibel genug sind, um sich ohne weiteren Aufwand auf alternative spieltheoretische Abbildungen des privaten Versicherungsmarktes übertragen zu lassen.

[26] Interessanterweise wird durch dieses Ergebnis das in Abschnitt 2.4 erwähnte Argument von Rochet (1991) noch weiter geschwächt. Es lässt sich nun nicht einmal ausschließen, dass die Sozialversicherung die Ineffizienz des privaten Versicherungsmarktes direkt verschlimmert.

4 Sozialversicherung bei nichtlinearer Einkommensteuer im zwei Typen-Fall

Die beiden vorangehenden Abschnitte 2 und 3 haben deutlich gemacht, dass eine Regulierung des Versicherungsmarktes in Form von Sozialversicherung bei geeigneter Korrelation von Risiko und Produktivität die gesellschaftliche Wohlfahrt steigern kann, selbst wenn bereits eine optimale lineare Einkommensteuer zu Umverteilungszwecken zur Verfügung steht. Nun stellt sich die Frage, ob sich dieses Ergebnis auf den Fall einer nichtlinearen optimalen Einkommensteuer übertragen lässt. Denn die Tatsache, dass die Sozialversicherung eine zusätzliche gesellschaftlich wünschenswerte Umverteilung ermöglicht, könnte darauf zurückzuführen sein, dass die Einkommensteuer auf einen konstanten Grenzsteuersatz beschränkt ist. Eine aussagekräftige Existenzberechtigung für die Sozialversicherung aus Umverteilungsgründen wird deshalb erst durch die Berücksichtigung einer optimalen nichtlinearen Einkommensteuer ermöglicht.

In Abschnitt 3 ist gezeigt worden, dass die Berücksichtigung von Ineffizienzen auf dem privaten Versicherungsmarkt zwar zu strukturell ähnlichen Ergebnissen wie im Modell von Cremer und Pestieau (1996) führt, jedoch zusätzliche Effekte von Sozialversicherung und Steuerpolitik auf dem Versicherungs- und Arbeitsmarkt generiert, die daher rühren, dass ein Teil der Bevölkerung unterversichert ist. Diese lassen sich zwar ökonomisch interpretieren, machen die Analyse aber erheblich aufwändiger. Ich möchte daher im Folgenden auf den Referenzfall eines effizienten privaten Versicherungsmarktes mit Vollversicherung für alle Typen zurückkommen. Darüber hinaus sei im vorliegenden Abschnitt eine Einschränkung des Modellrahmens auf den Fall nur zweier Typen vorgenommen. Der Hintergrund dafür ist, dass im Fall der nichtlinearen Einkommensteuer die Anreizverträglichkeitsbedingungen der Individuen explizit berücksichtigt werden müssen, da eine Darstellung der individuellen Optima durch indirekte Nutzenfunktionen nicht mehr möglich ist. Dabei lässt sich im zwei Typen-Fall relativ einfach ermitteln, unter welchen Bedingungen welche Anreizverträglichkeitsbedingung bindet. Im n Typen-Fall ist dies angesichts der hier vorliegenden zweidimensionalen Heterogenität erheblich schwieriger.[27] Abschnitt 5 ist dann der Untersuchung des Falls gewidmet, in dem die Verteilung der Produktivitätsniveaus wie im Modell von Mirrlees (1971) stetig ist.

Die Analyse einer optimalen nichtlinearen Steuer, wenn sich die Individuen wie hier in zwei nicht beobachtbaren Eigenschaften, nämlich Risiko und Produktivität, unterscheiden, ist mathematisch sehr aufwändig, da dazu ein zweidimensionales Problem adverser Selektion gelöst werden muss. Ein solches Modell hat Rochet (1991) untersucht, dabei jedoch zur Vereinfachung angenommen, dass die Präferenzen quasi-linear bezüglich des Arbeitsleids sind, sich also in der Form $u(c,L) = v(c) - L$ ausdrücken lassen. Cremer und

[27] Vgl. Homburg (2002) für ein diskretes Optimalsteuermodell mit eindimensionaler Heterogenität. Dort werden Bedingungen dafür hergeleitet, dass im Optimum die sog. Ketteneigenschaft erfüllt ist, also stets die benachbarten Anreizverträglichkeitsbedingungen nach unten binden.

Pestieau (1996) und Henriet und Rochet (2004) haben diese Annahme aufgehoben und den Fall mit nur zwei Typen analysiert. Sie haben ihre Analyse jedoch dadurch entscheidend vereinfacht, dass sie im Gegensatz zu den in den Abschnitten 2 und 3 diskutierten Modellen *perfekte* Korrelation zwischen Risiko und Produktivität annehmen, d.h. die hochproduktiven Individuen sind *immer* einem hohen oder niedrigen Risiko ausgesetzt und die niedrigproduktiven umgekehrt. Dies erlaubt es, das Optimalsteuerproblem letztlich wieder auf ein eindimensionales zu reduzieren. Dieser Vorgehensweise möchte ich mich im Folgenden anschließen

Die Darstellung in diesem Abschnitt orientiert sich am Modellrahmen von Cremer und Pestieau (1996) mit drei Unterschieden. Erstens wird in Abschnitt 4.2 die optimale Steuerpolitik formal charakterisiert. Cremer und Pestieau (1996) haben die verschiedenen Fälle lediglich grafisch und verbal diskutiert. Zweitens wird für die Ergebnisse eine ökonomische Interpretation vorgeschlagen, die in ihrem Beitrag nicht enthalten ist. Schließlich wurde die Notation an die der vorangehenden Abschnitte angepasst. Eine strukturell ähnliche, jedoch weniger ausführliche Analyse wurde auch von Henriet und Rochet (2004) vorgenommen. Sie ist jedoch teilweise fehlerhaft, wie im Folgenden deutlich gemacht wird.

4.1 Modellstruktur

Im vorliegenden Abschnitt sei wie in Cremer und Pestieau (1996) ein Modell mit zwei Typen $i = 1,2$ betrachtet, die sich sowohl hinsichtlich ihrer Produktivität w_i als auch ihres Schadensrisikos p_i unterscheiden.[28] Wie bereits oben erwähnt, ist dabei die Korrelation als perfekt angenommen. Es gelte $w_1 < w_2$, wobei die Verteilung des Risikos auf die Typen zunächst offen gelassen bleibt. Der Fall $p_1 = p_L$ und $p_2 = p_H$ würde eine positive Korrelation von Produktivität und Risiko bedeuten, $p_1 = p_H$ und $p_2 = p_L$ eine negative. Beide Möglichkeiten sollen im Folgenden in Betracht gezogen werden. n_1 und n_2 mit $n_1 + n_2 = 1$ sind die Anteile von Individuen des Typs 1 bzw. 2.

Der Staat verfügt über keine separaten Informationen zu den individuellen w_i, p_i und L_i, sondern kann lediglich die Arbeitseinkommen w_iL_i beobachten. Vom Arbeitseinkommen hängt die Steuerzahlung der Haushalte in einer nichtlinearen Form gemäß der Funktion $T(w_iL_i)$ ab, die der Staat wählt. Er bestimmt auch wie bisher den optimalen Umfang der Sozialversicherung $\alpha \in [0,1]$.

Das Konsumniveau eines Individuums vom Typ i ist gemäß der Budgetrestriktion

$$c_i = w_iL_i - T(w_iL_i) - (1-\alpha)p_iD - \alpha\overline{p}D. \tag{38}$$

Dabei habe ich die Annahme eines effizienten privaten Versicherungsmarktes wie in Ab-

[28] Ein Optimalsteuermodell mit zwei Typen, die sich ausschließlich bezogen auf ihre Produktivität unterscheiden, wurde von Stiglitz (1982) untersucht.

schnitt 2 verwendet, die dazu führt, dass ein Individuum vom Typ i den gesamten nicht von der Sozialversicherung gedeckten Schaden zur aktuarisch fairen Prämie $(1-\alpha)p_iD$ privat versichert. Das individuelle Maximierungsproblem lässt sich damit als

$$\max_{L_i} u\big(w_iL_i - T(w_iL_i) - (1-\alpha)p_iD - \alpha\overline{p}D, L_i\big)$$

schreiben. Die zugehörige Bedingung erster Ordnung ist

$$\frac{\partial u_i}{\partial c} w_i\big(1 - T'(w_iL_i)\big) + \frac{\partial u_i}{\partial L} = 0$$

und impliziert

$$T'(w_iL_i) = 1 + \frac{1}{w_i}\frac{\partial u_i/\partial L}{\partial u_i/\partial c}. \tag{39}$$

Dabei kürzt $u_i \equiv u(c_i, L_i)$ den Nutzen für Typ $i = 1,2$ ab. Die rechte Seite von Gleichung (39) definiert den impliziten marginalen Einkommensteuersatz $T'(w_iL_i)$, da im vorliegenden diskreten Modell die optimale Steuerfunktion nicht überall differenzierbar ist (vgl. Stiglitz (1982)).[29]

Durch die nichtlineare Einkommensteuer ist es der Regierung möglich, angesichts einer gegebenen Arbeitsangebotsentscheidung der Individuen die genaue Höhe ihres Nettoeinkommens und somit auch ihres Konsums festzulegen. Anstatt die Regierung den Verlauf der Funktion $T(w_iL_i)$ bestimmen zu lassen, kann man ihr Vorgehen deshalb auch so betrachten, dass sie jedem Haushalt ein Bruttoeinkommens-Konsum-Paar zuordnet, jedoch unter Beachtung der Anreizverträglichkeitsbedingungen.[30] Darunter ist konkret zu verstehen, dass es im Interesse jedes Typs i liegt, das Paar (w_iL_i, c_i) zu wählen, das die Regierung für ihn vorsieht, und kein Typ i das Bündel (w_jL_j, c_j) vorzieht, das die Regierung einem anderen Typ $j \neq i$ zugewiesen hat. Nun ist aber für jeden Typ die Produktivität w_i exogen gegeben, so dass die Wahl des Bruttoeinkommens w_iL_i vollständig äquivalent ist zur Wahl des Arbeitsangebots L_i selbst.[31] Formal bedeutet die Selbstselektionsrestriktion deshalb, dass gelten muss

$$u(c_i, L_i) \geq u\left(c_j + (1-\alpha)(p_j - p_i)D, \frac{w_jL_j}{w_i}\right) \quad \forall i, j = 1, 2. \tag{40}$$

[29] Henriet und Rochet (2004) definieren den impliziten Grenzsteuersatz als $1 + w_i\partial u_i/\partial c\big/\partial u_i/\partial L$ (vgl. S. 13), wobei es sich um einen Fehler handeln muss.

[30] Dies folgt aus dem Prinzip der direkten Offenbarung, das aus der Implementierungstheorie bekannt ist. Demzufolge verliere ich keine Allgemeinheit, wenn ich einen direkten Mechanismus betrachte, in dem der Staat die Individuen nach ihrem Typ i fragt, in Abhängigkeit davon direkt das Bruttoeinkommen w_iL_i und den Konsum c_i der Haushalte wählt und dabei die Selbstselektionsbedingung berücksichtigt.

[31] Die Tatsache, dass die Regierung die individuellen Arbeitsangebotsmengen L_i wählen kann, obwohl sie sie annahmegemäß gar nicht beobachtet, ist geeignet, Irritationen hervorzurufen. Dies kann jedoch folgendermaßen eingesehen werden. Die Beachtung der Anreizverträglichkeitsbedingungen sorgt dafür, dass die optimale Steuerpolitik zur Offenbarung der Typen führt. Deshalb kann die Regierung den Zusammenhang von Bruttoeinkommen w_iL_i und Arbeitsangebotsmengen L_i antizipieren. Dasselbe gilt für den Zusammenhang zwischen Nettoeinkommen $w_iL_i - T(w_iL_i)$ und Konsum $c_i = w_iL_i - T(w_iL_i) - (1-\alpha)p_iD - \alpha\overline{p}D$. Die in der Optimalsteuerliteratur übliche Wahl von Brutto- und Nettoeinkommen ist deshalb vollständig äquivalent zur hier vorgenommenen Wahl von Arbeitsangebot und Konsum.

Auf der linken Seite der Ungleichung (40) steht der Nutzen, den Typ i erzielt, wenn er sich wahrheitsgemäß als Typ i ausgibt, also das Arbeitsangebot L_i wählt und der Staat ihm deshalb auf Basis des so erzielten Einkommens w_iL_i über die Steuerfunktion $T(w_iL_i)$ den Konsum c_i zuteilt. Dieser Nutzen darf nicht vom Nutzen überschritten werden, den Typ i erzielen könnte, wenn er sich als $j \neq i$ ausgibt. Dies würde er dadurch erreichen, dass er das Einkommen von Typ j, w_jL_j, imitiert. Da seine eigene Produktivität w_i beträgt, muss er dazu das Arbeitsangebot w_jL_j/w_i ausüben. Dann ist seine Steuerlast $T(w_jL_j)$ und er erreicht wegen (38) ein Konsumniveau in Höhe von

$$w_jL_j - T(w_jL_j) - (1-\alpha)p_iD - \alpha\overline{p}D = c_j + (1-\alpha)(p_j - p_i)D.$$

Obwohl sich Typ i gegenüber dem Staat als vom Typ j ausgibt, ist seine Pämie auf dem privaten Versicherungsmarkt $(1-\alpha)p_iD$, da dort annahmegemäß symmetrische Information vorliegt.

Zusätzlich zu den beiden Anreizverträglichkeitsbedingungen ist die Regierung an die Budgetrestriktion

$$\sum_{i=1}^{2} n_i T(w_iL_i) = 0 \tag{41}$$

gebunden, wobei wieder eine rein umverteilende Einkommensteuer angenommen ist. Es ist nützlich, auch diese Bedingung in Abhängigkeit der Variablen c_i und L_i auszudrücken, die die Regierung wählt. Unter Verwendung von (38) ist (41) äquivalent zu

$$\sum_{i=1}^{2} n_i w_i L_i - \sum_{i=1}^{2} n_i p_i D = \sum_{i=1}^{2} n_i c_i. \tag{42}$$

(42) ist eine gesamtwirtschaftliche Ressourcenbeschränkung, die besagt, dass das durchschnittliche Bruttoeinkommen, das nicht durch den erwarteten Schaden vernichtet wird, zu Konsumzwecken zur Verfügung steht. Damit lässt sich das Wohlfahrtsmaximierungsproblem des Staates folgendermaßen formulieren:

$$\max_{c_1,c_2,L_1,L_2,\alpha} \sum_{i=1}^{2} n_i u(c_i, L_i) \quad \text{u. d. B. (40) und (42).} \tag{43}$$

Die entscheidende Frage an dieser Stelle ist, welche der beiden Anreizverträglichkeitsbedingungen in (40) bindet. Wie Stiglitz (1982) für ein Optimalsteuerproblem mit Heterogenität nur bezüglich der Produktivität gezeigt hat, bindet bei einer ungewichteten utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion wie hier die Anreizverträglichkeitsbedingung von oben, d. h. der produktivere Typ 2 muss davon abgehalten werden, sich als der unproduktivere auszugeben. Das liegt daran, dass in diesem Fall das utilitaristische Wohlfahrtskalkül Umverteilung von oben nach unten verlangt. Im vorliegenden Modellrahmen hängt jedoch die Frage, welche Selbstselektionsrestriktion im Optimum bindet, zusätzlich von der Verteilung der Risiken ab. Gilt $p_2 > p_1$, ist also der produktive Typ gleichzeitig ein schlechtes Risiko, und ist D hoch, kann durchaus der Fall eintreten, dass von den niedrig- zu den hochproduktiven umverteilt wird, weil die Risikounterschiede der ausschlaggebende Faktor der Ungleichheit sind. Dann würde die Anreizverträglichkeitsbedingung des Typen mit der geringen Produktivität binden.[32]

4.2 Lösung und Interpretation

Im Folgenden möchte ich zunächst annehmen, dass die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 2 bindet. Dies ist immer dann der Fall, wenn entweder Risiko und Produktivität negativ korreliert sind oder die Korrelation zwar positiv ist, der Risikounterschied jedoch gering ist im Vergleich zum Produktivitätsunterschied (vgl. Cremer und Pestieau (1996)). Die Lagrange-Funktion für das Optimierungsproblem (43) lautet dann

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = {} & \sum_{i=1}^{2} n_i u(c_i, L_i) + \gamma \sum_{i=1}^{2} n_i (w_i L_i - c_i - p_i D) \\ & + \mu_2 n_1 \left[u(c_2, L_2) - u\left(c_1 + (1-\alpha) D (p_1 - p_2), \frac{w_1 L_1}{w_2} \right) \right], \end{aligned} \tag{44}$$

wobei γ den Lagrange-Multiplikator der Ressourcenbeschränkung (42) bezeichnet und μ_2 den der Selbstselektionsrestriktion von Typ 2. Die Multiplikation der Anreizverträglichkeitsbedingung mit n_1 erweist sich weiter unten für die Umformung der Optimalbedingungen in Grenzraten der Substitution als nützlich. Das utilitaristische Optimum für den Fall, dass die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1 bindet, wird in Anhang A.2.1 ermittelt. Wie oben gesehen, tritt dies dann ein, wenn positive Korrelation von Risiko und Produktivität vorliegt und dabei der Risikounterschied den Produktivitätsunterschied dominiert.

4.2.1 Optimale Steuerpolitik

Differentiation der Lagrange-Funktion (44) ergibt folgende notwendige Bedingungen für den Fall innerer Lösungen:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_1} = n_1 \left(\frac{\partial u_1}{\partial c} - \gamma - \mu_2 \frac{\partial u_{21}}{\partial c} \right) = 0 \tag{45}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_2} = n_2 \frac{\partial u_2}{\partial c} - n_2 \gamma + \mu_2 n_1 \frac{\partial u_2}{\partial c} = 0 \tag{46}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_1} = n_1 \left(\frac{\partial u_1}{\partial L} + \gamma w_1 - \mu_2 \frac{w_1}{w_2} \frac{\partial u_{21}}{\partial L} \right) = 0 \tag{47}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_2} = n_2 \frac{\partial u_2}{\partial L} + n_2 \gamma w_2 + \mu_2 n_1 \frac{\partial u_2}{\partial L} = 0. \tag{48}$$

[32] Henriet und Rochet (2004) ignorieren dieses Problem völlig und übertragen das Resultat von Stiglitz (1982) auf ihr Modell, ohne die Verteilung des Risikos zu spezifizieren. Dies ist jedoch offensichtlich nicht zulässig.

Dabei bezeichnet $u_i \equiv u(c_i, L_i)$ den Nutzen für Typ $i = 1,2$ und

$$u_{21} \equiv u\left(c_1 + (1-\alpha)D(p_1 - p_2), \frac{w_1 L_1}{w_2}\right)$$

den Nutzen von Typ 2, wenn er sich als Typ 1 ausgibt.

Zunächst können (46) und (48) verwendet werden, um zu zeigen, dass der Grenzsteuersatz für Typ 2 stets Null sein sollte. Division von (48) durch (46) liefert

$$\frac{1}{w_2}\frac{\partial u_2/\partial L}{\partial u_2/\partial c} = -1 \quad \Rightarrow \quad T'(w_2 L_2) = 0, \tag{49}$$

wobei (39) verwendet wurde. Dies ist ein bekanntes Resultat der Optimalsteuertheorie, das besagt, dass am oberen Ende der Typenverteilung keine Verzerrungen erzeugt werden sollten.

Um den Grenzsteuersatz des niedrigproduktiven Typs 1 zu kennzeichnen, ist es nützlich, (39) wie folgt umzuformen:[33]

$$\frac{T'(w_i L_i)}{1 - T'(w_i L_i)} = -1 - w_i \frac{\partial u_i/\partial c}{\partial u_i/\partial L}. \tag{50}$$

Dies lässt sich für Typ 1 erweitern zu

$$\begin{aligned}\frac{T'(w_1 L_1)}{1 - T'(w_1 L_1)} &= \frac{\partial u_1/\partial c}{\gamma} - 1 - \frac{\partial u_1/\partial c}{\gamma} - w_1 \frac{\partial u_1/\partial c}{\partial u_1/\partial L} \\ &= \frac{\partial u_1/\partial c}{\gamma} - 1 + \frac{\partial u_1/\partial c}{\partial u_1/\partial L}\left(-\frac{\partial u_1/\partial L}{\gamma} - w_1\right).\end{aligned} \tag{51}$$

Aus (45) folgt

$$\frac{\partial u_1/\partial c}{\gamma} - 1 = \frac{\mu_2}{\gamma}\frac{\partial u_{21}}{\partial c}$$

und (47) impliziert

$$-\frac{\partial u_1/\partial L}{\gamma} - w_1 = -\frac{\mu_2}{\gamma}\frac{w_1}{w_2}\frac{\partial u_{21}}{\partial L}.$$

Substitution dieser beiden Bedingungen in (51) ergibt

$$\begin{aligned}\frac{T'(w_1 L_1)}{1 - T'(w_1 L_1)} &= \frac{\mu_2}{\gamma}\frac{\partial u_{21}}{\partial c} - \frac{\partial u_1/\partial c}{\partial u_1/\partial L}\frac{\mu_2}{\gamma}\frac{w_1}{w_2}\frac{\partial u_{21}}{\partial L} \\ &= \frac{\mu_2}{\gamma}\frac{\partial u_{21}}{\partial c}\left(1 - \frac{w_1}{w_2}\frac{\frac{\partial u_{21}}{\partial L}\Big/\frac{\partial u_{21}}{\partial c}}{\frac{\partial u_1}{\partial L}\Big/\frac{\partial u_1}{\partial c}}\right).\end{aligned} \tag{52}$$

Das Vorzeichen von (52) hängt dabei wegen $\gamma > 0$, $\mu_2 > 0$ (beide zugehörigen Restriktionen binden annahmegemäß) und $\partial u_{21}/\partial c > 0$ vom Vorzeichen des Ausdrucks in Klam-

[33] Die folgende formale Analyse wurde von Cremer und Pestieau (1996) nicht vorgenommen.

mern ab. Zunächst lässt sich eindeutig feststellen, dass $w_1/w_2 < 1$ gilt wegen $w_1 < w_2$. Der Vergleich der Grenzraten der Substitution ist jedoch aufwändiger. Ich führe dazu folgende Schreibweisen ein:

$$c_{21} \equiv c_1 + (1-\alpha)D(p_1 - p_2) \gtreqless c_1 \quad \Leftrightarrow \quad p_1 \gtreqless p_2 \tag{53}$$

und

$$L_{21} \equiv \frac{w_1 L_1}{w_2} < L_1. \tag{54}$$

c_{21} ist das Konsumniveau von Typ 2 für den Fall, dass er sich als Typ 1 ausgibt. Analog gibt L_{21} das Arbeitsangebot von Typ 2 an, wenn er Typ 1 imitiert. Der Vergleich der Grenzraten der Substitution hängt offenbar insbesondere von der Relation (53) ab und davon, welche der Relationen (53) und (54) ausschlaggebend ist. Dazu will ich zur Vereinfachung annehmen, dass die Präferenzen separabel zwischen Konsum und Arbeitsleid seien, also gilt $u_{Lc} = 0$, und die Nutzenfunktion streng konkav ist, also gilt $u_c > 0$, $u_L < 0$, $u_{cc} < 0$ und $u_{LL} < 0$. Es bietet sich dann folgende Fallunterscheidung an:

1. Fall: negative Korrelation von Risiko und Produktivität ($p_1 > p_2$)

   (a) *Der Produktivitätsunterschied ($w_1 < w_2$) dominiert.* Dann gilt $c_{21} > c_1$ und folglich $\partial u_{21}/\partial c < \partial u_1/\partial c$ (aufgrund von $u_{cc} < 0$). Dieser Unterschied ist jedoch in diesem Fall annahmegemäß gering im Vergleich zu $L_{21} < L_1$ und damit $-\partial u_{21}/\partial L < -\partial u_1/\partial L$ (wegen des zunehmenden Grenzarbeitsleids).[34] Damit ist der Quotient der Grenzraten der Substitution eindeutig kleiner als eins und ich erhalte $T'(w_1 L_1) > 0$.

   (b) *Der Risikounterschied ($p_1 > p_2$) dominiert.* Wiederum gilt $\partial u_{21}/\partial c < \partial u_1/\partial c$ wegen $c_{21} > c_1$. Dieser Unterschied sei nun aber dominant, so dass

   $$\frac{w_1}{w_2} \frac{\dfrac{\partial u_{21}}{\partial L} \Big/ \dfrac{\partial u_{21}}{\partial c}}{\dfrac{\partial u_1}{\partial L} \Big/ \dfrac{\partial u_1}{\partial c}} > 1$$

   gilt und der eingeklammerte Ausdruck in (52) negativ wird. Ich erhalte damit $T'(w_1 L_1) < 0$.

   Welcher der Fälle 1a oder 1b zutrifft, hängt nicht nur von den exogenen Relationen zwischen den p_i und w_i und der Höhe von D (ein hoher Schaden D erhöht die Bedeutung des Risikounterschieds und favorisiert ceteris paribus deshalb Fall 1b), sondern auch dem endogenen Niveau von α ab. Sobald sich α eins nähert, verschwinden die Risikounterschiede (vgl. (53)) und ich erhalte Fall 1a.

[34] Diese Vergleiche sind ohne Beachtung der Interaktion von Konsum und Arbeit zulässig aufgrund der Separabilitätsannahme.

2. Fall: positive Korrelation von Risiko und Produktivität ($p_1 < p_2$)

   Die Analyse dieses Fall muss die dem Optimierungsproblem (44) zugrundeliegende Annahme berücksichtigen, dass die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 2 bindet. Dazu muss entweder negative Korrelation von Risiko und Produktivität vorliegen (vgl. Fall 1) oder bei positiver Korrelation der Produktivitätsunterschied ausschlaggebend sein.

   (a) *Der Produktivitätsunterschied ($w_1 < w_2$) dominiert.* Es gilt nun $c_{21} < c_1$ und damit $\partial u_{21}/\partial c > \partial u_1/\partial c$. Zusätzlich gilt $-\partial u_{21}/\partial L < -\partial u_1/\partial L$. Damit erhalte ich in diesem Fall eindeutig $T'(w_1 L_1) > 0$.

   (b) *Der Risikounterschied ($p_1 < p_2$) dominiert.* Die Analyse dieses Falls ist mit den obigen Bedingungen nicht möglich. Vielmehr muss dazu das Wohlfahrtsmaximierungsproblem für den Fall gelöst werden, dass die Selbstselektionsrestriktion des niedrigproduktiven Typen bindet. Dies geschieht in Anhang A.2.1, wo auch gezeigt wird, dass das utilitaristische Optimum dann folgende Eigenschaften aufweist: Der Grenzsteuersatz von Typ 1 ist Null. Dies ist die Bedingung keiner Verzerrung am oberen Ende, wobei diesmal der Typ mit der geringen Produktivität das obere Ende der Typenverteilung darstellt, da von niedrig- zu hochproduktiven Individuen umverteilt wird. Gleichzeitig lässt sich zeigen, dass der Grenzsteuersatz für die Individuen vom Typ 2 in diesem Fall stets negativ ist.

Zur ökonomischen Interpretation dieser Resultate ist es hilfreich,[35] sich bewusst zu machen, dass der Sinn verzerrender Besteuerung nur darin liegen kann, bindende Anreizverträglichkeitsbedingungen zu lockern und auf diese Weise Umverteilung zu ermöglichen. Dazu ist ein Vergleich mit den Marginalbedingungen in einer Laissez-faire-Ökonomie nützlich, also einer Welt, die sich durch Abwesenheit von Steuern und Sozialversicherung auszeichnet. Die notwendige Bedingung zum individuellen Nutzenmaximierungsproblem (vgl. (39)) impliziert dann

$$\left.\frac{\mathrm{d}c}{\mathrm{d}L}\right|_i = -\frac{\partial u_i/\partial L}{\partial u_i/\partial c} = w_i \tag{55}$$

und besagt, dass die Grenzrate der Substitution dem Ertrag einer zusätzlichen Arbeitsstunde gleichen muss. Wie unterscheiden sich nun die Arbeitsangebotsentscheidungen der Typen unter solchen unverzerrten Bedingungen? Dies hängt eben vom Eintreten der oben unterschiedenen Fälle ab. In den Fällen 1a und 2a ist der Produktivitätsunterschied ausschlaggebend. Dann folgt aus (55) mit $w_2 > w_1$ und $u_{LL} < 0$, dass die hochproduktiven Individuen ceteris paribus mehr arbeiten werden: $L_2 > L_1$. Schließlich ist für sie der Ertrag einer weiteren Arbeitsstunde höher. Um die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 2

[35] Die hier entwickelte Intuition ist im Beitrag von Cremer und Pestieau (1996) nicht enthalten.

zu lockern, muss die Regierung dafür sorgen, dass die für Typ 1 vorgesehene Allokation aus Sicht von Typ 2 weniger attraktiv wird. Dies geschieht dadurch, dass die Arbeitsangebotsentscheidung von Typ 1 durch einen positiven Grenzsteuersatz $T'(w_1L_1) > 0$ weiter nach unten verzerrt wird.

In Fall 1b ist der Produktivitätsunterschied nur gering im Vergleich zum Risikounterschied. Dies bedeutet, dass Typ 2 angesichts seiner niedrigeren Versicherungsprämie bei gleichem Bruttoeinkommen wL ein deutlich höheres Konsumniveau realisiert als Typ 1 und somit einen niedrigeren Grenznutzen des Konsums aufweist. (55) impliziert dann, dass Typ 2 im Laissez-faire weniger arbeiten würde als Typ 1: $L_2 < L_1$. Ökonomisch gesehen wird das Arbeitsangebot von Typ 2 durch einen Einkommenseffekt aufgrund der niedrigeren Prämienzahlung gegenüber dem von Typ 1 reduziert.[36] Die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 2 kann hier also dadurch gelockert werden, dass die Arbeitsangebotsentscheidung von Individuen des Typs 1 weiter nach oben verzerrt wird, und dies erreicht ein negativer Grenzsteuersatz $T'(w_1L_1) < 0$. Wenn positive Korrelation von Risiko und Produktivität vorliegt und der Risikounterschied bedeutend ist (Fall 2b), bindet bekanntlich die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1. Aufgrund seiner niedrigeren Versicherungsprämie realisiert Typ 1 dann für jedes Einkommen wL einen höheren Konsum als Typ 2 und wird aufgrund dieses Einkommenseffekts weniger arbeiten. Folglich muss L_2 nach oben verzerrt werden, um die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1 zu lockern. Dies erklärt den negativen Grenzsteuersatz für Typ 2 in diesem Fall.

4.2.2 Optimaler Umfang der Sozialversicherung

Zunächst möchte ich der Frage nachgehen, unter welchen Bedingungen eine marginale Erhöhung von α ausgehend von $\alpha = 0$ wohlfahrtssteigernd wirkt. Dabei sei der Fall betrachtet, dass die Anreizverträglichkeitsbedingung der hochproduktiven Individuen bindet. Differentiation von (44) ergibt

$$\begin{aligned}\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^{2} n_i \frac{\partial u_i}{\partial c}(p_i - \overline{p})D - \gamma \sum_{i=1}^{2} n_i (p_i - \overline{p})D \\ + \mu_2 n_1 \left(\frac{\partial u_2}{\partial c}(p_2 - \overline{p})D - \frac{\partial u_{21}}{\partial c}(p_2 - \overline{p})D \right). \qquad (56)\end{aligned}$$

Offensichtlich ist $\sum_i n_i(p_i - \overline{p})D = 0$. Darüber hinaus lassen sich aus (45) und (46) folgende Beziehungen ermitteln:

$$\frac{\partial u_1}{\partial c} = \mu_2 \frac{\partial u_{21}}{\partial c} + \gamma \quad \text{und} \quad \frac{\partial u_2}{\partial c} = \frac{n_2 \gamma}{n_2 + \mu_2 n_1}.$$

[36] Die Separabilitätsannahme $u_{cL} = 0$ impliziert, dass Freizeit nicht inferior ist.

Wenn ich dies einsetze, lässt sich (56) zu

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} &= n_1\left(\mu_2\frac{\partial u_{21}}{\partial c}+\gamma\right)(p_1-\overline{p})D+n_2\frac{n_2\gamma}{n_2+\mu_2 n_1}(p_2-\overline{p})D \\
&\quad +\mu_2 n_1(p_2-\overline{p})D\left(\frac{n_2\gamma}{n_2+\mu_2 n_1}-\frac{\partial u_{21}}{\partial c}\right) \\
&= n_1\mu_2(p_1-p_2)D\frac{\partial u_{21}}{\partial c} \qquad (57)
\end{aligned}
$$

umformen.[37] Die Einführung einer Sozialversicherung ist also im Licht des utilitaristischen Wohlfahrtskriteriums nur dann sinnvoll, wenn Risiko und Produktivität negativ korreliert sind. Dies ist für die Fälle 1a und 1b erfüllt, nicht hingegen für Fall 2a. Fall 2b, für den die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1 bindet, wird in Anhang A.2.1 untersucht. Dort wird gezeigt, dass dann trotz positiver Korrelation von Risiko und Produktivität eine marginale Erhöhung von α die Wohlfahrt steigert.[38]

Die ökonomische Intuition dafür beruht wieder auf der Wirkung einer Veränderung der Sozialversicherungsdeckung auf die jeweils bindende Anreizverträglichkeitsbedingung. In den Fällen 1a, 1b und 2a stellt sich die Frage, ob die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 2

$$u(c_2,L_2)-u\left(c_1+(1-\alpha)D(p_1-p_2),\frac{w_1L_1}{w_2}\right)\geq 0$$

durch eine Anhebung von α gelockert wird. Offensichtlich ist dies genau dann der Fall, wenn gilt $p_1 > p_2$. Aufgrund der risikounabhängigen Finanzierungsbeiträge verteilt die Sozialversicherung stets von den niedrigen zu den hohen Risiken um. Da in den Fällen 1a, 1b und 2a das utilitaristische Wohlfahrtskriterium Umverteilung von den hoch- zu den niedrigproduktiven Individuen erfordert, ist Umverteilung durch die Sozialversicherung nur dann wünschenswert, wenn die hochproduktiven Individuen auch zugleich diejenigen mit dem niedrigeren Risiko sind. In Fall 2b hingegen ist die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1 zu betrachten, da von den niedrig- zu den hochproduktiven Individuen umverteilt wird:

$$u(c_1,L_1)-u\left(c_2+(1-\alpha)D(p_2-p_1),\frac{w_2L_2}{w_1}\right)\geq 0.$$

Diese wird durch eine Erhöhung von α entschärft, wenn p_2 größer als p_1 ist. Da dann die Individuen mit geringer Produktivität zugleich die niedrigen Risiken sind, verbessert die Einführung von Sozialversicherung unter diesen Umständen in der Tat die gesellschaftlich erwünschte Umverteilung.

Es stellt sich die Frage, wie sich der optimale Umfang der Sozialversicherung angesichts von (57) und der entsprechenden Bedingung (A.2-11) in Anhang A.2.1 charakte-

[37] Die entsprechende Gleichung (20) in Cremer und Pestieau (1996) ist fehlerhaft.

[38] Henriet und Rochet (2004) behaupten, dass Sozialversicherung nur dann als Umverteilungsinstrument zu nutzen ist, wenn die durchschnittliche Schadenswahrscheinlichkeit der Individuen mit niedrigem Einkommen höher ist (vgl. S. 5). Diese Aussage trifft angesichts dieses Resultats im Allgemeinen nicht zu.

risieren lässt. Wie oben bereits festgestellt wurde, ist dabei zu beachten, dass eine Anhebung von α die Risikounterschiede verringert und damit beeinflusst, welcher der oben unterschiedenen Fälle zutrifft. Liegt bei $\alpha = 0$ Fall 1a vor, ist eine volle Abdeckung des Schadens durch die Sozialversicherung optimal. Dies folgt aus (57) und der Tatsache, dass bei einer Erhöhung von α auf eins weiterhin stets Fall 1a zutrifft, da die Risikounterschiede sogar noch weiter verringert werden. Sind hingegen die Risikounterschiede bei $\alpha = 0$ bedeutend (Fall 1b), so tritt bei einer Anhebung der Sozialversicherungsdeckung ein Übergang von Fall 1b zu Fall 1a ein. Dies ändert jedoch nichts am Vorzeichen von (57), so dass $\alpha = 1$ auch unter dieser Bedingung optimal ist. Damit lässt sich zusammenfassen, dass bei negativer Korrelation von Risiko und Produktivität *immer* eine Sozialversicherung, die den gesamten Schaden abdeckt, optimal ist.

Bei positiver Korrelation zwischen p und w muss differenziert werden. Trifft bei $\alpha = 0$ Fall 2a zu, sollte keine Sozialversicherung eingeführt werden. Jede marginale Erhöhung von α würde die utilitaristische Wohlfahrt senken und auch nichts daran ändern, dass Fall 2a vorliegt. In Fall 2b ist jedoch eine marginale Erhöhung von α von Null aus wohlfahrtssteigernd. Sobald α aber hinreichend nah an eins ist, tritt ein Übergang zu Fall 2a ein, da die Risikounterschiede an Bedeutung verlieren, und Umverteilung durch Sozialversicherung ist nicht mehr wünschenswert. Folglich wird dann das utilitaristische Optimum für einen inneren Wert von $\alpha \in (0; 1)$ erreicht. Interessanterweise müssen dann die Grenzsteuersätz für beide Typen von Individuen Null sein. Dies folgt aus der in Abschnitt 4.2.1 hergeleiteten optimalen Steuerpolitik und daraus, dass α gerade so gewählt wird, dass man sich an der Grenze zwischen Fall 2a und Fall 2b befindet. Die Sozialversicherung erreicht dann die Umverteilungsziele allein und das First-Best-Optimum kann implementiert werden.[39] Dass hier das First-Best erreicht wird, lässt sich auch an (57) und der entsprechenden Bedingung (A.2-11) im Anhang A.2.1 erkennen. Damit ein innerer Wert von α optimal ist, muss in beiden Fällen $\partial \mathcal{L}/\partial\alpha = 0$ gelten. Dies ist aber für $p_2 > p_1$ nur möglich, wenn gilt $\mu_1 = \mu_2 = 0$, also keine Anreizverträglichkeitsbedingung bindet. Demnach ist in dieser Situation auch keine verzerrende Besteuerung notwendig, um eine bindende Anreizverträglichkeitsbedingung zu lockern.

Die Ergebnisse dieses Abschnitts machen deutlich, dass die in den Abschnitten 2 und 3 ermittelte Rechtfertigung für eine Regulierung des Versicherungsmarktes aus Umverteilungsgründen nicht von der Beschränkung auf Linearsteuern abhängt. Das Umverteilungspotenzial der Sozialversicherung ist auch in Gegenwart eines optimalen nichtlinearen Einkommensteuersystems geeignet, die gesellschaftliche Wohlfahrt zu erhöhen. Dies liegt daran, dass die Sozialversicherung in einer anderen Dimension als die Steuer umverteilt und deshalb bei geeigneter Korrelation zwischen den beiden Dimensionen Steuern und Sozialversicherung zusammen effektiver umverteilen als eine (nichtlineare) Einkommensteuer allein. Insofern überträgt sich die Intuition, die für den Fall der linearen Steuern entwickelt wurde, vollständig auf die Analyse des nichtlinearen Problems.

[39] Cremer und Pestieau (1996) haben ein numerisches Beispiel für diesen Fall konstruiert.

4.3 Diskussion

4.3.1 Einkommensabhängige Sozialversicherungsdeckung

Es ist vorstellbar, dass die Sozialversicherungsdeckung α, ähnlich wie der Grenzsteuersatz der nichtlinearen Einkommensteuer, nicht für die Gesamtbevölkerung einheitlich ist, sondern zwischen den Typen differenziert wird. Ich möchte deshalb das Modell von Cremer und Pestieau (1996) verwenden, um zu untersuchen, ob eine Differenzierung der Sozialversicherungsdeckung nach Einkommen optimal ist und wie sie gegebenenfalls ausgestaltet sein sollte. Eine derartige Analyse wurde von Henriet und Rochet (2004) unternommen mit dem Unterschied, dass sie eine gewichtete utilitaristische Wohlfahrtsfunktion und eine ineffiziente Sozialversicherung betrachten. Zudem berücksichtigen sie nicht, wie oben bereits erwähnt, dass die Risikoverteilung Auswirkungen auf die Frage hat, welche Anreizverträglichkeitsbedingung bindet.

Wenn der Deckungsanteil des Schadens in der Sozialversicherung, α_i, $i = 1,2$, typabhängig ist, stellt $\overline{p} = \sum_i n_i p_i$ im Allgemeinen nicht mehr wie bisher das Durchschnittsrisiko in der Sozialversicherung dar. Dies würde nur für $\alpha_1 = \alpha_2$ gelten. Vielmehr muss nun der für alle einheitliche Finanzierungsbeitrag von den α_i abhängen und $\sum_i \alpha_i n_i p_i D$ betragen. Die Budgetbeschränkung eines Haushalts vom Typ i lautet somit

$$c_i = w_i L_i - T(w_i L_i) - (1-\alpha_i) p_i D - \sum_{i=1}^{2} \alpha_i n_i p_i D$$

und das Problem der Regierung wird für den Fall, dass die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 2 bindet, zu

$$\max_{c_i, L_i, \alpha_i} \quad \sum_{i=1}^{2} n_i u(c_i, L_i) \quad \text{u. d. B.} \quad \sum_{i=1}^{2} n_i (w_i L_i - c_i - p_i D) = 0,$$
$$u(c_2, L_2) - u\left(c_1 + (1-\alpha_1)(p_1 - p_2)D, \frac{w_1 L_1}{w_2}\right) = 0. \qquad (58)$$

Die Lösung dieses Problems ist in Anhang A.2.2 zu finden. Zunächst lässt sich erkennen, dass eine Differenzierung der Sozialversicherungsdeckung keinen Einfluss auf die Marginalbedingungen für die optimale Steuerpolitk (45) bis (48) hat. Allerdings zeigt sich, dass eine marginale Anhebung von α_2 ausgehend von Null keinen Effekt auf die gesellschaftliche Wohlfahrt ausübt. Es ergibt sich also kein Argument für eine positive Sozialversicherungsdeckung für Typ 2. α_1 sollte hingegen ausgehend von Null erhöht werden, falls die Korrelation zwischen Risiko und Produktivität negativ ist. Dieses Ergebnis wird verständlich, wenn wiederum die bindende Anreizverträglichkeitsbedingung betrachtet wird. Sie wird von Variationen in α_2 nicht beeinflusst, lockert sich aber durch eine Erhöhung von α_1, falls $p_1 > p_2$ gilt. Analog lässt sich für den Fall einer bindenden Selbstselektionsbedingung von Typ 1 einsehen, dass α_1 beliebig gesetzt werden kann und

$\alpha_2 > 0$, falls die Korrelation zwischen Risiko und Produktivität positiv ist. Genau dies ist aber erfüllt, wenn die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1 bindet.

Interessanterweise zeigt sich also, dass eine einheitliche Sozialversicherungsdeckung im vorliegenden Modellrahmen optimal ist. Zwar lässt sich im empirisch interessanten Fall negativer Korrelation von Fähigkeitsniveau und Risiko keine strikt positive Deckung für die produktiven Individuen rechtfertigen, eine Abweichung von Null ist aber auch nicht wohlfahrtsmindernd. Dieses Ergebnis würde sich jedoch ändern, wenn die Sozialversicherung verglichen mit den privaten Versicherungen höhere Kosten verursachen würde, wie es etwa von Henriet und Rochet (2004) angenommen wird. Dann wäre eine Erhöhung von α_2 ausgehend von Null in der Tat nicht wünschenswert und eine einheitliche Sozialversicherungsdeckung wäre suboptimal. Das für die Steuerpolitik gefundene Resultat, dass am oberen Ende keine Verzerrungen erzeugt werden sollten, würde sich damit auf die Sozialversicherung übertragen.

Die praktische Relevanz dieses Ergebnisses sollte jedoch nicht überschätzt werden. Zwar sind in zahlreichen Ländern nur Haushalte mit geringen Einkommen zwangsversichert und Besserverdiener von der Sozialversicherung befreit. Der Unterschied zur vorliegenden Betrachtung ist jedoch, dass hier lediglich die Deckung differenziert wird, aber trotzdem alle Bevölkerungsmitglieder einen einheitlichen Finanzierungsbeitrag zur Sozialversicherung leisten müssen. In der Praxis ist es in aller Regel so, dass Haushalte, die nicht in der Sozialversicherung sind, auch keine Beiträge zu zahlen haben. Übertragbar wäre das Ergebnis jedoch auf solche Systeme, in denen die Sozialversicherungsleistungen in der Tat aus Steuern finanziert werden, die der Gesamtbevölkerung unabhängig von ihrer Zugehörigkeit zur Sozialversicherung auferlegt sind.[40]

4.3.2 Finanzierung der Sozialversicherung

In Abschnitt 2.4 wurde festgestellt, dass die Optimalbedingungen für die Parameter der Linearsteuer und der Sozialversicherung davon unberührt bleiben, ob die Finanzierung der Sozialversicherung über einheitliche Kopfprämien oder aus den Steuereinnahmen erfolgt. Dieses Äquivalenzresultat überträgt sich erwartungsgemäß auf den Fall der nichtlinearen Einkommensbesteuerung, wie ich im Folgenden kurz zeigen möchte. Das Konsumniveau von Haushalt *i* wäre bei einer steuerfinanzierten Sozialversicherung (vgl. (38))

$$c_i = w_i L_i - T(w_i L_i) - (1-\alpha) p_i D, \tag{59}$$

[40]Eine Differenzierung der Finanzierungsbeiträge entsprechend der Sozialversicherungsdeckung würde hier dazu führen, dass die Sozialversicherung vollständig äquivalent wäre zur privaten Versicherung, da die Finanzierung typabhängig würde und somit keine Umverteilung stattfände. Es gäbe im vorliegenden Modellrahmen also kein Argument für die Einführung einer solchen Sozialversicherung.

da keine separate Kopfprämie für die Sozialversicherung zu erbringen ist. Darüber hinaus ändert sich die Budgetrestriktion der Regierung zu

$$\sum_{i=1}^{2}\big(T(w_iL_i) - \alpha p_i D\big) = 0,$$

was unter Verwendung von (59) zu

$$\sum_{i=1}^{2}\big(w_iL_i - c_i - p_i D\big) = 0$$

umgeschrieben werden kann. In dieser Form ergibt sich offensichtlich aufgrund der veränderten Bestimmungsgleichung von c_i in (59) keine Änderung der staatlichen Budgetrestriktion gegenüber (42). Ebensowenig ändern sich die Anreizverträglichkeitsbedingungen (14). Folglich erhalte ich für das vorliegende Wohlfahrtsmaximierungsproblem exakt dieselbe Lagrange-Funktion wie in (44) und somit auch dieselben Marginalbedingungen.

Dieses Ergebnis der Finanzierungsäquivalenz ist wieder auf die Gegenwart einer endogenen Steuerpolitik zurückzuführen. Die Kopfprämie $\alpha p_i D$ kann in die Steuerfunktion $T(w_iL_i)$ integriert werden. Da es sich dabei um einen Pauschaltransfer handelt, sind die Marginalbedingungen davon unberührt. Zwar sind die Marginalbedingungen an anderen *Stellen* erfüllt. Die Frage, unter welchen Bedingungen eine Sozialversicherung wünschenswert ist und in welchem Umfang sie eingeführt werden sollte, ist jedoch unabhängig von der Form der Beiträge, solange eine optimale Steuerpolitik in der Lage ist, jegliche Änderung der Finanzierung zu kompensieren.

4.3.3 Utilitaristische Wohlfahrt und Pareto-Optimalität

Anhand des zwei Typen-Modells möchte ich kurz die Verwandschaft zwischen den für das utilitaristische Wohlfahrtskriterium hergeleiteten Optimalbedingungen und den allgemeinen Eigenschaften einer Pareto-optimalen Steuer- und Sozialpolitik illustrieren. Diese Beobachtung geht zurück auf Stiglitz (1982). Zur Vereinfachung unterstelle ich eine Ökonomie mit nur zwei Individuen $i = 1,2$ und $w_1 < w_2$. Die Pareto-optimale Steuer und Sozialversicherung ist dann die Lösung des folgenden Programms:

$$\max_{c_1,c_2,L_1,L_2,\alpha} u(c_1,L_1) \quad \text{u. d. B.} \quad u(c_2,L_2) \geq \bar{u}_2, \text{(40) und} \sum_{i=1}^{2}(w_iL_i - c_i - p_iD) = 0.$$

Im von Stiglitz (1982) als normal bezeichneten Fall einer bindenden Anreizverträglichkeitsbedingung von Individuum 2 ergibt sich die Lagrange-Funktion

$$\begin{aligned}\mathcal{L} &= u(c_1,L_1) + \lambda\big(u(c_2,L_2) - \bar{u}_2\big)\\ &\quad + \gamma\sum_{i=1}^{2}(w_iL_i - c_i - p_iD) + \mu_2\big[u(c_2,L_2) - u(c_{21},L_{21})\big]\end{aligned} \tag{60}$$

mit λ als Schattenpreis der Bedingung $u(c_2, L_2) \geq \bar{u}_2$.

Offenbar ergäbe sich dieselbe Lagrange-Funktion, wenn eine *gewichtete* utilitaristische Wohlfahrt maximiert würde mit λ als Gewicht von Haushalt 2. Der einzige Unterschied bestünde darin, dass in (60) λ endogen auf Grundlage des Parameters $\bar{u}_2$ bestimmt wird, während es im zweiten Fall als Gewicht exogen vorgegeben wird. Die Optimalbedingungen, die sich durch Maximieren einer gewichteten utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion ergeben, sind also identisch mit den Bedingungen für Pareto-Optimalität. Nun könnten die oben für das *ungewichtete* utilitaristische Wohlfahrtskalkül gefundenen Marginalbedingungen als Spezialfall angesehen werden, die ein bestimmtes Pareto-Optimum kennzeichnen. Dies ist jedoch nicht der Fall. Die Optimalbedingungen für die Steuerpolitik (49) und (52) beruhen auf Grenzraten der Substitution, in denen sich die Gewichte der Individuen herauskürzen würden. Die Optimalbedingung für α, (57), würde sich bei einer gewichteten Wohlfahrtsfunktion ebenfalls nicht ändern. Die obigen Bedingungen für die optimale Steuer- und Sozialpolitik charakterisieren demnach eine Pareto-optimale Politik. Sind sie nicht erfüllt, existiert eine andere Politik, in der mindestens ein Individuum besser gestellt werden kann, ohne das andere schlechter zu stellen.[41]

5 Sozialversicherung bei nichtlinearer Einkommensteuer im Fall eines Kontinuums von Typen

Die Analyse des vorangegangenen Abschnitts 4, in dem eine Welt mit nur zwei Typen betrachtet wurde, soll nun auf die Betrachtung eines Kontinuums von unterschiedlich produktiven Individuen verallgemeinert werden. Eine solche Erweiterung ist zunächst deshalb wünschenswert, weil die Annahme nur zweier Typen restriktiv sein könnte in dem Sinne, dass die in Abschnitt 4 gefundenen Resultate von eben dieser Vereinfachung abhängen. Darüber hinaus ist die Betrachtung eines Kontinuums von Typen in der Optimalsteuertheorie deshalb beliebt, weil sie ein deutlich zutreffenderes Bild der Realität abgibt und damit besser zur Formulierung von Politikempfehlungen geeignet ist. Insbesondere kann der optimale Verlauf eines Einkommensteuertarifs nur in einem solchen Modellrahmen sinnvoll untersucht werden.

Aus einer ähnlichen Motivation heraus ist die folgende Analyse auch für die Frage der optimalen Gestaltung der Sozialversicherung interessant. In den vorangegangenen Abschnitten wurde festgestellt, dass die Frage, ob die Einführung einer Sozialversicherung wünschenswert ist, von der Korrelation zwischen Risiko und Fähigkeitsni-

[41] Unter der Annahme, dass eine gegebene Anreizverträglichkeitsbedingung bindet, haben die Gewichte also keinen Einfluss auf die Optimalbedingungen. Sie bestimmen jedoch mit, welche Anreizverträglichkeitsbedingung bindet. Wird beispielsweise der hochproduktive Haushalt sehr stark gewichtet (d. h. wird ihm ein sehr hoher Reservationsnutzen $\bar{u}_2$ zugeordnet), kann trotz negativer Korrelation von Risiko und Produktivität die Anreizverträglichkeitsbedingung von Individuum 1 binden. Insofern müsste für eine allgemeine Analyse der Pareto-optimalen Politik die oben vorgenommene Fallunterscheidung erweitert werden.

veau abhängt. Darüber hinaus wurde gezeigt, dass es optimal sein kann, die Sozialversicherungsdeckung nach Einkommen zu differenzieren (vgl. Abschnitt 4.3.1). Im stetigen Fall lässt sich die Frage untersuchen, inwieweit die optimale Sozialversicherungsdeckung je nach *lokaler* Korrelation von Risiko und Produktivität variiert. Um diese Idee zu verdeutlichen, sei angenommen, dass w stetig verteilt ist auf einem Intervall $[w_0, w_1]$, $w_0 < w_1$, entsprechend einer Dichtefunktion $f(w)$. Jedem Fähigkeitsniveau w ist dabei genau eine Schadenswahrscheinlichkeit $p(w) \in (0,1)$ zugeordnet, wobei die Funktion $p(w)$ mindestens einmal differenzierbar sei.[42] Nun mag sich der optimale Umfang einer einheitlichen Sozialversicherungsdeckung α in Abhängigkeit von der globalen Korrelation $\text{Cov}(w, p(w)) = \int wp(w)f(w)dw - \int wf(w)dw \int p(w)f(w)dw$ über die Gesamtbevölkerung charakterisieren lassen. Interessant ist jedoch auch, in welcher Weise der Verlauf einer typabhängigen Sozialversicherung $\alpha(w)$ von der lokalen Korrelation zwischen Risiko und Produktivität abhängen könnte, für die etwa der Differentialquotient $p'(w)$ ein Maß darstellt. Dieser Frage möchte ich im vorliegenden Abschnitt nachgehen, wobei ich mich an der Arbeit von Henriet und Rochet (2004) orientieren, ihre Analyse jedoch im Sinne meiner Fragestellung abwandeln werde.

5.1 Modellstruktur

Ich betrachte wiederum das Wohlfahrtsmaximierungsproblem einer Regierung, der eine nichtlineare Einkommensteuer $T(wL)$ und eine einkommensabhängige Sozialversicherung $\alpha(wL)$ zur Verfügung stehen. Wie in Abschnitt 4 sei ein effizienter privater Versicherungsmarkt angenommen, so dass die Budgetrestriktion eines Individuums vom Typ w lautet

$$c(w) = wL - T(wL) - p(w)(1 - \alpha(wL))D - B, \tag{61}$$

mit

$$B \equiv \int_{w_0}^{w_1} p(w)\alpha(wL)f(w)Ddw \tag{62}$$

als Kopfprämie für die Sozialversicherung in Höhe der erwarteten Auszahlung. Dabei ist zu berücksichtigen, dass es sich bei (62) um ein bestimmtes Integral handelt, das deshalb nicht von w abhängt.

Analog zu den Überlegungen in Abschnitt 4 lässt sich wiederum argumentieren, dass es der Regierung möglich ist, durch Kenntnis der Bruttoeinkommen wL und Wahl der Steuerfunktion $T(wL)$ direkt die individuellen Arbeitsangebots- und Konsummengen $L(w)$ bzw. $c(w)$ festzulegen, wobei sie an die Beachtung der Anreizverträglichkeitsbedingungen gebunden ist. Für die folgende Darstellung ist es hilfreich, eine Bruttoeinkommensfunktion

[42] Damit nehme ich eine 'einseitig' perfekte Korrelation zwischen Risiko und Produktivität an, d. h. das Produktivitätsniveau legt eindeutig das Risiko fest, nicht aber umgekehrt. Diese Annahme ist schwächer als die einer vollständig perfekten Korrelation im zwei Typen-Fall. Darüber hinaus kann die Schadenswahrscheinlichkeit nun nicht mehr nur zwei Werte p_L und p_H, sondern alle möglichen Werte auf dem Intervall $(0,1)$ annehmen.

$z(w) \equiv wL(w)$ zu definieren. Damit lassen sich die Anreizverträglichkeitsbedingungen als

$$\begin{aligned} &U\Big(z(w)-T(z(w))-p(w)\big(1-\alpha(z(w))\big)D-B,\frac{z(w)}{w}\Big) \\ &\quad \geq U\left(z(w')-T(z(w'))-p(w)\left(1-\alpha(z(w'))\right)D-B,\frac{z(w')}{w}\right) \quad \forall \quad w,w' \end{aligned} \tag{63}$$

schreiben. Das Optimierungsproblem der Regierung lautet folglich

$$\begin{aligned} &\max_{L(w),c(w),\alpha(z(w))} \int_{w_0}^{w_1} u(c(w),L(w))f(w)dw \quad \text{unter den Bedingungen} \\ &\int_{w_0}^{w_1} (z(w)-c(w)-p(w)D)f(w)dw = 0 \quad \text{und} \quad (63). \end{aligned} \tag{64}$$

Diese Formulierung hat den Nachteil, dass mit (63) für jeden Typ w unendlich viele Restriktionen zu beachten sind. Um dies mathematisch handzuhaben, wurde von Mirrlees (1971) eine Vorgehensweise entwickelt, die unter der Bezeichnung 'First Order-Ansatz' bekannt geworden ist. Dabei wird verwendet, dass die Bedingung (63) offensichtlich äquivalent ist zur Forderung, dass $w' = w$ die Differenz

$$\begin{aligned} &U\Big(z(w)-T(z(w))-p(w)\big(1-\alpha(z(w))\big)D-B,\frac{z(w)}{w}\Big) \\ &\quad -U\left(z(w')-T(z(w'))-p(w)\left(1-\alpha(z(w'))\right)D-B,\frac{z(w')}{w}\right) \end{aligned} \tag{65}$$

minimiert. Die notwendige Bedingung für dieses Minimierungsproblem ergibt sich durch Ableiten von (65) nach w' und Nullsetzen an der Stelle $w' = w$ nach Zusammenfassen als

$$\big(1-T'(z(w))+p(w)\alpha'(z(w))D\big)\,u_c+\frac{1}{w}u_L = 0 \quad \forall \quad w. \tag{66}$$

Der First Order-Ansatz besteht nun darin, anstatt der gesamten Menge von Anreizverträglichkeitsbedingungen (63) ausschließlich die Bedingung erster Ordnung (66) im Optimierungsproblem der Regierung (64) zu berücksichtigen. Damit wird angenommen, dass die Bedingung zweiter Ordnung von (65) stets erfüllt ist. Diese Vorgehensweise wird von Henriet und Rochet (2004) auch auf den vorliegenden Modellrahmen angewandt. Inwieweit sich dies rechtfertigen lässt, möchte ich im folgenden Abschnitt kurz diskutieren.

5.2 Zum First Order-Ansatz

Die Bedingung zweiter Ordnung der Selbstselektionsrestriktion lautet an der Stelle $w' = w$

$$\begin{aligned}
-z''(w)\Big[&\big(1-T'(z(w))+p(w)\alpha'(z(w)D\big)\,u_c+\frac{1}{w}u_L\Big]\\
&-z'(w)^2\Big[\big(1-T'(z(w))+p(w)\alpha'(z(w))D\big)^2 u_{cc}\\
&-\big(T''(z(w))-p(w)\alpha''(z(w))D\big)\,u_c+\frac{1}{w^2}u_{LL}\Big]\geq 0,
\end{aligned}$$

wobei zur Vereinfachung die Annahme separabler Präferenzen verwendet wurde. Die zweite Ableitung der Selbstselektionsrestriktion muss positiv sein, damit es sich bei $w = w'$ um ein Minimum der Differenz (65) handelt. Mit Hilfe von (66) lässt sich dies zu

$$\begin{aligned}
&\big(1-T'(z(w))+p(w)\alpha'(z(w))D\big)^2 u_{cc}\\
&\quad-\big(T''(z(w))-p(w)\alpha''(z(w))D\big)\,u_c+\frac{1}{w^2}u_{LL}\leq 0
\end{aligned}\tag{67}$$

vereinfachen. Nun ist die Frage, unter welchen Umständen die Bedingung zweiter Ordnung für die Selbstselektion vernachlässigt werden kann, (67) also automatisch erfüllt ist, sobald (66) berücksichtigt wird. Dazu differenziere ich (66) nach w. Da die Bedingung erster Ordnung für alle w gelten muss, muss dies Null ergeben:

$$\begin{aligned}
SOC\times z'(w)+p'(w)\alpha'(z(w))Du_c-\frac{1}{w^2}u_L-\frac{Z}{w^2}\frac{1}{w}u_{LL}&\\
-\big(1-T'(z(w))+p(w)\alpha'(z(w))D\big)\big(p'(w)(1-\alpha(z(w)))D\big)u_{cc}&=0,
\end{aligned}$$

wobei SOC den Ausdruck auf der linken Seite der Ungleichung in (67) abkürzt. Dabei bin ich wiederum von separablen Präferenzen, also der Annahme $u_{Lc} = 0$ ausgegangen. Division durch u_c, Substitution von (66) und Zusammenfassen ergibt

$$\begin{aligned}
&SOC\frac{z'(w)}{u_c}+p'(w)\alpha'(z(w))D\\
&\quad-\left[\frac{1}{w^2}\frac{u_L}{u_c}-\frac{1}{w}\frac{u_{cc}u_L p'(w)(1-\alpha(z(w)))D-u_{LL}u_c z(w)/w^2}{u_c^2}\right]=0.
\end{aligned}\tag{68}$$

Zur Interpretation dieser Gleichung hilft es, sich vorzustellen, wie sich (68) im Standard-Optimalsteuerproblem von Mirrlees (1971) vereinfachen würde. Dies lässt sich hier durch den Spezialfall $D = 0$ abbilden. (68) würde dann lauten

$$SOC\frac{z'(w)}{u_c}-\frac{1}{w^2}\left(\frac{u_L}{u_c}+\frac{z(w)}{w}\frac{u_{LL}}{u_c}\right)=0.\tag{69}$$

In diesem Fall wäre also die Bedingung zweiter Ordnung automatisch erfüllt, wenn der Ausdruck in Klammern negativ ist und $z'(w) > 0$ gilt. Denn dann kann (69) nur für $SOC < 0$ erfüllt sein und (69) folgt direkt aus der Bedingung erster Ordnung (66). Der

Ausdruck in Klammern in (69) verdient gesonderte Aufmerksamkeit. Er ist negativ, wenn die Spence-Mirrlees-Bedingung des Optimalsteuerproblems erfüllt ist. Diese besagt, dass die Grenzrate der Substitution zwischen Konsum c und Bruttoeinkommen z mit dem Fähigkeitsniveau abnimmt, d. h. formal

$$\frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}w}\left(\left.\frac{\mathrm{d}c}{\mathrm{d}z}\right|_{u}\right) = \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}w}\left(-\frac{u_z}{u_c}\right) = \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}w}\left(-\frac{u_L}{wu_c}\right) < 0. \tag{70}$$

Berechnung des Differentialquotienten in (70) ergibt unter Berücksichtigung der Separabilität genau den eingeklammerten Ausdruck in (69). Die Intuition dieser Bedingung liegt darin, dass die produktiven Individuen für eine marginale Erhöhung ihres Bruttoeinkommens und somit ihres Arbeitsangebots durch einen geringeren Konsumanstieg kompensiert werden müssen, da sie aufgrund ihrer höheren Produktivität ihr Arbeitsangebot nur um weniger anzuheben haben. Sie weisen dann in der (z,c)-Ebene in jedem Punkt eine flachere Indifferenzkurve auf. Diese Annahme ist im Optimalsteuermodell von Mirrlees (1971) unproblematisch. Aus der Separabilitätsannahme und der Konkavität der Nutzenfunktion folgt direkt, dass

$$\frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}w}\left(-\frac{u_L}{wu_c}\right) = \frac{1}{w^2}\left(\frac{u_L}{u_c} + \frac{z(w)}{w}\frac{u_{LL}}{u_c}\right) < 0,$$

erfüllt ist.

Statt die Bedingung zweiter Ordnung (67) explizit zu berücksichtigen, kann im Optimalsteuermodell von Mirrlees (1971) deshalb auch die Bedingung $z'(w) \geq 0$ im Maximierungsproblem der Regierung als zusätzliche Restriktion neben (66) berücksichtigt werden. Dieser sog. Second Order-Ansatz wurde von Ebert (1992) auf das Mirrlees-Modell angewandt. Dabei zeigt sich, dass der First Order-Ansatz im Allgemeinen nicht in der Lage ist, das Wohlfahrtsoptimum zu bestimmen.[43] Vielmehr lässt sich nicht ausschließen, dass die Bedingung $z'(w) \geq 0$ bindet, was zum Phänomen des 'bunching' führt, also dazu, dass im Optimum unterschiedlich produktive Individuen dasselbe Einkommens-Konsum-Bündel wählen. Ebert (1992) hat jedoch gezeigt, dass trotz dieser Komplikation die wesentlichen qualitativen Eigenschaften des optimalen Einkommensteuertarifs gegenüber den Ergebnissen von Mirrlees (1971) nur leicht modifiziert werden müssen.

Im vorliegenden Modellrahmen ist die Anwendbarkeit des First Order-Ansatzes jedoch eingeschränkter. Zunächst stellt die Spence-Mirrlees-Bedingung hier eine wesentlich stärkere Annahme dar als im Modell von Mirrlees (1971). Der Differentialquotient $d(-u_L/wu_c)/dw$ ist nun für $D \neq 0$ durch den eckig eingeklammerten Ausdruck in (68) gegeben. Die Betrachtung dieses Ausdrucks zeigt, dass die Annahme von Separabilität

[43] Es existiert eine umfangreiche Literatur zur Anwendbarkeit des First Order-Ansatzes nicht nur in der Optimalsteuertheorie, sondern in der Vertragstheorie allgemein. Dass der First Order-Ansatz zur Lösung des Anreizproblems im Allgemeinen nicht geeignet ist, wurde bereits 1975 von Mirrlees anhand von Beispielen in einem Arbeitspapier belegt, das als Mirrlees (1999) erschienen ist. Weitere Beispiele finden sich in Mirrlees (1986). Eine ausführliche Diskussion ist in Ebert (1992) und Myles (1995) zu finden.

und Konkavität der Nutzenfunktion nicht ausreicht, um die Spence-Mirrlees-Bedingung sicherzustellen. Um eine hinreichende Bedingung für die Spence-Mirrlees-Bedingung zu erhalten, muss zusätzlich $p'(w) \geq 0$ gefordert werden. Andernfalls ist es durchaus möglich, dass produktivere Individuen die steileren Indifferenzkurven im (z, c)-Raum aufweisen. Dies wurde bereits in Abschnitt 4 festgestellt und tritt ein, wenn bei negativer Korrelation von Risiko und Produktivität ($p'(w) < 0$) der Risikounterschied den Produktivitätsunterschied überwiegt. Dann müssen die produktiven Individuen für einen gegebenen Anstieg des Bruttoeinkommens durch einen *höheren* Konsumzuwachs kompensiert werden, da sie aufgrund ihrer niedrigeren Versicherungsprämie einen höheren Ausgangskonsum und deshalb einen niedrigeren Grenznutzen des Konsums aufweisen. In diesem Fall ist die Spence-Mirrlees-Bedingung nicht erfüllt.

Zweitens lässt (68) erkennen, dass die Bedingung zweiter Ordnung nicht erfüllt sein mag, selbst wenn die Bedingung erster Ordnung und die Spence-Mirrlees-Bedingung gelten *und* $z'(w) \geq 0$ angenommen wird. Damit die Bedingung zweiter Ordnung ignoriert werden kann, muss zusätzlich $p'(w)\alpha'(z(w)) \geq 0$ gefordert werden.[44] Denn nur wenn alle diese Annahmen erfüllt sind, ist die Bedingung erster Ordnung und damit Gleichung (68) hinreichend für $SOC < 0$. Damit ist im vorliegenden Modell selbst der Second Order-Ansatz von Ebert (1992) im Allgemeinen nicht ausreichend zur Bestimmung der optimalen Steuer- und Sozialpolitik. Vielmehr gibt es pausible Umstände, unter denen die Spence-Mirrlees-Bedingung nicht global erfüllt ist, und es muss darüber hinaus eine Annahme an den Verlauf der optimalen marginalen Sozialversicherungsdeckung $\alpha'(w)$ getroffen werden, die darin besteht, dass der von der Sozialversicherung gedeckte Schadensanteil mit dem Einkommen marginal nicht abnimmt, wenn lokal positive Korrelation zwischen Risiko und Produktivität vorliegt, und umgekehrt.[45] Die mathematische Handhabung des vorliegenden Modells mit einem Kontinuum von Typen ist also mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden.

5.3 Lösung und Interpretation

Die im vorangegangenen Abschnitt 5.2 vorgetragenen Bedenken stimmen skeptisch gegenüber der Vorgehensweise von Henriet und Rochet (2004), die den First Order-Ansatz zur Lösung des Optimierungproblems der Regierung benutzen. Eine formal weniger angreifbare Analyse würde aber über Zweck und Rahmen dieser Arbeit hinausgehen. Deshalb möchte ich im Folgenden den First Order-Ansatz anwenden, jedoch bei der Interpretation der Ergebnisse auf die oben hergeleiteten Bedingungen für seine Zulässigkeit

[44] Beachte, dass die Spence-Mirrlees-Bedingung auch für $p'(w) < 0$ erfüllt sein kann. Aus der Tatsache, dass sie erfüllt ist, folgt deshalb noch nicht $p'(w) \geq 0$.

[45] Die Notwendigkeit dieser zusätzlichen Annahme ist darauf zurückzuführen, dass hier im Unterschied zum Optimalsteuermodell ohne Sozialversicherung das Konsumniveau durch die Bruttoeinkommensfunktion $z(w)$ und die Steuerpolitik nicht eindeutig bestimmt ist. Vielmehr spielt darüber hinaus die erwartete Sozialversicherungsleistung $p(w)\alpha(w)D$ eine Rolle (vgl. Gleichung (61)).

zurückkommen. Das Wohlfahrtsmaximierungsproblem (64) wird damit zu

$$\begin{aligned}
&\max_{L(w),c(w),\alpha(w)} \int_{w_0}^{w_1} u(c(w),L(w))\,f(w)dw \quad \text{unter den Bedingungen}\\
&\int_{w_0}^{w_1} (wL(w)-c(w)-p(w)D)\,f(w)dw = 0 \quad \text{und}\\
&\big(1-T'(w)+p(w)\alpha'(w)D\big)\,u_c + \frac{1}{w}u_L = 0 \quad \forall\ w. \qquad (71)
\end{aligned}$$

Dabei habe ich die Steuer $T(w)$ und die Sozialversicherung $\alpha(w)$ direkt in Abhängigkeit vom Typ anstatt wie bisher als Funktion des Einkommens ausgedrückt, was gemäß dem Prinzip der direkten Offenbarung keine Beschränkung der Allgemeinheit darstellt. Bei (71) handelt es sich um ein dynamisches Kontrollproblem mit isoperimetrischer Nebenbedingung. Die Ressoucenbeschränkung $\int (z(w)-c(w)-p(w)D)\,f(w)dw = 0$ wird als isoperimetrisch bezeichnet, da sie im Gegensatz zu (66) eine Integralbedingung vom selben Maß wie die Zielfunktion $\int u(c(w),L(w))\,f(w)dw$ darstellt (vgl. Kamien und Schwartz (1991), S. 43).

Die Lösung dieses Problems kann anhand einer Hamilton-Funktion ermittelt werden. Dazu ist eine Variablen-Transformation von Nutzen. Wie bereits in Mirrlees (1971) wird der Nutzen $u(w) \equiv u(c(w),L(w))$ als Zustandsvariable verwendet. Die Differentialgleichung, die die Abhängigkeit des Nutzens von w bestimmt, erhält man durch totales Differenzieren von $u(w)$ unter Verwendung von (61):

$$\begin{aligned}
u'(w) \quad &= \quad \big(1-T'(z(w))-p(w)(1-\alpha(z(w)))D\big)z'(w)u_c\\
&\qquad -p'(w)(1-\alpha(z(w)))Du_c + \frac{z'(w)}{w}u_L - \frac{z(w)}{w^2}u_L,
\end{aligned}$$

was sich mit Hilfe der Bedingung erster Ordnung für die Anreizverträglichkeit (66) zu

$$u'(w) = -\big(p'(w)(1-\alpha(z(w)))Du_c - \frac{z(w)}{w}u_L\big) \qquad (72)$$

vereinfacht. Als Kontrollvariablen werden $L(w)$ sowie $\alpha(w)$ herangezogen. Durch den Nutzen $u(w)$ und das Arbeitsangebot $L(w)$ ist dann das Konsumniveau $c(w)$ implizit bestimmt und lässt sich durch Umkehrung der Nutzenfunktion über die Relation $c(w) \equiv c(u(w),L(w))$ ermitteln. Mit diesen Transformationen kann die Hamilton-Funktion zu (71) wie folgt geschrieben werden:

$$\begin{aligned}
\mathcal{H} \quad = \quad & f(w)\Big[u(w)+\gamma\big(wL(w)-c(u(w),L(w))-p(w)D\big)\Big]\\
& -\mu(w)\Big[p'(w)(1-\alpha(w))D\frac{\partial u}{\partial c}\Big(c(u(w),L(w)),L(w)\Big)\\
& \qquad +L(w)\frac{\partial u}{\partial L}\Big(c(u(w),L(w)),L(w)\Big)\Big]. \qquad (73)
\end{aligned}$$

Dabei ist der Skalar γ der Multiplikator der isoperimetrischen Restriktion, während der

Differentialgleichung (72), die das Verhalten der Zustandsvariable beschreibt, die Multiplikatorfunktion $\mu(w)$ zugeordnet wird.

Nach dem Pontryaginschen Maximum-Prinzip lässt sich das Optimum durch folgende Bedingungen charakterisieren (vgl. Salanié (2003), S. 215ff.):

1. Die Kontrollvariablen α und L werden so gewählt, dass die Hamilton-Funktion maximal wird. Da die Sozialversicherung im Mittelpunkt meines Interesses steht, möchte ich bei α Randlösungen explizit berücksichtigen, bei L jedoch zur Vereinfachung von inneren Lösungen ausgehen.[46] Die notwendigen Bedingungen dafür sind

$$\frac{\partial\mathcal{H}}{\partial\alpha} = \mu(w)p'(w)Du_c \gtreqqless 0 \quad \text{für} \quad \alpha(w)\begin{cases} = 1 \\ \in (0,1) \\ = 0 \end{cases} \tag{74}$$

und

$$\frac{\partial\mathcal{H}}{\partial L} = f(w)\gamma\left(w - \frac{\partial c}{\partial L}\right) - \mu(w)\frac{L(w)u_{LL} + u_L}{w} = 0. \tag{75}$$

2. Die Multiplikatorfunktion $\mu(w)$ ergibt sich als Lösung folgender Differentialgleichung:

$$\mu'(w) = -\frac{\partial\mathcal{H}}{\partial u} = -\left[f(w)\left(1-\gamma\frac{\partial c}{\partial u}\right) - \mu(w)p'(w)(1-\alpha(w))Du_{cc}\frac{\partial c}{\partial u}\right] \tag{76}$$

und erfüllt die Transversalitätsbedingungen

$$\mu(w_0) = \mu(w_1) = 0. \tag{77}$$

Den drei Optimalitätsbedingungen (74) bis (76) liegt die Annahme der Separabilität zugrunde. Offensichtlich ist die allgemeine Charakerisierung der optimalen Einkommensteuerfunktion und Sozialversicherung sehr aufwändig, vor allem da $\mu(w)$ gemäß (76) einer komplizierten Differentialgleichung folgt. Henriet und Rochet (2004) haben deshalb lediglich eine Bedingung für eine volle Sozialversicherungsdeckung hergeleitet, die auf dem marginalen Grenzsteuersatz basiert. Dabei handelt es sich um eine weitere endogene Variable, so dass die modellexogenen Bedingungen für die Umverteilungswirkungen der Sozialversicherung nicht zu Tage treten. Demgegenüber möchte ich versuchen, wie in den vorangehenden Abschnitten die Korrelation zwischen Risiko und Produktivität als entscheidende Bedingung für die Wohlfahrtseffekte der Sozialversicherung herauszuarbeiten. Dies geschieht in den folgenden Unterabschnitten 5.3.1 bis 5.3.3 für drei ökonomisch interessante Spezialfälle, deren Untersuchung auf eigenen Überlegungen beruht.

[46] Dazu muss insbesondere $L(w_0) > 0$ angenommen werden. Wenn es optimal ist, dass sehr niedrigproduktive Individuen gar nicht arbeiten, wird die Charakterisierung der optimalen Politik erheblich aufwändiger (vgl. Mirrlees (1971)).

5.3.1 Optimale Sozialversicherung und Einkommensteuer bei global negativer Korrelation von Risiko und Produktivität

Als erstes möchte ich eine Bedingung dafür herleiten, dass eine volle Abdeckung des Schadens für alle Individuen optimal ist, also gilt $\alpha(w) = 1\ \forall w \in [w_0, w_1]$. In diesem Fall vereinfacht sich das Problem beträchtlich, da die Risikounterschiede verschwinden und sich die Differentialgleichung (76) zu

$$\mu'(w) = -f(w)\left(1 - \gamma\frac{\partial c}{\partial u}\right)$$

reduziert. Integration dieser Differentialgleichung liefert

$$-\frac{\mu(w)}{\gamma} = \int_{w_0}^{w}\left(\frac{1}{\gamma} - \frac{\partial c}{\partial u}\right) f(t)dt. \tag{78}$$

Die Transversalitätsbedingung $\mu(w_1) = 0$ (vgl. (77)) impliziert für (78)

$$\int_{w_0}^{w_1}\left(\frac{1}{\gamma} - \frac{\partial c}{\partial u}\right) f(t)dt = 0, \tag{79}$$

so dass sich (78) als

$$-\frac{\mu(w)}{\gamma} = \int_{w}^{w_1}\left(\frac{\partial c}{\partial u} - \frac{1}{\gamma}\right) f(t)dt \tag{80}$$

schreiben lässt. Gleichzeitig erhalte ich aus (79)

$$\frac{1}{\gamma} = \int_{w_0}^{w_1}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt = \int_{w_0}^{w_1}\frac{1}{\partial u/\partial c} f(t)dt. \tag{81}$$

Damit ergibt sich γ im Optimum als harmonisches Mittel der Grenznutzen des Einkommens über die Gesamtbevölkerung und ist folglich positiv.

Einsetzen von (81) in (80) liefert

$$\begin{aligned}
-\frac{\mu(w)}{\gamma} &= \int_{w}^{w_1}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt - \int_{w}^{w_1}\int_{w_0}^{w_1}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt\, f(t)dt \\
&= \int_{w}^{w_1}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt - (1 - F(w))\int_{w_0}^{w_1}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt \\
&= F(w)\int_{w}^{w_1}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt - (1 - F(w))\int_{w_0}^{w}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt \\
&= F(w)(1 - F(w))\left[\frac{1}{1 - F(w)}\int_{w}^{w_1}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt - \frac{1}{F(w)}\int_{w_0}^{w}\frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt\right]
\end{aligned} \tag{82}$$

mit $F(w) \equiv \int_{w_0}^{w} f(t)dt$ als Verteilungsfunktion der Produktivität. Damit hängt das Vorzeichen von $\mu(w)$ wegen $\gamma > 0$ vom eingeklammerten Ausdruck in (82) ab. Bei diesem handelt es sich um die Differenz zwischen dem durchschnittlichen inversen Grenznutzen des Einkommens auf dem Intervall $[w, w_1]$ und dem durchschnittlichen inversen Grenznutzen des Einkommens auf dem Intervall $[w_0, w]$. Dass diese Differenz stets positiv sein muss, lässt sich folgendermaßen einsehen: Aus der Konkavität der Nutzenfunktion folgt, dass der inverse Grenznutzen des Einkommens $\partial c/\partial u$ zunehmend in u ist. Gleichzeitig ist für $\alpha(w) = 1$ der Nutzen $u(w)$ zunehmend in w gemäß (72) wegen $u_L < 0$. Daraus folgt, dass $\partial c/\partial u$ zunehmend in w ist und deshalb

$$\frac{1}{1-F(w)} \int_{w}^{w_1} \frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt > \frac{1}{F(w)} \int_{w_0}^{w} \frac{\partial c}{\partial u} f(t)dt \quad \forall \quad w \in (w_0, w_1). \tag{83}$$

Aus (83) folgt schließlich

$$\mu(w) < 0 \quad \forall \quad w \in (w_0, w_1). \tag{84}$$

Die Multiplikatorfunktion ist also negativ für alle inneren Werte von w und Null für die Randwerte w_0 und w_1, wenn $\alpha = 1$ für alle w angenommen wird. Unter welchen Umständen ist dies nun optimal? Die Betrachtung der Optimalbedingung (74) verdeutlicht, dass die notwendige und hinreichende Bedingung dafür durch $p'(w) < 0$ für alle w gegeben ist. Denn dann gilt wegen $\mu(w) < 0$ tatsächlich $\partial\mathcal{H}/\partial\alpha > 0$ für alle $w \in (w_0, w_1)$. Damit überträgt sich das für den zwei Typen-Fall gefundene Resultat, dass eine volle Abdeckung des Schadens durch die Sozialversicherung für alle Typen optimal ist, wenn global negative Korrelation zwischen Risiko und Produktivität vorliegt, auf den vorliegenden Modellrahmen mit einem Kontinuum von Typen. Eine solche globale negative Korrelation ist statt zuvor durch $p_2 < p_1$ nun durch die Bedingung $p'(w) < 0$ für alle w gegeben.[47]

In diesem Fall ist es möglich, die optimale Einkommensteuerfunktion zu charakterisieren. Dies liegt daran, dass das Problem durch die Eigenschaft $\alpha = 1\ \forall w$ zu einem Standard-Optimalsteuerproblem kollabiert.[48] Zunächst vereinfacht $\alpha'(w) = 0\ \forall w$ die notwendige Bedingung für die Anreizverträglichkeit (66) zu

$$\big(1 - T'(z(w)\big)u_c + \frac{u_L}{w} = 0,$$

wodurch analog zu (39) der marginale Einkommensteuersatz

$$T'(z(w)) = 1 + \frac{u_L}{wu_c} \tag{85}$$

bestimmt ist. Substitution dieser Beziehung in die Optimalbedingung für das Arbeitsan-

[47] Dieses Ergebnis hält den in Abschnitt 5.2 geäußerten Bedenken gegenüber dem First Order-Ansatz stand. Erstens ist für $\alpha = 1$ die Spence-Mirrlees-Bedingung angesichts der separablen Präferenzen stets erfüllt, da die Risikounterschiede verschwinden. Zweitens gilt $p'(w)\alpha'(w) \geq 0$ wegen $\alpha'(w) = 0$. Die einzige weitere Bedingung, die überprüft werden muss, ist $z'(w) \geq 0$. Dies ist durch die optimale Steuerpolitik sicherzustellen.

[48] Dies gilt selbstverständlich auch in allen anderen Fällen, in denen die Risikounterschiede verschwinden und das Modell mit dem Problem von Mirrlees (1971) zusammenfällt, also insbesondere für die Fälle $D = 0$ oder $p'(w) = 0\ \forall w$.

gebot $L(w)$, (75), ergibt

$$T'(z(w)) = \frac{\mu(w)}{\gamma w f(w)} \frac{L(w)u_{LL} + u_L}{w}.$$

Division durch $1 - T'(z(w)) = -u_L/wu_c$ und Einsetzen von (80) liefert schließlich

$$\frac{T'(z(w))}{1 - T'(z(w))} = u_c \int_w^{w_1} \left(\frac{\partial c}{\partial u} - \frac{1}{\gamma} \right) f(t)dt \frac{1}{wf(w)} \left(1 + \frac{L(w)u_{LL}}{u_L} \right). \tag{86}$$

Bei (86) handelt es sich um ein bekanntes Resultat der Optimalsteuertheorie (vgl. Atkinson und Stiglitz (1980), S. 417). Ähnlich wie die Optimalbedingung für den optimalen Grenzsteuersatz der Linearsteuer, (7), kommen in (86) Umverteilungs- und Effizienzerwägungen zum Ausdruck. Erstere sind mit dem Integral erfasst, dessen Interpretation wie folgt ist. Wenn durch die Steuer der Nutzen jedes Individuums oberhalb von w um eine infinitesimale Einheit verringert wird, steigen die Steuereinnahmen um $\partial c/\partial u$ bei jedem Haushalt. Dagegen sinkt die Wohlfahrt, gemessen in Einheiten Staatsausgaben, um $1/\gamma$ bei jedem Individuum, da das utilitaristische Kalkül alle Individuen gleich gewichtet. Das Integral summiert diese Differenz auf und gibt damit den Nettoeffekt einer marginalen Nutzenreduktion bei den Individuen zwischen w und w_1 an. Wie oben gesehen, ist es Null für $w = w_0$ und $w = w_1$ und dazwischen positiv. Diese Form überträgt sich gemäß (86) auf den optimalen Grenzsteuersatz.

Die Verzerrung des Arbeitsangebots durch die Einkommensteuer kommt im Term $\varepsilon^*(w) \equiv 1 + Lu_{LL}/u_L$ in (86) zur Geltung. Dabei handelt es sich um ein inverses Maß der Arbeitsangebotselastizität bezüglich des Nettolohnes, wie in Anhang A.3.1 gezeigt wird. Es ist niedrig, wenn das Arbeitsangebot elastisch auf die Steuer reagiert. Dann sollte der Grenzsteuersatz gemäß (86) niedrig sein. Gleichzeitig wird dieser Verzerrungseffekt mit dem Anteil der betroffenen Lohneinheiten $wf(w)$ gewichtet. Sind diese gering, kann die Steuer an dieser Stelle ceteris paribus hoch sein.[49]

5.3.2 Optimale Sozialversicherung und lokale Korrelation von Risiko und Produktivität

Die oben gefundene hinreichende Bedingung für eine volle Sozialversicherungsdeckung für alle Typen ist nicht das gewünschte lokale Ergebnis. Vielmehr musste auf eine global negative Korrelation zwischen Risiko und Produktivität zurückgegriffen werden. Dies geschah, um $\mu(w)$ durch Integration von (76) ermitteln zu können. Die komplizierte Differentialgleichung in (76) vereinfacht sich nur in den oben untersuchten Fällen $D = 0$, $p'(w) = 0$ oder $\alpha(w) = 1$ für alle w. Es ist jedoch möglich, die obigen Überlegungen zu einem lokalen Ansatz zu erweitern. Dazu kann man sich vorstellen, dass $p'(w) < 0$ für fast

[49] Das Ergebnis (86) steht unter dem Vorbehalt, dass die Bedingung zweiter Ordnung $z'(w) \geq 0$ der Anreizverträglichkeit erfüllt ist.

alle w gelte, dass jedoch vernachlässigenswerte Intervalle mit $p'(w) > 0$ existieren. Die Qualifikation vernachlässigenswert ist dabei in dem Sinne zu verstehen, dass nach wie vor $\mu(w) < 0$ gelten soll für alle $w \in (w_0; w_1)$. Wenn ich nun einen Typ w mit $p'(w) > 0$ herausgreife, impliziert die Optimalbedingung für α an dieser Stelle $\partial\mathcal{H}/\partial\alpha < 0$, und folglich ist die optimale Sozialversicherungsdeckung an dieser Stelle Null. Dies ist ein lokales Ergebnis, das besagt, dass die Sozialversicherung den gesamten Schaden abdecken sollte, wenn lokal negative Korrelation zwischen Risiko und Produktivität vorliegt, und im anderen Fall gänzlich auf sie verzichtet werden sollte. Allgemein lässt sich also feststellen, dass die lokale Korrelation zwischen Risiko und Produktivität $p'(w)$ in der erwarteten Weise die optimale Sozialversicherung determiniert, solange das Vorzeichen von $\mu(w)$ negativ bleibt.

5.3.3 Ineffiziente Sozialversicherung

Gemäß der Optimalbedingung (74) sind innere Lösungen für die Sozialversicherungsdeckung nur in den Ausnahmefällen $p'(w) = 0$ oder $\mu(w) = 0$ möglich. Der Anteil des durch die Sozialversicherung gedeckten Schadens ist damit fast überall konstant auf dem Niveau null bzw. eins, je nach Vorzeichen von $p'(w)$ und $\mu(w)$. Interessant wäre jedoch die Frage, wie der Verlauf der marginalen Sozialversicherungsdeckung $\alpha'(w)$ bei inneren Lösungen von $\alpha(w)$ charakterisiert werden kann, ähnlich wie dies für den Grenzsteuersatz $T'(w)$ möglich ist. Deshalb möchte ich mich nun dem Fall zuwenden, dass die Sozialversicherung im Vergleich zur privaten Versicherung ineffizient ist. Damit muss die Regierung eine Abwägung zwischen der erwünschten Umverteilung durch die Sozialversicherung und ihren Kosten vornehmen, und innere Lösungen für α werden unter regulären Bedingungen möglich. Dies sei wie in Henriet und Rochet (2004) dadurch abgebildet, dass die Ausgaben der Sozialversicherung und damit die zu ihrer Finanzierung erhobene Kopfprämie mit dem Kostenfaktor $1+\xi$ mulitpliziert werden, wobei $\xi \geq 0$ angenommen sei. In diesem Fall beträgt die Kopfprämie $B = (1+\xi)\int_{w_0}^{w_1} p(w)\alpha(w)f(w)D\,dw$ und die individuelle Budgetrestriktion eines Haushalts vom Typ w bestimmt $c(w)$ wie folgt:

$$c(w) = wL(w) - T(w) - p(w)(1-\alpha(w))D - (1+\xi)\int_{w_0}^{w_1} p(w)\alpha(w)f(w)D\,dw.$$

Damit schreibt sich staatliche Budgetrestriktion als

$$\int_{w_0}^{w_1} T(w)f(w)dw \quad = \quad \int_{w_0}^{w_1} \big(wL(w) - c(w) - p(w)D - \xi p(w)\alpha(w)D\big) f(w)dw = 0.$$

Im Vergleich zur Formulierung in (64) tritt nun also ein negativer Kosteneffekt der Sozialversicherung $\xi p(w)\alpha(w)D$ für jedes Individuum hinzu.

Wie sich leicht zeigen lässt, wird damit die Ableitung der Hamilton-Funktion nach

$\alpha(w)$ zu

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial \alpha} = -\gamma\xi p(w) f(w) D + \mu(w) p'(w) D u_c. \tag{87}$$

Eine marginale Erhöhung von α hat nun also zweierlei Effekte auf die Hamilton-Funktion und somit die Wohlfahrt. Zum einen ergibt sich ein Wohlfahrtsverlust aufgrund der Ineffizienz der Sozialversicherung. Für die Individuen vom Typ w beträgt er das ξ-fache der erwarteten Auszahlung $p(w)Df(w)$ in monetären Einheiten, wobei durch Multiplikation mit γ die Transformation in Nutzeneinheiten (und, angesichts der utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion, in Wohlfahrtseinheiten) erfolgt. Dem steht ein potenziell positiver Effekt durch die Lockerung der Anreizverträglichkeitsbedingung (72) gegenüber, gemessen durch $\mu(w)p'(w)Du_c$. (87) macht deutlich, dass $p'(w) < 0 \ \forall w$ nun keine hinreichende Bedingung mehr für $\alpha(w) = 1 \ \forall w$ darstellt. Vielmehr muss der negative Kosteneffekt kompensiert werden. Ich möchte diesen Fall jedoch näher betrachten, weil das Vorliegen eines Zielkonflikts eine innere Lösung für $\alpha(w)$ ermöglicht. In diesem Fall muss gelten

$$\gamma\xi p(w) f(w) D = \mu(w) p'(w) D u_c. \tag{88}$$

Gleichung (88) und die Bedingung (75) für das Arbeitsangebot erlauben mir, die Multiplikatorfunktion $\mu(w)$ ohne Rückgriff auf die im Allgemeinen komplizierte Differentialgleichung (76) zu eliminieren. Dazu löse ich sowohl (88) als auch (75) nach $\mu(w)$ auf und setze beide Beziehungen gleich. Dadurch erhalte ich

$$\frac{wp'(w)}{\xi p(w)} = \frac{u_L + Lu_{LL}}{u_c(w - \partial c/\partial L)}. \tag{89}$$

$\partial c/\partial L$ lässt sich durch $-u_L/u_c$ ersetzen, wodurch sich (89) zu

$$\frac{p'(w)w}{\xi p(w)} = \frac{\dfrac{u_c}{u_L}\left(1 - \dfrac{Lu_{LL}}{u_L}\right)}{w + \dfrac{u_L}{u_c}} \tag{90}$$

umschreiben lässt. Mit Hilfe der Anreizverträglichkeitsbedingung (66) kann die Grenzrate der Substitution u_c/u_L wie folgt substituiert werden:

$$\frac{u_L}{u_c} = -w\big(1 - (T'(wL) - p(w)\alpha'(wL)D)\big). \tag{91}$$

Der Ausdruck $T'(wL) - p(w)\alpha'(wL)D$ auf der rechten Seite von (91) kann als Netto-Grenzsteuersatz aufgefasst und mit $\tilde{T}'(wL)$ bezeichnet werden. Er ergibt sich als Differenz zwischen der zusätzlichen Steuerzahlung $T'(wL)$ bei einer marginalen Einkommenserhöhung und der erwarteten zusätzlichen Sozialversicherungsleistung bei einem höherem Einkommen, $p(w)\alpha'(wL)D$. $\tilde{T}'(wL)$ charakterisiert damit den gemeinsamen Verlauf von Steuer- und Sozialversicherungsfunktion in der Weise, in der beide zusammengenommen auf die Anreize der Individuen wirken. Substitution von (91) in (90) liefert schließlich nach einigen Umformungen

$$\frac{\tilde{T}'}{1-\tilde{T}'} = -\xi \frac{1+\dfrac{Lu_{LL}}{u_L}}{\dfrac{p'(w)w}{p(w)}} = -\xi \frac{\varepsilon^*(w)}{\varepsilon_{p,w}}. \tag{92}$$

Diese Gleichung für den optimalen marginalen Netto-Steuersatz lässt sich ökonomisch sehr gut interpretieren. Zunächst findet sich im Nenner von (92) die Elastizität des Risikos bezüglich der Produktivität, $\varepsilon_{p,w} \equiv wp'(w)/p(w)$. Wenn diese negativ ist, besagt (92), dass der Netto-Grenzsteuersatz umso geringer sein sollte, je stärker das Risiko lokal mit der Produktivität abnimmt. Angesichts einer gegebenen Steuerpolitik $T'(w)$ kann dies so interpretiert werden, dass die marginale Sozialversicherungsdeckung $\alpha'(w)$ umso höher sein sollte, je negativer die Elastizität $\varepsilon_{p,w}$ ist. Dies ist ökonomisch einleuchtend, da in diesem Falle die Sozialversicherung lokal ein Mehr an Umverteilung von den hoch- zu den niedrigproduktiven Individuen ermöglichen kann. Umgekehrt sollte selbstverständlich die marginale Sozialversicherungsdeckung umso niedriger sein, je ineffizienter die Sozialversicherung ist. Denn ein höherer Kostenfaktor ξ erhöht gemäß (92) den Netto-Grenzsteuersatz und senkt damit bei gegebener Einkommensteuer den marginalen Deckungsanteil $\alpha'(w)$. Im Zähler von (92) findet sich darüber hinaus die Elastizität $\varepsilon^* = 1 + Lu_{LL}/u_L$, die, wie oben bereits erwähnt, ein inverses Maß der Arbeitsangebotselastizität darstellt (vgl. Anhang A.3.1). Je höher ε^*, desto weniger elastisch reagiert das Arbeitsangebot auf die Steuer und desto höher kann folglich der Netto-Grenzsteuersatz sein. Dieses Ergebnis ist nicht überraschend und ist bereits in der Bedingung (86) für die optimale Steuerpolitik aufgetaucht.

Damit lässt sich unter der Annahme einer inneren Lösung für den Deckungsanteil der Sozialversicherung eine intuitiv verständliche Optimalbedingung für die Steuer- und Sozialpolitik insgesamt gewinnen. Dieses Ergebnis steht jedoch unter Vorbehalten. Zunächst wurde eine negative Elastizität des Risikos bezüglich der Produktivität $\varepsilon_{p,w} < 0$ unterstellt. Im anderen Fall ergäbe sich gemäß (92) ein negativer Netto-Grenzsteuersatz $\tilde{T}'(w) < 0$. Dies ist jedoch mit Vorsicht zu interpretieren. Für $\mu(w) < 0$ wäre bei einer positiven lokalen Relation zwischen Risiko und Produktivität nämlich $\partial\mathcal{H}/\partial\alpha < 0$ gemäß (87). Das optimale α wäre deshalb an dieser Stelle Null und eine innere Lösung nicht möglich. Dies liegt daran, dass in diesem Fall die Sozialversicherung zusätzliche Kosten verursacht *und* in die falsche Richtung umverteilt. Die Optimalbedingung (92) ist also auf diesen Fall nicht anwendbar. Darüber hinaus wäre zu prüfen, inwieweit die durch (92) bestimmte Lösung die dem First Order-Ansatz zugrundeliegenden Annahmen erfüllt. Insbesondere kann nun $\alpha'(w)p'(w) < 0$ nicht ausgeschlossen werden, so dass die Bedingung zweiter Ordnung (67) nicht automatisch erfüllt ist.

5.4 Zusammenfassung und Diskussion

Im vorliegenden Abschnitt 5 wurde die Analyse von Henriet und Rochet (2004) erweitert. Sie haben lediglich eine notwendige Bedingung für eine volle Sozialversicherungsdeckung $\alpha(w) = 1$ hergeleitet, die sich auf den marginalen Grenzsteuersatz, also eine weitere endogene Variable stützt. Demgegenüber sind hier Bedingungen hinsichtlich der exogenen Modellvorgaben, insbesondere der lokalen Korrelation zwischen Risiko und Produktivität $p'(w)$, entwickelt worden. Darüber hinaus haben Henriet und Rochet (2004) das Vorzeichen der Multiplikatorfunktion $\mu(w)$ nicht bestimmt, das für das optimale Niveau von α entscheidend ist (vgl. Gleichung (74)). Dazu muss die Differentialgleichung (76) integriert werden und dies ist, wie oben gezeigt wurde, in einigen Spezialfällen in der Tat möglich. Zudem wurde der Bezug zu den für die Anwendbarkeit des First Order-Ansatzes erforderlichen Bedingungen explizit hergestellt. Und schließlich ist es gelungen, den optimalen gemeinsamen Verlauf von marginaler Einkommensteuer und Sozialversicherungsdeckung unter den oben bestimmten Bedingungen zu kennzeichnen.

Damit bleibt der vorliegende Abschnitt jedoch auf die Analyse einiger, wenn auch ökonomisch nicht uninteressanter Spezialfälle beschränkt. Wünschenswert wäre demgegenüber eine vollständige Charakterisierung von Sozialversicherung und nichtlinearer Einkommensteuer mit Fallunterscheidungen ähnlich wie im zwei Typen-Modell. Eine umfassende Analyse des Modells von Mirrlees (1971) mit Risiko als zweiter Dimension der Heterogenität erscheint jedoch ausgesprochen komplex. Die Arbeit von Rochet (1991) deutet darauf hin, dass dies ohne erheblich größeren mathematischen Aufwand nicht möglich ist. Zudem scheint es wie bereits in der Arbeit von Mirrlees (1971) zur Illustration konkreter Eigenschaften des optimalen Steuer- und Sozialversicherungstarifs notwendig zu sein, auf Simulationen zurückzugreifen. Ein solches Unterfangen verspräche zwar weitere interessante Einsichten, ginge aber über den Rahmen der vorliegenden Arbeit hinaus.

6 Schlussbetrachtung

Die meisten Länder greifen zu einem großen Teil auf den öffentlichen Sektor zur Bereitstellung von Versicherungsleistungen zurück. Da es sich dabei im Wesentlichen um ein privates Gut handelt, stellt sich die Frage, warum dies der Fall ist. In der vorliegenden Arbeit ist auf Grundlage von unterschiedlichen Modellansätzen versucht worden, eine Antwort auf diese Frage zu geben. Den Ausgangspunkt bildete dabei die Beobachtung, dass sich die vom Staat bereitgestellte Sozialversicherung in aller Regel aus risikounabhängigen Beiträgen finanziert. Damit ermöglicht sie eine Umverteilung zwischen hohen und niedrigen Risiken, die auf dem privaten Versicherungsmarkt unterschiedliche Prämien zu entrichten hätten. Wenn es der Regierung aufgrund von unvollständiger Information nicht möglich ist, den Einkommensteuertarif risikoabhängig zu gestalten, kann die Sozialversicherung deshalb als Umverteilungsinstrument einen wohlfahrtssteigernden Effekt entfalten.

Diese Intuition wurde in Abschnitt 2 in einem einfachen Optimalsteuermodell formalisiert, in dem sich die Individuen nicht nur in ihrer Produktivität, sondern auch ihrer Schadenswahrscheinlichkeit unterscheiden und der Regierung neben der Sozialversicherung eine lineare Einkommensteuer zur Verfügung steht. Dabei stellte sich heraus, dass die Rechtfertigung der Sozialversicherung aus Umverteilungsgründen entscheidend von der Korrelation zwischen Risiko und Produktivität abhängt. Im regulären Fall, in dem eine Umverteilung von hohen zu niedrigen Einkommen angestrebt wird, ist die Einführung einer Sozialversicherung nur dann wünschenswert, wenn Risiko und Produktivität negativ miteinander zusammenhängen. Interessanterweise überträgt sich dieses Ergebnis auf den Fall, dass der Regierung eine optimale nichtlineare Einkommensteuer zur Verfügung steht, wie in den Abschnitten 4 und 5 gezeigt wurde.

Die Wohlfahrtswirkungen der Sozialversicherung sind in einem überwiegenden Teil der Literatur und in den genannten Abschnitten dieser Arbeit unter der Annahme eines effizienten privaten Versicherungsmarktes betrachtet worden. Ein Beitrag der vorliegenden Diplomarbeit liegt darin, dass herausgestellt wurde, wie sich die Optimalbedingungen für Steuer- und Sozialpolitik ändern, wenn adverse Selektion auf dem privaten Versicherungsmarkt berücksichtigt wird. Dies impliziert insbesondere, dass ein Teil der Bevölkerung nicht vollversichert ist. Wie sich in Abschnitt 3 gezeigt hat, gehen dann von der Sozialversicherung neben ihrer Umverteilungswirkung zwei weitere Effekte aus. Zum einen ist die Sozialversicherung in der Lage, die Gesamtversicherungsdeckung der unterversicherten Individuen zu verändern und damit die Ineffizienz des Versicherungsmarktes zu beeinflussen. Je nach zugrundegelegtem Gleichgewichtskonzept ist es dann möglich, dass die Sozialversicherung zu einer zusätzlichen Wohlfahrtssteigerung führt. Zum anderen beeinflusst die Sozialversicherung die Arbeitsangebotsentscheidung der unterversicherten Haushalte. Unter plausiblen Bedingungen führt eine Erhöhung ihres Umfangs dann dazu, dass das Arbeitsangebot zurückgenommen wird und damit die Steuereinnahmen sinken. Dies hat einen negativen Effekt auf die gesellschaftliche Wohlfahrt. Das zentrale Ergebnis dieser Modellerweiterung ist also, dass aus einer Existenzbegründung der Sozialversicherung unter der Annahme effizienter Versicherungsmärkte nicht ihre Rechtfertigung bei ineffizienten Versicherungsmärkten a fortiori folgt.

Es ergeben sich eine Reihe weiterer Fragen, die im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht betrachtet werden konnten. Zunächst wäre es naheliegend, die Untersuchung der Steuer- und Sozialpolitik bei ineffizienten Versicherungsmärkten auf den Fall der nichtlinearen optimalen Einkommensteuer zu verallgemeinern. Es steht zu vermuten, dass dadurch die Rechtfertigung der Sozialversicherung nicht zusammenbrechen würde. Schließlich gilt auch dann nach wie vor, dass die Sozialversicherung in einer anderen Dimension als die Einkommensteuer umzuverteilen vermag. Jedoch wäre es interessant zu sehen, wie die in Abschnitt 3 gefundenen verschiedenen Effekte im Fall der nichtlinearen Einkommensteuer zu modifizieren wären.

Wie sich in Abschnitt 3.3 gezeigt hat, sind die Ergebnisse für die optimale Steuer- und Sozialpolitik bei adverser Selektion auf dem Versicherungsmarkt nicht robust gegenüber Änderungen des Gleichgewichtskonzepts. Die Umverteilungswirkungen auf Grundlage eines Gleichgewichts nach Rothschild und Stiglitz (1976) stellen sich in vielerlei Hinsicht anders dar als diejenigen, die auf Basis des Gleichgewichtskonzepts von Wilson (1977) identifiziert wurden. Die Analyse weiterer Gleichgewichtskonzepte und ihrer Implikationen für die Optimalbedingungen wäre denkbar. So wurden lediglich Gleichgewichte betrachtet, bei denen es den Versicherungsunternehmen möglich ist, Preis-Mengen-Verträge anzubieten und durchzusetzen. Möglicherweise ergäben sich bei reinem Preiswettbewerb andere Effekte. Ähnliches gilt für die getroffene Annahme des perfekten Wettbewerbs auf den Versicherungsmärkten. Angesichts eines monopolistischen Anbieters auf dem Versicherungsmarkt könnte ein anderer Umfang der Sozialversicherung und eine andere Steuerpolitik optimal sein. Ferner könnten second best-effiziente Gleichgewichte nach Miyazaki (1977) mit Quersubventionierung oder Signalisierungsgleichgewichte nach Spence (1973) betrachtet werden. Dabei ist zu beachten, dass sowohl die Frage, ob Preis-Mengen-Verträge, Quersubventionierung oder Signale möglich sind, als auch die Intensität des Wettbewerbs zumindest teilweise durch die staatliche Regulierungspolitik beeinflusst werden. Diese könnte damit ebenfalls endogenisiert werden in dem Sinne, dass die Regierung die gesellschaftliche Wohlfahrt sowohl durch die Gestaltung von Sozialversicherung und Einkommensteuer als auch durch ihre Regulierung der Versicherungsmärkte maximiert.

Schließlich stellt das in Abschnitt 3 entwickelte Modell adverser Selektion bei endogenem Arbeitsangebot bereits für sich genommen einen interessanten Beitrag dar. Wie sich gezeigt hat, ändern sich bei Berücksichtigung von Vorsichtsmotiven grundlegende Eigenschaften des Modells adverser Selektion wie die Spence-Mirrlees-Bedingung oder das Imitationsverhalten unterschiedlicher Typen. Dies wirft weitere Fragen auf. Bleiben bei Selbstversicherung durch Mehrarbeit Standardergebnisse wie das der Möglichkeit einer Pareto-verbessernden Sozialversicherung erhalten? Welche weiteren Interaktionen ergeben sich zwischen Arbeitsmarkt, privatem Versicherungsmarkt und staatlicher Politik? Und welche zusätzlichen Effekte sind möglich, wenn die Annahme separabler Präferenzen aufgehoben würde? Die Analyse dieser Fragen bleibt künftiger Forschung vorbehalten.

A Anhang

A.1 Herleitung der Ergebnisse in Abschnitt 3

A.1.1 Optimalbedingungen für Sozialversicherung und Steuern bei separierenden Gleichgewichten auf dem privaten Versicherungsmarkt

Die notwendigen Bedingungen des modifizierten Problems (2) für den Fall innerer Lösungen sind

$$\tau: \quad \sum_{ij} n_{ij} \frac{\partial V_{ij}^{**}}{\partial \tau} + \gamma \sum_{ij} n_{ij} \left(w_i L_{ij}^{**} + \tau w_i \frac{\partial L_{ij}^{**}}{\partial \tau} \right) = 0 \tag{A.1-1}$$

$$T: \quad \sum_{ij} n_{ij} \frac{\partial V_{ij}^{**}}{\partial T} + \gamma \sum_{ij} n_{ij} \left(-1 + \tau w_i \frac{\partial L_{ij}^{**}}{\partial T} \right) = 0 \tag{A.1-2}$$

$$\alpha: \quad \sum_{ij} n_{ij} \frac{\partial V_{ij}^{**}}{\partial \alpha} + \gamma \sum_{ij} n_{ij} \tau w_i \frac{\partial L_{ij}^{**}}{\partial \alpha} = 0. \tag{A.1-3}$$

Optimalbedingung für T

Zunächst forme ich die Optimalbedingung für T um, da sie zur Vereinfachung von (A.1-1) und (A.1-3) hilft. Mit Hilfe von (16) und (17) lassen sich die Differentialquotienten $\partial V_{ij}^{**}/\partial T$ in Effekte auf V_{ij}^{*} zerlegen, wie in Abschnitt 3 gezeigt wurde. Eine analoge Zerlegung ist für den Effekt von T auf L_{ij}^{**} möglich. Sie lautet im allgemeinen Fall

$$\frac{\partial L_{ij}^{**}}{\partial T} = \frac{\partial L_{ij}^{*}}{\partial T} + \left(\frac{\partial L_{ij}^{*}}{\partial \beta_{ij}} - p_j D \frac{\partial L_{ij}^{*}}{\partial T} \right) \frac{\partial \beta_{ij}^{*}}{\partial T}. \tag{A.1-4}$$

Wie sich durch implizites Differenzieren der Bedingung erster Ordnung zu (12) zeigen lässt, gilt bei Vollversicherung

$$\frac{\partial L_{ij}^{*}}{\partial \beta_{ij}} - p_j D \frac{\partial L_{ij}^{*}}{\partial T} = 0, \tag{A.1-5}$$

d. h. eine Variation der Versicherungsdeckung mit marginal fairer Anpassung der Prämie ändert die Arbeitsangebotsentscheidung nicht. Für die hohen Risiken reduziert sich deshalb und wegen $\partial \beta_{iH}^{*}/\partial T = 0$ Gleichung (A.1-4) zu

$$\frac{\partial L_{iH}^{**}}{\partial T} = \frac{\partial L_{iH}^{*}}{\partial T}. \tag{A.1-6}$$

Die indirekten Effekte über den Versicherungsmarkt können bei ihnen also wiederum vernachlässigt werden. Substitution dieser Beziehungen in (A.1-2) liefert mit Hilfe der

Definition (6)

$$\bar{b} + \sum_i n_{iL} \left[\frac{1}{\gamma} \left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} \right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T} \right) \right] \frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial T} = 1. \qquad \text{(A.1-7)}$$

Optimalbedingung für α

In der Optimalbedingung für α, (A.1-3), können wiederum durch zu (16), (17), (A.1-4) und (A.1-6) analoge Zerlegungen die Effekte von α auf L_{ij}^{**} und V_{ij}^{**} zurückgeführt werden auf Differentialquotienten von L_{ij}^* und V_{ij}^*. Darüber hinaus ist die Beziehung

$$\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \alpha} = \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - \bar{p} D \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} \qquad \text{(A.1-8)}$$

nützlich. Sie folgt direkt aus (12) und der in Abschnitt 3 getroffenen Konvention, dass Ableitungen bezüglich α die Anpassung der Kopfprämie enthalten. Eine analoge Zerlegung ist für L_{ij}^* möglich. Damit lässt sich (A.1-3) wie folgt umformen:

$$\begin{aligned} &\frac{1}{\gamma} \sum_{ij} n_{ij} \left(\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - \bar{p} D \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} \right) + \frac{1}{\gamma} \sum_i n_{iL} \left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} \right) \frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha} \\ &\quad + \sum_{ij} n_{ij} \tau w_i \left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - \bar{p} D \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T} \right) + \sum_i n_{iL} \tau w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T} \right) \frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha} = 0. \end{aligned}$$

Durch Addition und Subtraktion von $D \sum_{ij} n_{ij} p_j b_{ij}$ lässt sich dies erweitern zu

$$\begin{aligned} &D \sum_{ij} n_{ij} p_j b_{ij} - \bar{p} \bar{b} D \\ &\quad + \sum_{ij} n_{ij} \left[\frac{1}{\gamma} \left(\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - p_j D \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} \right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_{ij}} - p_j D \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T} \right) \right] \\ &\quad + \sum_i n_{iL} \left[\frac{1}{\gamma} \left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} \right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T} \right) \right] \frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha} = 0. \end{aligned}$$

Gemäß (13) und (A.1-5) verschwinden bei den hohen Risiken die Marginaleffekte auf dem Versicherungsmarkt, so dass ich schließlich

$$\begin{aligned} &D \operatorname{Cov}(p_j, b_{ij}) \\ &\quad + \sum_i n_{iL} \left[\frac{1}{\gamma} \left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T} \right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D \frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T} \right) \right] \left(1 + \frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \alpha} \right) = 0 \end{aligned} \qquad \text{(A.1-9)}$$

als Bedingung für die optimale Höhe α der Sozialversicherung im Falle einer inneren Lösung erhalte.

Optimalbedingung für τ

Nach analogen Umformungsschritten wie bei den anderen Optimalbedingungen ergibt (A.1-1)

$$\frac{1}{\gamma}\sum_{ij} n_{ij}\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \tau} + \frac{1}{\gamma}\sum_{i} n_{iL}\left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T}\right)\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \tau} + \sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^*$$
$$+\tau\sum_{ij} n_{ij} w_i \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \tau} + \tau\sum_{i} n_{iL} w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T}\right)\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \tau} = 0.$$

Wie bereits in Abschnitt 2 nutze ich die Roy'sche Identität

$$\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \tau} = -w_i L_{ij}^* \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T}$$

sowie die Slutsky-Gleichung

$$\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \tau} = -w_i S_{ij} - w_i L_{ij}^* \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}$$

zur weiteren Umformung, wobei $S_{ij} = \partial L_{ij}^c / \partial w_i^n$ die Ableitung der Hicks'schen Arbeitsangebotsfunktion nach dem Nettolohn $w_i^n = (1-\tau)w_i$ ist. Damit lässt sich die Bedingung erweitern zu

$$-\frac{1}{\gamma}\sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* \frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T} + \sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* - \tau\sum_{ij} n_{ij} w_i \left(w_i S_{ij} + w_i L_{ij}^* \frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right)$$
$$+\sum_{i} n_{iL}\left[\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T}\right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T}\right)\right]\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \tau} = 0.$$

Mit $\varepsilon_{ij} = w_i^n / L_{ij}^c \times \partial L_{ij}^c / \partial w_i^n$ als Netto-Lohnsatzelastizität des kompensierten Arbeitsangebots und der Definition von b_{ij} in (6) erhält man

$$-\sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* b_{ij} + \sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* - \frac{\tau}{1-\tau}\sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* \varepsilon_{ij}$$
$$+\sum_{i} n_{iL}\left[\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T}\right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T}\right)\right]\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \tau} = 0,$$

was sich mit Hilfe von (A.1-7) zu

$$-\mathrm{Cov}(wL, b) - \frac{\tau}{1-\tau}\sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* \varepsilon_{ij}$$
$$+ \sum_{i} n_{iL}\left[\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial V_{iL}^*}{\partial T}\right) + \tau w_i \left(\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial \beta_{iL}} - p_L D\frac{\partial L_{iL}^*}{\partial T}\right)\right]$$
$$\times\left(\frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial \tau} + \sum_{ij} n_{ij} w_i L_{ij}^* \frac{\partial \beta_{iL}^*}{\partial T}\right) = 0 \qquad \text{(A.1-10)}$$

vereinfachen lässt.

A.1.2 Zum Zusammenhang zwischen Vorsicht und Risikoaversion

In diesem Anhang möchte ich den Zusammenhang zwischen dem Vorsichtskoeffizienten und somit dem Vorzeichen von $\partial^3 u/\partial c^3$ und der Form der Risikoaversion näher untersuchen. Dazu gehe ich im Folgenden von separablen Präferenzen aus. Diese Annahme erlaubt es mir, den Effekt des Arbeitsleids auf den Grenznutzen zu ignorieren und eine Nutzenfunktion $u(c)$ zu betrachten, die durch Risikoaversion gekennzeichnet sei, also die Eigenschaften $u'(c) > 0$ und $u''(c) < 0$ aufweist.

Der Koeffizient absoluter Risikoaversion ist definiert als

$$r_A(c) \equiv -\frac{u''(c)}{u'(c)}.$$

Abnehmende oder konstante absolute Risikoaversion liegt demnach vor, wenn gilt

$$\frac{\mathrm{d}r_A}{\mathrm{d}c} = -\frac{u'''(c)u'(c) - (u''(c))^2}{(u'(c))^2} \leq 0.$$

Daran lässt sich erkennen, dass $u'''(c) > 0$ eine notwendige Bedingung für abnehmende und konstante absolute Risikoaversion ist.

Dementsprechend ist der Koeffizient relativer Risikoaversion definiert als

$$r_R(c) \equiv -\frac{cu''(c)}{u'(c)}.$$

Abnehmende oder konstante relative Risikoaversion liegt vor, wenn gilt

$$\frac{\mathrm{d}r_R}{\mathrm{d}c} = -\frac{(u''(c) + cu'''(c))\, u'(c) - c(u''(c))^2}{(u'(c))^2} \leq 0.$$

Damit ist $u'''(c) > 0$ auch eine notwendige Bedingung sowohl für abnehmende als auch konstante relative Risikoaversion.[50]

Bezogen auf den in Abschnitt 3 untersuchten Effekt von Variationen der Versicherungsdeckung auf das Arbeitsangebot kann ich also schlussfolgern, dass Vorsorge durch Mehrarbeit immer dann eintreten wird, wenn die Präferenzen durch Separabilität und konstante oder abnehmende Risikoaversion gekennzeichnet sind.

[50] Im Umkehrschluss gilt, dass $u'''(c) < 0$ eine hinreichende Bedingung für zunehmende absolute und relative Risikoaversion ist.

A.1.3 Die kompensierende Vorsichtsprämie

In Abschnitt 3 wurde ein fundamentaler Zusammenhang zwischen der dritten Ableitung einer von Neumann-Morgenstern-Nutzenfunktion und der Reaktion des Arbeitsangebots auf Risiko hergeleitet. Wenn die Konkavität der Nutzenfunktion in c abnimmt (d. h. $\partial^3 u/\partial c^3 > 0$), wird ein Individuum umso mehr arbeiten, je niedriger seine Versicherungsdeckung und je höher somit das Risiko ist (vgl. Gleichung 22). Offensichtlich bestimmt das Vorzeichen der dritten Ableitung der Nutzenfunktion über das Vorliegen eines Vorsorgemotivs durch Mehrarbeit ebenso wie das Vorzeichen der zweiten Ableitung der Nutzenfunktion über das Vorliegen von Risikoaversion. Wie von Kimball (1990) für den Fall des optimalen Sparverhaltens gezeigt wurde, reicht diese Analogie sogar noch weiter. Zunächst lassen sich Koeffizienten der absoluten und relativen Vorsicht analog zu den Koeffizienten der absoluten und relativen Risikoaversion konstruieren, wie bereits in Abschnitt 3.2.1 gezeigt wurde. Darüber hinaus lässt sich, ähnlich zur herkömmlichen Risikoprämie, die zu Indifferenz zwischen einer sicheren Auszahlung in Höhe des Erwartungswerts einer Lotterie und der Lotterie selbst führt, eine Vorsichtsprämie definieren, die gerade dafür sorgt, dass das Arbeitsangebot bei Variationen des Risikos unverändert bleibt, also das Vorsorgemotiv gerade kompensiert wird.

Zu diesem Zweck sei ein Individuum ij wie in Abschnitt 3 betrachtet. Im Fall der Vollversicherung sieht es sich einem sicheren Konsumniveau in Höhe von $(1-\tau)w_iL^*_{ij} + T - \alpha\overline{p}D - p_j(1-\alpha)D$ gegenüber, wobei L^*_{ij} das optimale Arbeitsangebot bei Vollversicherung bezeichnet. Bei Unterversicherung ($\beta_{ij} < 1-\alpha$) hingegen stellt der Konsum des Individuums eine Lotterie der Form dar, dass im Schadensfall (mit Wahrscheinlichkeit p_j) ein Niveau von $(1-\tau)w_i\tilde{L}_{ij} + T - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D - (1-\alpha-\beta_{ij})D$ erreicht wird, während andernfalls mit der Gegenwahrscheinlichkeit der Konsum $(1-\tau)w_i\tilde{L}_{ij} + T - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D$ beträgt. Dabei bezeichnet $\tilde{L}_{ij}$ das optimale Arbeitsangebot bei Unterversicherung, wobei die Ergebnisse aus Abschnitt 3 implizieren, dass bei einem positiven Vorsichtskoeffizienten (23) gilt $\tilde{L}_{ij} > L^*_{ij}$. Das Individuum wird jedoch in beiden Fällen dasselbe Arbeitsangebot L^*_{ij} ausüben, wenn

$$\begin{aligned}
&(1-\tau)w_i\frac{\partial u}{\partial c}\Big((1-\tau)w_iL^*_{ij} + T - \alpha\overline{p}D - p_jD, L^*_{ij}\Big)\\
&+\frac{\partial u}{\partial L}\Big((1-\tau)w_iL^*_{ij} + T - \alpha\overline{p}D - p_jD, L^*_{ij}\Big)\\
= \; &(1-\tau)w_i\Big[p_j\frac{\partial u}{\partial c}\Big((1-\tau)w_iL^*_{ij} + T + \psi_\beta - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D - (1-\alpha-\beta_{ij})D, L^*_{ij}\Big)\\
&+(1-p_j)\frac{\partial u}{\partial c}\Big((1-\tau)w_iL^*_{ij} + T + \psi_\beta - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D, L^*_{ij}\Big)\Big]\\
&+p_j\frac{\partial u}{\partial L}\Big((1-\tau)w_iL^*_{ij} + T + \psi_\beta - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D - (1-\alpha-\beta_{ij})D, L^*_{ij}\Big)\\
&+(1-p_j)\frac{\partial u}{\partial L}\Big((1-\tau)w_iL^*_{ij} + T + \psi_\beta - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D, L^*_{ij}\Big)
\end{aligned} \tag{A.1-11}$$

erfüllt ist, wodurch die *kompensierende Vorsichtsprämie* ψ_β implizit in Abhängigkeit von β_{ij} definiert ist. Denn dann erfüllt L^*_{ij} in beiden Fällen die Bedingung erster Ordnung für das durch (12) bestimmte Erwartungsnutzenmaximum. Die Auszahlung in Höhe von ψ_β in beiden Zuständen der Lotterie führt gerade dazu, dass das Vorsichtsmotiv kompensiert wird, das Arbeitsangebot sich also nicht ausdehnt.[51] Für separable Präferenzen lässt sich (A.1-11) zu

$$\begin{aligned}
& \frac{\partial u}{\partial c}\Big((1-\tau)w_i L^*_{ij} + T - \alpha\overline{p}D - p_j D, L^*_{ij}\Big) \\
= \; & p_j \frac{\partial u}{\partial c}\Big((1-\tau)w_i L^*_{ij} + T + \psi_\beta - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D - (1-\alpha-\beta_{ij})D, L^*_{ij}\Big) \\
& + (1-p_j)\frac{\partial u}{\partial c}\Big((1-\tau)w_i L^*_{ij} + T + \psi_\beta - \alpha\overline{p}D - p_j\beta_{ij}D, L^*_{ij}\Big) \qquad \text{(A.1-12)}
\end{aligned}$$

vereinfachen. Bedingung (A.1-12) besagt, dass für gegebenes L^*_{ij} und β_{ij} die kompensierende Vorsichtsprämie so hoch ist, dass der erwartete Grenznutzen des Einkommens in der Situation mit Unterversicherung gerade dem bei Vollversicherung gleicht. Diese Bedingung wird in Abschnitt 3.2.2 verwendet.

A.1.4 Optimalbedingung für die Sozialversicherung bei vereinenden Gleichgewichten auf dem privaten Versicherungsmarkt

Zur Erinnerung sei die Optimalbedingung für α gemäß (A.1-3) nochmals notiert:

$$\sum_{ij} n_{ij}\frac{\partial V^{**}_{ij}}{\partial\alpha} + \gamma\sum_{ij} n_{ij}\tau w_i \frac{\partial L^{**}_{ij}}{\partial\alpha} = 0.$$

Ich verwende $\partial V^{**}_{iL}/\partial\alpha = \partial V^*_{iL}/\partial\alpha$ aufgrund von (31),

$$\frac{\partial V^{**}_{iH}}{\partial\alpha} = \frac{\partial V^*_{iH}}{\partial\alpha} + \left(\frac{\partial V^*_{iH}}{\partial\beta_i} - \overline{p_i}D\frac{\partial V^*_{iH}}{\partial T}\right)\frac{\partial\beta^*_i}{\partial\alpha}$$

gemäß (34) und

$$\frac{\partial V^*_{ij}}{\partial\alpha} = \frac{\partial V^*_{ij}}{\partial\beta_i} - \overline{p}D\frac{\partial V^*_{ij}}{\partial T}$$

wegen (A.1-8). Dementsprechend zerlege ich

$$\frac{\partial L^{**}_{ij}}{\partial\alpha} = \frac{\partial L^*_{ij}}{\partial\alpha} + \left(\frac{\partial L^*_{ij}}{\partial\beta_{ij}} - \overline{p}_i D\frac{\partial L^*_{ij}}{\partial T}\right)\frac{\partial\beta^*_{ij}}{\partial\alpha}.$$

[51] Analog ließe sich auch eine *äquivalente Vorsichtsprämie* $\tilde{\psi}_\beta$ definieren, die im sicheren Zustand, d. h. auf der linken Seite von (A.1-11), vom Konsum abgezogen wird, damit L^*_{ij} in beiden Fällen das optimale Arbeitsangebot darstellt. Sie entspricht der herkömmlichen Risikoprämie, die üblicherweise als äquivalente Risikoprämie definiert wird. Eine kompensierende Risikoprämie ist wenig geläufig, lässt sich aber problemlos definieren als diejenige sichere zusätzliche Zahlung in allen Zuständen der Lotterie, die dafür sorgt, dass das Individuum gerade indifferent wird zur sicheren Auszahlung des Erwartungswerts der Lotterie.

Dabei ist zu beachten, dass aufgrund der Unterversicherung der gesamten Bevölkerung die indirekten Effekte auf den privaten Versicherungsmarkt weder bei hohen noch bei niedrigen Risiken verschwinden. Substitution dieser Beziehungen liefert

$$\begin{aligned}&\sum_{ij} n_{ij}\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p}D\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T}\right)+\sum_i n_{iH}\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p_i}D\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T}\right)\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}\\&\quad+\tau\sum_{ij} n_{ij}w_i\left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p}D\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right)+\tau\sum_{ij} n_{ij}w_i\left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p}_iD\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right)\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}=0.\end{aligned}$$

Dies lässt sich nach Addition und Subtraktion von $D\sum_{ij} n_{ij}\overline{p_i}b_{ij}$, wobei bei der Subtraktion die Definition von b_{ij}, (6), verwendet wird, zu

$$\begin{aligned}&D\mathrm{Cov}(\overline{p_i},b_{ij})+D\overline{p}\overline{b}\\&\quad+\sum_{ij} n_{ij}\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p_i}D\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T}-\overline{p}D\frac{\partial V_{ij}^*}{\partial T}\right)+\sum_i n_{iH}\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p_i}D\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T}\right)\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}\\&\quad+\tau\sum_{ij} n_{ij}w_i\left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p_i}D\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}-\overline{p}D\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right)+\tau\sum_{ij} n_{ij}w_i\left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p}_iD\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right)\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}=0\end{aligned}\qquad \text{(A.1-13)}$$

umformen. Zusammenfassen und Einsetzen von (31) ergibt schließlich

$$\begin{aligned}&D\mathrm{Cov}(\overline{p_i},b_{ij})+\sum_i n_{iH}\frac{1}{\gamma}\left(\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p_i}D\frac{\partial V_{iH}^*}{\partial T}\right)\left(1+\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}\right)\\&\quad+\tau\sum_{ij} n_{ij}w_i\left(\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial \beta_i}-\overline{p}_iD\frac{\partial L_{ij}^*}{\partial T}\right)\left(1+\frac{\partial \beta_i^*}{\partial \alpha}\right)=0.\end{aligned}\qquad \text{(A.1-14)}$$

A.2 Herleitung der Ergebnisse in Abschnitt 4

A.2.1 Optimale Steuern und Sozialversicherung bei bindender Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1

In diesem Anhang soll die optimale nichtlineare Steuerpolitik und der Umfang der Sozialversicherung für den Fall untersucht werden, dass Umverteilung von den niedrig- zu den hochproduktiven Individuen stattfindet, also die Anreizverträglichkeitsbedingung von Typ 1 bindet. Dieser Fall tritt ein, wenn die Korrelation zwischen Risiko und Produktivität positiv ist ($p_2 > p_1$) und der Risikounterschied den ausschlaggebenden Faktor der Ungleichheit darstellt. Die diesem Wohlfahrtsmaximierungsproblem entsprechende Lagrange-Funktion ist

$$\begin{aligned} \mathcal{L} \quad = \quad & \sum_{i=1}^{2} n_i u(c_i, L_i) + \gamma \sum_{i=1}^{2} n_i (w_i L_i - c_i - p_i D) \\ & + \mu_1 n_2 \left[u(c_1, L_1) - u\left(c_2 + (1-\alpha)(p_2 - p_1) D, \frac{w_2 L_2}{w_1} \right) \right] \end{aligned} \tag{A.2-1}$$

mit einer Notation, die mit der aus Abschnitt 4 korrespondiert. Insbesondere bezeichnet u_{12} den Nutzen von Individuen des Typs 1, wenn sie sich als Typ 2 ausgeben, und μ_1 den Schattenpreis der Selbstselektionsrestriktion. Die Bedingungen erster Ordnung für eine innere Lösung lauten

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_1} = n_1 \frac{\partial u_1}{\partial c} - n_1 \gamma + \mu_1 n_2 \frac{\partial u_1}{\partial c} = 0 \tag{A.2-2}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_2} = n_2 \left(\frac{\partial u_2}{\partial c} - \gamma - \mu_1 \frac{\partial u_{12}}{\partial c} \right) = 0 \tag{A.2-3}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_1} = n_1 \frac{\partial u_1}{\partial L} + n_1 \gamma w_1 + \mu_1 n_2 \frac{\partial u_1}{\partial L} = 0 \tag{A.2-4}$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_2} = n_2 \left(\frac{\partial u_2}{\partial L} + \gamma w_2 - \mu_1 n_2 \frac{w_2}{w_1} \frac{\partial u_{12}}{\partial L} \right) = 0. \tag{A.2-5}$$

(A.2-2) kann zu

$$\frac{\partial u_1}{\partial c} = \frac{n_1 \gamma}{n_1 + \mu_1 n_2} \tag{A.2-6}$$

und (A.2-4) zu

$$\frac{1}{w_1} \frac{\partial u_1}{\partial L} = -\frac{n_1 \gamma}{n_1 + \mu_1 n_2} \tag{A.2-7}$$

umgeformt werden. Division von (A.2-7) durch (A.2-6) ergibt

$$\frac{1}{w_1} \frac{\partial u_1 / \partial L}{\partial u_1 / \partial c} = -1 \quad \Leftrightarrow \quad T'(w_1 L_1) = 0.$$

Es lässt sich also wieder das bereits in Abschnitt 4 abgeleitete ’no distortion at the top’-Ergebnis gewinnen, wobei unter ’top’ diesmal die Individuen vom Typ 1 zu verstehen sind, da von ihnen zu den hochproduktiven umverteilt wird.

Für Typ 2 verwende ich die Beziehung (50) und erweitere:

$$\begin{aligned} \frac{T'(w_2L_2)}{1-T'(w_2L_2)} &= -1-w_2\frac{\partial u_2/\partial c}{\partial u_2/\partial L} \\ &= \frac{\partial u_2/\partial c}{\gamma}-1-\frac{\partial u_2/\partial c}{\gamma}-w_2\frac{\partial u_2/\partial c}{\partial u_2/\partial L}. \end{aligned} \tag{A.2-8}$$

Gleichung (A.2-3) zufolge kann ich

$$\frac{\partial u_2/\partial c}{\gamma}-1=\frac{\mu_1}{\gamma}\frac{\partial u_{12}}{\partial L}$$

in (A.2-8) substituieren und zudem gemäß (A.2-5)

$$-\frac{\partial u_2/\partial L}{\gamma}-w_2=-\frac{\mu_1}{\gamma}\frac{w_2}{w_1}\frac{\partial u_{12}}{\partial L}.$$

verwenden. (A.2-8) wird damit zu

$$\begin{aligned} \frac{T'(w_2L_2)}{1-T'(w_2L_2)} &= \frac{\mu_1}{\gamma}\frac{\partial u_2}{\partial c}-\frac{\partial u_2/\partial c}{\partial u_2/\partial L}\frac{\mu_1}{\gamma}\frac{w_2}{w_1}\frac{\partial u_{12}}{\partial L} \\ &= \frac{\mu_1}{\gamma}\frac{\partial u_{12}}{\partial c}\left(1-\frac{w_2}{w_1}\frac{\frac{\partial u_{12}}{\partial L}\Big/\frac{\partial u_{12}}{\partial c}}{\frac{\partial u_2}{\partial L}\Big/\frac{\partial u_2}{\partial c}}\right). \end{aligned} \tag{A.2-9}$$

Nun gilt in diesem Szenario $p_2 > p_1$, was $c_{12} > c_2$ impliziert. Darüber hinaus gilt $L_{12} > L_2$ wegen $w_2 > w_1$. Also erhalte ich $\partial u_{12}/\partial c < \partial u_2/\partial c$ und $-\partial u_{12}/\partial L > -\partial u_2/\partial L$. Dies zusammen ergibt $T'(w_2L_2) < 0$.

Hinsichtlich des optimalen Niveaus von α liefert die Differentation von (A.2-1)

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^{2} n_i\frac{\partial u_i}{\partial c}(p_i-\overline{p})D-\gamma\sum_{i=1}^{2} n_i(p_i-\overline{p})D \\ +\mu_1 n_2\left(\frac{\partial u_1}{\partial c}(p_1-\overline{p})D-\frac{\partial u_{21}}{\partial c}(p_1-\overline{p})D\right). \end{aligned} \tag{A.2-10}$$

Substitution von

$$\frac{\partial u_1}{\partial c}=\frac{n_1\gamma}{n_1+\mu_1 n_2}$$

gemäß (A.2-2) und

$$\frac{\partial u_2}{\partial c}=\gamma+\mu_1\frac{\partial u_{12}}{\partial c}$$

gemäß (A.2-3) ergibt wegen $\sum_i n_i(p_i - \overline{p})D = 0$

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} &= n_1 \frac{n_1\gamma}{n_1+\mu_1 n_2}(p_1-\overline{p})D + (p_2-\overline{p})D\left(n_2\gamma + n_2\mu_1 \frac{\partial u_{12}}{\partial c}\right) \\
&\quad + \mu_1 n_2 (p_1-\overline{p})D\left(\frac{n_1\gamma}{n_1+\mu_1 n_2} - \frac{\partial u_{12}}{\partial c}\right) \\
&= \frac{\partial u_{12}}{\partial c}\left[n_2\mu_1(p_2-\overline{p})D - n_2\mu_1(p_1-\overline{p})D\right] \\
&\quad + (p_1-\overline{p})D\left(n_1\frac{n_1\gamma}{n_1+\mu_1 n_2} + \mu_1 n_2 \frac{n_1\gamma}{n_1+\mu_1 n_2}\right) + n_2\gamma(p_2-\overline{p})D \\
&= n_2\mu_1(p_2-p_1)D\frac{\partial u_{12}}{\partial c} + \gamma D\underbrace{(n_1p_1 - n_1\overline{p} + n_2p_2 - n_2\overline{p})}_{=0}. \qquad \text{(A.2-11)}
\end{aligned}
$$

Die Einführung einer Sozialversicherung ist also dann (zumindest lokal) wohlfahrtssteigernd, wenn $p_2 > p_1$ erfüllt ist. Genau diese Annahme liegt aber dem Optimierungsproblem (A.2-1) zugrunde.

A.2.2 Optimale einkommensabhängige Sozialversicherungsdeckung

In diesem Anhang soll das Problem der einkommensabhängigen Sozialversicherungsdeckung aus Abschnitt 4.3.1 gelöst werden. Die Lagrange-Funktion zum Maximierungsproblem (58) ist

$$
\begin{aligned}
\mathcal{L} = \sum_{i=1}^{2} n_i u(c_i, L_i) + \gamma \sum_{i=1}^{2} n_i(w_iL_i - c_i - p_iD) \\
+\mu_2 n_1\left[u(c_2, L_2) - u\left(c_1 + (1-\alpha_1)(p_1-p_2)D, \frac{w_1L_1}{w_2}\right)\right].
\end{aligned}
$$

Differentiation nach α_1 ergibt

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha_1} &= n_1\frac{\partial u_1}{\partial c}(p_1D - n_1p_1D) + n_2\frac{\partial u_2}{\partial c}(-n_1p_1D) - \gamma n_1(p_1D - n_1p_1D) - \gamma n_2(-n_1p_1D) \\
&\quad + n_1\mu_2\frac{\partial u_2}{\partial c}(-n_1p_1D) - n_1\mu_2\frac{\partial u_{21}}{\partial c}(p_1D - n_1p_1D - (p_1-p_2)D).
\end{aligned}
$$

Unter Verwendung der Optimalbedingungen für c_1 und c_2 in Abschnitt 4.2.1, (45) und (46), lässt sich dies wie folgt vereinfachen:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha_1} &= n_1(1-n_1)p_1D\left(\mu_2\frac{\partial u_{21}}{\partial c}+\gamma\right)-n_1n_2p_1D\frac{\gamma n_2}{n_2+\mu_2 n_1}-\gamma n_1(1-n_1)p_1D \\
&\quad +\gamma n_1n_2p_1D-n_1^2\mu_2p_1D\frac{\gamma n_2}{n_2+\mu_2n_1}-n_1\mu_2D\frac{\partial u_{21}}{\partial c}(p_2-n_1p_1) \\
&= n_1\mu_2D\frac{\partial u_{21}}{\partial c}(p_1(1-n_1)-p_2+n_1p_1)+n_1(1-n_1)p_1D \\
&\quad -n_1p_1D\frac{\gamma n_2}{n_2+\mu_2n_1}(n_2+n_1\mu_2)-\gamma n_1p_1D(1-n_1)+\gamma n_1n_2p_1D \\
&= n_1\mu_2(p_1-p_2)D\frac{\partial u_{21}}{\partial c}\geq 0 \quad \Leftrightarrow \quad p_1\geq p_2.
\end{aligned}$$

Eine Erhöhung der Versicherungsdeckung des niedrigproduktiven Typs ist also immer dann vorzunehmen, wenn negative Korrelation von Risiko und Fähigkeitsniveau vorliegt.

Analog ergibt

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha_2} &= n_1\frac{\partial u_1}{\partial c}(-n_2p_2D)+n_2\frac{\partial u_2}{\partial c}(p_2D-n_2p_2D)-\gamma n_1(-n_2p_2D) \\
&\quad -\gamma n_2(p_2D-n_2p_2D)+n_1\mu_2\frac{\partial u_2}{\partial c}(p_2D-n_2p_2D)-n_1\mu_2\frac{\partial u_{21}}{\partial c}(-n_2p_2D)
\end{aligned}$$

nach Einsetzen von (45) und (46)

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha_2} &= -n_1n_2p_2D\left(\mu_2\frac{\partial u_{21}}{\partial c}+\gamma\right)+n_2(1-n_2)p_2D\frac{\gamma n_2}{n_2+\mu_2n_1}+\gamma n_1n_2p_2D \\
&\quad -\gamma n_2(1-n_2)p_2D+n_1(1-n_2)\mu_2p_2D\frac{\gamma n_2}{n_2+\mu_2n_1}+n_1n_2p_2D\mu_2\frac{\partial u_{21}}{\partial c} \\
&= 0.
\end{aligned}$$

Variationen von α_2 sind also im Sinne des verwendeten Wohlfahrtskriteriums neutral.

A.3 Herleitung der Ergebnisse in Abschnitt 5

A.3.1 Zum Zusammenhang zwischen $\varepsilon^*(w) = 1 + L(w)u_{LL}/u_L$ und der Lohnelastizität des kompensierten Arbeitsangebots

In den Abschnitten 2 und 3 wurde die Lohnelastizität des kompensierten Arbeitsangebots,

$$\varepsilon_{L^c,w} \equiv \frac{w}{L}\frac{\partial L^c}{\partial w} \tag{A.3-1}$$

zur Charakterisierung des optimalen konstanten Grenzsteuersatzes verwendet. In Abschnitt 5 tauchte demgegenüber der Ausdruck

$$\varepsilon^* \equiv 1 + \frac{L(w)u_{LL}}{u_L} \tag{A.3-2}$$

in der optimalen Steuerfunktion (86) auf und wurde als inverses Elastizitätsmaß des Arbeitsangebots bezeichnet. Diesen Zusammenhang möchte ich im vorliegenden Anhang unter der Annahme separabler Präferenzen beweisen.

Dazu sei zunächst die Hicks'sche Arbeitsangebotsfunktion L^c hergeleitet. Zur Vereinfachung sei von Steuern abgesehen. Dann lautet das Ausgabenminimierungsproblem wie folgt

$$\min_{c,L} \quad c - wL \quad \text{u. d. B.} \quad u(c,L) = \bar{u}.$$

Die notwendigen Bedingungen dafür lauten

$$\begin{aligned} 1 - \lambda u_c &= 0 && \text{(A.3-3)} \\ -w - \lambda u_L &= 0 && \text{(A.3-4)} \\ u(c,L) - \bar{u} &= 0 && \text{(A.3-5)} \end{aligned}$$

mit λ als Lagrange-Multiplikator der Nebenbedingung. Die Determinante der Hesse-Matrix ist

$$det(H) = \begin{vmatrix} -\lambda u_{cc} & 0 & -u_c \\ 0 & -\lambda u_{LL} & -u_L \\ u_c & u_L & 0 \end{vmatrix} = -\lambda(u_c^2 u_{LL} + u_L^2 u_{cc}), \tag{A.3-6}$$

wobei $u_{cL} = 0$ angenommen wurde. Nach dem impliziten Funktionentheorem ergibt sich

$$\frac{\partial L^c}{\partial w} = -\frac{\begin{vmatrix} -\lambda u_{cc} & 0 & -u_c \\ 0 & -1 & -u_L \\ u_c & 0 & 0 \end{vmatrix}}{det(H)} = -\frac{u_c^2}{\lambda(u_c^2 u_{LL} + u_L^2 u_{cc})}. \tag{A.3-7}$$

Aus (A.3-3) folgt $\lambda = 1/u_c$, so dass (A.3-7) zu

$$\frac{\partial L^c}{\partial w} = -\frac{u_c^3}{u_c^2 u_L L + u_L^2 u_{cc}}$$

wird. (A.3-3) und (A.3-4) zusammen ergeben $w = -u_L/u_c$. Damit erhalte ich

$$\varepsilon_{L^c,w} = \frac{w}{L}\frac{\partial L^c}{\partial w} = \frac{1}{L}\frac{u_c^2 u_L}{u_c^2 u_{LL} + u_L^2 u_{cc}} = \frac{1}{L}\frac{u_L}{u_{LL} + w^2 u_{cc}}.$$

Ein Vergleich mit (A.3-2) ergibt schließlich

$$\varepsilon^* = 1 + \frac{L u_{LL}}{u_L} = \frac{1}{\varepsilon_{L^c,w}} + 1 + \frac{w L u_{cc}}{u_c}.$$

Damit ist gezeigt, dass sich ε^* invers zur Lohnsatzelastizität des kompensierten Arbeitsangebots verhält.

Literatur

Atkinson, A. und J. Stiglitz (1976). “The Design of Tax Structure: Direct versus Indirect Taxation,” *Journal of Public Economics* 6, 55–75.

Atkinson, A. und J. Stiglitz (1980). *Lectures on Public Economics.* McGraw-Hill: London.

Blomqvist, Å. und H. Horn (1984). “Public Health Insurance and Optimal Income Taxation,” *Journal of Public Economics* 24, 353–371.

Boadway, R., M. Leite-Monteiro, M. Marchand und P. Pestieau (2003). “Social Insurance and Redistribution,” in S. Cnossen und H.-W. Sinn (Hrsg.), *Public Finance and Public Policy in the New Century* 333–358 MIT Press: Cambridge, MA.

Boadway, R., M. Leite-Monteiro, M. Marchand und P. Pestieau (2004). “Social Insurance and Redistribution with Moral Hazard and Adverse Selection,” *CEPR Discussion Paper* 4253.

Breyer, F. und M. Kolmar (2001). *Grundlagen der Wirtschaftspolitik.* Mohr Siebeck: Tübingen.

Breyer, F., P. Zweifel und M. Kifmann (2005). *Gesundheitsökonomik.* Springer: Heidelberg, 5. Aufl.

Coate, S. (1995). “Altruism, the Samaritan’s Dilemma, and Government Transfer Policy,” *American Economic Review* 85, 46–57.

Cremer, H. und P. Pestieau (1996). “Redistributive Taxation and Social Insurance,” *International Tax and Public Finance* 3, 281–295.

Diamond, P. (1977). “A Framework for Social Security Analysis,” *Journal of Public Economics* 8, 275–298.

Dixit, A. und A. Sandmo (1977). “Some Simplified Formulae for Optimal Income Taxation,” *Scandinavian Journal of Economics* 79, 417–423.

Ebert, U. (1992). “A Reexamination of the Optimal Nonlinear Income Tax,” *Journal of Public Economics* 49, 47–73.

Eckstein, Z., M. Eichenbaum und D. Peled (1985). “Uncertain lifetimes and the welfare enhancing properties of annuity markets and social security,” *Journal of Public Economics* 26, 303–326.

Harsanyi, J. (1955). “Cardinal Welfare, Individualistic Ethics, and Interpersonal Comparisons of Utility,” *Journal of Political Economy* 63, 309–321.

Hellwig, M. (1987). “Some Recent Developments in the Theory of Competition in Markets with Adverse Selection,” *European Economic Review* 31, 319–325.

Henriet, D. und J.-C. Rochet (2004). “Is Public Health Insurance an Appropriate Instrument for Redistribution?,” *Discussion Paper, GREMAQ, University of Toulouse* .

Hindricks, J. und P. De Donder (2001). “The Politics of Redistributive Social Insurance,” *Discussion Paper 444, Queen Mary, University of London* .

Homburg, S. (2002). “The Optimal Income Tax: Restatement and Extensions,” *Discussion Paper, Universität Hannover* .

Kamien, M. und N. Schwartz (1991). *Dynamic Optimization: the Calculus of Variations and Optimal Control in Economics and Management.* North-Holland: Amsterdam, 2. Aufl.

Kifmann, M. (2005). “Health insurance in a democracy: Why is it public and why are premiums income-related?,” erscheint in *Public Choice*.

Kimball, M. S. (1990). “Precautionary Saving in the Small and in the Large,” *Econometrica* 58, 53–73.

Mirrlees, J. (1971). “An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation,” *Review of Economic Studies* 38, 175–208.

Mirrlees, J. (1986). “The Theory of Optimal Taxation,” in K. A. Arrow und M. D. Intriligator (Hrsg.), *Handbook of Mathematical Economics* 1197–1249 North-Holland: Amsterdam.

Mirrlees, J. (1999). “The Theory of Moral Hazard and Unobservable Behaviour: Part I,” *Review of Economic Studies* 66, 3–21.

Miyazaki, H. (1977). “The Rat Race and Internal Labor Markets,” *Bell Journal of Economics* 8, 394–418.

Musgrave, R. A. (1959). *The Theory of Public Finance.* McGraw-Hill: New York.

Myles, G. D. (1995). *Public Economics.* Cambridge University Press: Cambridge, UK.

Rochet, J.-C. (1991). “Incentives, redistribution and social insurance,” *Geneva Papers of Risk and Insurance* 16, 143–165.

Rochet, J.-C. und N. Maderner (1995). “Is it Legitimate to Encourage Work Sharing?,” *Scandinavian Journal of Economics* 97, 621–633.

Roemer, J. E. (1996). *Theories of Distributive Justice.* Harvard University Press: Cambridge, MA.

Rothschild, M. und J. Stiglitz (1976). “Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay in the Economics of Incomplete Information,” *Quarterly Journal of Economics* 90, 629–649.

Salanié, B. (2003). *The Economics of Taxation.* MIT Press: Cambridge, MA.

Sandmo, A. (1970). “The Effect of Uncertainty on Saving Decisions,” *Review of Economic Studies* 37, 353–360.

Spence, A. (1973). “Job Market Signaling,” *Quarterly Journal of Economics* 87, 355–374.

Stiglitz, J. E. (1982). “Self-Selection and Pareto Efficient Taxation,” *Journal of Public Economics* 17, 213–240.

Tobin, J. (1970). “On Limiting the Domain of Inequality,” *Journal of Law and Economics* 13, 263–277.

Tversky, A. und D. Kahneman (1974). “Judgement under Uncertainty: Heuristics and Biases,” *Science* 185, 1124–1131.

Wilson, C. (1977). “A Model of Insurance Markets with Incomplete Information,” *Journal of Economic Theory* 12, 167–207.

B Eidesstattliche Erklärung

1. Ich versichere hiermit, dass ich die vorliegende Arbeit mit dem Thema:

   Sozialversicherung als Umverteilungsinstrument bei asymmetrischer Information

   selbständig verfasst und keine anderen Hilfsmittel als die angegebenen benutzt habe. Die Stellen, die anderen Werken dem Wortlaut oder dem Sinne nach entnommen sind, habe ich in jedem einzelnen Falle durch Angaben der Quelle, auch der benutzten Sekundärliteratur, kenntlich gemacht.

   Die Arbeit wurde bisher keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt und auch noch nicht veröffentlicht.

2. Diese Arbeit wird nach Abschluss des Prüfungsverfahrens der Universitätsbibliothek Konstanz übergeben und ist durch Einsicht und Ausleihe somit der Öffentlichkeit zugänglich. Als Urheber der anliegenden Arbeit stimme ich diesem Verfahren zu.

Konstanz, den 10. August 2005