

DISSERTATION

Titel der Dissertation

„Der ökonomische Wert von Gesundheit
am Beispiel Österreich“

Verfasser

MMag. Markus Pock

angestrebter akademischer Grad

Doktor
der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften
(Dr. rer. soc. oec.)

Wien, im Oktober 2008

Studienkennzahl lt. Studienblatt:
Dissertationsgebiet lt. Studienblatt:
Betreuer:

A 084 140
Volkswirtschaft
Univ.-Prof. Dr. Dipl.-Ing. Robert Kunst

Danksagung

Ich möchte meinen vollsten Dank an jene aussprechen, die direkt oder indirekt zur Entstehung dieser Arbeit in Form fachlicher oder anderweitiger Unterstützung beigetragen haben.

Besonderen Dank gebührt meinen Betreuern Prof. Robert Kunst und Prof. Andreas Wagener, die mich bei der Erstellung der Arbeit wissenschaftlich unterstützten. Ihre wertvollen Ratschläge trugen wesentlich zur Verbesserung der wissenschaftlichen Qualität bei.

Weiters möchte ich mich bei den Mitarbeitern und Mitarbeiterinnen des Instituts für Höhere Studien in Wien, IHS, bedanken, die mir in zahlreichen wissenschaftlichen Diskursen halfen, methodische und empirische Problemstellungen zu lösen. Insbesondere waren dies Johannes Berger, Thomas Hintermaier, Helmut Hofer, Monika Riedel, Gerald Röhrling, Alexander Schnabl und Ludwig Strohner. Bei Harald Hutter bedanke ich mich für die Unterstützung bei der Software *Latex*.

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	1
1.1	Motivation und Fragestellung	2
1.1.1	Gesundheit und Gesundheitsausgaben	2
1.1.2	Fragestellung	5
1.2	Aufbau und Struktur	6
2	Methodischer Abschnitt	8
2.1	Begriffserklärung	9
2.2	Methodenüberblick	11
2.3	Zahlungsbereitschafts-Ansatz	17
2.3.1	Der theoretische Wert des Lebens	17
2.3.2	Das Murphy & Topel-Modell	26
2.4	Humankapital-Ansatz	35
2.4.1	Gesundheitsmodell der Arbeitskraft	35
2.4.2	Das Lebenszyklus-Modell im Humankapital-Ansatz	37
2.5	Gegenüberstellung der beiden Ansätze	46
3	Humankapital-Ansatz	51
3.1	Einleitung	52
3.2	Gesundheitsindikatoren	53
3.2.1	Mortalitäten	55
3.2.2	Krankenstände	60
3.3	Regressionsmodell – Krankenstandstage	63
3.3.1	Überblick	63
3.3.2	Zeitreihenanalyse	64
3.4	Modellumsetzung und Ergebnisse	78

4 Zahlungsbereitschafts-Ansatz	90
4.1 Einleitung	91
4.1.1 Empirische Studien zum VOL und WTP	92
4.2 Modellumsetzung und Ergebnisse	97
4.2.1 <i>Value of a life-year</i> und <i>value of life</i>	98
4.2.2 <i>Willingness to pay</i>	103
4.2.3 <i>Willingness to pay</i> und Gesundheitsausgaben	109
4.3 Sensitivitätsanalyse	115
5 Zusammenfassung	118
Appendix	127
Abkürzungen	131
Literaturverzeichnis	133

Abbildungsverzeichnis

2.1	Indifferenzkurve für die Erwartungsnutzenfunktion in Gleichung (2.1) . . .	18
2.2	Effekte verbesserter Gesundheit auf das Arbeitskräftepotenzial	36
3.1	Neuzugang an Pensionen aufgrund Invalidität und geminderter Erwerbsfähigkeit	55
3.2	Lebenserwartung bei der Geburt und fernere Lebenserwartung 60-Jähriger der Jahre 1970 bis 2003	56
3.3	Differenz in den Mortalitätsraten der Jahre 1980 und 2003	57
3.4	Sterblichkeit nach Todesursache und Geschlecht von 1980 bis 2003	58
3.5	Absolute Änderungen in den Sterbeziffern von Herz-Kreislauf-Erkrankungen 1980-1990, 1990-2000 und 2000-2003	59
3.6	Mortalitätsraten der Altersstufen 50 bis 90 Jahre für die Jahre 1980, 1990, 2000 und 2003	59
3.7	Krankenstandstage pro Arbeiter bzw. Angestelltem und Jahr	60
3.8	Krankenstandsfälle pro Arbeiter bzw. Angestelltem und Jahr	61
3.9	Krankenstandstage pro Fall	61
3.10	Zeitreihen der verwendeten Variablen von 1980 bis 2004	67
3.11	Autokorrelationen und partielle Autokorrelationen	71
3.12	Altersprofil der durchschnittlichen Jahres-Brutto ₂ -Einkommen, 2003 . . .	81
3.13	Altersprofil der Krankenstandstage pro Versichertem bzw. pro Krankenstandsfall, 2003	82
3.14	Altersprofil der Erwerbsquoten, 2003	83
3.15	Erwartungswert des Jahres-Brutto ₂ -Einkommens nach Alter und Geschlecht, 2003	84
3.16	Wert des Arbeitskräftepotenzials nach Alter und Geschlecht, 2003	84
3.17	Produktivitätsgewinne für verbesserte Gesundheit	85

3.18	Gesamtgesundheitsausgaben nominell in Mrd. € und in % vom BIP der Jahre 1970-2004	87
4.1	Berechnetes/r Äquivalenzeinkommen und -konsum der Haushalte, 2003 inkl. Approximation	99
4.2	Wert eines Lebensjahres VLY nach Alter	101
4.3	Wert des verbleibenden Lebens VOL im Jahr 2003	102
4.4	Anteil an „sehr gut“, „gut“ und „befriedigend“ der jeweiligen Altersstufe von 1978 bis 2003	105
4.5	Dreidimensionale Darstellung des Anteils an „sehr gut“, „gut“ und „befriedigend“ der jeweiligen Altersstufe von 1978 bis 2003 für Männer	106
4.6	Individuelle Zahlungsbereitschaft für verbesserte Gesundheit	106
4.7	Durchschnittliche Gesundheitsausgaben nach Alter, 2003	110
4.8	Einkommens- und Konsumprofile der Haushalte unter Berücksichtigung der Gesundheitsausgaben, 2003	112
4.9	Individuelle Nettozahlungsbereitschaft für verbesserte Gesundheit	113

Tabellenverzeichnis

2.1	Methodische und konzeptionelle Unterschiede von Zahlungsbereitschaft- und Humankapital-Ansatz	47
3.1	Ergebnisse der <i>unit root</i> -Tests	70
3.2	Regressionsergebnisse Krankenstandstage pro Kopf <i>SICK</i> auf Arbeitslosenrate <i>U</i>	72
3.3	<i>Granger causality</i> -Tests	73
3.4	Regressionsergebnisse Krankenstandstage pro Kopf <i>SICK</i>	75
3.5	Gewonnene Krankenstandstage pro Erwerbstätigem aufgrund von Gesundheitsverbesserung	76
3.6	Gesellschaftliche Produktionswerte aus verbesserter Gesundheit	86
3.7	Diskontierte Zuwächse an Gesundheitsausgaben für verschiedene Perioden, Basisjahr 2003	89
4.1	Aktuelle WTP-Studien und deren <i>value of life</i> -Schätzung	92
4.2	Aggregierte Zahlungsbereitschaft <i>W</i> für verbesserte Gesundheit	108
4.3	Aggregierte Nettozahlungsbereitschaft <i>netW</i> für verbesserte Gesundheit	114
4.4	Aggregierte Zahlungsbereitschaft <i>W</i> und Nettozahlungsbereitschaft <i>netW</i> in verschiedenen Szenarien für verbesserte Gesundheit	116
5.1	Aggregierte Effekte von Gesundheitsverbesserung von 1980 bis 2003 in beiden Modellansätzen	123

Kapitel 1

Einführung

1.1 Motivation und Fragestellung

1.1.1 Gesundheit und Gesundheitsausgaben

Die Lebenserwartung in industrialisierten Ländern stieg im letzten Jahrhundert rapide an. Für den repräsentativen US-Amerikaner betrug die Zunahme bei Geburt rund 30 Jahre (siehe Murphy und Topel (2006)). In Österreich nahm die Lebenserwartung bei Geburt innerhalb des Zeitraumes von 1900 bis 2000 bei Frauen bzw. Männern um 38,1 bzw. 34,9 Jahre zu und liegt bei 81,5 bzw. 75,5 Jahren. Bei den 60-Jährigen stieg in derselben Periode die Lebenserwartung um 10,6 bzw. 7,2 Jahre auf 24,0 bzw. 20,0 Jahre. Die meisten Fortschritte in der Verbesserung der Sterblichkeit der Alterskohorten 65+ wurden ab 1970 erzielt. Vor allem die Todesfälle, welche auf Herz-Kreislaufkrankungen zurückzuführen sind¹, gingen aufgrund der Einführung bzw. Entwicklung von modernen Operationstechniken bei Myokardinfarkt und von Medikamenten gegen Bluthochdruck und Arrhythmien wie Beta-Blocker zurück. Die Säuglingssterblichkeit, definiert als die Anzahl der im ersten Lebensjahr Gestorbenen pro 1.000 Lebendgeborene, verbesserte sich enorm im Laufe des 20. Jahrhunderts. Diese lag um 1900 bei 212 und ging bis 1960 auf rund 33 zurück. Innerhalb der letzten Jahrzehnte nahm die Säuglingssterblichkeit kontinuierlich weiter ab, halbierte sich innerhalb der letzten 20 Jahre und liegt seit 1997 unter dem Wert von 5,0 im ersten Lebensjahr mit nur geringfügigen Schwankungen in den letzten Jahren.²

Neben der positiven Entwicklung der soeben erwähnten Gesundheitsindikatoren wie Sterblichkeit und Lebenserwartung, welche die Mortalität einer Bevölkerung beschreiben, ist auch eine Verbesserung des Gesundheitszustandes bzw. der Morbidität der Bevölkerung zu beobachten. Dies äußerte sich beispielsweise in einer Abnahme der Krankenstände bei den Erwerbstätigen zwischen 1979 und 2004 von im Schnitt rund 19 auf 12 Tage pro Kopf und Jahr.³ Von einer Verbesserung des Gesundheitszustandes profitiert demnach nicht nur der Einzelne, sondern auch die Volkswirtschaft durch weniger Arbeitsausfälle. Neben diesen objektiven Kennzahlen geben Befragungen zum subjektiven Gesundheitszustand (*self-assessed health*, SAH) ebenso Auskunft über die Morbidität der österreichischen Bevölkerung. Dabei werden Individuen nach deren eigenen Gesundheitseinschätzungen befragt und um eine Bewertung auf einer 5-teiligen Skala ersucht. Auch wenn die Erhebungen der Statistik Austria im Rahmen des Mikrozensus nur unregelmäßig durchgeführt wurden, so zeigt die Datenlage einen eindeutigen Trend.

¹ Für Details siehe Kapitel 3.2.1, S. 55.

² Für weitere Details siehe STAT (2003), Abschnitt 2.1, S. 56.

³ Für Details siehe Kapitel 3.2.2, S. 60.

Während der letzten zwei Jahrzehnte verbesserte sich der wahrgenommene Gesundheitszustand vor allem bei den älteren Altersgruppen in Österreich deutlich (Doblhammer und Kytir (2001)).

Die in Österreich beobachtete Lebensverlängerung (Lebensquantität) und Verbesserung des Gesundheitszustandes (Lebensqualität) der letzten 100 Jahre ist neben Faktoren wie verbesserte Arbeitsbedingungen und Ernährungssituation unter anderem zweifelsohne dem medizinischen Fortschritt zuzuschreiben. Dieser umfasst zum einen die Entdeckung und Entwicklung von neuen Substanzen und Substanzklassen durch akademische Einrichtungen und durch die pharmazeutischen Industrie und zum anderen Hygienevorschriften und Impfungen gegen Infektionskrankheiten, Verbesserungen in der medizinischen Diagnostik und einhergehende Früherkennung von Krankheiten und vieles mehr. Menschen in allen Altersklassen und Bevölkerungsschichten profitierten von den umgesetzten medizinischen Innovationen, vor allem in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts.⁴

Der medizinische Fortschritt verursachte jedoch auch beträchtliche Kosten. In Österreich stiegen die gesamten Gesundheitsausgaben, also öffentliche und private Gesundheitsausgaben, nominell von rund € 1,5 Mrd. im Jahr 1970 auf € 19,8 Mrd. im Jahr 2000. Dies entspricht einem Anstieg um das 13-Fache. In relativen Zahlen ausgedrückt gab die österreichische Bevölkerung für ihre Gesundheit 5,2% 1970 und 30 Jahre später 9,4% vom Bruttoinlandsprodukt aus. Dies entspricht einer Steigerung von rund 81%.⁵ Österreich ist hierbei kein Einzelfall. In anderen industrialisierten Ländern ist ebenfalls eine Kostenexplosion zu beobachten. Schreibt man diesen Trend linear fort, so werden die Gesundheitsausgaben im Jahre 2030 17%, 2060 31% und 2090 56% und so fort vom BIP betragen. Es ist offensichtlich, dass dem Kostenwachstum der Gesundheitsausgaben eine natürliche Grenze gesetzt ist und daher Anlass zur politischen Diskussion über die Zukunft der Finanzierung des öffentlichen Gesundheitswesens gibt.

Die Gründe für den starken Kostenanstieg im Gesundheitsbereich werden in der ökonomischen Literatur seit Jahrzehnten ohne endgültige Klärung diskutiert. Einer der Faktoren stellt laut Newhouse (1992) der wachsende Anteil an Älteren innerhalb der Bevölkerung dar, da die Gesundheitskosten pro Kopf mit dem Alter zunehmen. Zweifel et al. (1999, 2004) führen steigende Gesundheitsausgaben jedoch nicht auf den Effekt einer alternden Population an sich zurück, sondern identifizieren die intensivmedizinischen Maßnahmen kurz vor dem Tod als Kostentreiber. Ein weiterer Faktor dürfte aus einer

⁴ Für eine ausführliche Diskussion der US-amerikanischen Verhältnisse, welche in gleichem Maße auf europäische Länder wie Österreich zutreffen, siehe bspw. Cutler und Meira (2001).

⁵ OECD Health Data Oct. 2006.

überhöhten angebotsinduzierten Nachfrage entstammen. Aufgrund Informationsasymmetrie raten Ärzte den Patienten zu ineffizienten oder sogar überflüssigen medizinischen Maßnahmen. Da in den industrialisierten, vor allem in den europäischen Ländern, der Hauptanteil der individuellen Gesundheitsausgaben von öffentlichen Institutionen getragen wird, besteht ein Anreiz zur „Überbehandlung“ (Gerdtham und Jönsson (2000)). Als weiteren Grund für die relative Kostensteigerung von Gesundheitsausgaben wird der Zusammenhang zwischen mehr Einkommen und einem anteilmäßig höheren Konsum des Gutes „Gesundheit“ in der Literatur angeführt. Mit steigendem Reichtum verschieben sich die Konsumpräferenz des Individuums. Oder anders formuliert: Die Einkommenselastizität hinsichtlich Gesundheitsnachfrage ist größer als 1, d.h. Gesundheit ist ein Luxusgut. Schließlich wird in jüngster Zeit vermehrt der Effekt der „Baumol’schen Krankheit“ auf die Kostenstruktur im Gesundheitsbereich diskutiert (Hartwig (2008)). Das Gesundheitswesen und die medizinische Forschungsindustrie als stark dienstleistungsorientierte Wirtschaftssektoren weisen eine geringere Arbeitsproduktivität auf als die güterproduzierende Industrie. Unter der Annahme identer Lohnzuwächse in allen Sektoren und der Konsequenz, dass die Löhne im Dienstleistungssektor schneller zulegen als die Produktivität steigt, kommt es im Modell nach Baumol zwangsläufig zu einer Zunahme des Anteils des Dienstleistungssektors am BIP. Baumol’s Meinung nach gibt es keine Heilung für diese „Krankheit“, solange die Produktivität des Gesundheitswesens unter derjenigen der Güterproduktion liegt. Eine palliative Behandlung müsste auf eine Erhöhung der Sektorproduktivität im Gesundheitsbereich abzielen. Dies könnte durch eine gestraffte Organisation der Institutionen oder durch den vermehrten Einsatz von medizinischer Technologie erfolgen.

Angesichts der ständig steigenden Gesundheitsausgaben, auch relativ zum volkswirtschaftlichen Einkommen gesehen, stellt sich politischen Entscheidungsträgern nicht so sehr die Frage nach den Gründen der Kostenexplosion, sondern vielmehr die Frage, wie viel an Ressourcen eine Volkswirtschaft dem Gesundheitssektor zukommen lassen kann und wie diese Ressourcen innerhalb des Sektors verteilt werden sollten. Letzteres zielt auf eine Effizienzsteigerung der eingesetzten medizinischen Methoden ab. Auch wenn Gesundheit *per se* als höheres Gut schlechthin angesehen wird, werden die Verantwortlichen im Gesundheitswesen mit dem Problem des optimalen Konsums bzw. der optimalen Verteilung von beschränkten öffentlichen Mitteln konfrontiert. Für den Gesundheitsbereich bedeutet dies, dass die Grenzkosten einer bestimmten medizinischen Leistung ihrem Grenznutzen entsprechen sollten. Der Gesundheitssektor ist jedoch gewissen Marktunvollkommenheiten unterworfen, wie z.B. Informationsasymmetrie, angebotsseitig induzierte Nachfrage, Einkommensungleichheiten, Entscheidung unter Unsi-

cherheit, *principal agent*- und *moral hazard*-Problemen, welche den Preis eines Gutes im Gesundheitssektor verzerren. Somit dient der Preis nicht mehr als marktbereinigendes Instrument, sodass die alloкатive Effizienz am Gütermarkt nicht gegeben ist. Obendrein wird ein gesundes Leben, unabhängig vom Einkommen des Individuums, als Grundrecht einer sozialen Gesellschaft angesehen, deren Kosten die Allgemeinheit zu tragen hat. Nichtsdestotrotz unterliegt auch dieser spezielle Bereich einer Volkswirtschaft dem ökonomischen Gesetz der beschränkten Mittel, sodass eine Wahl zwischen konkurrierenden medizinischen Leistungen getroffen werden muss. Das Forschungsgebiet der Gesundheitsökonomie versucht nun, diese Wahl mithilfe der ökonomischen Prinzipien von Optimalität und Effizienz treffen zu können.

Am Anfang einer solchen Bewertung steht die zugegebenermaßen schwierige sowie ethisch bedenkliche Aufgabe, den Wert des Lebens an sich zu messen. Mithilfe dessen lassen sich dann Steigerungen in der Lebenserwartung und im Gesundheitszustand der Bevölkerung monetär berechnen und den korrespondierenden Gesundheitsausgaben gegenüberstellen. Damit sind wir am Ausgangspunkt der vorliegenden Arbeit angelangt, welche eine monetäre Evaluierung vergangener Gesundheitsverbesserungen der österreichischen Bevölkerung zum Ziel hat.

1.1.2 Fragestellung

Die Aufgabenstellung der vorliegenden Dissertation ist die ökonomische Bewertung von Gesundheitsverbesserung der letzten Jahrzehnte in Österreich. Verbesserte Gesundheit äußert sich durch eine Lebensverlängerung und/oder durch eine Steigerung des Gesundheitszustandes, was wiederum mit einer Steigerung der Lebensqualität einhergeht.

Wir versuchen in dieser Arbeit folgende Forschungsfragen zu beantworten:

- *Wie hoch ist der gesellschaftliche Wert der beobachteten Gesundheitsverbesserungen der letzten Jahrzehnte in Österreich?*
- *Übersteigen die positiven ökonomischen Effekte von verbesserter Gesundheit die korrespondierenden Gesundheitsausgaben?*

Dazu bedienen wir uns zweier, in der ökonomischen Literatur etablierten Ansätze, nämlich dem **Humankapital**- und dem **Zahlungsbereitschafts**-Ansatz. Da anhand dieser Modelle neben den positiven volkswirtschaftlichen Effekten von Gesundheit auch die zeitliche Entwicklung der Gesundheitsausgaben berücksichtigt werden soll, wird bei den beiden Ansätzen eine entsprechende Modelladaptation vorgenommen.

Aufgrund der Tatsache, dass eine Umsetzung des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes die Berechnung eines statistischen Lebens impliziert, erhalten wir eine der wenigen für Österreich durchgeführten Schätzungen über den Wert des Lebens (*value of life*). Der Vorteil der angewandten Methode besteht darin, dass die verwendeten Daten allgemein leicht zugänglich sind und dass man ein vollständiges Altersprofil hinsichtlich des *value of life* erhält, was vor allem bei Befragungsstudien immer ein Problem darstellt.

1.2 Aufbau und Struktur

Die vorliegende Dissertation gliedert sich zunächst in einen methodischen Teil, in dem wir nach einer einleitenden Begriffsklärung die beiden grundsätzlichen Ansätze zur Bewertung des Wertes von Gesundheit vorstellen. Wie bereits erwähnt, sind dies einerseits der Humankapital-Ansatz, welcher die Produktivitätskraft eines repräsentativen Individuums misst und daraus den Wert einer Arbeitskraft ableitet, und andererseits der in der Literatur bevorzugte Zahlungsbereitschafts-Ansatz, welcher zusätzlich den Nutzen für Erwerbsuntätige erfasst. Bevor die Zahlungsbereitschaft für Gesundheit mithilfe dieser Methode bestimmt werden kann, ist die Berechnung des Wertes des Lebens (*value of life*, VOL) an sich notwendig. Im dritten Unterkapitel wird der VOL anhand eines vereinfachten Modells abgeleitet. Im darauffolgenden Unterkapitel rekapitulieren wir das Modell nach Murphy und Topel (2006), welches Ausgangspunkt für die Erstellung des Österreich-spezifischen Lebenszyklus-Modells im Rahmen dieser Dissertationsarbeit ist. Das fünfte Unterkapitel im methodischen Teil erklärt die Grundlagen des Humankapital-Ansatzes und diskutiert die Vor- und Nachteile verschiedener, in der epidemiologischen und ökonomischen Literatur verwendeten Varianten des Humankapital-Ansatzes. Das letzte Unterkapitel gibt eine methodische Übersicht über die beiden angewandten Ansätze.

Im folgenden dritten Abschnitt 3 setzen wir das für den Humankapital-Ansatz modifizierte Murphy und Topel-Modell mithilfe österreichischer Daten empirisch um und quantifizieren die Gesundheitsleistungen der Vergangenheit von 1980 bis 2003. Die Ergebnisse stellen einen rein produktivitätsbasierten Wert für Gesundheit dar und sind daher als untere Grenze zu betrachten.

Der vierte Abschnitt behandelt den Zahlungsbereitschafts-Ansatz. Einleitend geben wir einen Literaturüberblick zu empirischen Arbeiten über den Wert eines statistischen Lebens (*value of a life-year*) sowie bis dato durchgeführte ökonomische Bewertungen von Gesundheit. In den Unterkapiteln 4.2.1 und 4.2.2 führen wir österreichische Mikrozensus-Haushaltsdaten dem eigentlichen Modell nach Murphy und Topel (2006) zu und berech-

nen im ersten Schritt ein Altersprofil zum *value of a life-year* und danach die *post hoc*-Zahlungsbereitschaft eines repräsentativen Individuums für die Gesundheitsmaßnahmen der Jahre 1980 bis 2003. Im anschließenden Unterkapitel 4.2.3 berücksichtigen wir zusätzlich die Gesundheitsausgaben im Modell und erhalten eine Nettopahlungsbereitschaft nach Abzug der Gesundheitskosten pro Kopf. Eine abschließende Sensitivitätsanalyse in Kapitel 4.3 diskutiert die Robustheit der Parameter-Annahmen unseres Modells.

Der letzte Abschnitt der vorliegenden Dissertationsarbeit zieht ein Resümee und stellt die Ergebnisse des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes und die des Lebenszyklus-Modells im Humankapital-Ansatz gegenüber.

Die Ergebnisse der Kapitel 3.3, 3.1 und 4 der vorliegenden Arbeit waren Grundlage für den Abschnitt 3 und 4 der Studie von Mahlberg, Pock und Riedel (2007), welche im Rahmen einer wissenschaftlichen Kooperation zwischen den Instituten IWI (Industrie Wissenschaftliches Institut) und IHS (Institut für Höhere Studien, Wien), für das ich bis dato als Forschungsassistent tätig bin, entstand. Meine alleinige Autorenschaft der beiden Abschnitte dieser Studie im Sinne der Richtlinie zur Sicherung guter wissenschaftlicher Praxis nach § 2 Z 2 (Mitteilungsblatt der Universität Wien vom 31.01.2006) wurde seitens der Mitautoren schriftlich bestätigt und dem zuständigen Studienprogrammleiter im September 2007 zur Kenntnis gebracht.

Die Ergebnisse der vorliegenden Dissertation, welche anhand österreichischer Daten den Humankapital- und Zahlungsbereitschafts-Ansatz umsetzt, stellen Weiterentwicklungen (präsentiert in Form von Modellerweiterungen und methodischen Verbesserungen) der von mir in oben erwähnter Studie ursprünglichen Berechnungen dar. Zum Beispiel berechnete ich die ökonomischen Effekte von Gesundheit separat für Frauen und Männer. Weiters implementierte ich ein modifiziertes Lebenszyklus-Modell im produktivitätsbasierten Ansatz, welches eine bessere Gegenüberstellung der Ergebnisse aus dem Modell nach Murphy und Topel (2006) zulässt und die methodischen Probleme einer statischen Betrachtungsweise der Input-Output-Tabelle (siehe Mahlberg et al. (2007), Abschnitt 2) behebt.

Kapitel 2

Methodischer Abschnitt

2.1 Begriffserklärung

Bevor wir die theoretischen Hintergründe zur Bewertung von Gesundheit darlegen, sind einleitend Definitionen und Begriffserklärungen aus den Bereichen der Demographie, Epidemiologie und Medizin notwendig.

Die **Prävalenzrate** gibt den durchschnittlichen Anteil der derzeit Erkrankten an einer bestimmten Krankheit in einer Periode an. Mit **Morbidität** bzw. **Inzidenz** bezeichnen wir die Wahrscheinlichkeit, mit der Menschen an einer bestimmten Krankheit in einer Periode neu erkranken. Im Gegensatz dazu gibt der Begriff der **Mortalität** die Häufigkeit an, mit der Menschen an einer bestimmten Krankheit sterben, während **Letalität** konzeptionell gleichzusetzen ist mit bedingter Mortalität, also der Häufigkeit, an einer bestimmten Erkrankung zu sterben, wenn man bereits erkrankt ist. Unter dem Begriff **Rekonvaleszenz** verstehen wir sowohl die Wahrscheinlichkeit, mit der man sich von einer Erkrankung vollständig erholt, als auch die Dauer einer Erholung.

Die für ein Kalenderjahr berechnete **Lebenserwartung** gibt an, wie viele Lebensjahre man ab einem bestimmten Alter noch zu erwarten hat, wenn im Laufe des Lebens die gleichen altersspezifischen Sterblichkeiten wie in dem betreffenden Kalenderjahr vorherrschen würden. Die Zahl der **Gestorbenen** d repräsentiert die Anzahl der Todesfälle pro Jahr(esbereich) und Alter(sgruppe). L bezeichnet die Anzahl der gelebten Personenjahre innerhalb einer Altersgruppe, während l die Überlebenden zu Beginn einer bestimmten Altersstufe angibt. Diese beiden Begriffe begründen den essentiellen Unterschied der beiden demographischen Konzepte Mortalitätsrate und -wahrscheinlichkeit, auch wenn diese für kurze Perioden und mit kleinem Risiko nur marginal voneinander abweichen.

Unter der Rohsterberate oder **Sterbeziffer** versteht man die Zahl der Gestorbenen auf 1.000, 10.000 oder 100.000 Menschen derselben Altersgruppe bezogen auf die durchschnittlichen Personenanzahl der Überlebenden der Beobachtungsperiode gleichen Alters oder auf die Anzahl zur Periodenmitte. Die offizielle Todesursachenstatistik der Statistik Austria nach ICD-10 Klassifikation ist z.B. in Sterbeziffern angegeben. Da die durchschnittliche Bevölkerung einer Altersgruppe einer Periode eine gute Annäherung des *exposure to risk* ist, entspricht die Sterbeziffer der Perioden-Sterberate. Den **standardisierten Sterbeziffern** liegt eine Standardbevölkerung nach WHO zugrunde, welche demographische Effekte berücksichtigt.

Die **Mortalitätsrate** (*mortality rate*) ist definiert durch $m = d/L$, also das Verhältnis zwischen Gestorbenen einer Kohorte vom Alter a bis Alter $a + n$, mit n beliebig, und den gelebten Personenjahren innerhalb dieser Altersstufen. Die Personenjahre er-

fassen die Expositionsdauer des Risikos (*duration of exposure, exposure to risk*). Im Gegensatz dazu ist die **Mortalitätswahrscheinlichkeit** (*mortality probability*) gegeben durch $p = d/l$, also Gestorbene zu Überlebende zu Beginn der Altersstufe (*population at risk*). Diese Kennzahl drückt das eigentliche Sterberisiko aus, dem eine Kohorte ausgesetzt ist. Da in der Realität Menschen zu unterschiedlichen Tagen geboren werden und somit keine Kohorte bilden, die am selben Tag zu leben beginnt, ist das Konzept der Wahrscheinlichkeit ein theoretisches und muss aus den beobachtbaren Mortalitätsraten berechnet werden, genauer: aus den Raten für Kohorten.

Natürlicherweise existieren vollständige lebenslange Daten für Kohorten nur für alte Jahrgänge, z.B. für die heutigen 90-Jährigen. Aus diesem Grund erstellt man so genannte **Perioden-Sterbetafel**n. Aus den gemessenen Rohsterberaten der einzelnen Altersstufen pro Kalenderjahr (Perioden-Sterberaten) konstruiert man mithilfe statistischer Verfahren – aber auch vereinfachenden Annahmen wie die Gleichsetzung von Personenjahren und Bevölkerungsanzahl zu Jahresmitte einer bestimmten Alterstufe – Quasi-Kohortenraten und daraus des Weiteren Mortalitätswahrscheinlichkeiten. Die resultierende Sterbetafel zu einem jeweiligen Kalenderjahr beschreibt demgemäß eine virtuelle Kohorte, welche einer aus Querschnittsdaten ermittelten Sterblichkeit unterworfen wird. Wie die Vergangenheit zeigte, wird die altersspezifische Lebenserwartung aufgrund von Perioden-Sterbetafel'n unterschätzt. In Ermangelung von Kohorten-Tafeln für die von uns gewählten Perioden verwenden wir wie in der demographischen Literatur üblich die Perioden-Sterbetafel'n (siehe Preston et al. (2001)).

Die **Überlebenswahrscheinlichkeit** s gibt die Wahrscheinlichkeit an, eine bestimmte Altersstufe zu überleben⁶: $s = 1 - p$ bzw. mehrere Altersstufen: $s(t, a) = \prod_{i=a}^{a+n} (1 - p_i)$. Nimmt man einen stetigen Prozess des zugrunde liegenden Risikos an, so ergibt sich die **Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion** zu $S(t, a) = \exp(-\int_a^t \lambda(\tau) d\tau)$, mit der *instantaneous hazard rate* oder *force of mortality* λ . Für kleine Zeiteinheiten entsprechen die Werte der *instantaneous hazard rate* ungefähr den Mortalitätsraten m aus den 1x1-Sterbetafel'n, also für ein Kalenderjahr und einperiodige Altersstufen. Somit ist die stetige Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion S , welche eine Funktion der Mortalitätsraten m ist, eine gute Annäherung an s , welche durch Wahrscheinlichkeiten p bestimmt wird. Der Vorteil bei Verwendung der stetigen Funktion S liegt darin, dass die Raten m additiv in die Berechnungsformel für S eingehen und somit eine Aufspaltung nach Krankheitsgruppen möglich ist.

Das folgende Kapitel gibt einen Überblick über die methodische Herangehensweise in der Gesundheitsökonomie zur monetären Bewertung von Gesundheitsverbesserungen.

⁶ Zum Zweck der nomenklatorischen Kontinuität in unserer Arbeit weichen wir von den üblichen Symbolen der demographischen Literatur (siehe Preston et al. (2001)) ab und bezeichnen die Überlebenswahrscheinlichkeit mit s statt p und die Mortalitätswahrscheinlichkeit mit p statt q .

2.2 Methodenüberblick

Gesundheit ist ein wichtiges, wenn nicht das wichtigste Gut für den Einzelnen. Bei schlechter Gesundheit wird das Individuum den Nutzen aus anderen Konsumgütern geringer bewerten. Auch wenn Gesundheit an sich keinen Marktpreis besitzt, so bedeutet dies nicht, dass Gesundheit keinen Wert hat. Individuen sind bereit auf Konsum bzw. Einkommen zugunsten eines verbesserten Gesundheitszustandes zu verzichten. Daraus lässt sich eine Zahlungsbereitschaft ableiten, die zur monetären Bewertung von Gesundheit herangezogen werden kann.

Grundsätzlich lassen sich die Methoden zur Bewertung des Lebens in zwei Kategorien einteilen, die Humankapital- und die Zahlungsbereitschafts-Methode. Beim **Human-kapital**-Ansatz wird der Wert einer Person anhand ihres Beitrages zum volkswirtschaftlichen Einkommen über das gesamte Leben gemessen. Menschen in Rente oder arbeitsunfähigen Personen wird demgemäß kein volkswirtschaftlicher Wert zugesprochen. Im Gegensatz dazu beruht im **Zahlungsbereitschafts**-Ansatz die Bewertung von Leben aus der subjektiven Sichtweise und ist damit im Einklang mit der subjektiven Nutzentheorie der Ökonomie. Eine medizinische Maßnahme ist genau so viel wert, wie der Einzelne dafür zu zahlen bereit ist. Da die individuelle Evaluierung zeitlich vor der Realisierung eines bestimmten Gesundheitsrisikos liegt, stellt diese Methode auf den Erwartungswert der erhofften Risikominderung ab. Ein sozialer Planer rechnet die individuelle Zahlungsbereitschaft auf die Gesamtpopulation hoch und erhält dadurch den Wert einer bestimmten medizinischen Intervention.

Folgende normative Methoden des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes kommen am häufigsten in der Gesundheitsökonomie zur Anwendung: die Kosten-Nutzwert-Analyse (*cost-utility analysis*) und die Kosten-Nutzen-Analyse (*cost-benefit analysis*). Die **Kosten-Nutzwert**-Methode misst die Effekte einer Gesundheitsmaßnahme anhand der so genannten *quality-adjusted life-years* (QALYs). Wie der Name verrät, bewertet diese Methode die Wirkung einer medizinischen Maßnahme anhand des erreichten Gesundheitszustandes in Relation zur individuellen Lebenserwartung. Dieses nicht in monetären Einheiten gemessene Maß beschreibt die durch eine bestimmte medizinische Intervention erreichte Lebensqualität und -quantität eines Individuums und wird in der deutschsprachigen Literatur als *Nutzwert* bezeichnet.

Im Gegensatz dazu ordnet die **Kosten-Nutzen**-Analyse dem individuellen Nutzen aus einer medizinischen Leistung einen monetären Wert mittels der Nutzenfunktion u zu. Aus Veränderungen des Nutzenniveaus aufgrund verbesserter Mortalität und/oder Morbidität kann man die individuelle Wertigkeit für diese bestimmte Gesundheitsleis-

tung ableiten. Dies bewerkstelligen beispielsweise Befragungen. Das vor die Wahl gestellte, rational handelnde Individuum ordnet jeder medizinischen Intervention, welche sein derzeitiges Nutzenniveau verbessert, einen bestimmten monetären Wert zu. Je höher diese Zahlungsbereitschaft (*willingness to pay*, WTP), desto höher wird deren Nutzen eingeschätzt. Zur Evaluierung gesundheitspolitischer Maßnahmen wird nun im Rahmen der Kosten-Nutzen-Analyse die durchschnittliche monetäre Bewertung auf die Gesamtbevölkerung hochgerechnet. Diesem Verfahren liegt die neo-klassische Wohlfahrtsökonomie zugrunde, mit den Eigenschaften: „...*individual sovereignty, welfarism, willingness-to-pay as a monetary metric for utility [...], market allocation as a reference standard, and a separation of efficiency and equity with a [...] focus on efficiency*“ (Hurley (2000), S. 62). Individuelle Souveränität (*individual sovereignty*) besagt, dass jede Bemessung individueller Wohlfahrt auf der Beurteilung von Individuen basieren sollte, da deren Wertigkeiten auf dem mikroökonomischen Prinzip der Nutzenmaximierung beruht.

Die Wohlfahrtsökonomie (*welfarism*) basiert auf der Annahme, dass der Gesellschaftsnutzen (*welfare utility function*) W allein eine Funktion der individuellen Nutzenniveaus ist. Der Nutzen der einzelnen Individuen einer Gesellschaft wird demzufolge von einem hypothetischen sozialen Planer aggregiert. Ein wichtiges Prinzip dazu ist das Pareto-Prinzip⁷: Der Nutzenindex W erhöht sich nur dann, wenn das Nutzenniveau eines einzelnen Individuums ansteigt und gleichzeitig sich das der übrigen Individuen nicht verschlechtert. Ist dieses Kriterium erfüllt, dann kann der gesellschaftliche Nutzen wie folgt definiert werden: $W = f(U_1, \dots, U_n)$, mit $\partial W / \partial U_i > 0, \forall i$. Das bekannteste Beispiel dafür ist die utilitaristische Wohlfahrtsfunktion $W = \sum_i U_i$. Der größte Nachteil dieser Methodik ist, dass die darauf basierenden Entscheidungen nur dann notwendigerweise zu höherer gesellschaftlicher Wohlfahrt führen, wenn das Einkommen der Individuen gleich verteilt ist.⁸ Auch wenn dieser Umstand nicht der Realität entspricht, so geht man bei der Applikation dieser Methode von einem repräsentativen Individuum aus. Trotz der Nachteile ist in der Gesundheitsökonomie die Kosten-Nutzen-Analyse die derzeit bevorzugte Methode zur Bewertung von medizinischen Investitionen.

Allgemein existieren zwei Alternativen zur Messung der individuellen Zahlungsbereitschaft – eine direkte und eine indirekte Methode. Im Rahmen der *stated preference*-Me-

⁷ Genauer gesagt verwenden Wohlfahrtsökonominnen das so genannte Kaldor-Hicks-Kriterium. Dieses besagt, dass eine bestimmte Maßnahme eine mögliche Pareto-Besserstellung (*Potential Pareto Improvement*) begründet, wenn der Gesamtnutzen der Gewinner dieser Maßnahme ausreicht, die Verlierer hypothetischerweise zu kompensieren.

⁸ Für eine weiterführende Diskussion siehe Hurley (2000), Breyer et al. (2003), S. 19 und Brouwer et al. (2008).

thode werden Probanden mittels Fragebögen über spezifische Maßnahmen interviewt (*contingent valuation*) oder innerhalb eines *discrete choice*-Experiments mit Entscheidungsbäumen konfrontiert, um so deren Zahlungsbereitschaft für bestimmte Gesundheitsleistungen zu erfassen. Im Gegensatz dazu versuchen indirekte Methoden die Zahlungsbereitschaft mittels Beobachtung individuellen Verhaltens oder Entscheidungsfindungen in speziellen Situationen abzuleiten (*revealed preference*-Methode). Eine dafür oft angewandte Methode schätzt aus den Daten der beobachtbaren Lohndifferenziale von risikoreichen beruflichen Tätigkeiten den Wert eines statistischen Lebens (*value of a statistical life*).⁹ Man nimmt demzufolge an, dass der Arbeiter eines Risikoberufes entsprechend dem Ausmaß seines Unfallrisikos finanziell entschädigt wird. Aus der Höhe der Lohnprämie leitet man die Zahlungsakzeptanz (*willingness to accept*) für ein bestimmtes Mortalitätsrisiko ab. Weitere Anwendungsbeispiele der *revealed preference*-Methode sind unterstellte Kosten-Nutzen-Analysen bei politischen bzw. institutionellen Entscheidungen hinsichtlich der Einführung bzw. Nicht-Einführung von bestimmten umwelt- und verkehrstechnischen Maßnahmen, wie z.B. Abgaskatalysatoren, Sicherheitsgurte oder Tempolimits.

An dieser Stelle ist zu betonen, dass bei der ökonomischen Bewertung eines Lebens im Allgemeinen nicht der Wert des Lebens einer bestimmten Person, sondern der eines so genannten repräsentativen bzw. statistischen Lebens (*value of a statistical life*) bestimmt wird. Mithilfe dieser Evaluierungsmethode versuchen Entscheidungsträger konkurrierende medizinische Verfahren zu bewerten und zu reihen, wobei als wichtigstes Kriterium die zu erwartende Anzahl an vermeidbaren Todesfällen herangezogen wird. Typischerweise ist dabei im Vorhinein nicht bekannt, welche Individuen von diesem Verfahren profitieren werden. Aus Sicht des Individuums wird durch die Verfügbarkeit der medizinischen Intervention sein Sterberisiko vermindert bzw. die Chance auf mehr Lebensqualität erhöht. Durch ein Hochrechnen dieser Risikoänderung auf eine größere Personengruppe erhält man dann die zu erwartende Anzahl an möglichen Lebensrettungen. Die ökonomische Bewertung eines statistischen Lebens ist also als eine Risikoabschätzung *ex ante* zu verstehen. Damit unterscheidet sich diese Methode von solchen in Entscheidungssituationen, in denen sich das Risiko bereits realisiert hat, wie beispielsweise bei bereits an Krebs Erkrankten. Es handelt sich dann nicht mehr um statistische, sondern um identifizierbare Menschenleben. Sowohl die betroffene Person selbst als auch die „Öffentlichkeit“ bzw. unsere Gesellschaft setzt in solchen Fällen tendenziell mehr Mittel zur Gesundheitsverbesserung ein als im *ex ante*-Fall.

⁹ Siehe Viscusi (1993) oder Viscusi und Aldy (2003) für umfassende Überblicksarbeiten sowie Thaler und Rosen (1975) als Beispiel einer Originalarbeit.

Beide Methoden zur Evaluierung der Zahlungsbereitschaft haben ihre Nachteile. Die Messung der Zahlungsbereitschaft anhand direkter Befragungen im Rahmen einer *stated preference*-Methode basiert auf individuellen Einzelentscheidungen. Die Zahlungsbereitschaft ist damit vom jeweiligen Einkommen abhängig. Personen mit geringerem Einkommen würden demgemäß eine bestimmte Gesundheitsverbesserung bei gegebenen Kosten ablehnen, während Individuen mit größerer Kaufkraft diese Gesundheitstechnologie befürworten würden. Als Abhilfe für dieses Problem werden Befragungen durchgeführt, die den Probanden ein virtuelles Vermögen zur Verfügung stellen. Diese Art von Experimenten fördert jedoch so genannte *framing*-Effekte, wie z.B. ein risikoreiches „Spielverhalten“ der Befragten. Weiters zeigen Probanden kognitive Probleme bei komplexen Multiple-Choice- und Ranking-Befragungen.

Kritikpunkte bei den Arbeitsmarktstudien im Rahmen der *revealed preference*-Methode sind die unrealistische Annahme der korrekten subjektiven Risikobeurteilung und die Nicht-Repräsentativität der Personen (*selection bias*) in riskanten Berufen, wie z.B. Stuntman. Eine Verallgemeinerung auf ein repräsentatives Individuum ist daher nicht zulässig. Weiters ist zu bezweifeln, ob politische Entscheidungsträger bei der Umsetzung von bspw. verkehrstechnischen Sicherheitsmaßnahmen (Sicherheitsgurtenpflicht oder die Anhebung der Geschwindigkeitsbeschränkung auf österreichischen Autobahnen, wie unlängst praktiziert) vollkommene Information bezüglich des Entscheidungsproblems besitzen und darauf basierend eine Optimierung des Ressourcenverbrauchs auch tatsächlich durchführen. Im Sinne der *revealed preference*-Methode müsste man hier den politischen Entscheidungsträgern unterstellen, dass „Tempo 160km/h“ das Resultat einer optimalen Abschätzung zwischen Grenznutzen der erhöhten Mobilität und den Grenzkosten in Form erhöhter Unfallzahlen und Umweltverschmutzung darstellt.

In jüngster Zeit wurde eine dritte Möglichkeit zur Evaluierung der Zahlungsbereitschaft in der Kosten-Nutzen-Analyse angewandt: Das WTP-Konzept wurde in das theoretische Gerüst eines **Lebenszyklus**-Modells für Konsum und Lebensqualität unter Unsicherheit implementiert.¹⁰ Ein Individuum maximiert seinen erwarteten Gesamtnutzen über seine Lebensspanne unter Berücksichtigung einer geeigneten Budgetrestriktion. Dabei ist die Lebenserwartung in den jeweiligen Gesundheitszuständen gegeben. Wenn das Individuum zwischen zwei Gesundheitsleistungen, welche Auswirkungen auf seine Gesundheit in jeder einzelnen Altersstufe aufweisen, rational entscheidet, wird es den monetär bewerteten, erwarteten Gesamtnutzen dazu heranziehen. Eine positive Differenz stellt die maximale Zahlungsbereitschaft für eine bestimmte medizinische Intervention im

¹⁰ Diesbezüglich richtungsweisende Arbeiten: Yaari (1965), Arthur (1981), Shepard und Zeckhauser (1984), Rosen (1988, 1994).

Vergleich zum Status quo dar. Anders ausgedrückt, wenn man das Individuum mit einer verkürzten Lebenserwartung konfrontiert, so wird es dafür eine finanzielle Entschädigung (*compensation premium*) verlangen, welche dem entgangenen Nutzen entsprechen wird. Das Individuum wägt bei seiner Entscheidung Lebensdauer mit höherem Konsum ab. Damit steht die daraus berechnete Zahlungsbereitschaft mit dem Wert eines statistischen Lebens in Beziehung.

Die soeben besprochene Lebenszyklus-Methodik ist der *revealed preference*-Methode zuzuordnen, in der man individuelles Verhalten beobachtet und Entscheidungsfindung unter Optimalitätsbedingungen unterstellt. Die beobachteten Daten sind in diesem Fall das altersabhängige Profil für Konsum, Einkommen und Gesundheitsausgaben. Die Parameter der individuellen Nutzenfunktion müssen angenommen werden. Im Gegensatz zu den Studien über Lohndifferenziale sind aggregierte Daten größtenteils vorhanden und somit die Ergebnisse robuster, vor allem für die jüngeren und älteren Altersgruppen. Weiters wird der Kostenfaktor für eine zu bewertende Gesundheitsmaßnahme explizit in den Modellen berücksichtigt, was eine direkte Kosten-Nutzen-Berechnung zulässt. Der Nachteil dieser Methode liegt in der Sensitivität der Ergebnisse in Bezug auf die jeweilige spezifizierte Nutzenfunktion.

Neben Konsum von Gütern und Lebensdauer inkorporieren neuere Lebenszyklus-Modelle Lebensqualität und Freizeit in die Nutzenfunktion des repräsentativen Konsumenten (siehe z.B. Murphy und Topel (2005), Hall und Jones (2007), Cutler und Richardson (1997)). Die wichtigste Eigenschaft dieser Modelle ist die Exogenität von Lebensqualität und -quantität, d.h. aus der Sicht des Individuums sind diese Parameter gegeben. Um den aufgrund einer Steigerung von Lebensdauer oder -qualität generierten Nutzen in einen monetären Wert zu übertragen, wird das jährliche Medianeinkommen und der Mediankonsum der Individuen in Abhängigkeit vom Alter herangezogen. Summiert man den so errechneten monetären Wert über alle Individuen, erhält man eine Maßzahl, die den Wert einer bestimmten Investition ins Gesundheitswesen für eine Gesellschaft bemisst. Je höher das durchschnittliche Einkommen, je größer die Bevölkerungszahl und je besser der bestehende Gesundheitszustand der Bevölkerung¹¹, desto größer ist dieser Wert für die Gesellschaft zu beziffern.

Parallel zu dieser Literatur entwickelte sich ein Zweig der Lebenszyklus-Methode, welche die Nachfrage nach Gesundheit modelliert und eine Gesundheitsproduktionsfunktion einbaut. Das Individuum wählt im Optimum sowohl den Konsumpfad als auch Investi-

¹¹ Letzterer Punkt beschreibt die Komplementarität von Verbesserungen im Gesundheitszustand durch medizinischen Fortschritt. Z.B. erhöhen Verbesserungen in der Behandlung für Herz-Kreislauf-Erkrankungen den monetären Nutzen von Fortschritten in der Krebsbekämpfung.

tionen in seinen Bestand an Gesundheit (*health capital*, *human capital*). Dabei ist sein Gesundheitskapital einer zeitlichen Abschreibung unterworfen. Wird im Modell eine definierte Schwelle erreicht, verstirbt das Individuum. Es bestimmt folglich durch die Wahl des Konsum- und Investitionspfades seine optimale Lebensspanne. Der einflussreichen Arbeit von Grossman (1972) folgten in den letzten Jahren eine Vielzahl an so genannten endogenisierten Gesundheitsmodellen, in denen das individuelle Konsumverhalten die Lebensspanne bestimmt. Die wichtigsten Arbeiten dazu stammen von Forster (2001), Ehrlich und Yin (2005)¹² sowie Hall und Jones (2007). Der Grund für die Popularität dieser Modelle in der Gesundheitsökonomie liegt in der konzeptionellen Nähe zur *human capital growth*-Literatur¹³.

Im Laufe der vorliegenden Arbeit werden wir die Zahlungsbereitschaft und damit den Wert des Lebens für die beobachteten gesundheitlichen Verbesserungen von 1980 bis 2003 im Rahmen des Lebenszyklus-Modells nach Murphy und Topel (2006), welches dem Zahlungsbereitschafts-Ansatz im Rahmen einer Kosten-Nutzen-Analyse zuzuordnen ist, bestimmen. Darüber hinaus berechnen wir den Nutzen aus Gesundheit aus makroökonomischer Sicht, welche auf die Produktivitätssteigerung der Erwerbstätigen aufgrund besserer Gesundheit abzielt. Im deutschen Sprachraum wird diese Methode als der Humankapital-Ansatz bezeichnet.¹⁴ Wir werden daher im Text fallweise den Begriff produktivitätsbasierter Ansatz für den makroökonomischen Humankapital-Ansatz verwenden. Entsprechend dieser Sichtweise bewirken Reduktionen von Mortalität und Morbidität verlängerte Erwerbskarrieren sowie verringerte Fehlzeiten und tragen so zur volkswirtschaftlichen Leistung bei. Bessere Gesundheit der Pensionisten und Kinder erhöht demnach nicht das Bruttoinlandsprodukt. Die Konsequenzen einer Kosten-Nutzen-Analyse, welche allein auf dem Humankapital-Ansatz basiert, sind ethisch schwer zu vertreten. Die auf diese Weise errechneten Gewinne für Gesundheit können nur als untere Grenze für den wahren Wert von Gesundheit angesehen werden.

Im nächsten Unterkapitel leiten wir den *value of life* im Rahmen des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes anhand eines vereinfachten Modells ab.

¹² Diese Veröffentlichung basiert auf den theoretischen Arbeiten von Ehrlich und Chuma (1990) und Ehrlich (2000). Letztere bildet den Brückenschlag zu den Themen *optimal insurance* und *self-protection*, beides wichtige Gebiete in der Gesundheits- bzw. Versicherungsökonomie.

¹³ Siehe z.B. Barro (1996).

¹⁴ Siehe z.B. Breyer et al. (2003). Damit ist jedoch nicht das einflussreiche, mikrofundierte *human capital*-Modell nach Grossman (1972) gemeint.

2.3 Zahlungsbereitschafts-Ansatz

2.3.1 Der theoretische Wert des Lebens

Zu Beginn einer theoretischen und empirischen Analyse zur Abschätzung des Wertes einer Lebensverlängerung bzw. Gesundheitszustandsverbesserung steht die Frage: Wie viel ist das Individuum bereit für entsprechende Maßnahmen im Gesundheitswesen hier und jetzt zu zahlen? Die Zahlungsbereitschaft (*willingness to pay*, WTP) begründet sich dabei auf den in der Mikroökonomie üblichen Ansatz, bei dem das Individuum über seine gesamte Lebensspanne den erwarteten abgezinste(n) Gesamtnutzen bei gegebenem Einkommen und gegebener Lebenserwartung maximiert. Bietet man nun einem repräsentativen Konsumenten eine Lebensverlängerung (Reduktion des Mortalitätsrisikos) und/oder eine Verbesserung im Gesundheitszustand (Reduktion des Morbiditätsrisikos) an, so erhöht sich dessen Erwartungsnutzen über den gesamten Lebenszyklus betrachtet. Die Zunahme an Nutzen lässt sich in Geldeinheiten bewerten. Dadurch erhält man ein Maß für die Zahlungsbereitschaft. Diese mikrofundierten Modelle versuchen also den Prozess der Entscheidungsfindung, der in den Probanden bei der empirischen Schätzung des WTP abläuft, theoretisch nachzubilden.

Bevor wir das dynamische Modell nach Murphy und Topel (2006) in Kapitel 2.3.2, S. 26 methodisch vorstellen, wird im folgenden die Ableitung der individuellen Zahlungsbereitschaft für Gesundheitsmaßnahmen in einem vereinfachten Modell erläutert. Ausgangspunkt ist die monetäre Bewertung eines statistischen Lebens (*value of life*, VOL). Wir folgen dabei Eeckhoudt und Hammitt (2001) sowie Hammitt und Liu (2004) und beschränken uns auf eine einfache Erwartungsnutzenfunktion $E[U(\cdot)]$ in einem einperiodigen Modell, setzen den Nutzen aus einer Hinterlassenschaft gleich null und erweitern die individuelle Nutzenfunktion u bezüglich Lebensqualität H :

$$E[U(p, A, H)] = (1 - p)u(A, H) \quad (2.1)$$

Der erwartete Nutzen eines Individuums hängt demgemäß von der Überlebenswahrscheinlichkeit $s = (1 - p)$ der betrachteten Zeitperiode und damit von der Sterbewahrscheinlichkeit¹⁵ p , vom Vermögen A und dem Gesundheitszustand $H \in]0; 1]$ ab. Dabei ist H nach oben hin mit 1 beschränkt und stellt perfekte Gesundheit dar. Der Todeszustand

¹⁵ Die demographische Literatur unterscheidet bei der empirischen Erfassung von Sterblichkeit einer Population im Rahmen von Sterbetafel-Berechnungen zwischen **Sterberate** und **Sterbewahrscheinlichkeit**. Diese Begriffe wurden in Kapitel 2.1, S. 10 näher erläutert. Für die Darstellung der theoretischen Modelle ist diese Unterscheidung irrelevant. Die beiden Begriffe werden daher in diesem Abschnitt synonym verwendet.

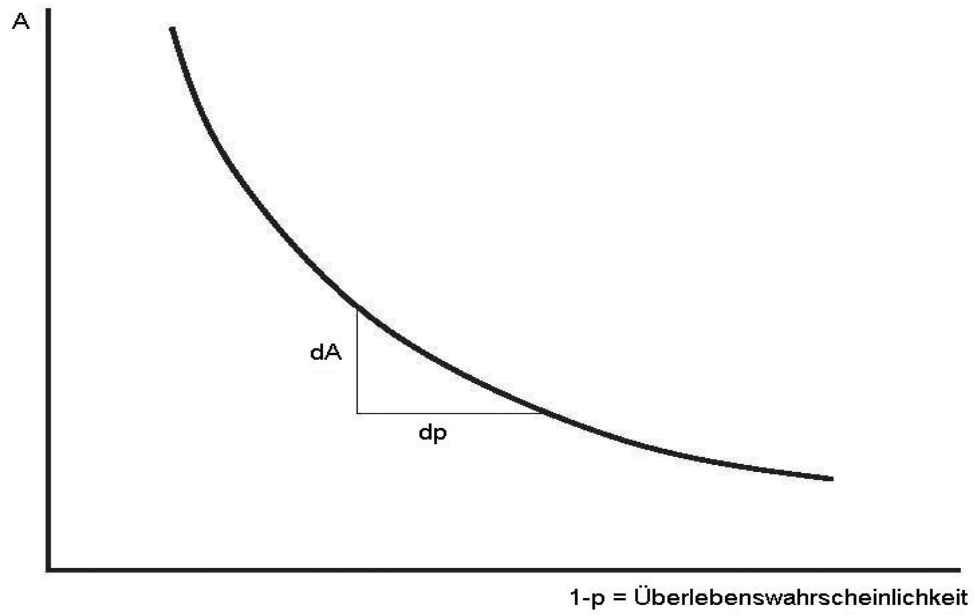


Abbildung 2.1: Indifferenzkurve für die Erwartungsnutzenfunktion in Gleichung (2.1), konstanter Gesundheitszustand H .

wird mit $H = 0$ normiert.

Bei Rosen (1988) ist folgende Definition zu finden: „*The value of life is defined as the willingness to pay for a small increment in the **survival rate***“. Der Wert des Lebens VOL ist also durch die Zahlungsbereitschaft für eine infinitesimal kleine Änderung in der Überlebenswahrscheinlichkeit s bestimmt. Da $s = 1 - p$ und somit $\Delta s = -\Delta p$ gilt, ist der VOL analytisch durch die Grenzrate der Substitution zwischen Vermögen A und Sterbewahrscheinlichkeit p entlang einer bestimmten Indifferenzkurve gegeben: $VOL = dA/dp$. Unter der Annahme einer konkaven Nutzenfunktion in A , $u_A > 0$ und¹⁶ $u_{AA} < 0$, erhält man folgende Indifferenzkurve bei gegebenem Gesundheitszustand H (siehe Abb. 2.1). Die individuelle Zahlungsbereitschaft für eine Mortalitätsreduktion und damit den *value of life*, VOL, erhält man nun durch Differentiation von Gleichung (2.1) bei konstantem Gesundheitszustand H und Indifferenzkurve $E[U(\cdot)]$:

$$VOL = -\frac{dA}{ds} = \frac{dA}{dp} = -\frac{\partial U(\cdot)/\partial p}{\partial U(\cdot)/\partial A} = \frac{u}{(1-p)u_A} \quad (2.2)$$

Der Nenner dieser Gleichung repräsentiert den erwarteten Grenznutzen aus Vermögen.

¹⁶ Wir folgen der üblichen Bezeichnung für partielle Ableitungen mit $\partial u(\cdot)/\partial A \equiv u_A$ und $\partial^2 u(\cdot)/\partial A^2 \equiv u_{AA}$.

Aufgrund der Konkavität der Nutzenfunktion ist der VOL positiv und nimmt mit steigendem Vermögen zu, $VOL_A > 0$. Menschen mit größerer Kaufkraft sind somit eher bereit für lebensverlängernde Maßnahmen zu zahlen. Die Einkommenselastizität η von VOL ist ebenso positiv und ist gegeben durch:

$$\eta = \frac{VOL_{AA}}{VOL} = \frac{Au_A}{u} - \frac{Au_{AA}}{u_A} \quad (2.3)$$

Der zweite Term drückt die relative Risikoaversion (*relative risk aversion*, RRA) eines Individuums aus. Der erste Term in obiger Gleichung Au_A/u entspricht dem Anteil des Vermögens A am VOL, vorausgesetzt die Periode wird überlebt.

Weiters nimmt die Zahlungsbereitschaft mit steigender Überlebenswahrscheinlichkeit ab, $VOL_{1-p} < 0$. Der VOL-Wert ist somit vom zugrunde liegenden Basisrisiko p abhängig. Je größer p , desto höher ist die Bereitschaft für eine Risikoreduktion zu zahlen: $VOL_p > 0$. Pratt und Zeckhauser (1996) bezeichnen diesen Effekt als den *dead anyway*-Effekt, da mit Zunahme des Basisrisikos das Vermögen subjektiv weniger wert wird. Verstirbt man mit Sicherheit in der Periode, so ist der Nutzen aus Vermögen gleich null, egal wie reich man ist.

Im Gegensatz dazu ist der Einfluss des Gesundheitszustandes H auf VOL unbestimmt und hängt von der jeweiligen Spezifikation der Nutzenfunktion ab. Differenziert man Gleichung (2.2) bei konstantem Vermögen partiell nach H , so erhält man:

$$VOL_H = \frac{u_A u_H - u u_{AH}}{(1-p)(u_A)^2} \begin{matrix} \leq \\ \geq \end{matrix} 0 \quad (2.4)$$

Unter den realistischen Bedingungen $u_H > 0$ und $u_{AH} > 0$ ist der Ausdruck in obiger Gleichung unbestimmt. Letztere Bedingung besagt, dass der Grenznutzen aus Vermögen mit dem Gesundheitszustand steigt.

Die meisten empirischen Untersuchungen gehen von der Annahme aus (siehe OECD (2006)), dass mit besserem Gesundheitszustand H die Zahlungsbereitschaft des Individuums für eine Mortalitätsverbesserung bei gegebenen Vermögen zunimmt, $VOL_H > 0$. Z.B. erfüllt folgende Nutzenfunktion diese Annahme: $u = \ln(A \cdot H)$, jedoch mit der unrealistischen Konsequenz $u_{AH} = 0$. Die Funktion $u = \ln(A)H$ sowie die homogene Funktion gemäß *Cobb-Douglas* $u = A^\theta H^\gamma$ erfüllen zwar beide $u_{AH} > 0$. Der Zähler in Gleichung (2.4) und somit VOL_H wird jedoch null, da für diese Funktionen $u_A u_H = u u_{AH}$ gilt. Im Rahmen dieser Nutzenfunktionen ist somit der *value of life* unrealistischerweise unabhängig vom Gesundheitszustand.

Wir führen dieses implausible Ergebnis für Standard-Nutzenfunktionen auf die zuvor

erwähnte Definition des Wertes eines Lebens zurück (Rosen (1988)). Da diese Definition nur auf eine Lebensverlängerung abstellt, müsste die daraus resultierende Zahlungsbereitschaft eigentlich als *value of longevity* bezeichnet werden. Genau dies tut Rosen (1994). Darüber hinaus wird in dieser umfassenden Arbeit von Rosen der Wert von Morbidität, *value of morbidity*, berechnet, jedoch über eine Änderung der Erkrankungsdauer und nicht der Erkrankungsschwere. Morbidität (Lebensqualität) wird somit in einer eleganten Weise indirekt über die Lebensdauer (Lebensquantität) berechnet.

Der Wert eines Lebens ist zweifelsohne durch Lebensquantität und -qualität bestimmt. Viele medizinische Maßnahmen (wie z.B. Antidiabetika oder Antihypertonika) erhöhen nicht nur die Lebenserwartung, sondern verbessern die Lebensqualität der Betroffenen. Am anderen Ende des Spektrums medizinischer Interventionen stehen palliative Behandlungen, die zwar nicht die Sterblichkeit senken, jedoch den Leidensdruck der Erkrankten mildern. Trotzdem ist sowohl das Individuum als auch die Gesellschaft bereit, für solche Maßnahmen zu zahlen.

Die *cost-benefit*-, *cost-utility*- sowie epidemiologische Literatur unterscheidet sehr wohl zwischen lebensverlängernden und/oder qualitätsverbessernden Maßnahmen. Dies führte nicht zuletzt zur Einführung des QALY-Konzeptes im Rahmen der *cost-utility*-Analyse. Im Laufe der Aufarbeitung der umfangreichen Literatur zu dieser Arbeit fanden wir jedoch keine entsprechende explizite Definition in der formal orientierten Literatur. Wir schlagen daher im Folgenden eine modifizierte Definition des Wertes des Lebens im Bereich der Kosten-Nutzen-Analyse (*cost-benefit-analysis*) vor, welche zusätzlich den Aspekt der Lebensqualität erfasst.

Zur formalen Umsetzung dieser Definition nehmen wir an, dass der Gesundheitszustand H und die Sterbewahrscheinlichkeit p , welche die Überlebenswahrscheinlichkeit $s = 1 - p$ bestimmt, eine Funktion des Parameters α ist: $H \equiv H(\alpha)$ mit üblicherweise $H_\alpha > 0$ und $p \equiv p(\alpha)$ mit $p_\alpha < 0$. Der Parameter α lässt sich als Intensität einer medizinischen Intervention interpretieren. Je häufiger eine palliative Behandlung durchgeführt wird, desto größer ist H ; oder man betrachtet einen heilenden chirurgischen Eingriff, der das Überleben sichert. Aufgrund beschränkter Ressourcen können nicht alle Erkrankten behandelt werden, sodass sich die Behandelten sozusagen in einer Art „Lotterie“ wiederfinden. Je größer das Kontingent an Eingriffen – und damit die „Intensität“ α der Therapie –, desto größer ist aus der Sicht des Einzelnen die Überlebenswahrscheinlichkeit $s(\alpha) = 1 - p(\alpha)$. Weiters nehmen wir eine Variable q an, welche die Änderungen von Lebensqualität und -quantität erfasst. Diese wiederum hängt von α ab: $q = f(p(\alpha), H(\alpha))$, mit $f_p < 0$, $f_H > 0$ und $p_\alpha \leq 0$, $H_\alpha \leq 0$. Letztere Annahmen bringen zum Ausdruck, dass eine bestimmte Intervention sich unterschiedlich auf die

individuelle Gesundheit auswirken kann: Z.B. einerseits das Risiko erniedrigt $p_\alpha < 0$, jedoch andererseits die Qualität der Restlebenszeit verschlechtert $H_\alpha < 0$, wie im Falle einer Chemotherapie. q stellt demzufolge eine nach dem Gesundheitszustand modifizierte Überlebenswahrscheinlichkeit dar, die durch eine spezifische Gesundheitsmaßnahme α beeinflusst wird. Zum Zwecke einer vereinfachten Schreibweise unterdrücken wir im Folgenden das Argument α der entsprechenden Funktionen.

Die Funktion q erfasst die mittels des Gesundheitszustandes H adjustierte Lebensquantität eines Individuums. Die Zahlungsbereitschaft für eine kleine Verbesserungen in q unterscheidet sich somit definitorisch von derjenigen für eine kleine Verbesserung in der Überlebenswahrscheinlichkeit s . In Anlehnung an die Definition nach Rosen (1988) hinsichtlich des Wertes des Lebens $VOL = -dA/ds$ (siehe Gleichung (2.2), S. 18) definieren wir nun den Wert eines gesundheitszustandsadjustierten Lebens VQL mit:

$$VQL \equiv -\frac{dA}{dq} = \frac{U_q}{U_A}, \quad (2.5)$$

vorausgesetzt die Erwartungsnutzenfunktion $E[U(\cdot)]$ ist eine Funktion von q .

In Hinblick auf eine *von Neumann-Morgenstern*-Erwartungsnutzenfunktion wäre folgende Funktion möglich: $U = \ln(A \cdot H^{1-p}) = \ln A + (1-p) \ln H$. Daraus resultiert jedoch keine geeignete Erwartungsnutzenfunktion, da der Nutzen aus Vermögen A mit Sicherheit eintritt. Dies ist allerdings nur unter einem Nachlassmotiv zu rechtfertigen, was jedoch eingangs ausgeschlossen wurde.

Obendrein entspricht die Maximierung dieser Erwartungsnutzenfunktion nicht einer Maximierung der individuellen Präferenzen für Konsum und Gesundheit über den Lebenszyklus. Wie Bleichrodt und Quiggin (1999) formal zeigen, muss dazu der individuelle Nutzen aus Konsum c und Gesundheit H multiplikativ in die Erwartungsnutzenfunktion eingehen. Wir nehmen daher für eine einfache analytische Umsetzung der modifizierten Definition des Lebenswertes eine in ihren Argumenten multiplikativ separable Funktion $U(A, q)$ und $q(H, p)$ an. Dies führt zu einer Einschränkung der Menge der Funktionen für $E[U(\cdot)]$: $E[U(q, A)] = u(A)q$ mit $q = f(H)p$.

Ein Beispiel für eine geeignete Erwartungsnutzenfunktion ist diejenige gemäß *Cobb-Douglas*¹⁷: $E[U(q, A)] = A^\theta H^\gamma (1-p)$ mit $q = H^\gamma (1-p)$ und $u(A) = A^\theta$. Daraus ist ersichtlich, dass der Gesundheitszustand H nicht mehr Argument der individuellen

¹⁷ In dieser Formulierung folgt die Funktion dem Erwartungsnutzenkonzept nach *von Neumann-Morgenstern*. Verwendet man hingegen eine allgemeinere Cobb-Douglas-Form, $E[U(q, A)] = A^\theta H^\gamma (1-p)^\delta$, so befindet man sich im Gebiet der *rank-dependent utility*-Theorie, welche auf die Annahme der linearen Abhängigkeit der Erwartungsnutzenfunktion von der Wahrscheinlichkeit verzichtet.

Nutzenfunktion u ist. Vielmehr bildet dieser Gesundheitszustand $H =]0; 1]$ zusammen mit dem Basisrisiko p den Abschlagsfaktor q für den Nutzen aus Vermögen. Es gilt in diesem Fall $u_H = 0$ und $u_{AH} = 0$, jedoch $U_H > 0$ und $U_{AH} > 0$. Die individuelle Nutzenfunktion u wird somit nicht durch den Gesundheitszustand beeinflusst, sehr wohl aber die Erwartungsnutzenfunktion $E[U(\cdot)]$. Dies erleichtert die analytische Handhabung von $E[U(\cdot)]$ und damit die empirische Umsetzung der korrespondierenden Lebenszyklus-Modelle.

Setzt man $\gamma = 1$, erhält man den Spezialfall $q = H(1-p) = qaly$, welcher dem QALY-Begriff¹⁸ im einperiodigen Fall entspricht. Dem QALY-Konzept der Kosten-Nutzwert-Analyse (*cost-utility-analysis*) folgend, ergibt sich aus obiger modifizierter Definition des Wertes des Lebens nun der Wert eines gesundheitszustandsadjustierten Lebens VQL im Rahmen der Kosten-Nutzen-Analyse (*cost-benefit-analysis*).¹⁹

Definition *The value of quality-adjusted life VQL is defined in the framework of cost-benefit-analysis as the willingness to pay for a small increment in the quality-adjusted survival rate **qaly** which is defined as the survival rate times health status.*

Somit ist VQL analytisch gegeben durch die Grenzrate der Substitution zwischen Vermögen A und bezüglich der gesundheitszustandsadjustierten Überlebenswahrscheinlichkeit $qaly$. Diese Funktion $qaly = H(1-p)$ ist vom Mortalitätsrisiko p und dem Gesundheitszustand H – also Lebensquantität und -qualität – abhängig und kann als ein qualitätsadjustiertes Lebensrisiko bzw. -jahr interpretiert werden. Mit $E[U(q, A)] = u(A)q$ und $q = qaly$ erhält man aus Gleichung (2.5):

$$VQL = \frac{U_q}{U_A} = \frac{u}{qu_A} = \frac{u}{H(1-p)u_A} \quad (2.6)$$

Die Gleichung unterscheidet sich von Gleichung (2.2) nur durch den zusätzlichen Parameter H , welcher den erwarteten Grenznutzen aus Vermögen $(1-p)u_A$ mit dem Gesundheitszustand wichtet. Dies hat jedoch Konsequenzen für die Eigenschaften des Modells.

¹⁸ Der Begriff der QALY (*quality-adjusted life-years*) kommt im Rahmen der Kosten-Nutzwert-Analyse (*cost-utility-analysis*) zum Einsatz. Dabei wird die verbleibende Lebensspanne und der Gesundheitszustand eines Individuums mit/ohne medizinische Intervention betrachtet. Im einfachsten Fall wird die Lebenserwartung mit dem Gesundheitszustand multipliziert (siehe z.B. Breyer et al. (2003)). Der Nutzen aus Konsum wird dabei auf $u(c) = 1$ gesetzt. Damit stellt das QALY-Konzept einen Sonderfall des Nutzenkonzepts im Rahmen der *cost-benefit-analysis* dar. Im Gegensatz zur deutschsprachigen unterscheidet die anglo-amerikanische Literatur teils nicht zwischen *cost-utility-* und *cost-benefit-analysis*, was in Hinblick auf die theoretische Fundierung der Modelle gerechtfertigt erscheint.

¹⁹ Zur Begriffsklärung siehe das einleitende Kapitel oder Breyer et al. (2003).

Der VQL-Wert ist vom zugrunde liegenden Basisrisiko p abhängig: Je größer p , desto höher die Zahlungsbereitschaft für eine marginale Erhöhung der qualitätsadjustierten Überlebenswahrscheinlichkeit $qaly$, $VQL_p > 0$. Dieser Umstand stellt den bereits zuvor beschriebenen *dead anyway*-Effekt im herkömmlichen VOL-Begriff dar. Die grundlegende Änderung zum herkömmlichen VOL-Begriff ist nun, dass der Einfluss des Gesundheitszustandes auf die Zahlungsbereitschaft eindeutig ist, nämlich $VQL_H < 0$ (vergleiche mit Gleichung (2.4)). Mit zunehmender Verbesserung des Gesundheitszustandes H sinkt die Zahlungsbereitschaft eines Individuums für eine marginale Erhöhung der $qaly$. Dies steht im Gegensatz zu der oft in empirischen Studien getroffenen Annahme $VOL_H > 0$ (siehe OECD (2006)). In Analogie zum *dead anyway*-Effekt nach Pratt und Zeckhauser (1996) könnte man diesen Effekt als *sick anyway*-Effekt bezeichnen. Mit schlechter werdendem Gesundheitszustand nimmt der Abschlag auf den erwarteten Grenznutzen aus Vermögen bei gegebenem Basisrisiko p zu und der Nutzen aus Vermögen wird subjektiv immer weniger wert. Befindet sich das Individuum in einem extrem schlechten Zustand, $H \rightarrow 0$, so wird es einer Vermögensvermehrung nahezu indifferent gegenüberstehen oder anders ausgedrückt: Es ist für eine marginale Verbesserung seines leidvollen Zustandes bereit viel zu zahlen.

Betrachtet man obige VQL-Gleichung, stellt sich eine interessante Frage, welche bei der herkömmlichen Definition des Lebenswertes VOL (siehe Gleichung (2.2)) nicht möglich wäre: Wieviel Lebensqualität H für mehr Lebensquantität $s = 1 - p$ ist das Individuum bereit aufzugeben, ohne dass sich die Zahlungsbereitschaft für eine $qaly$ -Änderung und somit der Wert seines Lebens ändert? Die Antwort liefert die Grenzrate der Substitution zwischen Gesundheitszustand H und Mortalitätsrisiko p bei konstantem VQL-Wert einer gegebenen Änderung in $qaly$:²⁰

$$\frac{dH}{dp} = -\frac{VQL_p}{VQL_H} = -\frac{q_p}{q_H} = \frac{H}{1-p} \quad (2.7)$$

mit $VQL_p = VQL_q q_p$ und $VQL_H = VQL_q q_H$. Der Betrag der Grenzrate hängt demzufolge vom Niveau des Gesundheitszustandes H und des Basisrisikos p ab: Je niedriger H bei gegebenem p (und vice versa), desto geringer die Bereitschaft des Individuums Gesundheitszustand gegen Mortalitätsreduktion zu tauschen.

Durch Umformen erhält man $dH/H = dp/(1-p) = -ds/s$. Eine einprozentige Erhöhung des Risikos bzw. Abnahme der Überlebenswahrscheinlichkeit muss demnach mit einer einprozentigen Zustandsverbesserung abgegolten werden. Die Substitution zwi-

²⁰ Gemäß der Fragestellung darf sich der gegebene $\overline{VQL}$ -Wert bei kleinen Änderungen in p und H nicht verändern, $d\overline{VQL}(p, H) = 0$. Totales Differenzieren ergibt: $\overline{VQL}_q q_p dp + \overline{VQL}_q q_H dH = 0$, nach Umformung: $dH/dp = -q_p/q_H$.

schen Lebensquantität und -qualität im Rahmen der in Gleichung (2.6) definierten Funktion VQL ist somit isoelastisch. Die Gleichbewertung von relativen Änderungen in Zustand und Risiko basiert auf der Definition des qualitätsadjustierten Lebensjahres, $qaly = H \cdot (1 - p)$. Es ist denkbar, dass Individuen Quantität höher bzw. niedriger als Qualität gewichten. Wie eingangs erwähnt könnte man diesen Umstand durch eine Cobb-Douglas-Funktion $H^\gamma(1-p)$ ausdrücken, woraus $\gamma dH/H = -ds/s$ resultiert. Wenn $0 < \gamma < 1$ bzw. $\gamma > 1$, so akzeptiert das Individuum im Vergleich zum isoelastischen Fall mehr bzw. weniger Zustandsverschlechterung im Austausch für eine einprozentige Erniedrigung der Überlebenswahrscheinlichkeit.

Bislang gingen wir von gegebenen Mortalitäts- und Gesundheitszustandsverbesserungen aus, welche eine Erhöhung von q bewirkten. Eine Veränderung von q um eine Einheit konnte von einer entsprechenden Änderungen in p und/oder von H verursacht sein. Wir behielten uns jedoch die Tatsache im Hintergrund, dass gesundheitliche Verbesserungen letztendlich von medizinischen Maßnahmen bewerkstelligt werden, also p und H Funktionen der Intensität α einer bestimmten medizinischen Intervention sind. Somit ist auch q eine Funktion von α : $q(\alpha) = f(p(\alpha), H(\alpha))$. Dies impliziert, dass eine Intensitätserhöhung $\Delta\alpha$ um eine Einheit nicht notwendigerweise dieselbe $qaly$ -Erhöhung, $\Delta qaly$, nach sich zieht, wie z.B. ein Zuwachs von ΔH um eine Einheit. Anders formuliert: Die Zahlungsbereitschaft für eine marginale Änderung im qualitätsadjustierten Risiko unterscheidet sich von der Zahlungsbereitschaft für eine marginale Änderung in der Intensität der medizinischen Maßnahme.

Befragt man nun ein repräsentatives Individuum bezüglich seiner Zahlungsbereitschaft WTP für eine bestimmte medizinische Maßnahme α , so erhält man:²¹

$$WTP(\alpha) \equiv -\frac{dA}{d\alpha} = \frac{U_q}{U_A} (f_p p_\alpha + f_H H_\alpha) = VQL (f_p p_\alpha + f_H H_\alpha) \quad (2.8)$$

Das Individuum geht demgemäß bei der Bewertung von seinem derzeitigen Lebenswert VQL aus. Ist die Summe aus den möglichen Änderungen im Mortalitätsrisiko und dem Gesundheitszustand positiv, $(f_p p_\alpha + f_H H_\alpha) > 0$ mit $f_p > 0$, $f_H > 0$, $p_\alpha \leq 0$ und $H_\alpha \leq 0$ ²², so ist es bereit, für diese Intervention zu zahlen: Je höher der Lebenswert, desto höher ist die Zahlungsbereitschaft für dieselbe Maßnahme, $WTP_{VQL} > 0$.

²¹ Ich danke meinem Betreuer Prof. Andreas Wagener für die Richtigstellung der Ableitung.

²² Man beachte, dass eine bestimmte Intervention gleichzeitig das Risiko und den Gesundheitszustand reduzieren bzw. erhöhen kann.

Mit $q(\alpha) = qaly(\alpha) = H(\alpha)(1 - p(\alpha))$ und $u(A)$ resultiert aus Gleichung (2.8):

$$WTP(\alpha) = \frac{u}{u_A} \left(\frac{H_\alpha}{H} - \frac{p_\alpha}{1 - p} \right) \quad (2.9)$$

Der erste Term stellt den monetär bewerteten, individuellen Nutzen aus Vermögen unter Sicherheit dar. Der Ausdruck in Klammern ist die Summe aus der erwarteten relativen Änderung von Lebensqualität und -quantität durch die medizinische Intervention. Wie wir bereits beim VQL-Wert aus Gleichung (2.6) feststellten, steigt auch hier die Zahlungsbereitschaft WTP in Abhängigkeit vom Schweregrad des Gesundheitszustandes H und der Höhe des Basisrisikos p .

Aus Gleichung (2.9) ist weiters ersichtlich, dass zwei unterschiedliche Interventionen α und $\bar{\alpha}$ denselben WTP ergeben können, solange $H_\alpha/H - p_\alpha/(1-p) = H_{\bar{\alpha}}/H - p_{\bar{\alpha}}/(1-p)$ gilt bzw. sich die relativen Unterschiede in Zustands- und Risikoänderung ausgleichen, $\Delta H_\alpha/H = \Delta p_\alpha/(1-p)$ mit $\Delta H_\alpha = H_\alpha - H_{\bar{\alpha}}$ und $\Delta p_\alpha = p_\alpha - p_{\bar{\alpha}}$.

Damit endet das einführende Methoden-Kapitel, in dem wir den Wert des Lebens VOL (*value of life*) nach Rosen (1988) anhand eines vereinfachten Beispiels einer einperiodigen Erwartungsnutzenfunktion ableiteten. Da die herkömmliche Definition des VOL die monetäre Wertschätzung des Individuums bezüglich eines verbesserten Gesundheitszustands nicht erfassen kann, definierten wir den Wert eines qualitätsadjustierten Lebens VQL (*value of quality-adjusted life*) als die Zahlungsbereitschaft bzw. Wertschätzung eines Individuums für eine Verbesserung an Lebensquantität und -qualität. Mithilfe der ökonomischen Bewertung des Lebens konnten wir die Zahlungsbereitschaft WTP (*willingness to pay*) für konkrete medizinische Maßnahmen α ableiten, die in zwei Dimensionen wirken, also Morbidität und Mortalität beeinflussen. Der WTP bestimmt sich durch die wertmäßige Zunahme des VQL aufgrund Änderungen in der individuellen Lebensqualität und -quantität. Eine Ableitung des WTP ist mit dem eindimensionalen Konzept des VOL nicht möglich.

Das Konzept der Zahlungsbereitschaft im einperiodigen Fall lässt sich nun auf den gesamten Lebenszyklus eines Individuums erstrecken. Im folgenden Unterkapitel legen wir die Ableitung des *life cycle*-Modells nach Murphy und Topel (2006), welches den empirischen Arbeiten dieser Dissertation zugrunde liegt, in einer Zusammenfassung dar und beschreiben die resultierenden Modelleigenschaften.

2.3.2 Das Murphy & Topel-Modell

Die folgenden Ausführungen entstammen Murphy und Topel (2006). Ausgangspunkt ist die Erwartungsnutzenfunktion $U(a)$ eines Individuums im Alter a , welche explizit die Lebensqualität eines Individuums berücksichtigt. Die individuelle Nutzenfunktion $u(\cdot)$ einer bestimmten Periode t ist neben Freizeit $l(t)$ vom Konsum $c(t)$ abhängig, der vom akkumulierten Vermögen $A(t)$ bzw. Einkommen $y(t)$ finanziert wird. Diese Variablen sind somit eine Funktion der Zeit t :

$$U(a) = \int_a^\infty H(t)u(c(t), l(t))S(t, a)e^{-\rho(t-a)}dt \quad (2.10)$$

mit Gesundheitszustand H , der Zeitpräferenzrate ρ sowie der Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $S(t, a) = \exp \left[- \int_a^t \lambda(\tau) d\tau \right]$ der Periode $(t - a)$. Die momentane Sterberate (*instantaneous hazard rate*) λ ist die bedingte Wahrscheinlichkeit, eine marginal kleine Periode zu überleben, vorausgesetzt, man lebt bis zum Anfang dieser Periode. Lebensverlängernde Maßnahmen setzen beim Sterberisiko an, lebensverbessernde beim Gesundheitszustand H . Der Nutzen im Todesfall wird mit 0 normiert.

Man beachte, dass in der vorliegenden Modellspezifikation der Gesundheitszustand H keine Funktion der individuellen Nutzenfunktion $u(c, l)$ ist²³, sondern das erreichte Nutzenniveau mittels des Faktors $0 \leq H \leq 1$ abwertet, wobei optimaler Gesundheitszustand mit 1 und Tod mit 0 normiert wird. Dies erleichtert einerseits die analytische Handhabung des Modells, andererseits lässt es folgende Interpretation zu, welche bei Murphy und Topel (2006) nicht explizit erwähnt wird. Fasst man den *quality of life*-Parameter H mit der Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $S(t, a)$ zusammen, so entspricht der resultierende Term einer QALY-Einheit (*quality-adjusted life-years*) einer bestimmten Altersstufe a : $QALY(a) = H \cdot LE(a) = H \cdot \int_a^\infty S(t, a)dt$.²⁴ Dieses in der Gesundheitsökonomie-Literatur oft verwendete Konzept der *cost-utility*-Analyse wichtet die erwarteten Restlebensjahre (Lebenserwartung $LE(a)$ im Alter a) eines Individuums mit einem Morbiditätsindex. Demnach werden lebensverlängernde Maßnahmen, die jedoch den Gesundheitszustand nicht völlig wiederherstellen, mit einem Abschlag bewertet. Man erhält dadurch Aussagen, wie viele Jahre in gesundem Zustand einer bestimmten Restlebenszeit in schlechtem Gesundheitszustand entsprechen. Demgemäß würde ein Individuum indifferent gegenüber 10 Jahren in mittlerem Gesundheitszustand und 5 Jahren in perfektem Zustand sein. Weiters ist bei gleicher Lebenserwartung derjenigen Gesundheitsinvestition der Vorzug zu geben, welche eine höhere Lebensqualität

²³ Im Unterschied zu Arbeiten von bspw. Cutler und Richardson (1997).

²⁴ Siehe Preston et al. (2001), S. 69, letzte Formel.

garantiert. Die Konsequenzen aus dieser Betrachtungsweise für die Definition des *value of life* betrachten wir im Kapitel 2.3.1.

Die isoperimetrische Budgetrestriktion im Lebenszyklus-Modell (*life cycle model*) unter der Annahme eines perfekten Versicherungsmarktes ist gegeben durch

$$A(a) + \int_a^\infty [y(t) - c(t)] S(t, a) e^{-r(t-a)} dt = 0 \quad (2.11)$$

mit kumuliertem Vermögen $A(a)$ im Alter a , konstantem Zinssatz r und Einkommen $y(t)$ zum Zeitpunkt t .

Das Individuum maximiert nun Konsum $c(t)$ und Freizeit $l(t)$ in Gleichung (2.10) unter Berücksichtigung von Gleichung (2.11):

$$U(a) = \int_a^\infty \left[H(t) u(c(t), l(t)) e^{-\rho(t-a)} + \mu (y(t) - c(t)) e^{-r(t-a)} \right] S(t, a) dt + \mu A(a) \quad (2.12)$$

mit μ als Lagrange-Multiplikator. Die *first order condition* lautet:

$$H(t) u_c(c(t), l(t)) = \mu e^{-(r-\rho)(t-a)} \quad (2.13)$$

Der Wert des verbleibenden Lebens $VOL(a)$ – bzw. $V_\lambda(a)$ nach der Nomenklatur von Murphy und Topel (2006) – im Alter a ist gemäß der im vorigen Kapitel angegebenen Definition die Grenzrate der Substitution zwischen Vermögen und Sterberate $dA(a)/d\lambda(a)$:

$$\begin{aligned} VOL(a) &\equiv - \frac{\partial U(a)/\partial \lambda(a)}{\partial U(a)/\partial A(a)} \\ &= \frac{1}{\mu} \int_a^\infty \left[H(t) u(c(t), l(t)) e^{-\rho(t-a)} + \mu (y(t) - c(t)) e^{-r(t-a)} \right] S(t, a) dt \\ &= \int_a^\infty \left[y(t) - c(t) + \frac{u(c(t), l(t))}{u_c} \right] \tilde{S}(t, a) dt \\ &= \int_a^\infty v(t) \tilde{S}(t, a) dt \end{aligned} \quad (2.14)$$

mit der diskontierten Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion (*discounted survival function*), $\tilde{S}(t, a) = e^{-r(t-a)} S(t, a)$,²⁵ und dem Wert *eines* statistischen Lebensjahres (*value of a life-year*, VLY):

$$v(t) = \frac{u(c(t), l(t))}{u_c} - c(t) + y(t) \quad (2.15)$$

²⁵ Im Gegensatz dazu verwenden Murphy und Topel (2006) $\tilde{S}$ für *survival function* und S für *discounted survival function*.

also dem Geldwert des Nutzens plus Nettoersparnisse einer Periode. Das diskrete Analogon zu Gleichung (2.14) wird in Kapitel 4.2.1, S. 98, empirisch umgesetzt:

$$VOL(a) = \sum_{t=a}^T v(t) \tilde{S}(t, a) \quad (2.16)$$

mit der ältesten verfügbaren Alterskohorte T .

Man beachte, dass der Gesundheitszustand H aufgrund der herkömmlichen Definition des *value of life*, welche allein auf das Mortalitätsrisiko abstellt und daher die Bezeichnung *value of longevity* eher verdient, und der multiplikativen Form der Nutzenfunktion (siehe Gleichung (2.10)) keine Rolle in der VOL-Bestimmung spielt. Eine lebensverlängernde Maßnahme, die nicht den Gesundheitszustand ändert, wird demnach von zwei, bis auf den Gesundheitszustand, identen Individuen gleich bewertet. Die Zahlungsbereitschaft für diese Maßnahme hängt demnach nicht vom Gesundheitsniveau ab. Dieses Ergebnis entspricht derjenigen Darstellung im einperiodigen Fall (siehe die Diskussion im Anschluss an Gleichung (2.4), S. 19).

Steht eine medizinische Intervention α zur Verfügung, die Einfluss sowohl auf das Mortalitätsrisiko $\lambda(t)$ als auch auf den Gesundheitszustand $H(t)$ eines Individuums zum jetzigen und/oder zukünftigen Zeitpunkt t nimmt, so lässt sich die Zahlungsbereitschaft $WTP(\alpha, a)$ – bzw. $V_\alpha(a)$ nach der Nomenklatur von Murphy und Topel (2006) – für diese Gesundheitsmaßnahme α aus der heutigen Sicht eines Individuums im Alter a wie folgt bestimmen (unter Unterdrückung des Arguments α):

$$\begin{aligned} WTP(\alpha, a) &= -\frac{dA(a)}{d\alpha} = \frac{\partial U(a)/\partial \alpha}{\partial U(a)/\partial A(a)} \\ &= \int_a^\infty \left[y(t) - c(t) + \frac{u(c(t), l(t))}{u_c} \right] \frac{\partial \tilde{S}(t, a)}{\partial \alpha} dt + \\ &\quad + \int_a^\infty \frac{\partial H(t)/\partial \alpha}{H(t)} \frac{u(c(t), l(t))}{u_c} \tilde{S}(t, a) dt \\ &= \int_a^\infty \left[(y(t) - c(t)) \Gamma_\alpha(t, a) + \frac{u(c(t), l(t))}{u_c} \left(\Gamma_\alpha(t, a) + \frac{\partial H(t)/\partial \alpha}{H(t)} \right) \right] \tilde{S}(t, a) dt \end{aligned} \quad (2.17)$$

mit $\partial \tilde{S}(t, a)/\partial \alpha = \tilde{S}(t, a) \Gamma_\alpha(t, a)$ und $\Gamma_\alpha(t, a) = -\int_a^t (\partial \lambda(\tau)/\partial \alpha) d\tau$. Der zweite Term in den eckigen Klammern der letzten Relation gibt den monetär bewerteten Nutzen aus der Lebensverlängerung $\Gamma_\alpha(t, a)$ sowie der relativen Verbesserung des Gesundheitszustandes $H_\alpha/H(t)$ an. Der erste Term $(y(t) - c(t)) \Gamma_\alpha(t, a)$ repräsentiert die Budgetrestriktion. Eine Lebensverlängerung wirkt sich demgemäß auf das Konsumprofil aus, da die Budgetrestriktion eingehalten werden muss. Dies wird vor allem in jungen Jahren zu reduziertem

Konsum und damit zu geringerem Erwartungsnutzen über die Lebensspanne führen.

Die empirische Umsetzung obiger Gleichung vergleicht den Status quo-VOL mit dem VOL-Wert einer bestimmten Gesundheitsleistung. Ist die Differenz positiv, erhöhte die Gesundheitsmaßnahme den VOL – damit ist der WTP positiv. Das Individuum ist bereit, für die Leistung maximal diese Differenz zu zahlen. Es ist nun denkbar, dass eine Gesundheitsleistung das Leben verlängert, jedoch gleichzeitig die Lebensqualität verringert. Überwiegt die Nutzeneinbuße den Nutzengewinn aus niedrigerer Sterblichkeit, so ist das Individuum nicht bereit dafür zu zahlen.

Zur Implementierung von Freizeit legen Murphy und Topel (2006) eine empirisch handhabbare, homothetische Nutzenfunktion $u(c(t), l(t)) = u(z(t))$ fest. Die Funktion des Konsumbündels z ist homogen 1. Grades (unter Unterdrückung des Arguments t), $z = z_c c + z_l l$, mit den Schattenpreisen für Konsum, z_c , bzw. Freizeit, z_l . Definiert man „volles Einkommen“ (*full consumption*), $c^F = c + l z_l / z_c$, bzw. „vollen Konsum“ (*full income*), $y^F = y + l z_l / z_c$, so lässt sich der Wert eines Lebensjahres, VLY, folgendermaßen beschreiben:

$$VLY = y^F + c^F \left(\frac{u(z)}{z u_z(z)} - 1 \right) = y^F + c^F \Phi(z) \quad (2.18)$$

mit Konsumentenrente pro Konsumbündel, $\Phi(z) = (1 - \varepsilon)/\varepsilon$, und Nutzenelastizität ε des Konsumbündels z . Nutzen wird normalisiert, sodass erst ab einem minimalen Konsumniveau, z_0 , positiver Nutzen entsteht, d.h. $u(z_0) = 0$ und $\Phi(z_0) = -1$. Auch wenn man ein Konsumniveau $z_1 > z_0$ erreicht, welches keine Rente verspricht, $\Phi(z_1) = 0$, so übertrifft der Wert, am Leben zu sein, dennoch das Einkommen, da der Wert der Freizeit berücksichtigt wird. Unterstellt man weiters eine Nutzenfunktion mit konstanter Elastizität der intertemporalen Substitution (CES) im Konsum, σ , so erhält man:

$$u(z) = \frac{z^{1-\sigma^{-1}} - z_0^{1-\sigma^{-1}}}{1 - \sigma^{-1}} \quad \text{und} \quad \Phi(z) = \frac{1}{\sigma - 1} \left(1 - \sigma \left(\frac{z_0}{z} \right)^{1-\sigma^{-1}} \right) \quad (2.19)$$

Mithilfe der soeben getroffenen Annahmen lässt sich die Zahlungsbereitschaft $WTP(\alpha, a)$ für eine Maßnahme α , die die Lebenserwartung als auch den Gesundheitszustand beeinflusst, in Abhängigkeit vom jeweiligen Alter a eines Individuums bestimmen. Gleichung (2.17) vereinfacht sich zu:

$$\begin{aligned} WTP(\alpha, a) = & \int_a^\infty [y^F(t) + c^F(t) \Phi(z(t))] \frac{\partial \tilde{S}(t, a)}{\partial \alpha} dt + \\ & + \int_a^\infty \frac{\partial H(t)/\partial \alpha}{H(t)} c^F(t) [1 + \Phi(z(t))] \tilde{S}(t, a) dt \end{aligned} \quad (2.20)$$

Im ersten Term der ersten Relation kommt die Zahlungsbereitschaft für eine Lebensverlängerung zum Ausdruck, unabhängig vom jeweiligen Gesundheitszustand. Der zweite Teil in Gleichung (2.20) stellt den Wert einer Verbesserung der Lebensqualität bei gegebener Lebenserwartung dar. Veränderungen im Gesundheitszustand H wirken auf das Nutzenniveau und verändern dadurch die Zahlungsbereitschaft für eine bestimmte Maßnahme. Gesundheitsausgaben spielen in diesem Modell keine Rolle. Es geht davon aus, dass die Investitionen des Gesundheitssystems über die geleisteten pauschalen Krankenversicherungsbeiträge finanziert werden. In die Nutzenfunktion fließt demnach das Nettoeinkommen eines repräsentativen Individuums.

Die altersabhängige Zahlungsbereitschaft $WTP(a)$ für eine Verbesserung im Gesundheitszustand bzw. Lebenserwartung ergibt sich demgemäß in diskreter Zeitdimension:

$$\begin{aligned} WTP(a) = & \sum_{t=a}^T [y^F(t) + c^F(t)\Phi(z(t))] \Delta\tilde{S}(t, a) + \\ & + \sum_{t=a}^T \frac{\Delta H(t)}{H(t)} c^F(t) [1 + \Phi(z(t))] \tilde{S}(t, a) \end{aligned} \quad (2.21)$$

mit dem vollen Einkommen y^F und dem vollen Konsum c^F in einem bestimmten Alter t sowie mit der Konsumentenrente $\Phi(z) = (1 - \varepsilon)/\varepsilon$ pro Konsumbündel z , welches Konsumgüter und Freizeit vereinigt. $\Delta\tilde{S}(t, a)$ bzw. $\Delta H(t)$ stellt die Änderung der Überlebenswahrscheinlichkeit bzw. der Lebensqualität aufgrund der durchgeführten Gesundheitsmaßnahme von Alter a bis ins Alter t dar. Gleichung (2.21) ist Grundlage für die empirische Umsetzung des Murphy und Topel-Modells (siehe Kapitel 4.2.2, S. 103).

Eine Erweiterung dieses Modells ist die Berücksichtigung von individuellen Gesundheitsausgaben (siehe Murphy und Topel (2006), Gleichung (21)). Für die Implementierung einer spezifischen medizinischen Intervention muss das Individuum finanzielle Mittel aufwenden. In der Budgetrestriktion, Gleichung (2.11), äußert sich dies durch eine Verminderung des Einkommens. Anhand derselben Schritte, wie soeben beschrieben, erhält man eine den finanziellen Aufwand berücksichtigende Zahlungsbereitschaft – kurz als Nettopahlungsbereitschaft $netWTP(\alpha, a)$ bezeichnet – für eine Maßnahme α bewertet durch ein Individuum im Alter a :²⁶

²⁶ Wir nahmen dabei an, dass die Gesundheitsausgaben k keinen Einfluss *per se* auf Lebensqualität und -quantität haben, d.h. $\partial\tilde{S}(t, a)/\partial k = 0$ und $\partial H(t)/\partial k = 0$. Damit stellt Gleichung (2.22) eine Vereinfachung zur Gleichung (21) bei Murphy und Topel (2006) dar.

$$\begin{aligned}
 netWTP(\alpha, a) = & \int_a^\infty [y^F(t) - k(t) + c^F(t)\Phi(z(t))] \frac{\partial \tilde{S}(t, a)}{\partial \alpha} dt - \int_a^\infty \frac{\partial k(t)}{\partial \alpha} \tilde{S}(t, a) dt + \\
 & + \int_a^\infty \frac{1}{H(t)} \frac{\partial H(t)}{\partial \alpha} c^F(t) [1 + \Phi(z(t))] \tilde{S}(t, a) dt
 \end{aligned} \tag{2.22}$$

mit den individuellen Gesundheitsausgaben $k(t)$ in einer bestimmten Periode t . Im ersten Teil der rechten Seite in Gleichung (2.22) erniedrigen die altersspezifischen Gesundheitskosten direkt den Nutzen aus zusätzlichem Konsum und Einkommen, den man durch eine Lebensverlängerung zu erwarten hätte. Der zweite Term ist neu im Vergleich zur Gleichung (2.20) und vermindert die Nettozahlungsbereitschaft um die zu erwartenden Kostensteigerungen für die Gesundheitsmaßnahme über den Lebenszyklus hinweg. Dies stellt eine Approximation der vom Individuum vorzunehmenden Konsum-Reallokation aufgrund einer Lebensverlängerung dar. Führt die medizinische Intervention allein zu einer Verbesserung des Gesundheitszustandes H , so ist diese Reallokation nicht notwendig, da die Budgetrestriktion in Gleichung (2.11) nicht betroffen ist.

Das diskrete Analogon zu (2.22) wird in Kapitel 4.2.3, S. 109, empirisch umgesetzt:

$$\begin{aligned}
 netWTP(\alpha, a) = & \sum_{t=a}^T [y^F(t) - k(t) + c^F(t)\Phi(z(t))] \Delta \tilde{S}(t, a) - \sum_{t=a}^T \Delta k(t) \tilde{S}(t, a) \\
 & + \sum_{t=a}^T \frac{\Delta H(t)}{H(t)} c^F(t) [1 + \Phi(z(t))] \tilde{S}(t, a)
 \end{aligned} \tag{2.23}$$

mit den durchschnittlichen Gesundheitskosten pro Kopf $k(t)$ in einem bestimmten Alter a bzw. Periode t . Der mittlere Term vermindert die Nettozahlungsbereitschaft um die zu erwartenden Kostensteigerungen für die Gesundheitsmaßnahme über den Lebenszyklus hinweg. Das Konsumprofil c^F wird in Kapitel 4.2.3 rechnerisch angepasst ist und ist geringer als das Profil aus Gleichung (2.21), da die neue Budgetrestriktion $A(a) + \sum_{t=a}^T [y(t) - k(t) - c(t)] \tilde{S}(t, a) = 0$ eingehalten werden muss.

Von Errungenschaften in der Medizin und den gesundheitsbezogenen Sektoren profitieren nicht nur gegenwärtige Generationen. Auch künftige Populationen sind Nutznießer medizinischer Innovationen, ohne jedoch Gesundheitsausgaben aufwenden zu müssen. Murphy und Topel (2006) versuchen eine Abschätzung des gesellschaftlichen Werts medizinischer Innovationen für jetzige und zukünftige Generationen. Der gesellschaftliche Gesamtwert $GW(\alpha, \tau)$ einer bestimmten Maßnahme α , die zu dem Zeitpunkt τ ein-

geführt wird und unmittelbar zu einer Gesundheitsverbesserung führt, lautet demnach:

$$GW(\alpha, \tau) = \int_{a=0}^{\infty} Pop(a, \tau) netWTP(\alpha, a) da + Pop^f(\tau) WTP(\alpha, 0) \quad (2.24)$$

mit der Anzahl der a -Jährigen zum Zeitpunkt τ , $Pop(a, \tau)$, der Nettopahlungsbereitschaft für α bewertet im Alter a , $netWTP(\alpha, a)$, der (Brutto-)Zahlungsbereitschaft für α im Alter 0, $WTP(\alpha, a)$, sowie die Summe der auf den Zeitpunkt τ abdiskontierten Anzahl der zukünftigen Geburten, $Pop^f(\tau)$. Der Diskontierungsfaktor bestimmt dabei die Wirkungskdauer einer medizinischen Innovation.

Das Modell hat nun folgende Eigenschaften (siehe Murphy und Topel (2006), S. 882):

- Gleichung (2.17) zeigt, dass die Zahlungsbereitschaft eines repräsentativen Individuums im Alter a für eine Gesundheitsmaßnahme α mit seinem Einkommen $y(t)$ zunimmt: $WTP(\alpha, a)_{y(t)} > 0$, $\forall \alpha, a, t$ mit $t \geq a$. Dies folgt aus der Eigenschaft einer konkaven Nutzenfunktion mit $\partial(u/u_c)/\partial c > 0$ und der Tatsache, dass durch die vom Individuum vorgenommene optimale intertemporale Ressourcen-Allokation eine punktuelle Einkommenserhöhung zum Zeitpunkt t auch den Konsum in τ , $\forall \tau \geq a$ erhöht.
- Der Wert der Freizeit ist neben Gesundheit explizit berücksichtigt. Damit unterscheidet sich das Modell von solchen, die die Opportunitätskosten des Ablebenden rein einkommens- oder konsumseitig erfassen und daraus die Zahlungsbereitschaft berechnen. Vor allem im fortgeschrittenen Alter weicht der errechnete Wert aus den hypothetischen Einkünften von dem subjektiven Lebenswert ab. Im Humankapital-Ansatz wird z.B. einem pensionierten Individuum keinerlei ökonomischer Wert mehr beigemessen, während die Zahlungsbereitschaft dieser Person sehr wohl beträchtlich sein kann.
- Verbesserungen in der Mortalität und im Gesundheitszustand bei gegebenem Vermögen sind umso erwünschter, je kleiner die Elastizität der intertemporalen Substitution σ ist, $WTP_\sigma < 0$.²⁷ Das heißt, je inelastischer die Nachfrage nach *heutigem* Konsum, desto abgeneigter ist das Individuum hinsichtlich einer intertemporalen Reallokation des Konsums und desto größer ist seine Zahlungsbereitschaft für eine gegebene Verbesserung des *heutigen* Sterberisikos bzw. Gesundheitszustandes.

²⁷ Niedrige Elastizität der intertemporalen Substitution entspricht einem hohen Wert von $\Phi(z)$, z.B. in Gleichung (2.22).

Daraus folgende Konsumeinschränkungen im späteren Lebenszyklus zur Einhaltung der Budgetrestriktion werden verhältnismäßig geringer bewertet.

- Eine Erhöhung des Zinssatzes r senkt die Zahlungsbereitschaft für gegebene Gesundheitsverbesserung bei fixem Einkommen: $WTP_r < 0$. Durch eine Zunahme des Abdiskontierungsfaktors ist zukünftiges Einkommen und damit der Nutzen aus Konsum aus heutiger Sicht weniger wert.
- Aufgrund des Abdiskontierungsfaktors ist der Wert einer Gesundheitsmaßnahme für ein Individuum am höchsten, wenn es sich kurz vor dem Inzidenzalter einer bestimmten Krankheit befindet. Z.B. würde ein wesentlicher Fortschritt in Morbus Alzheimer²⁸ weniger für junge und sehr alte Menschen wert sein als im Vergleich zu Personen im Alter von 50 Jahren. Erstere diskontieren stärker, letztere kommen nicht gänzlich in den Nutzen der neuen Behandlungsmethode.
- Die Zahlungsbereitschaft für verbesserte Mortalität und/oder einen verbesserten Gesundheitszustand steigt mit dem Niveau der Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $S(t, a)$. Investitionen in die Gesundheit sind demnach für gesündere Menschen mehr wert, da sie eher die „Rendite“ aus diesen erleben werden.
- Das Modell erfasst die zeitliche Änderung der Gesundheitszustände im Laufe des Lebenszyklus und bildet damit die *Komplementarität* von Gesundheitsleistungen ab. Eine Reduktion der Mortalitätsrate einer bestimmten Erkrankung erhöht den Nutzen von Maßnahmen, die die Lebensqualität und/oder -quantität einer anderen Krankheit verbessern. Beispielsweise erhöht eine Reduzierung der Mortalität aufgrund Herz-Kreislauf-Erkrankungen den Wert von zukünftigen medizinischen Fortschritten im Bereich der Krebserkrankungen, da die Überlebenswahrscheinlichkeit steigt und damit die Möglichkeit von den zukünftigen Errungenschaften der Krebsforschung zu profitieren.²⁹
- Der soziale Nutzen eines bestimmten medizinischen Fortschritts verhält sich proportional zur jetzigen und zukünftigen Bevölkerung (siehe Gleichung (2.24)).

Das soeben dargelegte Modell nach Murphy und Topel (2006) ist zentraler Bestandteil der vorliegenden Arbeit. In Kapitel 4, S. 90, setzen wir das Modell empirisch um und

²⁸ Also eine Verbesserung des Gesundheitszustands ($H_a/H > 0$) ab 60 Jahren.

²⁹ Oder: Betriebliche Gesundheitsförderungen (Diät, Sport), die in der Gegenwart durchgeführt werden, erhöhen den Nutzen in der Zukunft (siehe Helmenstein et al. (2004)). Andererseits liegt keine Komplementarität bei einer *jetzigen* Senkung der Alzheimer-Mortalität in Bezug auf zukünftige Reduktionen der Säuglingssterblichkeit vor.

berechnen damit im Rahmen eines Zahlungsbereitschafts-Ansatzes den Wert des Lebens und die durchschnittliche Zahlungsbereitschaft für verbesserte Gesundheit der Periode 1980 bis 2003 für Österreich. Dabei vergleicht das repräsentative Individuum das zu erwartende und monetär bewertete Gesundheitsniveau mit dem jetzigen Status quo bei gleich bleibendem Konsum- und Einkommenspfad (*ceteris paribus*-Betrachtung). Der *willingness to pay*-Ansatz unterstellt, dass bei einem positiven Differenzbetrag ein Individuum genau diesen Betrag bereit wäre für die entsprechende Gesundheitstechnologie zu zahlen.

In der vorliegenden Arbeit wollen wir neben dem Zahlungsbereitschafts-Ansatz den in der ökonomischen Evaluierung oft eingesetzten Humankapital-Ansatz zur Bewertung der positiven Entwicklung der Gesundheitsindikatoren der letzten Jahrzehnte in Österreich anwenden. Diese Methode bewertet nicht den Wert des Lebens an sich, sondern speziell die volkswirtschaftliche Produktivkraft des Individuums im Laufe seiner Erwerbskarriere.

In den folgenden zwei Unterkapiteln zeigen wir ein Gesundheitsmodell für das Arbeitskräftepotenzial und leiten die von uns verwendete Lebenszyklus-Variante des Humankapital-Ansatzes ab. Die Grundlage dieser Variante ergibt sich aus der Struktur des soeben behandelten Modells nach Murphy und Topel (2006). Aufgrund der strukturellen Verwandtschaft der beiden Methoden lassen sich die Ergebnisse daraus direkt vergleichen. Die Eigenschaften des Humankapital-Ansatzes und dessen Nachteile im Vergleich zum WTP-Ansatz werden abschließend in Kapitel 2.5 erörtert.

2.4 Humankapital-Ansatz

2.4.1 Gesundheitsmodell der Arbeitskraft

Bevor wir im Rahmen des Humankapital-Ansatzes die ökonomischen Effekte von Gesundheit auf das Arbeitskräftepotenzial in der Lebenszyklus-Variante identifizieren, ist die Erstellung eines zugrunde liegenden Gesundheitsmodells hilfreich, welches die unterschiedlichen Ausprägungen von schlechter Gesundheit der erwerbstätigen Bevölkerung schematisch darstellt. Die korrespondierenden Gesundheitsindikatoren, welche die stetige Verbesserung der Gesundheit in der Vergangenheit erfassen, sind Morbidität, Mortalität und Rekonvaleszenz.

Die analytische Herausforderung bei der Quantifizierung der Auswirkungen des erhöhten Einsatzes von Arbeit aufgrund einer gesünderen Bevölkerung auf die Produktivität besteht einerseits in der Konzeption eines realitätsnahen ökonomischen Modells und andererseits im Umgang mit der vorhandenen Datenlage. Wir entwickelten diesbezüglich ein Modell, welches die Produktionseffekte aufgrund verminderter Krankenstände, Invalidität und Mortalität darzustellen versucht. Abbildung 2.2 stellt in einem Flussdiagramm die möglichen Effekte verbesserter Gesundheit bezüglich des Faktors Arbeit schematisch dar.

Mortalität und Gesundheitszustand können sich aus verschiedenen Gründen verbessern – aufgrund geringerer Erkrankungswahrscheinlichkeit oder auch verbesserter Heilungsmöglichkeiten. Zerlegt man im Rahmen des Modells diese Partialeffekte, so erhält man folgende Wirkungsbeziehungen:

1. Eine Abnahme der **Inzidenz** reduziert die Häufigkeit, an einem bestimmten Leiden zu erkranken und zu sterben, und bewirkt folglich einen längeren Verbleib im Arbeitskräftepotenzial (dies wird durch die Pfeile von *Mortalität* und *Krankenstand* zu *Arbeitskräftepotenzial* dargestellt). Die Erwerbsquote EQ berücksichtigt, dass nur ein Teil der Bevölkerung im Erwerbsleben steht.
2. Ein Rückgang der **Mortalität** bewirkt noch nicht zwangsläufig eine größere Verfügbarkeit von Arbeitskräften, da die beobachtete Reduktion nicht auf einer reduzierten Inzidenz, sondern auf einer reduzierten Letalität beruhen kann. Damit sich Mortalitätsverbesserungen in einem höheren Arbeitskräftepotenzial niederschlagen, muss hierzu zusätzlich ein Gesundheitszustand erreicht werden, der eine Wiederaufnahme von Erwerbstätigkeit bzw. einen Verbleib in einer Beschäftigung ermöglicht. Findet seitens der Erwerbstätigen keine Rückkehr zur Arbeit statt (*no return to work*), führt dies zu einer Zunahme an Invaliditäten, was im Dia-

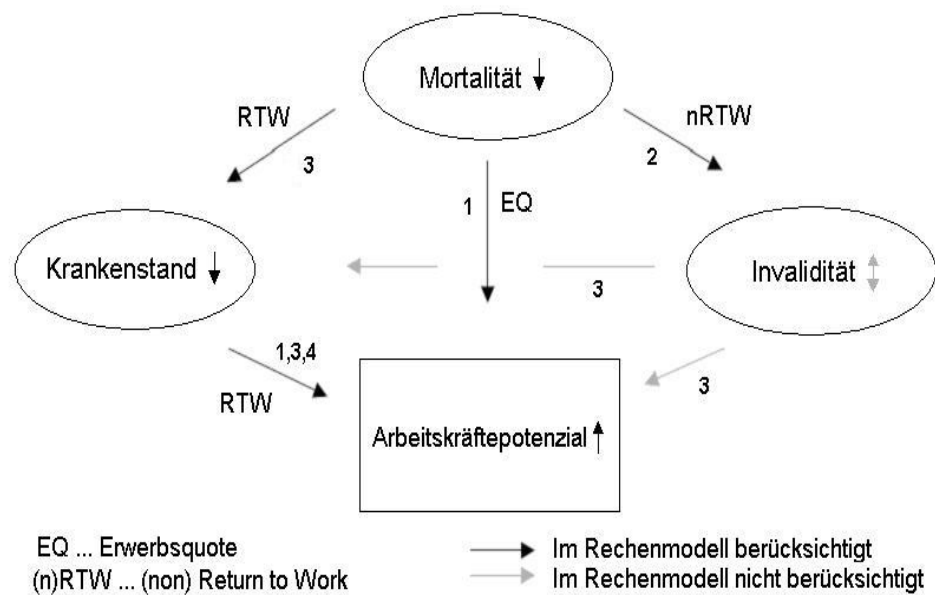


Abbildung 2.2: Effekte verbesserter Gesundheit auf das Arbeitskräftepotenzial.

gramm durch einen Pfeil von *Mortalität* in Richtung *Invalidität* angezeigt wird. Eine Zustandsveränderung weg von Invalidität und hin zu Krankenstand bzw. Arbeitskräftepotenzial ist denkbar, wird in der Praxis jedoch nur eine untergeordnete Rolle spielen.³⁰

- Bei einer Reduktion der Letalität mit Rekonvaleszenz kehren mehr Leute in die Erwerbstätigkeit zurück (Zunahme der Erwerbsquote, bei verbesserter Rekonvaleszenz auch der *return to work*-Quote) und erhöhen damit das Ausmaß der Krankenstände (Pfeil von *Mortalität* zu *Krankenstand* und *Arbeitskräftepotenzial*) in Abhängigkeit von der Rekonvaleszenzdauer. Schließlich kehren auskurierte Personen in den Arbeitspool zurück (Pfeil von *Krankenstand* zu *Arbeitskräftepotenzial*). Zusätzlich werden Invaliditäten vermieden.
- Alleinige Verbesserung der **Rekonvaleszenz** führt bei erwerbstätigen Personen zwar zu keiner Mortalitätsreduktion, wohl aber zu kürzeren Krankenständen (Pfeil von *Krankenstand* zu *Arbeitskräftepotenzial*).

In der Realität treten diese Effekte gemeinsam auf; beobachtbar sind jedoch allein deren Nettoauswirkungen. Im Regelfall sollten gleichzeitig Änderungen in Morbidität, Letalität

³⁰ In Abbildung 2.2 verzichteten wir auf die Darstellung von Bewegungen aus *Krankenstand* hin zu *Invalidität*, da diese nur ein Intermediärstadium des Flusses von *Mortalität* zu *Invalidität* darstellt.

und Rekonvaleszenz zu einer beobachtbaren Abnahme an Sterbefällen, Krankenständen und Neuzugängen an Invaliditätspensionen sowie zu einer Zunahme der *return to work*-Quote und Erwerbsquote führen. Im Kapitel 3.3 versuchen wir eine empirische Umsetzung dieses Modells. Da sich die Quantifizierung der Effekte von reduzierter Invalidität auf das Arbeitskräftepotenzial aufgrund der schlechten Datenlage als schwierig gestaltete, konnten wir im Rahmen dieser Arbeit Invaliditätseffekte nicht berücksichtigen (Näheres zu Krankenständen siehe Abschnitt 3.3.1).

Das nächste Kapitel setzt die Effekte der in Abbildung 2.2 vorgestellten Gesundheitsindikatoren auf die Produktivität der Erwerbsbevölkerung in einem Lebenszyklus-Modell methodisch um.

2.4.2 Das Lebenszyklus-Modell im Humankapital-Ansatz

Der multiplikative Aufbau der Nutzenfunktion im Murphy & Topel-Modell hat neben der konsistenten Abbildung von individuellen Präferenzen und der einfachen analytischen Handhabbarkeit eine weitere vorteilhafte Eigenschaft: Es lässt eine nahe liegende Übertragung auf den Humankapital-Ansatz zu, welcher zur Evaluierung einer bestimmten Maßnahme nicht den individuellen Nutzen, sondern die Produktivität des repräsentativen Erwerbstätigen heranzieht. Die *human capital*-Methode, welche durch die empirischen Arbeiten zu *cost of illness* von Rice (1967) sowie Rice und Cooper (1967) in die Gesundheitsökonomie Einzug fand, misst die indirekten ökonomischen Kosten von schlechter Gesundheit der Erwerbsbevölkerung, die durch Morbidität und vorzeitiger Mortalität verursacht werden. Erwerbsquoten und durchschnittliche Einkommen fließen in die Berechnung des erwarteten Einkünftebarwertes eines Individuums ein und messen somit den Produktivitätsverlust bzw. -gewinn aufgrund schlechterer bzw. verbesserter Gesundheit. Die individuelle Bewertung von Freizeit wird in diesem Ansatz nicht berücksichtigt, sodass Erwerbsuntätigen wie Pensionisten und Invaliden kein Humankapital zugesprochen wird.

Ausgangspunkt für die von uns umgesetzte Variante des Humankapital-Ansatzes ist das in Kapitel 2.3.2, S. 26, dargestellte Modell nach Murphy und Topel (2006), das den Nutzen eines Individuums aus Konsum sowie gesteigerter Lebensqualität und -quantität über dessen Lebenszyklus hinweg betrachtet und daraus die Berechnung seiner Zahlungsbereitschaft für konkrete medizinische Maßnahmen erlaubt. Die zugrunde liegende Erwartungsnutzenfunktion wird durch Gleichung (2.10) beschrieben. Zur leichteren Les-

barkeit sei an dieser Stelle diese nochmals dargestellt:

$$U(a) = \int_a^\infty e^{-\rho(t-a)} H(t) u(c(t), l(t)) S(t, a) dt \quad (2.25)$$

Gemäß Gleichung (2.25) ist die Erwartungsnutzenfunktion $U(a)$ eines Individuums im Alter von a abhängig vom Gesundheitszustand H , Konsum c , Freizeit l , Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $S(t, a)$ für die Periode $(t - a)$ sowie der Zeitpräferenzrate ρ . Die monetäre Bewertung aus Konsum und Freizeit bewerkstelligt hier die individuelle Nutzenfunktion $u(c, l)$.

Das Lebenszyklus-Modell des individuellen Nutzens in Gleichung (2.25) dient uns nun als Vorlage für ein Modell der individuellen Arbeitsproduktivität im Rahmen des Humankapital-Ansatzes. Durch eine geeignete Modifizierung der Variablen wird aus dem ökonomischen Lebenswert (*value of life*) ein Wert für die produktive Arbeitskraft (*value of labour*). Dazu ersetzt man die individuelle Nutzenfunktion u durch ein Maß für Produktivität, und zwar durch den durchschnittlichen Lohn eines Arbeiters bzw. Gehalt eines Angestellten w . Die normierte Lebensqualität $H =]0; 1]$ wird durch die Anwesenheitsquote des Erwerbstätigen $h = [0, 1]$ und durch die Erwerbsquote $EQ = [0; 1]$ repräsentiert. Je gesünder das Arbeitskräftepotenzial, desto geringer fällt der durchschnittliche Krankenstand aus und desto höher ist die altersspezifische Erwerbsquote.³¹ Eine höhere Überlebenswahrscheinlichkeit $S(t, a)$ aufgrund verbesserter Mortalitätsdaten nützt ebenfalls der Produktivkraft einer Volkswirtschaft, da weniger Arbeitskräfte aus dem Produktionsprozess herausfallen. Über den Lebenszyklus eines Erwerbstätigen betrachtet, fungiert $S(t, a)$ als eine Art von Abdiskontierungsfaktor. Günstigere Mortalitätsraten führen daher zu einer niedrigeren Abdiskontierung im Laufe der Erwerbskarriere eines Erwerbstätigen und damit zu einem höheren monetären Wert der Arbeitskraft. Weiters ersetzen wir die individuelle Präferenzrate ρ durch den realen Zinssatz r . Daraus lässt sich nun eine altersabhängige Erwartungsproduktivitätsfunktion $P(a)$ eines Individuums gemäß Gleichung (2.25) formulieren³²:

$$P(a) = \int_a^\infty e^{-r(t-a)} EQ(t) w(t) h(t) S(t, a) dt \quad (2.26)$$

mit dem durchschnittlichen Einkommen $w(t)$ einer bestimmten Altersgruppe, der altersabhängigen Erwerbsquote $EQ(t)$ und der Überlebenswahrscheinlichkeit von Alter a bis t , $S(t, a) = \exp(-\sum_{i=a}^t \lambda_i)$, mit der *hazard rate* λ .

³¹ Die *return to work*-Rate RTW – siehe Kapitel 3.2 – wird in diesem Modell nicht berücksichtigt.

³² Unabhängig von der hier vorgestellten Humankapital-Variante geben Bhattacharya und Lakdawalla (2005) eine entsprechende Formulierung in diskreter Zeitdimension an.

Die altersabhängige Anwesenheitsquote h definieren wir als das Verhältnis von Anwesenheit am Arbeitsplatz in Tagen zu den effektiven Arbeitstagen pro Jahr und Altersgruppe, also³³ $h(t) = 1 - kt(t)/340$, mit den Krankenstandtagen pro Kopf und Jahr $kt(t)$. Die altersspezifische Erwerbsquote EQ erfasst den Anteil der erwerbstätigen Population der jeweiligen Altersklasse. Aus der Sicht des Individuums gibt sie die Wahrscheinlichkeit an, in einem bestimmten Lebensalter im Erwerbsprozess zu stehen. $P(a)$ ist demgemäß der monetäre Erwartungsbarwert eines Individuums im Alter a , der den zukünftigen Produktionswert der Arbeitskraft abdiskontiert und aggregiert. Im Gegensatz zum *life cycle*-Modell nach Murphy und Topel (2006) wird einem Individuum außerhalb der Erwerbsbevölkerung kein Wert zugemessen (siehe Kapitel 4, S. 90). Dies wird durch $EQ(t) < 1, \forall t$ repräsentiert. Setzt man $EQ(t) = 1$, so stellt $P(a)$ den Barwert eines hypothetischen Erwerbstätigen ohne Risiko einer Erwerbslosigkeit dar.

Mithilfe von Gleichung (2.26) lassen sich gesundheitliche Verbesserungen, die sich auf die Mortalität und den Krankenstand der Erwerbsbevölkerung auswirken, bewerten. Da die Erwerbsquote in der Realität nicht allein vom Gesundheitszustand des Individuums bestimmt wird³⁴, ziehen wir für die Berechnungen die EQ -Werte des Referenzjahres heran, um nicht Gefahr zu laufen, den Barwert des Arbeitskräftepotenzials $P(a)$ aufgrund verbesserter Gesundheit ΔP zu überschätzen. Dazu vergleicht man die diskreten Produktivitätsfunktionen $P(a)$ bzw. $P'(a)$ zweier verschiedener Gesundheitszustände, nämlich $h(t)$ und $S(t, a)$ des Referenzjahres bzw. $h'(t)$ und $S'(t, a)$ der Jahre 1980, 1990 und 2000, *ceteris paribus*. Demgemäß wird z.B. die Produktivitätsfunktion für das Jahr 1980 mithilfe der Erwerbsquote und des Einkommensniveaus aus dem Jahr 2003 sowie der Überlebenswahrscheinlichkeit und Anwesenheitsquote aus dem Jahr 1980 berechnet. Letztere errechnet sich aus dem Niveau der Krankenstandstage im Jahre 2003 plus der gewonnenen Arbeitstage aufgrund verbesserter Gesundheit von 1980 bis 2003, welche wir in Kapitel 3.3.2 geschätzt haben (siehe Tab. 3.5, S. 76): $h^{1980}(t) = 1 - (kt^{03}(t) + \Delta h^{80}(t)) / 340$. Da die Anwesenheitsquote der vergangenen Jahre niedriger war als im Jahr 2003 und die Überlebenswahrscheinlichkeit heute bei einem höheren Wert liegt als in der Vergangenheit, folgt: $P^{03}(a) > P'(a)$. Die Differenz $\Delta P(a) = P(a) - P'(a)$ stellt den Produk-

³³ Die Soll-Arbeitszeit im Jahr 2003 betrug 225 Tage (= 365 Kalendertage – 25 Urlaubstage – 52 Samstag – 52 Sonntage – 11 Werktag-Feiertage), somit ist $h = 1 - kt/225$. Da jedoch der Arbeitgeber bei der Krankenstandsmeldung den Zeitraum an die Sozialversicherungsträger übermittelt und daher Samstag, Sonntage, Feiertage und Urlaubstage miteinbezogen werden, müssen die gemeldeten Krankenstandstage, kt , aus der Statistik des HVB um den Faktor 225/340 korrigiert werden ($340 = 365 - 25$ Urlaubstage), um sie auf die Basis der Soll-Arbeitszeit stellen zu können. Nach Umformen erhält man obige Gleichung. Freistellungen für Arztbesuche, Hochzeiten, Pflege Angehöriger etc. werden nicht berücksichtigt.

³⁴ Kalwij und Vermeulen (2005) schätzten die Zunahme der Erwerbsquoten in der Gruppe der 50-64-Jährigen aufgrund verbesserter Gesundheit um bis zu 10% in Österreich.

tivitätsverlust eines Erwerbstätigen im Alter a dar, wenn sich der Gesundheitszustand der Vergangenheit wieder einstellte, bewertet auf Basis des Lohnniveaus im Jahr 2003.³⁵

Weiters nehmen wir an, dass der derzeitige Stundenlohn die Produktionsleistung der tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden abgilt, d.h. die verfügbaren Arbeitstage pro Jahr minus durchschnittliche Krankenstandstage. Dies ist gleichbedeutend mit einer Normierung der beobachteten Arbeitnehmerentgelte auf die Anwesenheitsquote im Referenzjahr $h^{03}(t) = h(t)$; man erhält (hier für diskrete Zeitperioden ausgedrückt):

$$\begin{aligned}
 \Delta P(a) &= P(a) - P'(a) \\
 &= \sum_{t=a}^T \beta^{-(t-a)} EQ(t) \frac{w(t)}{h(t)} (h(t)S(t, a) - h'(t)S'(t, a)) \\
 &= \sum_{t=a}^T \beta^{-(t-a)} EQ(t)w(t) \left(S(t, a) - \frac{h'(t)}{h(t)} S'(t, a) \right) \\
 &= \sum_{t=a}^T \beta^{-(t-a)} EQ(t)w(t) \left[S(t, a) - \left(1 - \frac{\Delta h(t)}{h(t)} \right) S'(t, a) \right] \\
 &= \sum_{t=a}^T \beta^{-(t-a)} EQ(t)w(t) \left[\Delta S(t, a) + \frac{\Delta h(t)}{h(t)} S'(t, a) \right] \tag{2.27}
 \end{aligned}$$

mit dem Abdiskontierungsfaktor β und der terminalen Altersgruppe T . Die Zunahme der Anwesenheitsquote $\Delta h = h' - h = \Delta kt/340$ ist durch reduzierte, also gewonnene Arbeitstage Δkt zweier Perioden bedingt. Die Differenz der Überlebenswahrscheinlichkeit ist gegeben durch: $\Delta S(t, a) = S(t, a) - S'(t, a) > 0$, mit der Überlebenswahrscheinlichkeit $S(t, a)$ des Referenzzeitpunktes. Für die empirische Umsetzung von Gleichung (2.27) (siehe Kapitel 3.4, S. 78) ziehen wir die berechneten Reduktionen an Krankenstandstagen pro Kopf der Beobachtungszeiträume 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 $\Delta kt \simeq \Delta SICK$ aus Kapitel 3.3.2, Tabelle 3.5, S. 76, sowie die Überlebenswahrscheinlichkeiten in den Jahren 1980, 1990, 2000 und 2003 heran. Aus $h = 1 - kt/340$ und $\Delta h = \Delta kt/340$ folgt $\Delta h/h = \Delta kt/(340 - kt)$. Der Wert einer Produktivitätssteigerung eines Erwerbstätigen ist somit durch das Ausmaß der Krankenstandsreduktion und/oder der Mortalitätsverbesserung bezogen auf den Ist-Zustand bestimmt. In An-

³⁵ Diesen monetäre Betrag pro Person im Alter a müsste man einem sozialen Planer vergüten, damit dieser indifferent zwischen den beiden Zuständen ist. Konzeptionell gesehen, drückt der errechnete Betrag damit die Akzeptierungsbereitschaft (*willingness to accept*, WTA) im Unterschied zur Zahlungsbereitschaft (*willingness to pay*) dar. Letztere erhält man, wenn als Referenzjahr 1980 ausgewählt wird. Da der betragsmäßige Unterschied für die Darstellung der Gewinne aus verbesserter Gesundheit der Vergangenheit nicht relevant ist und man den Begriff der Zahlungsbereitschaft als Überbegriff für die Methodik betrachten kann, bezeichnen wir im weiteren Verlauf die errechneten Produktivitätsverluste als *willingness to pay*.

lehnung an den gebräuchlichen Ausdruck *value of life* der *cost-benefit*-Literatur (siehe Kapitel 4), bezeichnen wir den durchschnittlichen Barwert des Arbeitskräftepotenzials pro Kopf $P(a)$ als *value of labour*, vol, und die darauf basierenden Wertänderungen bei gesundheitlichen Verbesserungen $\Delta P(a)$ als Produktivitätsgewinne *productivity gains*.

In Analogie zur utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion $W = \sum_i U_i$ zielt ein zentraler Planer (*social planner*), den man als „Produktivist“ bezeichnen könnte, auf die Maximierung von $\Sigma P(a)$ ab. Der gesellschaftliche Wert PW (*social value of productivity*), also die aggregierten Produktionsgewinne $\Sigma \Delta P(a)$ von einer spezifischen Gesundheitsmaßnahme mit ausschließlichen Schwerpunkt auf Produktivitätssteigerung, lässt sich demgemäß folgendermaßen bewerten:

$$PW = \sum_{a=0}^T Pop(a) \sum_{t=a}^T \beta^{-(t-a)} EQ(t) w(t) \left[\Delta S(t, a) + \frac{\Delta h(t)}{h(t)} S'(t, a) \right] \quad (2.28)$$

mit der Population einer Altersgruppe $Pop(a)$ und der altersabhängigen Erwerbsquote EQ , welche den Anteil der Erwerbstätigen in der zugrunde liegenden Altersklasse und damit die Wahrscheinlichkeit, im Arbeitsprozess zu stehen, angibt. Multipliziert man die Population einer bestimmten Altersgruppe mit der korrespondierenden Erwerbsquote, erhält man die Erwerbspopulation dieser Altersgruppe. Bezieht man Lohn und Erwerbsquote auf ein Referenzjahr, d.h. bei zeitunabhängiger Erwerbsquote EQ und Lohn w , so ist demnach der gesellschaftliche Produktivitätswert abhängig von der Populationsgröße sowie von Steigerungen der Anwesenheitsquote und Überlebenswahrscheinlichkeit aufgrund verbesserter Gesundheit.

Folgendes Unterkapitel gibt einen kurzen Überblick über weitere gängige Varianten innerhalb des Humankapital-Ansatzes und zeigt deren methodische Nachteile im Vergleich zu der in Kapitel 2.4.2 vorgestellten Humankapital-Methode auf.

Gängige Varianten des Humankapital-Ansatzes

Ein in der epidemiologischen Literatur gängiger Ansatz zur Abschätzung des ökonomischen Wertes einer Gesundheitsmaßnahme für eine bestimmte Altersgruppe a aufgrund verbesserter Mortalitätsraten $\Delta\lambda(a)$ besteht darin, die aus dieser Intervention „gewonnenen“ Personen einer Altersgruppe $Pop(a)\Delta\lambda(a)$ mit deren verbleibenden Lebenserwartung zu multiplizieren: $Pop(a)\Delta\lambda(a)\sum_{t=a}^T S(t, a)$.³⁶ Man erhält die gewonnenen Lebensjahre bzw. die aufgrund einer Unterlassung dieser Gesundheitsleistung verlorenen Lebensjahre (*years of potential life lost*, YPLL). Zur monetären Bewertung einer Gesundheitsmaßnahme für die gesamte Bevölkerung multiplizieren simple Verfahren den errechneten YPLL-Wert für jede Altersgruppe a mit dem entsprechenden durchschnittlichen Jahreseinkommen w . Da hierbei eine Abdiskontierung mittels eines Diskontierungsfaktors nicht stattfindet, stellen die derart ermittelten Personenjahre keinen Barwert im herkömmlichen Sinn dar. Dadurch ergibt sich eine Überschätzung der Effekte. Weiters ist zu beachten, dass diese „gewonnenen“ Personen aufgrund verbesserter Mortalitätslage nur mit der Status quo-Überlebenswahrscheinlichkeit $S(t, a)$ und nicht mit der durch die medizinische Intervention verbesserten Mortalität „weiterleben“. Dies führt zu einer Unterschätzung der Effekte.

Eine Weiterführung dieses Konzeptes besteht in der Verwendung von altersspezifischen Einkommen $w(a)$ und einem Abdiskontierungsfaktor β . Man erhält so ein Maß für die Produktivitätsverluste (*productivity loss*, PL(a)) für eine bestimmte Alterskohorte aufgrund einer unterlassenen medizinischen Maßnahme:

$$PL(a) = Pop(a)\Delta\lambda(a)\sum_{t=a}^T \beta^{-(t-a)} w(t) S(t, a) \quad (2.29)$$

Man sieht, dass die Barwertbildung des Einkommens unter Unsicherheit vorgenommen wird. Die Unzulänglichkeit dieser Berechnungsmethode für den ökonomischen Wert einer Intervention beruht auf der Nichtbeachtung des Erwerbsrisikos EQ . Ein Ansatz zur Berechnung des Humankapitals eines repräsentativen Individuums, welcher diesen Mangel vermeidet, zielt auf den erwarteten Barwert zukünftiger Einkommensflüsse unter Mortalitäts- und Erwerbsrisiko (*present value of future earnings*, PVFE) einer Person ab. Bewertet man die aufgrund verbesserter Mortalität gewonnenen Personen einer be-

³⁶ Diese ist das diskrete Analogon zur Berechnungsformel der Lebenserwartung im kontinuierlichen Raum: $LE(a) = \int_a^\infty S(t, a) dt$, siehe Preston et al. (2001), S. 69, letzte Formel.

stimmten Altersgruppe a mithilfe dieses Einkünftebarwerts, erhält man:³⁷

$$PL(a) = Pop(a)\Delta\lambda(a)\sum_{t=a}^T\beta^{-(t-a)}w(t)EQ(t)S(t,a) \quad (2.30)$$

mit der Kohortengröße $Pop(a)$, der ältesten verfügbaren Altersstufe M , dem Abdiskontierungsfaktor β und dem Einkommen w einer bestimmten Altersstufe. Unsicherheit durch Inkludierung von Erwerbsquote $EQ(a)$ und Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $S(t,a)$ wird in obiger Gleichung berücksichtigt. Der aufgrund der durchgeführten Intervention höheren zukünftigen Überlebenswahrscheinlichkeit wird jedoch durch jene Berechnungsmethode nicht Rechnung getragen. Dies wird durch folgende Umformung von Gleichung (2.30) ersichtlich:

$$PL(a) = Pop(a)\sum_{t=a}^T\beta^{-(t-a)}w(t)EQ(t)S(t,a)\Delta\lambda(a) \quad (2.31)$$

Man sieht, dass der Anteil der gewonnenen Personen $\Delta\lambda(a)$ dem Überlebensrisiko zum Status quo, $S(t,a)$, unterzogen wird und nicht der „neuen“ Überlebenswahrscheinlichkeit $S'(t,a)$. Im Gegensatz dazu wird in dem von uns dargestellten Modell des Humankapital-Ansatzes (siehe Gleichung (2.26)) der Index t der verbesserten Mortalitätsrate $\Delta\lambda(t)$ über den Lebenszyklus korrekterweise fortgeführt.

Um dies zu zeigen, gehen wir von der diskreten Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $S(t,a) = e^{-\sum_{i=a}^T\lambda(i)}$ aus, welche im Modell nach Murphy und Topel (2006) angenommen wird. Vernachlässigt man Krankenstände, so wird der Produktivitätsgewinn aus verbesserter Mortalität durch den Term $\Delta S(t,a) = S'(t,a) - S(t,a)$ in Gleichung (2.26) bestimmt, also der Differenz zwischen der Überlebenswahrscheinlichkeit nach und vor der Implementierung der Gesundheitsmaßnahme α . Mit der verbesserten Mortalitätsrate $\lambda'(t) = \lambda(t) - \Delta\lambda(t)$ erhält man nach Umformung:³⁸

$$\begin{aligned} \Delta S(t,a) &= e^{-\sum_{i=a}^T\lambda'(i)} - e^{-\sum_{i=a}^T\lambda(i)} = e^{-\sum_{i=a}^T\lambda(i)} \left(e^{-\sum_{i=a}^T\Delta\lambda(i)} - 1 \right) \\ &= S(t,a) \left(e^{-\sum_{i=a}^T\Delta\lambda(i)} - 1 \right) \approx S(t,a) \sum_{i=a}^T\Delta\lambda(i) \end{aligned} \quad (2.32)$$

Vergleicht man nun dieses Ergebnis mit dem letzten Term in Gleichung (2.31), so erkennt man, dass die verbesserte Mortalität über den Lebenszyklus eines Individuums

³⁷ Siehe z.B. Haddix et al. (2003). Eine Anwendung findet diese Methode z.B. in der Software SAMMEC (*Smoking-attributable mortality, morbidity, and economic costs*, Centers for Disease Control and Prevention, CDC), welches die Rauchen-attributablen Produktivitätsverluste mithilfe der Rauchen-attributablen Mortalität (SAM) einzelner Krankheitsgruppen berechnet.

³⁸ Die Annäherung ist gut für kleine λ -Werte. Dies resultiert aus:
 $\partial S(t,a)/\partial\alpha = -S(t,a)\sum_{i=a}^T\partial\lambda(i)/\partial\alpha \approx S(t,a)\sum_{i=a}^T\Delta\lambda(i)$.

vom PVFE-Ansatz und vom einfacheren Ansatz in Gleichung (2.29) nicht berücksichtigt wird, sondern lediglich die jetzige einperiodige Verbesserung der Mortalitätsrate des Lebensalters a in die Berechnung einfließt, nämlich $S(t, a)\Delta\lambda(a) \approx S(t, a+1)\Delta S(a, a)$ anstatt $S(t, a)\sum_{t=a}^T \Delta\lambda(t) \approx \Delta S(t, a)$. Führt die Gesundheitsmaßnahme α vor allem in höherem Alter zu Mortalitätsverbesserungen, so wird der Humankapitalgewinn der jüngeren Kohorten mit der üblichen Methode unterschätzt.

Das Modell bei Bhattacharya und Lakdawalla (2005), welches in diskreter Zeitdimension unserer Gleichung (2.26), S. 38, entspricht, besitzt die soeben erwähnten Nachteile nicht. Die Autoren schätzen mithilfe ihres Modells den Humankapital-Wert für den amerikanischen Arbeitsmarkt (*value of labour*) aus reduzierten Krankenständen und Mortalitäten der Erwerbstätigen über den Zeitraum von 1970 bis 1999 auf insgesamt \$ 1.480 Mrd. Die empirische Umsetzung ihres Modells weist jedoch zwei Schwächen auf: Zum einen werden die Reduktionen in den Krankenständen, welche auf gesundheitliche Verbesserungen zurückzuführen sind, für jede Altersgruppe mithilfe einer OLS-Regression auf einen linearen Zeittrend geschätzt. Die durchschnittliche Abnahme der Krankenstände über die Zeitperiode wird demgemäß zur Gänze den Gesundheitsleistungen zugeschrieben. Wie wir in Kapitel 3.3, S. 63, zeigen, beeinflussen auch strukturelle Änderungen am Arbeitsmarkt das Ausmaß der Krankenstände. Somit werden die Effekte aus verbesserter Gesundheit auf die Anwesenheitsquote und damit der *value of labour* von medizinischen Maßnahmen überschätzt.

Zum anderen ignorierten Bhattacharya und Lakdawalla (2005) bei der Berechnung des Produktivitätszuwachses aufgrund der Gesundheitsverbesserungen der Periode 1970 bis 1999 das Mortalitäts- und Erwerbsrisiko eines repräsentativen Erwerbstätigen. Die Autoren multiplizierten zur monetären Bewertung den abdiskontierten Barwert der zukünftigen Einkünfte („*present discounted lifetime earnings*“) eines 20-jährigen Arbeiters im Jahr 1999 jeweils mit dem *relativen* Produktivitätszuwachs einer bestimmten Alterskohorte a . Zur monetären Bewertung dieser Produktivitätszuwächse zogen die Autoren jedoch das Einkünfteniveau aus dem Jahr 1970 heran:

$$\frac{P_{70}^{99}(a) - P_{70}^{70}(a)}{P_{70}^{70}(a)} \sum_{t=20}^T \beta^{t-20} w_{99}(t), \quad (2.33)$$

mit dem Diskontierungsfaktor β von $1,03^{-1}$ und der ältesten Kohorte T . $P_{70}^{70}(a)$ bzw. $P_{70}^{99}(a)$ ist die altersspezifische Erwartungsproduktivitätsfunktion (siehe Gleichung 2.26, S. 38)³⁹, berechnet mit der im Jahr 1970 bzw. 1999 vorherrschenden Morbidität und

³⁹ Gleichung (4) bzw. (5) bei Bhattacharya und Lakdawalla (2005) entspricht unserer Gleichung (2.26) bzw. (2.27).

Mortalität (mittels Superskript dargestellt) und mit dem Lohnniveau des Jahres 1970 (mittels Subskript dargestellt).

Die in Gleichung 2.33 dargestellte Berechnungsweise der Autoren berücksichtigt das Erwerbslosigkeitsrisiko, $0 \leq EQ(t) < 1, \forall t$, und Mortalitätsrisiko $S(t, a)$ eines Erwerbstätigen allerdings nicht, denn der relative Wertzuwachs der Erwartungsproduktivitätsfunktion $\Delta P(a)/P_{70}^{70}(a)$ fungiert als pauschaler Abschlagsfaktor zum Barwert der Einkünfte. Die Vorgehensweise von Bhattacharya und Lakdawalla (2005) berechnet somit den Barwert der beobachteten Einkünfte zum Referenzjahr für alle Altersklassen unter Sicherheit und führt dadurch zu einer Überschätzung des *value of labours*.

Die dargestellte Version (siehe Gleichung (2.26)) des Lebenszyklus-Modells im Humankapital-Ansatz stellt eine Verbesserung der bisher gängigen Humankapital-Methoden – nämlich der monetären Bewertung von verlorenen Erwerbsjahren YPLL bzw. der Monetarisierung gewonnener Personengänge mithilfe der zukünftigen Einkommensflüsse PVFE – dar und ist unserer Meinung nach der flexiblere und direktere Ansatz zur Evaluierung von Gesundheitsmaßnahmen innerhalb des Humankapital-Ansatzes.

Das anschließende Kapitel stellt die Unterschiede und Übereinstimmungen des Humankapital- und des WTP-Ansatz nach Murphy und Topel (2006) schematisch dar.

2.5 Gegenüberstellung der beiden Ansätze

Der Unterschied zwischen dem Zahlungsbereitschafts- und Humankapital-Ansatz hat zwei Dimensionen. Erstens beziehen sich beide Ansätze auf unterschiedliche Betrachtungsebenen. Während im Humankapital-Ansatz gesamtwirtschaftliche *Produktionssteigerungen* durch verbesserte Gesundheit gemessen werden, bewertet der *willingness to pay*-Ansatz die *Nutzensteigerung* und damit die Zahlungsbereitschaft eines Individuums für eine ihm angebotene Gesundheitsverbesserung.

Zweitens beziehen sich beide Ansätze auf Gesundheitsverbesserung in unterschiedlich umfangreichen Bevölkerungsschichten. Der Humankapital-Ansatz berücksichtigt lediglich die Erwerbsbevölkerung, während im Zahlungsbereitschafts-Ansatz der Nutzen aus verbesserter Gesundheit der gesamten Bevölkerung – also auch der Pensionisten – Eingang in die Berechnung findet. Hier setzt die ethische Kritik am Humankapital-Ansatz an, da dieser Arbeitsunfähigen und Pensionisten keinen gesellschaftlichen Wert beimisst. Die gängige Literatur zur ökonomische Evaluierung bevorzugt daher den Zahlungsbereitschafts-Ansatz. Tabelle 2.1 zeigt schematisch die konzeptionellen und methodischen Unterschiede, aber auch Übereinstimmungen des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes nach Murphy und Topel (2006) sowie des daraus abgeleiteten Lebenszyklus-Modells im Rahmen des Humankapital-Ansatzes (siehe Kapitel 2.4.2).

Um die Ergebnisse der beiden Konzepte vergleichen zu können, zogen wir als Basisjahr 2003 heran. Da beide Methoden im Gegensatz zu einperiodigen Modellen über den Lebenszyklus eines Individuums hinweg unter Unsicherheit rechnen, ist die Zielfunktion im Zahlungsbereitschafts-Ansatz der Erwartungsnutzen und im Humankapital-Ansatz die Erwartungsproduktivität – gemessen durch den Einkommensbarwert – über die verbleibende Lebensspanne. Gemessen wird also der Erwartungswert des Nutzens bzw. der Produktivität eines repräsentativen Individuums. Dabei verbessern wirksame Gesundheitsmaßnahmen die Sterblichkeit und/oder den Gesundheitszustand, was bei den Erwerbstätigen verminderte Krankenstände bewirkt, und erhöhen somit die Zielgrößen, nämlich den Wert eines statistischen Lebens (*value of life*) bzw. eines statistischen Erwerbstätigen (*value of labour*) im Zahlungsbereitschafts- bzw. Humankapital-Ansatz. Eine wertmäßige Erhöhung dieser monetär bewerteten Zielgrößen durch verbesserte Gesundheit schlägt sich in einer individuellen Zahlungsbereitschaft für bzw. in Produktivitätsgewinnen aus innovativen Gesundheitsmaßnahmen nieder. Summiert man die Effekte über die Gesamt- bzw. Erwerbsbevölkerung, so erhält man damit eine ökonomische Evaluierung der entsprechenden Gesundheitsmaßnahmen aus makroökonomischer Sicht im Rahmen des jeweiligen Ansatzes.

Tabelle 2.1: Methodische und konzeptionelle Unterschiede von Zahlungsbereitschaft- und Humankapital-Ansatz

	Zahlungsbereitschaft	Humankapital
Modell	mikroökonomisches Lebenszyklus-Modell nach Murphy und Topel (2006)	makroökonomisches Lebenszyklus-Modell adaptiert nach Murphy und Topel (2006)
Zielfunktion	Erwartungsnutzen	Erwartungsproduktivität
Referenzjahr	2003	2003
Messgröße für Gesundheit (Modell-Input)	Mortalität und Gesundheitszustand	Mortalität und Krankenstand
Gesundheitsausgaben (Modell-Input)	nicht implementiert im WTP implementiert im Netto-WTP	nicht implementiert einfache Gegenüberstellung
Modell-Output	Wert eines statistischen Lebens (<i>value of life</i> , VOL)	Wert eines statistischen Erwerbstätigen (<i>value of labour</i> , vol)
Messgröße für Gesundheitseffekte	Zahlungsbereitschaft (<i>willingness to pay</i>) aufgrund von Zuwächsen in VOL	Produktivitätsgewinne aufgrund von Zuwächsen in vol
Bezugspopulation	Gesamtbevölkerung	Erwerbsbevölkerung
kritische Annahmen	Haushaltskonsumdaten entsprechen optimaler Ressourcen-Allokation über Lebenszyklus	Vollbeschäftigung

Dem ökonomischen Wert von beobachteten Verbesserungen im Gesundheitszustand stehen die Gesundheitsausgaben gegenüber. Da dem WTP-Ansatz im Unterschied zum Humankapital-Ansatz ein mikrofundierte Nutzenmodell, in welchem das Individuum eine optimale Ressourcen-Allokation zur Nutzenmaximierung vornimmt, zugrunde liegt, lässt sich der Kostenfaktor für durchgeführte Interventionen, nämlich die durchschnittlichen Gesundheitsausgaben pro Kopf, ins Modell integrieren. Im Abschnitt 4 setzen wir das WTP-Modell empirisch um und berechneten sowohl die Brutto- als auch die entsprechende Nettozahlungsbereitschaft (WTP bzw. netWTP). Ausgangspunkt dazu sind die im Jahr 2003 beobachteten Altersprofile des durchschnittlichen österreichischen Haushaltskonsums und -einkommens.

In Ermangelung eines geeigneten Datensatzes werden wir in Kapitel 4 diese Querschnittsdaten im Lebenszyklus-Modell als Longitudinaldaten verwenden. Die Umlegung von Querschnittsdaten der jetzigen Bevölkerung auf zukünftige Altersgruppen ist nicht zufriedenstellend, aber aufgrund der fehlenden Longitudinaldaten für Österreich sahen wir im Rahmen dieser Arbeit keine Alternative dazu. Diese Vorgangsweise ist jedoch in der demographischen Literatur üblich und wurde ebenso im empirischen Teil von Murphy und Topel (2006) angewandt.

Ein weiterer Kritikpunkt betrifft die Berechnung des netWTP. Diese beruht auf der rechnerischen Reallokation des Konsums unter Berücksichtigung der lebenslangen Budgetrestriktion. Damit unterstellen wir, dass die Haushalte hypothetischerweise die öffentlichen und privaten Gesundheitsausgaben pro Kopf bei ihrer Konsumentenentscheidung berücksichtigen und dementsprechend eine optimale Ressourcen-Allokation über den Lebenszyklus vornehmen. Dies entspricht jedoch nicht der Realität. Die gesetzlichen Krankenversicherten leisten monatlich ASVG-Beiträge in Abhängigkeit von deren Einkommen und unabhängig vom jeweiligen Erkrankungsfall. Die im Rechenmodell unterstellte rationale Entscheidung einer Abwägung zwischen Konsumverzicht und Akzeptanz der medizinischen Intervention einerseits und der Ablehnung der zu leistenden Gesundheitsausgaben pro Kopf andererseits findet nicht statt. Die errechneten Konsumprofile sind daher rein hypothetisch. Nichtsdestotrotz halten wir diese Vorgehensweise für geeignet, da zur Evaluierung von Gesundheitsmaßnahmen die Differenz zweier Erwartungsnutzenniveaus herangezogen werden. Wir gehen davon aus, dass Fehlschätzungen dieser absoluten Werte dadurch ausgeglichen werden.

Weiters ist zu hinterfragen, inwieweit eine Hochrechnung von heterogenen, individuellen Entscheidungen auf die Gesamtbevölkerung zur Entscheidungsfindung zulässig ist. Die individuelle Beurteilung von medizinischen Maßnahmen weicht nämlich in der Regel von der eines sozialen Planers ab. Im gewählten WTP-Ansatz liegt dem Rechenmodell

dieselbe Nutzenfunktion eines repräsentativen Individuums über den gesamten Lebenszyklus zugrunde. Damit unterstellen wir, dass sich die Beurteilung einer medizinischen Maßnahme, welche man durch Aggregation der Zahlungsbereitschaft aller Individuen einer gegebenen Population erhält, mit der eines sozialen Planers deckt. Heterogenität der Individuen existiert demnach in dem Modell nicht bzw. im statistischen Sinn rechnet das Modell mit dem Erwartungswert von heterogenen Präferenzen. Somit lassen sich in diesem Fall die beiden Ansätze durchaus vergleichen.

Im Humankapital-Ansatz wird der Wert einer Arbeitskraft für den Produktionsprozess einer Volkswirtschaft durch dessen Lohn bemessen. In der Wirtschaftstheorie entspricht der individuelle Lohn der Grenzproduktivität der eingesetzten Arbeitskraft. In der Realität wird dieser allgemeine Gleichgewichtszustand einer Volkswirtschaft jedoch aufgrund arbeitsmarktpolitischer Strukturen verzerrt sein. Das Heranziehen des Bruttolohnes als Maß für die Produktivität erscheint uns jedoch als nahe liegend.

Ein Kritikpunkt des Humankapital-Ansatzes ist die unrealistische Annahme der Vollbeschäftigung. Erwerbsunfähige und vorzeitig verstorbene Erwerbstätige fehlen der Volkswirtschaft als Arbeitsfaktor. Niedrigere Mortalität und verringerte Krankenstände der Vergangenheit, welche wir im Rahmen einer Zeitreihenanalyse (Kapitel 3.3) der verbesserten Gesundheit der Erwerbstätigen zuordnen konnten, führten rechnerisch zu mehr Arbeitseinsatz und generierten somit mehr Produktion.

In der Humankapital-Literatur existiert parallel dazu der so genannte Friktionskosten-Ansatz, der diese Annahme umgeht. Dieser versucht im Gegensatz zum Humankapital-Ansatz nicht den potenziellen, sondern den tatsächlichen Arbeitsausfall an gesamtwirtschaftlicher Produktion zu messen. Ökonomische Kosten entstehen demzufolge allein durch Arbeitsstillstand während der Zeit, die bis zur Einstellung und Einarbeitung eines neuen Arbeitnehmers aufgewendet werden muss. Aufgrund der unzufriedenstellenden Datenlage existieren kaum empirische Umsetzungen dieses Ansatzes. Ein weiterer Nachteil des Friktionskosten-Ansatzes besteht in der Annahme, dass die Nachfrage nach Arbeitskräften konstant ist. Dies mag in der kurzfristigen Betrachtung zutreffen, im Vergleich zweier Szenarien kommt hingegen die langfristige Sicht zum Tragen, und hier ist eine Zunahme der Arbeitsnachfrage bei Ausweitung des Arbeitsangebots anzunehmen. Die beiden Ansätze bilden demnach zwei gegensätzliche Grenzfälle: fixe versus unendlich elastische Arbeitsnachfrage.

Hier endet der theoretische Teil, in welchem wir die zugrunde liegenden Modelle für unsere empirischen Untersuchungen zum Wert von Gesundheit beschrieben haben. Im nächsten Abschnitt setzen wir die soeben dargelegte Variante des Humankapital-

Ansatzes anhand der österreichischen Datenlage, nämlich von 1980 bis 2003, um. Danach evaluieren wir in einem weiteren empirischen Abschnitt den monetären Wert der beobachteten Gesundheitsverbesserung im Rahmen des in Kapitel 2.3.2 vorgestellten Zahlungsbereitschafts-Ansatzes (siehe Kapitel 4, S. 90).

Kapitel 3

Humankapital-Ansatz

3.1 Einleitung

Humankapital ist ein wichtiger Faktor für wirtschaftliches Wachstum. Neben Bildung bestimmt Gesundheit schlechthin dasjenige Ausmaß an Humankapital, das der Wirtschaft zur Produktion zur Verfügung steht. Der positive Zusammenhang von Gesundheit und dem Bereitstellen der eigenen Arbeitskraft ist empirisch ausreichend belegt.⁴⁰ Je schlechter der Gesundheitszustand, desto geringer sind Arbeitsausmaß und Erwerbsquote. Auch Menschen ohne chronische Erkrankungen weisen Arbeitsfehlzeiten aufgrund von kurzfristigen Erkrankungen auf. So gaben im Rahmen des österreichischen Mikrozensus⁴¹ knapp die Hälfte aller Befragten an, mindestens einmal im Jahr erkrankt zu sein. In den Statistiken der Sozialversicherung wurden im Jahr 2004 insgesamt 2.883.794 Krankenstandsfälle und 34.978.228 Krankenstandstage sowie 1,00 Krankenstandsfälle bzw. 12,16 Krankenstandstage pro Arbeiter und Angestelltem verzeichnet (siehe HVB (2005)). Diese Zahlen veranschaulichen deutlich, welches Produktionspotenzial aufgrund von Fehlzeiten einer Volkswirtschaft verloren geht.

Es ist daher nahe liegend, dass Gesundheit einen wichtigen Faktor der wirtschaftlichen Entwicklung darstellt. In jüngster Zeit wird vermehrt in der Literatur der Einfluss von Gesundheitsfaktoren auf das Wirtschaftswachstum untersucht. Dabei zeigt sich ein positiver und signifikanter Effekt der gestiegenen Lebenserwartung auf das BIP-Wachstum.⁴²

Im empirischen Teil dieser Studie werden wir die ökonomischen Effekte verbesserter Gesundheit der letzten zwei Jahrzehnte in Österreich auf makroökonomischer Ebene untersuchen, und zwar in Bezug auf Produktionssteigerung durch Verbesserung im Humankapital der Erwerbsbevölkerung. Das zugrunde liegende Gesundheitsmodell wurde bereits in Kapitel 2.4.1, S. 35, vorgestellt. Die dazugehörigen österreichischen Gesundheitsindikatoren wie Sterbeziffern und Krankenstände werden im folgenden Kapitel erläutert. Im Anschluss daran schätzen wir in Kapitel 3.3.2, S. 66, die reinen Effekte der Gesundheitsverbesserung der letzten Jahre auf Krankenstände der Erwerbsbevölkerung in Österreich mittels einer Zeitreihenanalyse. Die Ergebnisse daraus fließen in die Berechnung der wirtschaftlichen Effekte von Gesundheit im Humankapital-Modell (siehe Kapitel 2.4.2, S. 37) ein. Die Ergebnisse werden abschließend in Kapitel 3.4, S. 78, präsentiert.

⁴⁰ Für eine Übersicht siehe: European Commission (2005).

⁴¹ Siehe STAT (2002), basierend auf Mikrozensus (September 1999).

⁴² Unter der Vielzahl an Publikationen sind als wichtige Referenzen Barro (1996) und Lopez-Casasnovas et al. (2005) zu nennen. Eine Literaturübersicht findet sich in: European Commission (2005).

3.2 Gesundheitsindikatoren

Bevor wir im Rahmen des Humankapital-Ansatzes die ökonomischen Effekte von Gesundheit auf das Arbeitskräftepotenzial in Kapitel 3.4 schätzen, diskutieren wir im Folgenden die wichtigsten Gesundheitsindikatoren für Österreich, welche die stetige Verbesserung der Gesundheit in der Vergangenheit erfassen: Morbidität, Mortalität und Rekonvaleszenz. Mit Ausnahme von Krebsinzidenzen ist die Datenlage u.a. für Inzidenzen in Österreich nicht zufrieden stellend, sodass kein unmittelbares Maß für Morbidität existiert.⁴³ Was uns im Rahmen dieser Studie zur Verfügung steht, sind Daten bezüglich Krankenstand, Invalidität, Erwerbsquote sowie Mortalität (in Form von Sterbeziffern), unterteilt nach Alter, Krankheitsgruppen und Geschlecht. Diese Variablen stellen jedoch nur eine Annäherung – eine so genannte *proxy*-Variable – an die jeweiligen Gesundheitsindikatoren dar. Zum Beispiel beinhalten die jährlichen Krankenstandstage pro Erwerbstätigem sowohl Änderungen in der Erkrankungshäufigkeit (Inzidenz) als auch Dauer der Erkrankung (Rekonvaleszenz).

Innerhalb der letzten zwei Jahrzehnte war eine starke Reduktion der Mortalität inklusive Zunahme der Lebenserwartung in Österreich zu beobachten. Die Altersgruppen ab 50 Jahre profitierten am meisten (siehe Abbildung 3.1 im folgenden Abschnitt, S. 55) davon. Am stärksten reduzierte sich die Mortalität der Erkrankungen der Herz-Kreislauf-Gruppe (siehe Abbildung 3.2 und 3.3, S. 56 bzw. 57). Dies ist sicherlich auf medizinische Fortschritte in Diagnose, Therapie und Prophylaxe zurückzuführen; jedoch nicht ausschließlich auf direkte Effekte durch das Gesundheitswesen. Ökologische, sozio-ökonomische und so genannte Lifestyle-Faktoren dürften ebenso einen Beitrag zur Verbesserung der Lebensqualität und -quantität⁴⁴ geleistet haben. Während ökologische Faktoren eher zu einer Verschlechterung der Lebensqualität in den letzten Jahren beitrugen, bewerten internationale Studien⁴⁵ Umstellungen des Lebensstils, wie Rauch- und Essgewohnheiten sowie Sport- und Freizeitgestaltung, als sehr effektiv in Bezug auf Gesundheitsverbesserung.

⁴³ Das in der gesundheitsökonomischen Literatur oft verwendete Maß für Morbidität ist der selbst beurteilte Gesundheitszustand im Rahmen einer Befragung (*self-assessed health*, SAH). Diesen Indikator werden wir als Einflussgröße im Lebenszyklus-Modell, Kapitel 4, verwenden. Hier kann jedoch dieses Maß nicht verwendet werden, da sich SAH auf den allgemeinen Gesundheitszustand bezieht und nicht auf die tatsächliche „ökonomische Aktivität“ eines Individuums. Obendrein werden Daten hierzu nur in sehr unregelmäßigen Abständen erhoben (Mikrozensus der Statistik Austria).

⁴⁴ Individuelle Lebensqualität ist im herkömmlichen Sinn neben dem Gesundheitszustand durch die Konsummenge typischer Konsumgüter wie gutes Essen, repräsentativer Wohnraum etc. bestimmt. Im Rahmen dieser gesundheitsökonomischen Arbeit verwenden wir den Begriff der *Lebensqualität* synonym für Morbidität bzw. Gesundheitszustand und *Lebensquantität* für Mortalität bzw. Lebenserwartung.

⁴⁵ Eine zusammenfassende Darstellung der Studien ist bei Helmenstein et al. (2004) zu finden.

Eine IHS-Studie untersuchte 2004 die volkswirtschaftlichen Auswirkungen betrieblicher Gesundheitsvorsorge (Helmenstein et al. (2004)) auf die Lebensqualität berufstätiger Personen in Österreich. Die Studie diskutiert unter anderem subjektive und objektive Verbesserungen der Lebensqualität. So schätzen die Autoren mögliche volkswirtschaftliche Einspareffekte von bis zu € 3,64 Milliarden oder 1,7% des BIP. Aus diesen Ergebnissen geht hervor, dass es schwierig ist, den Begriff der Gesundheit im engeren Sinne, nämlich eigentliche medizinische Maßnahmen, von dem der Gesundheit im weiteren Sinne, welcher ebenso Faktoren der Lebensführung und der Umwelt einschließlich der Arbeitsumgebung umfasst, zu trennen.⁴⁶

Auch im Rahmen unserer Studie ist es nicht möglich, die Effekte der Umwelt und der Lebensführung von unmittelbaren Effekten der Gesundheitsversorgung zu trennen. Das in den letzten Jahren gestiegene Bewusstsein bezüglich gesunder Lebensführung dürfte zu einer Verbesserung des Gesundheitszustands beigetragen haben, wie insbesondere für den Bereich der Herz-Kreislauf-Erkrankungen durch zahlreiche Studien belegt ist. Andererseits dürften schädliche Umwelt- und Lebensstileinflüsse (Lärm, Feinstaub, sitzende Lebensweise schon im Kindesalter, Essgewohnheiten mit übermäßigem Fettkonsum usw.) und insbesondere auch steigende psychische Belastungen am Arbeitsmarkt den allgemeinen Gesundheitszustand tendenziell verschlechtern. Wir gehen davon aus, dass die günstigen Umwelt- und Lebensstilfaktoren derzeit die negativen Einflüsse aufwiegen und dass unsere Berechnungen daher die reinen Gesundheitseffekte überschätzen.⁴⁷

Weniger Sterbefälle, Krankenstände und Invaliditätsfälle bedeuten größere Verfügbarkeit des Produktionsfaktors Arbeit (siehe Abbildung 2.2, S. 36). Die gemessenen Größen wie Krankenstandstage und Neuzugänge zu Pensionen aufgrund Invalidität und geminderter Erwerbsfähigkeit sind jedoch stark durch andere Einflüsse „verunreinigt“, die nicht aus dem Bereich der Gesundheit stammen. Vor allem bei den Neuzugängen an Invaliditätspensionen und vorzeitiger Alterspension wegen geminderter Arbeits- bzw. Erwerbsfähigkeit zeigt der historische Verlauf der Zahlen starke Schwankungen, so genannte Strukturbrüche, die auf verschiedene politische Maßnahmen zurückzuführen sind.⁴⁸ Die

⁴⁶ Wenn z.B. ein Arzt einem Patienten empfiehlt das Rauchen einzustellen und täglich 30 Minuten Sport zu betreiben, dann basiert dieser Ratschlag auf wissenschaftlichen Erkenntnissen der Medizin. Ist dieser Ratschlag nun dem Bereich der medizinischen Intervention, also Gesundheit im engeren Sinne, oder der allgemeinen Lebensführung zuzurechnen? Diese Frage ist nicht eindeutig zu beantworten. Änderungen des Lebensstils haben auf jeden Fall einen beträchtlichen Anteil an der beobachteten Mortalitätsreduktion. So schätzen z.B. Cutler und Kadiyala (2003), dass ein Drittel der Abnahme der Herz-Kreislauf-Mortalität der letzten Jahrzehnte in den USA auf Änderungen in der Lebensführung zurückzuführen ist.

⁴⁷ Das Ausmaß dieser Unschärfe ist jedoch schwer zu beziffern. Die Annahme von Cutler et al. (2006), dass nur 50 Prozent der beobachteten Steigerung der Lebenserwartung durch medizinische Gesundheitsmaßnahmen erklärt werden können, erscheint aus unserer Sicht als grobe Unterschätzung.

⁴⁸ Durch die Einführung der Pensionsart *vorzeitige Alterspension wegen geminderter Erwerbsfähigkeit*

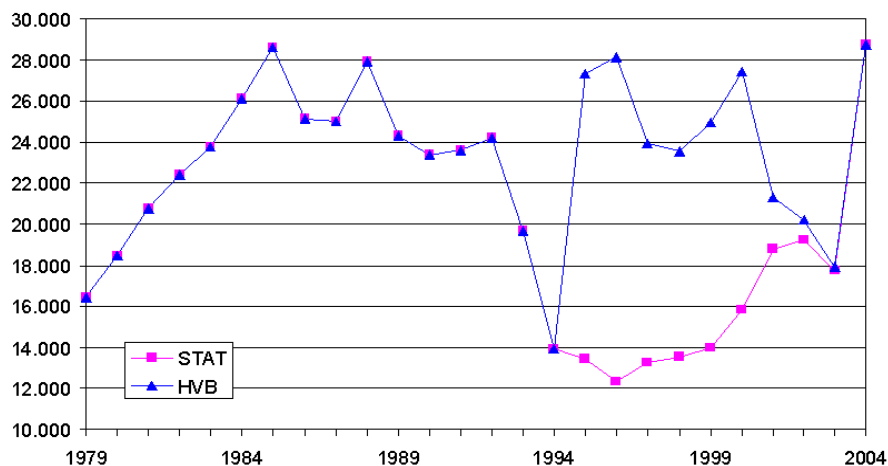


Abbildung 3.1: Neuzugang an Pensionen aufgrund Invalidität und geminderter Erwerbsfähigkeit (Quelle: Statistik Austria, Jahrbuch der Gesundheitsstatistik, diverse Jahrgänge; HVB, Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung, diverse Jahrgänge).

Zeitreihe ist in Abbildung 3.1 abgebildet.

Da die politischen die rein gesundheitsbedingten Effekte zu dominieren scheinen, ist eine sinnvolle Filterung der gesundheitsbezogenen Effekte nicht möglich. Aus diesem Grund verzichten wir in dieser Studie auf die Berücksichtigung der Effekte aus Invalidität und konzentrieren uns auf Produktionseffekte durch verminderte Krankenstände (siehe Kapitel 3.2.2, S. 60) und Mortalität (siehe folgendes Kapitel). Im Folgenden gehen wir näher auf diese wichtigen Gesundheitsindikatoren ein.

3.2.1 Mortalitäten

Die Sterblichkeit in Österreich nahm in den letzten Jahrzehnten in allen Altersgruppen kontinuierlich ab. Dieser Trend ist in allen westlichen Ländern zu beobachten. Ursache dafür sind verbesserte Lebensbedingungen und medizinische Versorgung. Die verbesserte Mortalität geht mit einer erhöhten Lebenserwartung einher. Abbildung 3.2 zeigt die Lebenserwartung eines Säuglings und eines älteren Menschen, nach Geschlecht getrennt, über die letzten drei Jahrzehnte hinweg.

kam es Mitte der 90er-Jahre zu einer Verschiebung der Neuzugänge weg von den Invaliditäts- hin zu den Alterspensionen. Im Rahmen der Pensionsreform 2000 wurde diese Pensionsart abgeschafft, was sich in den Daten ab 2001 in einer Umkehrung des vorherigen Effektes bemerkbar macht (Stefanits et al. (2003)). Während die Statistik Austria nur Neuzugänge aus dem Titel *Invalidität* rechnet, führt der Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger (HVB) die Zahlen aus der vorzeitigen Alterspension zwischen 1995 und 2003 weiter.

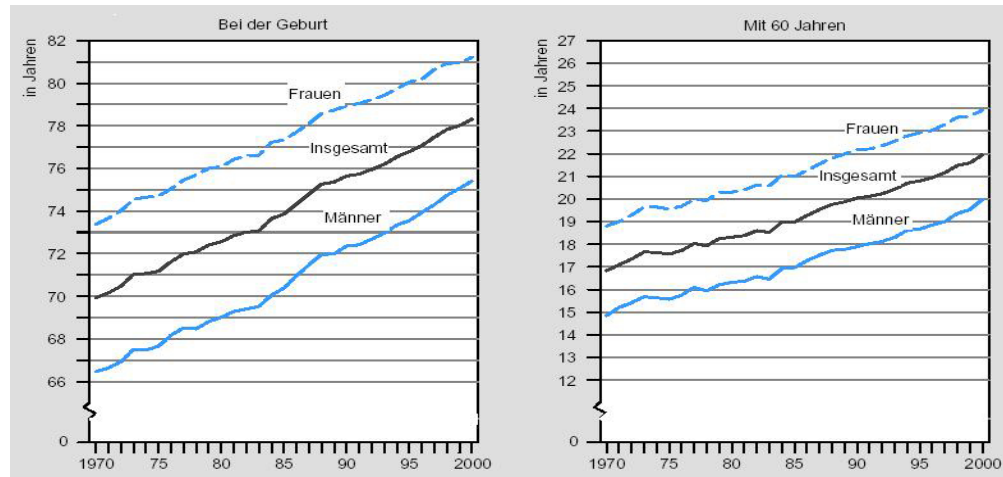


Abbildung 3.2: Lebenserwartung bei der Geburt und fernere Lebenserwartung 60-Jähriger der Jahre 1970 bis 2003 (Quelle: STAT (2003), Graphik 6).

Männer wiesen zwischen 1970 und 2003 einen Zuwachs an Lebenserwartung bei Geburt bzw. mit 60 Jahren von 9,5 bzw. 5,4 Jahren auf. Für Frauen fiel der Gewinn mit 8,2 bzw. 5,3 Jahren etwas geringer aus, jedoch lag deren durchschnittliche Lebenserwartung im Jahr 2003 noch immer 5,6 Jahre über jener der Männer.⁴⁹ Nicht alle Altersgruppen profitierten in demselben Ausmaß von reduzierter Sterblichkeit. Wie Abbildung 3.3 darstellt, verbesserten sich die Mortalitätsraten in absoluten Zahlen von 1980 bis 2003 vor allem für Säuglinge und ältere Menschen ab 55 Jahren, bei Männer stärker als bei Frauen. Betrachtet man die relativen Änderungen nach Altersgruppen und Geschlecht (nicht dargestellt), so ist die stärkste prozentuelle Abnahme der Mortalitätsrate bei den Säuglingen beider Geschlechter festzustellen, die bei weitem diejenigen der älteren Menschen übersteigt. Bei den über 25-Jährigen ist die relative Reduktion der Sterblichkeit bei den Frauen höher als bei den Männern.

Interessante Entwicklungen zeigt auch eine Aufgliederung der Mortalitäten nach Todesursachen. Krankheiten des Herz-Kreislauf-Systems (HK) beeinflussen die Sterblichkeit in entscheidendem Maße (siehe Abbildung 3.4). Trotz starken Rückgangs der HK-Mortalitäten beider Geschlechter waren 2003 noch immer mehr als 45% der Sterbefälle durch HK-Erkrankungen bedingt. Die zweithäufigste Todesursache sind bei Männern und Frauen bösartige Neubildungen. Diese nahm über die Jahre ab, jedoch nicht in demselben Ausmaß wie HK-Erkrankungen. Erwähnenswert ist auch die rasche und starke Zunahme der Mortalität aufgrund Erkrankungen der Atmungsorgane von 2000 bis

⁴⁹ Quelle: STAT (2003), S. 51-56.

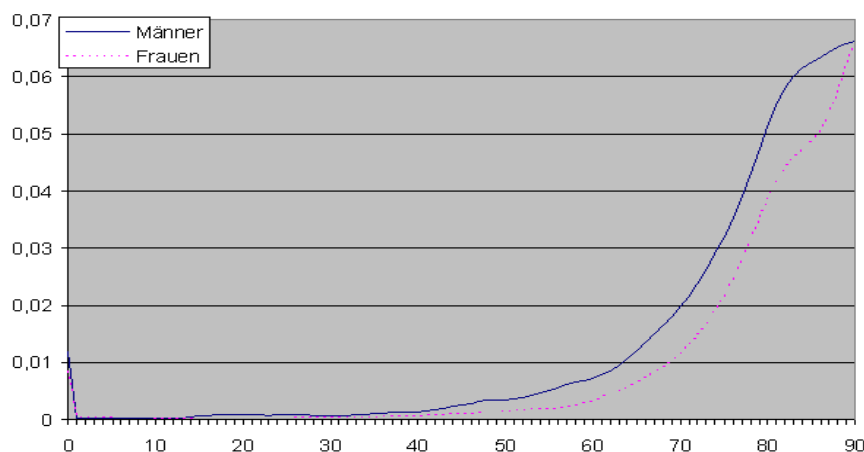


Abbildung 3.3: Differenz in den Mortalitätsraten der Jahre 1980 und 2003, nach Alter und Geschlecht (Quelle: HMD (2005), Statistik Austria).

2003.

Aufgrund der Dominanz der Herz-Kreislauf-Erkrankungen gehen wir kurz auf die zeitliche Entwicklung der HK-Mortalitäten ein. Da HK-Erkrankungen vor allem im letzten Lebensabschnitt auftreten, betraf die Reduktion der HK-Mortalitäten der letzten Jahre Menschen höheren Alters. Abbildung 3.5 zeigt die Änderungen der Sterbeziffern für die gesamte Herz-Kreislauf-Gruppe⁵⁰ der Perioden 1980 bis 1990, 1990 bis 2000 und 2000 bis 2003, getrennt nach Altersgruppen und Geschlecht. Die Periode 1980 bis 1990 zeigt sowohl bei Frauen als auch Männern die größten Reduktionen in der Sterblichkeit aufgrund von Herz-Kreislauf-Erkrankungen. Die Periode 1990-2000 fällt gegenüber 2000-2003 zurück, berücksichtigt man die unterschiedliche Länge der Zeiträume.⁵¹ In der männlichen Altersgruppe 50-54 Jahre ist sogar eine größere Abnahme der Sterbeziffern zwischen 2000 und 2003 als 1990 bis 2000 zu beobachten, während sich in der Gruppe der 60-64-Jährigen die größte Abnahme in der Mortalität zwischen 1990 und 2000 ereignete.

Die von uns benötigten Daten für die alters- und geschlechtsspezifischen Mortalitätsraten m bzw. -wahrscheinlichkeiten p von 1980 bis 2002 stammen von *Human*

⁵⁰ Die Abgrenzung erfolgte für ältere Daten nach der internationalen statistischen Klassifikation der Krankheiten, Version 9 (ICD-9), und beinhaltete die Gruppen 390-459. Ab 2000 wurde die Einteilung nach ICD-10 getroffen und umfasst die Gruppen I00-I99 (Quelle: Statistik Austria, Jahrbuch der Gesundheitsstatistik, diverse Jahrgänge).

⁵¹ Dies steht in Einklang mit amerikanischen Ergebnissen zu akuten Myokard-Infarkten, die ebenfalls eine weit geringere Reduktion der Mortalität in den 90ern im Vergleich zu früheren Jahren aufweisen, obwohl entsprechende Ausgabensteigerungen keineswegs gebremst wurden. Über die Erklärung dieses Phänomens gibt die Literatur noch keinen Aufschluss (siehe Cutler (2006) und Skinner et al. (2006)).

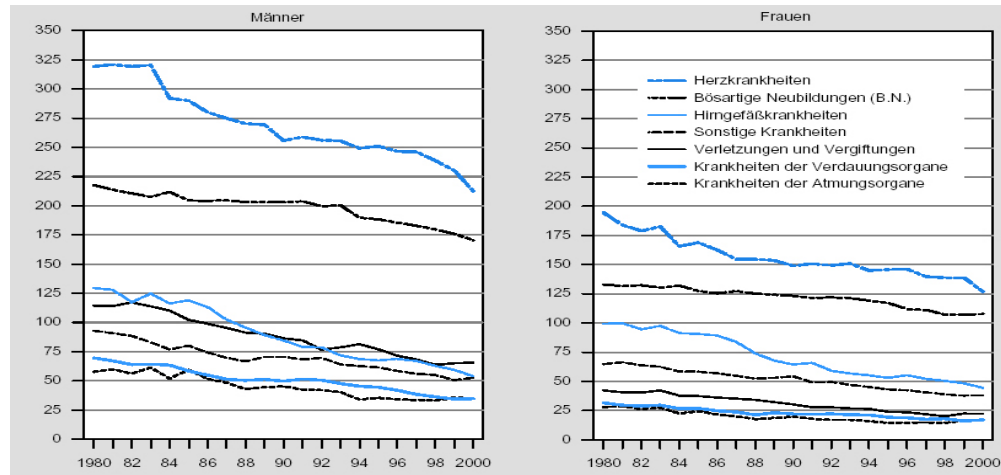


Abbildung 3.4: Sterblichkeit nach Todesursache und Geschlecht von 1980 bis 2003, standardisierte Sterbeziffern (Quelle: STAT (2003), Graphik 9).

Mortality Data Base, HMD (2005), deren Berechnungen auf den Rohdaten der Statistik Austria basieren.⁵² Für das Jahr 2003 stellte uns Statistik Austria die offizielle 1x1-Sterbetafel 2003 dankenswerterweise zur Verfügung.

Da die einperiodigen Daten gewisse Fluktuationen aufweisen, zogen wir die Daten der 5-Jahres-Altersgruppen aus HMD (2005) heran und glätteten diese mittels kubischer Splines. Für das Jahr 2003 lag uns nur die 1x1-Sterbetafel vor, aus welcher wir die entsprechenden 5x1-Mortalitätsraten bzw. -wahrscheinlichkeiten berechneten und danach mit kubischen Splines interpolierten. Abbildung 3.6 zeigt die geglätteten 1x1-Mortalitätsraten für die einzelnen Altersstufen 50 bis 90 Jahre für die Jahre 1980, 1990, 2000 und 2003 nach Geschlechtern.

Die berechneten Gesamtmortalitätsraten und -wahrscheinlichkeiten sind Grundlage für die Berechnungen in den folgenden Kapiteln mit den beiden Ansätzen Humankapital und Zahlungsbereitschaft. Im Lebenszyklus-Modell des Humankapital-Ansatzes (siehe Abschnitt 3.4, S. 78) werden wir Mortalitäts**raten** m als *proxy* für die *hazard rate* λ zur Berechnung der stetigen Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion S verwenden, um mit dem Zahlungsbereitschafts-Ansatz nach Murphy und Topel (2006) (siehe Abschnitt 4, S. 90) konsistent zu bleiben. Letzteres Modell ist die Basis für das Lebenszyklus-Modell im Humankapital-Ansatz (siehe Kapitel 2.4.2). Wie zuvor erwähnt, unterscheiden sich s und S für kleine Mortalitätsrisiken nur geringfügig.

⁵² Für eine Darstellung der Berechnungsmethodik siehe HMD (2005) oder Preston (2001).

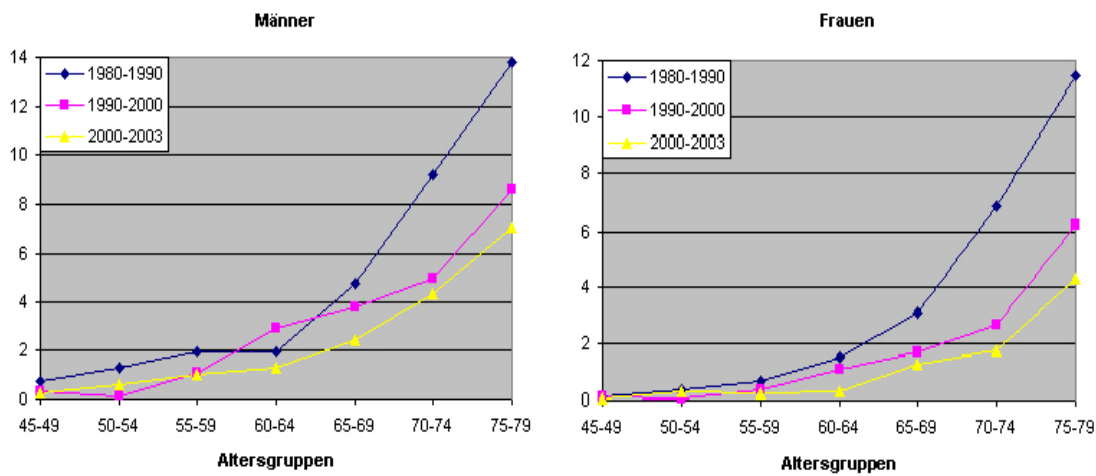


Abbildung 3.5: Absolute Änderungen in den Sterbeziffern von Herz-Kreislauf-Erkrankungen der jeweiligen Altersgruppe und nach Geschlecht für die Zeiträume 1980-1990, 1990-2000 und 2000-2003 (Quelle: Statistik Austria, Jahrbuch der Gesundheitsstatistik, diverse Jahrgänge).

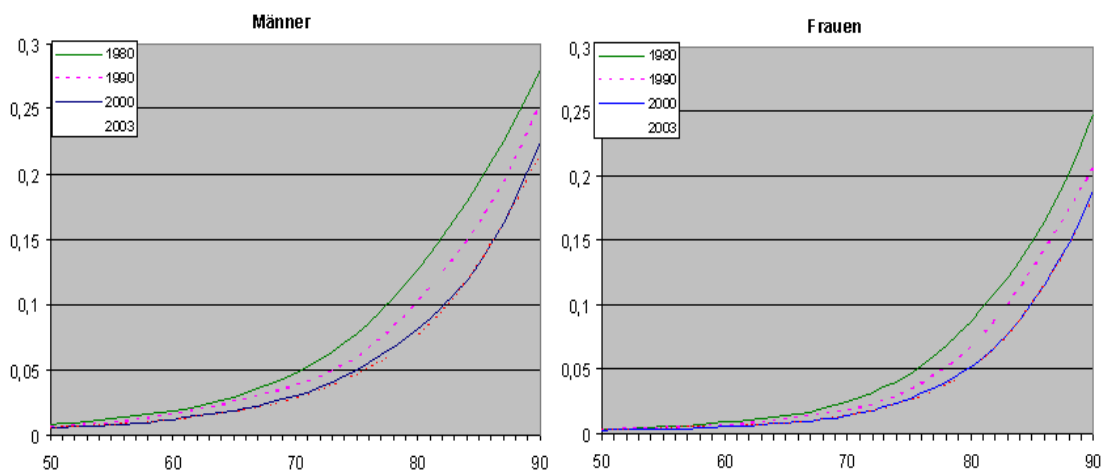


Abbildung 3.6: Mortalitätsraten der Altersstufen 50 bis 90 Jahre für die Jahre 1980, 1990, 2000 und 2003, für Männer und Frauen (Quelle: Eigene Berechnungen; Statistik Austria, Jahrbuch der Gesundheitsstatistik, diverse Jahrgänge).

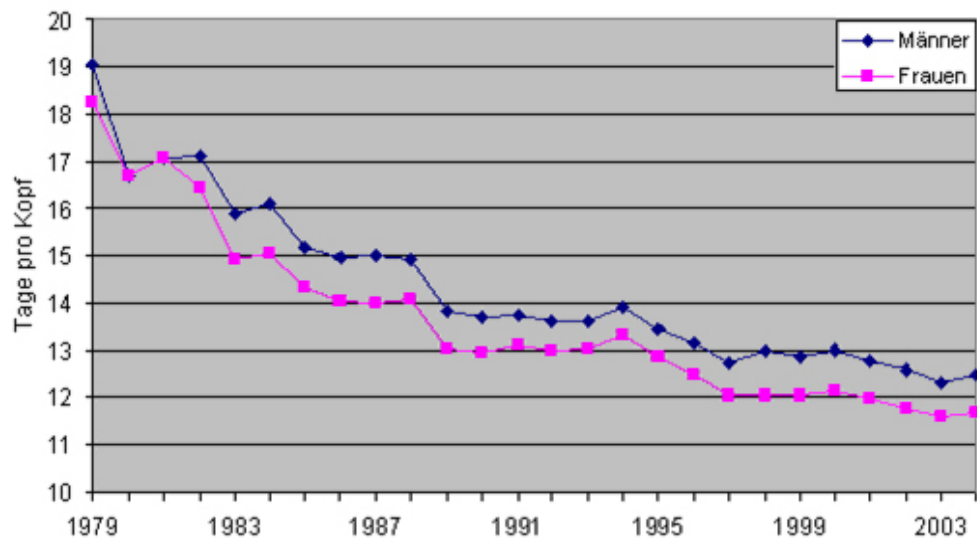


Abbildung 3.7: Krankenstandstage pro Arbeiter bzw. Angestelltem und Jahr (Quelle: HVB, Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung, diverse Jahrgänge).

3.2.2 Krankenstände

Seit 1979 ist ein fallender Trend in den Krankenstandstagen pro Arbeiter bzw. Angestelltem⁵³ sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern zu beobachten. Über den gesamten beobachteten Zeitraum liegen die durchschnittlichen Krankenstandstage der Frauen unter denjenigen der Männer (siehe Abbildung 3.7).⁵⁴ Dieser Unterschied erklärt sich u.a. aus geschlechtsspezifischen Morbiditäts- und Mortalitätsraten sowie einer höheren Partizipationsrate von älteren Männern am Erwerbsleben (Biffl (2004)). Allgemein ist die Dauer und die Häufigkeit von Krankenständen bei älteren Menschen stärker ausgeprägt.

Die Maßzahl Krankenstandstage pro Kopf lässt sich in Krankenstandsfällen pro Kopf und Krankenstandsdauer pro Fall zerlegen (siehe Abbildungen 3.8 und 3.9). Während die durchschnittliche Krankenstandsdauer in Tagen pro Arbeiter und Angestelltem für beide Geschlechter innerhalb der letzten 25 Jahre stark zurückging, zeigten die Fälle pro

⁵³ Die Daten stammen vom HVB und umfassen nicht pragmatisierte Beamte, sehr wohl aber ASVG-Beschäftigte im öffentlichen Dienst. Weiters werden bei Angestellten Krankenstände, welche nicht länger als 3 Tage dauern, im Allgemeinen nicht erfasst. Diese Zeitgrenze für die Meldungspflicht an die Sozialversicherungsträger ist für Arbeiter und Angestellte unterschiedlich und wird auf kollektivvertraglicher Ebene festgesetzt. Die durch verbesserte Gesundheitsversorgung vermiedenen Krankenstandstage pro Kopf werden dadurch unterschätzt.

⁵⁴ Dies steht im Kontrast zu den Ergebnissen von Biffl (2004), welche auf den Daten des Mikrozensus beruhen.

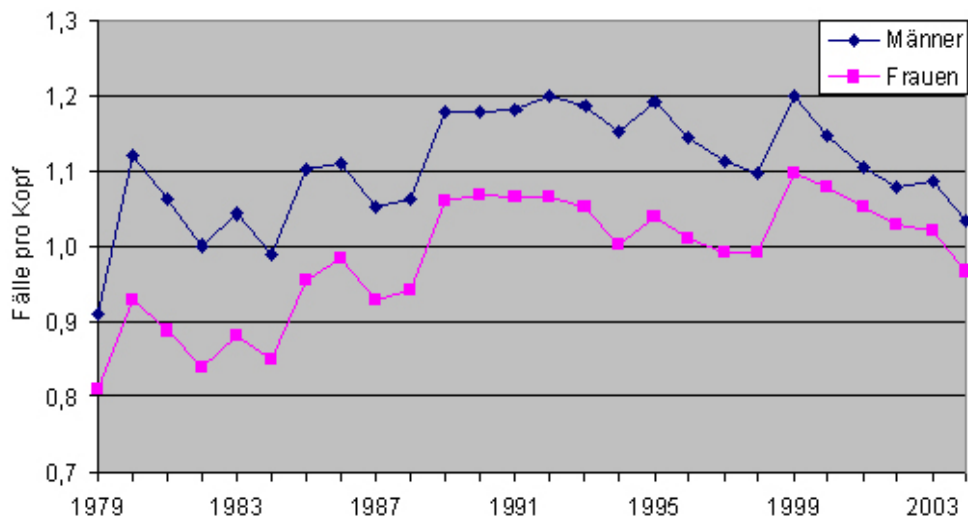


Abbildung 3.8: Krankenstandsfälle pro Arbeiter bzw. Angestelltem und Jahr (Quelle: HVB, Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung, diverse Jahrgänge).

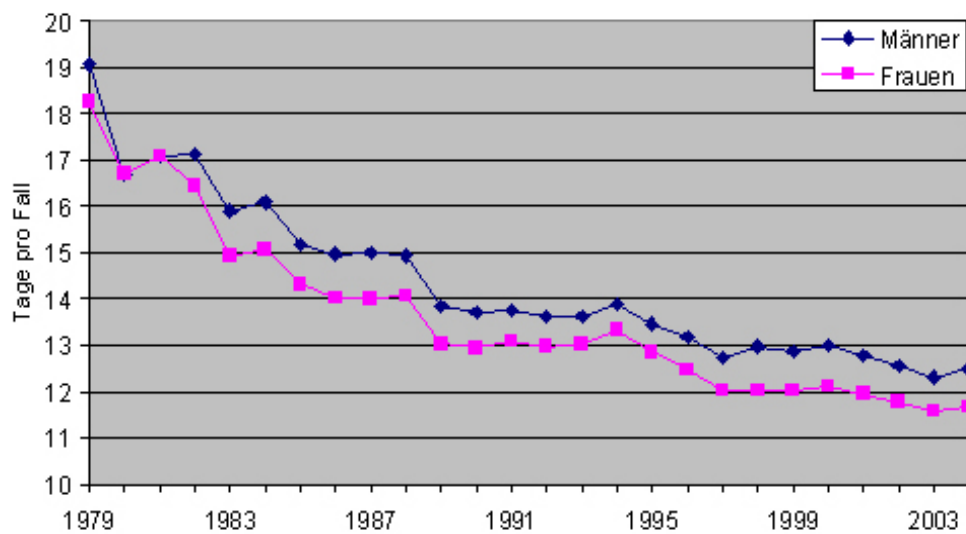


Abbildung 3.9: Krankenstandstage pro Fall (Quelle: HVB, Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung, diverse Jahrgänge).

Kopf einen leichten Anstieg bis Ende der 90er-Jahre. Dies wird auf den rechnerischen Effekt bedingt durch den erhöhten Anteil älterer Menschen an der Erwerbsbevölkerung zurückgeführt. Außerdem stieg die Zahl der Krankenstandsfälle der Gruppe 45 bis 60 Jahre in diesem Zeitraum an (Biffi (2004)). Ein weiterhin steigender Anteil der so genannten „Älteren“ an der Erwerbsbevölkerung dürfte daher die Fehlzeiten selbst bei konstantem altersspezifischen Gesundheitszustand zukünftig erhöhen. Als weitere Erklärung ist nicht auszuschließen, dass die Verkürzung von Krankenständen mit der leicht steigenden Fallzahl zusammenhängt: Wird – beispielsweise aus Sorge um den Arbeitsplatz – der Krankenstand zu früh abgebrochen, kann dies zu Rückfällen mit erneutem Krankenstand führen.

Abbildung 3.9 stellt die kontinuierliche Reduktion der durchschnittlichen Dauer pro Krankenstandsfall graphisch dar. Vor allem anhand der Daten für die 80er-Jahre ist dies deutlich abzulesen.

Aufgrund der Vielschichtigkeit der Ursachen für die beobachtete Reduktion der Krankenstände der vergangenen Jahrzehnte würde das Vernachlässigen von nicht-medizinischen Faktoren, wie z.B. Angst um den Arbeitsplatz, die Effekte aus verbesserter Gesundheit auf die Produktivkraft der Erwerbsbevölkerung überschätzen. Das folgende Kapitel versucht, mittels einer Zeitreihenanalyse die medizinischen von den nicht-medizinischen Faktoren zu trennen.

3.3 Regressionsmodell – Krankenstandstage

3.3.1 Überblick

Ziel dieses Abschnitts ist es, die Effekte von verbesserter Gesundheit auf Krankenstände von anderen Effekten zu trennen. Welche Faktoren bestimmen nun das Ausmaß an Krankenständen? Zuallererst ist der Gesundheitszustand als beeinflussender Faktor zu erwähnen. Je niedriger die Morbidität, desto niedriger das Ausmaß des durchschnittlichen Krankenstandes.

Wie zuvor erwähnt, spielen aber auch demographische Aspekte eine wichtige Rolle. Ältere Menschen weisen höhere Morbiditätsraten auf. Wenn aufgrund z.B. pensionsrechtlicher Änderungen in Zukunft mehr ältere Personen beschäftigt bleiben, steigen bereits deshalb die Maßzahlen Krankenstandsdauer und -fälle pro Kopf. Weiters weisen Frauen und Männer unterschiedliche Morbiditäts-, Mortalitäts- sowie Partizipationsraten auf, sodass eine Verschiebung des Frauenanteils an der Erwerbsbevölkerung die Krankenstände beeinflussen wird.

Eine verbesserte Arbeitsplatzsituation, nämlich weniger Schmutz, Lärm, Stress und mehr Sicherheit, verringert die Krankenstände. Ebenso sollte sich eine Verschiebung des Arbeitskräftepotenzials weg von risikoreicher oder schwerer körperlicher Arbeit hin zu so genannter *white-collar*-Arbeit in den Krankenständen bemerkbar machen.⁵⁵ Ein weiterer wichtiger Effekt auf die Krankenstände beruht auf den strukturellen Gegebenheiten des Arbeitsmarktes. So zeigen internationale und österreichische Studien einen negativen Zusammenhang zwischen Krankenständen und Arbeitslosigkeit.⁵⁶ Die ökonomische Theorie des Arbeitskräfteangebots bzw. der -nachfrage liefert folgende Erklärungen für diese empirische Tatsache. Mit steigender Arbeitslosigkeit steigt die Angst um den Arbeitsplatz. Der Arbeitnehmer befürchtet, dass der Arbeitgeber überdurch-

⁵⁵ In diesem Zusammenhang ist der gut dokumentierte Zusammenhang zwischen Einkommen und Krankenstand zu erwähnen (für Österreich siehe Biffl (2004)). Ein höheres Einkommensniveau ist vor allem im *white-collar*-Segment zu finden, da diese Tätigkeiten eine qualifizierte Ausbildung erfordern. Daher ist auch eine positive Beziehung zwischen Ausbildungsgrad und allgemeinem Gesundheitszustand in der Literatur zu finden.

⁵⁶ Z.B. Andrén (2001, 2005); Drago und Wooden (1992); Eek und Rikner (2005); Kenyon und Dawkins (1989) sowie Leigh (1985). Für den österreichischen Arbeitsmarkt siehe Biffl (2002, 2004) sowie Ergebnisse der Zeitreihenanalyse in diesem Kapitel der vorliegenden Arbeit.

Andererseits existiert Literatur, die einen gegenteiligen Zusammenhang zwischen bestimmten Gesundheitsindikatoren und Arbeitslosigkeit bzw. Einkommen postuliert. Z.B. stellten Gerdtham und Ruhm (2006) in einem OECD-Panel eine negative bzw. positive Relation zwischen Mortalitätsrate einerseits und Arbeitslosenquote bzw. BIP andererseits fest. Ohne deren Datensatz zu kennen, vermuten wir mögliche Fehlerquellen in ihrer Arbeit durch Scheinregression und Multikollinearität, da volkswirtschaftliches Einkommen und Arbeitslosigkeit korrelieren und Indikatoren wie Lebenserwartung und Mortalitätsraten nicht-stationäre Zeitreihen sind.

schnittlich hohe krankheitsbedingte Fehlzeiten als ungerechtfertigten Absentismus interpretiert und dementsprechend mit Entlassung ahndet. Auch häufiger berechtigter Krankenstand kann zur Kündigung führen. Beides ist vor allem in solchen Positionen zu vermuten, die z.B. aufgrund geringer Qualifikation leicht neu besetzt werden können.⁵⁷ Der zweite Erklärungsansatz zielt auf Änderungen in der Nachfrage nach Arbeitskräften ab. Bei schlechter Wirtschaftslage fragen Unternehmen zuerst gesündere Personen nach, die durch geringere Fehlzeiten eine höhere Arbeitsproduktivität aufweisen (siehe Biffi (2002)). Umgekehrt betrachtet werden in Rezessionen zuerst Arbeitskräfte mit überdurchschnittlichen Krankenständen freigesetzt. Dieser *healthy worker*-Effekt trägt dazu bei, dass die Beschäftigten im Schnitt gesünder sind als Erwerbslose (siehe Meggeneder (1994)).

Aus dem soeben Dargelegten wird klar, dass eine vielschichtige und komplexe Beziehung zwischen den einzelnen Aspekten von Demographie, Einkommen, Arbeitsumfeld, Arbeitsmarkt und Morbidität existiert. Im Folgenden schätzen wir ein Regressionsmodell mit dem Ziel, die rein gesundheitsbezogenen Effekte auf Krankenstände von anderen Effekten – wie Enge des Arbeitsmarktes – zu trennen.

3.3.2 Zeitreihenanalyse

Dazu nehmen wir an, dass die Summe der Krankenstandstage einer bestimmten Periode eine lineare Funktion von Absentismus, Inzidenz, Rekonvaleszenz und Anzahl der Erwerbstätigen ist.⁵⁸ Dividiert man durch letztere Variable, erhält man die Beziehung Krankenstandstage pro Kopf in Abhängigkeit von Absentismus-, Inzidenz- und Rekonvaleszenzrate. Sinkt die Inzidenz von Erkrankungen, so führt dies zu geringeren Krankenständen. Ebenso führen verbesserte Heilungsmethoden bei gleichbleibender Inzidenzrate zu geringeren Fehlzeiten. Unsere Methode soll nun mittels Zeitreihenanalyse die Effekte der erklärenden Variablen quantifizieren und die reinen Gesundheitseffekte bezüglich Krankenständen bestimmen. Letztere betreffen Inzidenz- und Rekonvaleszenzrate. Diese sind jedoch latent oder aufgrund der Datenlage nicht verfügbar.⁵⁹ In solchen Fällen empfiehlt es sich andere erklärende Variablen oder Näherungsvariablen, so genannte *proxy*-Variablen, einzusetzen.

⁵⁷ Angst um den Arbeitsplatz kann neben der Reduktion von Absentismus auch zu einem gegenteiligen Effekt führen, nämlich zu einem Verhalten, das in der Literatur als *presenteesm* bezeichnet wird – trotz Erkrankung wird gearbeitet (siehe Dew et al. (2005)). Die gesundheitlichen Folgen sind in der Literatur belegt (siehe z.B. Kivimäki et al. (2005)).

⁵⁸ Man beachte, dass verringerte Letalität nur in Zusammenhang mit einer verbesserten Rekonvaleszenz die Fehlzeiten reduziert.

⁵⁹ Längere Zeitreihen mit genügender Qualität existieren nur für die Gruppe der neoplastischen Erkrankungen (Statistik Austria).

Wie im vorigen Abschnitt dargelegt, besteht ein starker Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit als Maßstab für die strukturellen Gegebenheiten des Arbeitsmarktes und Fehlzeiten. Wir unterstellen, dass damit die Arbeitsmarktkomponente der Krankenstände ausreichend abgebildet wird und inkludieren die Variable Arbeitslosenrate als *proxy* für Absentismus und den *healthy worker*-Effekt in die zu schätzende Regressionsgleichung.

Inzidenzraten einzelner Krankheiten bzw. Unfälle sind durch medizinische wie nicht-medizinische Faktoren bestimmt, die in gegensätzliche Richtungen laufen können. Einerseits erhöhen sowohl exogene Ereignisse wie Grippewellen u.Ä. als auch verbesserte diagnostische Verfahren in der Medizin durch frühere Erkennung einer Erkrankung (Aufdeckungseffekt) die Gesamtinzidenzrate und damit möglicherweise auch die Fehlzeiten. Auf der anderen Seite führen nicht-medizinische Sicherheitsverbesserungen des alltäglichen Lebens, wie z.B. im Straßenverkehr oder am Arbeitsplatz, zu einer Abnahme der Krankenstandsfälle. Weiters kann eine verringerte Letalität eine Erhöhung der Krankenstände induzieren (siehe dazu die Ausführungen zur Abb. 2.2, S. 36). Hinzu kommen demographische und geschlechtsspezifische Effekte, welche die Inzidenzraten beeinflussen.⁶⁰ Die Summe dieser Einflüsse auf die Morbidität führt also dazu, dass trotz möglicher Reduktion der wahren Inzidenzraten bei einzelnen Erkrankungen eine Verschlechterung der beobachteten Krankenstandsfälle auftreten kann. Wie Abbildung 3.8 zeigt, nahmen die Krankenstandsfälle pro Kopf tatsächlich bis Ende der 90er zu. Mit anderen Worten: Mögliche Reduktionen in den zugrunde liegenden Inzidenzraten einzelner Erkrankungen, die auf medizinischem Fortschritt beruhen, könnten durch nicht-medizinische bzw. andere als diese Krankheit betreffende, medizinische Mechanismen (verbesserte Diagnostik etc.) überlagert worden sein. Wir versuchen daher diesen anderen Faktoren in der Regressionsgleichung Rechnung zu tragen, indem neben der *proxy*-Variablen für Inzidenz – *Krankenstandsfälle pro Kopf* – folgende Variablen einbezogen werden: Anteil der älteren Erwerbstätigen für demographische Veränderungen, Verhältnis Angestellte zu Arbeitern für branchenspezifische Arbeitsplatzbedingungen bzw. *white-collar*-Effekt sowie Anzahl der Arbeitsunfälle und gewerblichen Vergiftungen pro Kopf für risikoreiche berufliche Tätigkeiten. Überlagerungen der Inzidenz durch geschlechtsspezifische Effekte können durch die Verwendung von Daten jeweils für Männer und Frauen getrennt ausgeklammert werden.

Aggregierte Daten für Rekonvaleszenz bzw. Verbesserungen in der Behandlung von Erkrankungen über die Zeit hinweg sind unserem Wissen nach nicht vorhanden. Gerade aber solch eine Variable würde Verbesserungen in der medizinischen Leistung wider-

⁶⁰ Siehe dazu die Ausführungen im vorigen Abschnitt.

spiegeln. Wir inkludierten daher die Zeitreihe der altersstandardisierten Gesamtmortalitätsraten *MORT*, welche sich im Laufe der empirischen Untersuchung als signifikant erwiesen, in unser Regressionsmodell. Diese Variable betrachten wir als *proxy* für Reduktionen bei Inzidenz- sowie Rekonvaleszenzraten aufgrund medizinischer Innovationen. Die Zeitreihe Krankenstandsfälle pro Kopf *CASE* soll die Änderungen der Inzidenzrate aufgrund nicht-medizinischer Effekte erfassen.

Im folgenden Unterkapitel beschreiben wir die Ergebnisse der Schätzung sowie die darauf basierenden Zeitreihen.

Ergebnisse der Zeitreihenanalyse

Folgende Zeitreihen wurden aus Daten vom HVB⁶¹ und AMS konstruiert, jeweils für Frauen und Männer (für eine Auswahl siehe Abbildung 3.10):

SICK	... Krankenstandstage gesamt pro Arbeiter/Angestelltem,
SICKAU	... Krankenstandstage aufgrund von Arbeitsunfällen und gewerblichen Vergiftungen gesamt pro Arbeiter/Angestelltem,
U	... nationale Arbeitslosenquote in Prozent nach AMS,
ELD	... Anteil der älteren Erwerbstätigen (Verhältnis der über 50- zu den unter 50-jährigen Arbeitern/Angestellten),
CASE	... Krankenstandsfälle gesamt pro Arbeiter/Angestelltem,
RAA	... Verhältnis Angestellte zu Arbeitern.

Zusätzlich verwenden wir die altersstandardisierten Mortalitätsraten⁶² *MORT* als Annäherung für den zugrunde liegenden Prozess, welcher die Reduktionen in den Krankenständen der Erwerbsbevölkerung der letzten Jahrzehnte bedingte.

Zur Unterscheidung der Zeitreihen bezüglich des Geschlechts kennzeichneten wir die Variablen mittels Suffix *F* bzw. *M*. Da wir geschlechterspezifische Zeitreihen verwendeten, benötigten wir keine Variable, welche geschlechterspezifische Effekte abbildet. Als Zeitrahmen wählten wir 1977 bis 2004.⁶³ Es standen somit 27 Beobachtungspunkte für die durchgeführte Zeitreihenanalyse zur Verfügung. Einige Zeitreihen weisen Strukturbrüche auf. Die Daten zeigen eine starke Abnahme des Anteils der älteren Personen (*ELDM*, *ELDF*) am unselbstständigen Erwerbsleben in den 80ern. Der Trend änderte

⁶¹ Die Daten stammen aus den statistischen Jahrbüchern der österreichischen Sozialversicherungsträger von 1979 bis 2004.

⁶² Siehe STAT (2003), Tab. 2.14.

⁶³ Die letztendlich für die Regressionsgleichung verwendeten Zeitreihen waren aufgrund der Datenlage mit dem Jahr 1977 limitiert.

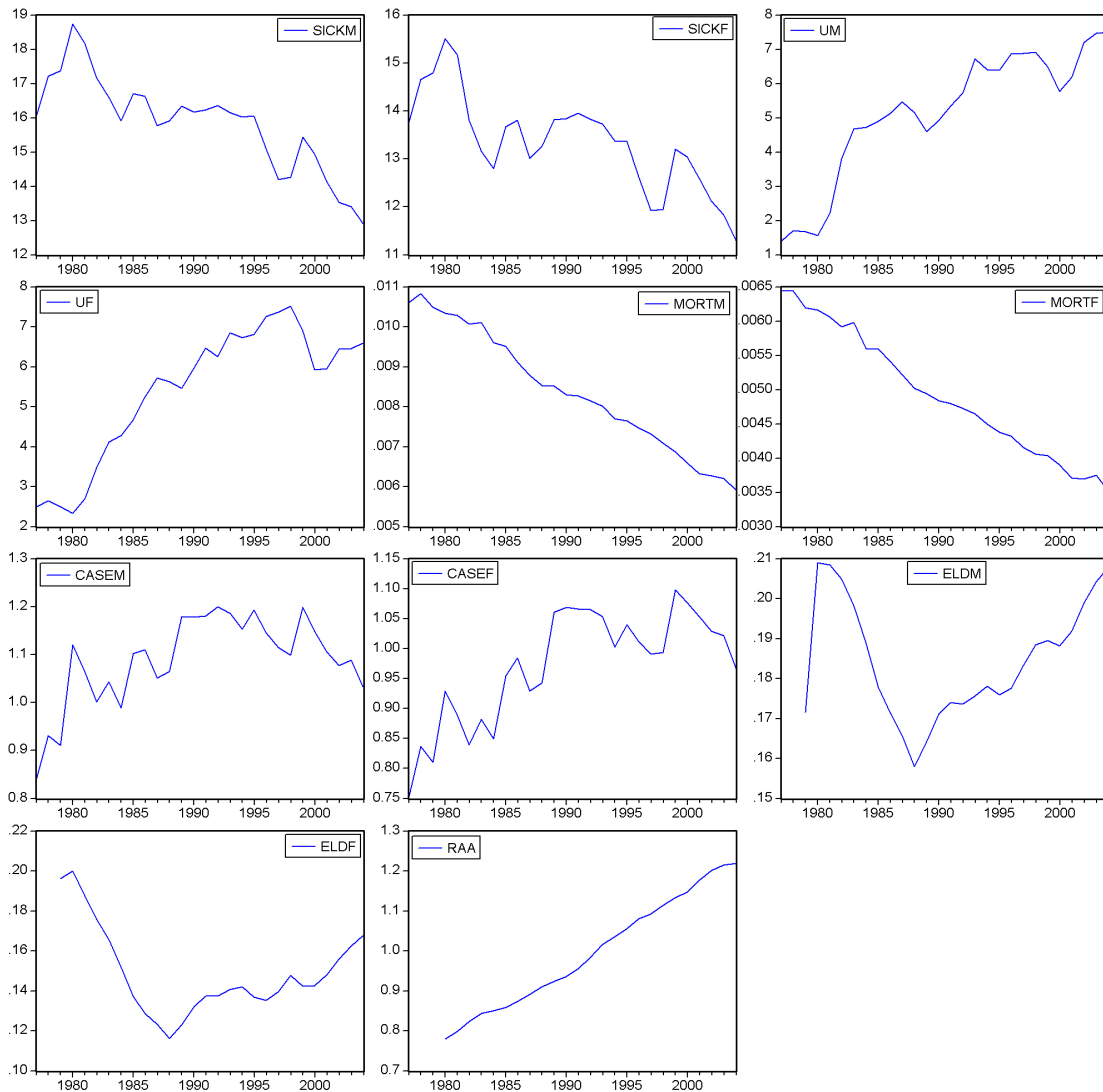


Abbildung 3.10: Zeitreihen der verwendeten Variablen von 1980 bis 2004
(Quelle: HVB, Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung, diverse Jahrgänge).

sich ab 1988. Vor 1980 stiegen die Krankenstandstage pro Kopf (*SICKM*, *SICKF*) stark an, danach ist eine Reduktion bis 2004 zu beobachten. Bei den Zeitreihen der Krankenstandsfälle (*CASEM*, *CASEF*) ist eine Zunahme bis in die späten 90er zu beobachten. Ab 2000 kam es zu einer deutlichen Reduktion sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen. Die Arbeitslosenrate (*UM*, *UF*) stieg im Beobachtungszeitraum im Durchschnitt an. Dieser Trend wird jedoch phasenweise von ausgeprägten Reduktionen der Erwerbslosigkeit geprägt. Die Mortalitätsraten (*MORTM*, *MORTF*) hingegen weisen einen kontinuierlichen abnehmenden Trend von 1977 bis 2004 auf. Das Verhältnis von Angestellten zu Arbeitern (*RAA*) stieg im gleichen Zeitraum kontinuierlich an.

Im Folgenden führen wir eine Zeitreihenanalyse (ADL-Modell, *Autoregressive Distributed Lag*) durch, um die Effekte der beschriebenen Variablen auf die Krankenstandstage pro Kopf zu quantifizieren. Dabei inkludiert man in die Regressionsgleichung Zeitverschiebungen – so genannte *Lags*⁶⁴ – der abhängigen Variablen sowie der erklärenden Variablen erster oder höherer Ordnung. Als Beispiel sei das ADL(1,1)-Modell angeführt:

$$y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 \mathbf{x}_t + \beta_1 \mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_t \quad , t = 2, \dots, T \quad (3.1)$$

mit der Konstanten c und der *white noise*-Variablen ε_t . Der k -dimensionale Vektor $\mathbf{x}_t$ repräsentiert die Werte der Regressoren k zum Zeitpunkt t . Wie aus Gleichung (3.1) hervorgeht, verkürzt sich die Zeitdimension mit der Einführung von *Lags* in die Regressionsgleichung auf $T - 1$.

Im Rahmen einer Zeitreihenanalyse wird zunächst auf Stabilität bzw. Stationarität der Zeitreihe im zeitlichen Verlauf getestet, da man bei Vorliegen von integrierten Variablen und gleichzeitigem Fehlen einer Kointegrationsbeziehung in die ökonometrische „Falle“ der Scheinregression „tappt“. Abhilfe schafft die Anwendung eines Filters, wie z.B. das gebräuchliche Bilden von Differenzen erster Ordnung, bei dem $I(1)$ -Zeitreihen (*integrated of order 1*) in stationäre Zeitreihen transformiert werden. Liegt Kointegration⁶⁵ vor, so schätzt man das Modell mit einem *error correction*-Term, der die Beziehung der kointegrierenden Variablen im Langzeitgleichgewicht erfasst. Differenzbildung würde in diesem Fall die Gleichgewichtsbeziehung der Variablen zerstören und zu einem Informationsverlust führen. Man erhält die *error correction*-Gleichung durch

⁶⁴ Wir verzichten auf eine Übersetzung dieses englischen Fachbegriffs, der aus der Ökonometrie stammt. Das im folgenden Text kreierte Wort „*gelagt*“ repräsentiert das entsprechende Partizip.

⁶⁵ Zur Definition und Methodik siehe Standardlehrbücher der Ökonometrie, z.B. Johnston und DiNardo (1997), Kapitel 8.

Umformung der Gleichung (3.1):

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta \mathbf{x}_t - (1 - \alpha_1) \mathbf{z}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

mit der Kointegrationsbeziehung (CE)

$$\mathbf{z}_t = y_t - \frac{c}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \mathbf{x}_t \quad (3.3)$$

Die Koeffizienten in CE geben somit die *long run*-Beziehung zwischen den Variablen wieder.

Weit verbreitete Tests auf Stationarität sind *unit root*-Tests. Dabei formt man im einfachsten Fall einer autoregressiven Zeitreihe der Ordnung 1 (AR(1)-Prozess) $y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$ zu folgender Gleichung um: $\Delta y_t = (\alpha - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$. Wird die Nullhypothese $\alpha - 1 = 0$ nicht verworfen und damit $\alpha = 1$ angenommen, so folgt die Zeitreihe einem nicht-stationären I(1)-Prozess – man spricht von einer Differenzen-stationären Zeitreihe, da nach Differenzenbildung die Zeitreihe stationär wird. Durch Ausdehnung dieses Testprinzips auch auf AR(p)-Prozesse gelangt man zu dem gängigsten *unit root*-Test, dem *Augmented Dickey-Fuller*-Test (ADF): $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t$. Gilt $H_0: \gamma = 0$, liegt eine *unit root*-Zeitreihe vor; nimmt man die alternative Hypothese $H_1: \gamma < 0$ an, ist die Zeitreihe stationär. Im ersten Fall gehorcht die t -Statistik nicht der Standard- t -Verteilung, sondern ist asymptotisch eine Funktion von Wiener-Prozessen, was eine Korrektur der kritischen Werte der t -Statistik erfordert. Werden in obige Gleichung ein Interzept- und/oder Trend-Term inkludiert, ergeben sich eigene kritische Werte für den jeweiligen t -Test, welche standardmäßig in den Ökonometrie-Software-Paketen implementiert sind. Tabelle 3.1 zeigt die Ergebnisse der durchgeführten *unit roots*-Tests *Augmented Dickey-Fuller* und *Phillips-Perron*⁶⁶ für die Zeitreihen *SICK*, *U*, *MORT* und *CASE*.

Gemäß diesen Ergebnissen wären die Reihen *SICKM*, *UM*, *UF* und *CASEF* nicht-stationär. Der ADF- bzw. PP-Test inklusive Interzept und Trend verwirft bei der Zeitreihe *SICKF* bzw. *MORTF*, was auf eine Trend-stationäre Zeitreihe hindeutet. Jedoch sind die Testergebnisse sensitiv für die Wahl der *Lag*- bzw. *Bandwidth*-Länge. *MORTM* ist gemäß ADF signifikant Trend-stationär, der PP-Test dagegen legt eine

⁶⁶ Der ADF-Test berücksichtigt Autokorrelation höherer Ordnung einer Zeitreihe mittels Erweiterung der *Dickey-Fuller*-Gleichung durch *gelagte* differenzierte Terme. Die *Lag*-Ordnung wird mithilfe von diversen Informationskriterien bestimmt. Im Gegensatz dazu korrigiert das semi-parametrische Verfahren nach *Phillips-Perron* die t -Statistik aus der einfachen *Dickey-Fuller*-Gleichung dermaßen, dass Korrelationen höherer Ordnung die asymptotische Verteilung der Test-Statistik nicht beeinflussen. Die Grenzverteilung der Statistik nach ADF und PP ist ident.

Tabelle 3.1: Ergebnisse der *unit root*-Tests, *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) und *Phillips-Perron* (PP), für die in der Regressionsgleichung verwendeten Variablen (Quelle: Eigene Berechnungen)

t-Statistik	mit Interzept		mit Interzept & Trend	
	ADF	PP	ADF	PP
SICKM	-0,283	0,066	-2,886	-2,493
SICKF	-0,887	-0,385	-3,265*	-1,910
UM	-1,654	-1,635	-2,658	-2,038
UF	-1,708	-1,657	-0,783	-0,980
MORTM	-0,098	0,010	-4,325**	-3,124
MORTF	-1,165	-1,617	-3,213	-3,277*
CASEM	-2,660*	-2,639*	-2,170	-1,798
CASEF	-2,185	-2,147	-2,087	-1,952
kritische Werte				
*** 1%-Niveau	-3,689		-4,324	
** 5%-Niveau	-2,972		-3,581	
* 10%-Niveau	-2,625		-3,225	
automatische <i>Lag</i> - bzw. <i>Bandwidth</i> -Selektion				

nicht-stationäre, also Differenzen-stationäre⁶⁷, Zeitreihe nahe. Die ADF-Spezifikation mit Interzept lehnt die Nullhypothese bei *CASEM* auf 10% Signifikanzniveau ab, während die Modellierung mit Zeittrend H_0 nicht verwirft.

Diese widersprüchlichen Ergebnisse sind aufgrund der geringen Mächtigkeit der *unit root*-Tests in der Praxis oft anzutreffen. Vor allem bei kurzen Zeitreihen und Trendstationären Zeitreihen mit *near unit root*-Eigenschaften sind die Ergebnisse der *unit root*-Tests mit Vorsicht zu interpretieren. Zum Beispiel weist die Reihe *MORTM* einen klaren Trend über den Beobachtungszeitraum auf (siehe Abb. 3.10). Dies könnte jedoch auf einen linearen Zeittrend neben einem stabilen AR(1)-Prozess oder auf einen reinen AR(1)-Prozess mit *unit root* zurückzuführen sein. Diese beiden Prozesse lassen sich in der Praxis schwer unterscheiden. Zur weiteren Untersuchung der Zeitreihen ziehen wir deren Autokorrelationsfunktionen heran. Auch wenn die optische Betrachtung des Autokorrelationsmusters einer Zeitreihe keine statistische Inferenz ermöglicht, so lassen sich doch die Ergebnisse der *unit root*-Test auf Plausibilität überprüfen. Abbildung 3.11 zeigt die Autokorrelationsmuster der Zeitreihen.

Aus dem Muster der Korrelationen lässt sich auf die Ordnung eines AR(p)-Prozesses schließen. Die partielle Autokorrelationsfunktion legt bei allen Variablen mit hoher Signifikanz einen AR(1)-Prozess nahe. Weiters deuten die stark abflachenden Verläufe der

⁶⁷ Alle *unit root*-Tests der differenzierten Zeitreihen verwerfen die Nullhypothese des Vorliegens von Nicht-Stationarität.

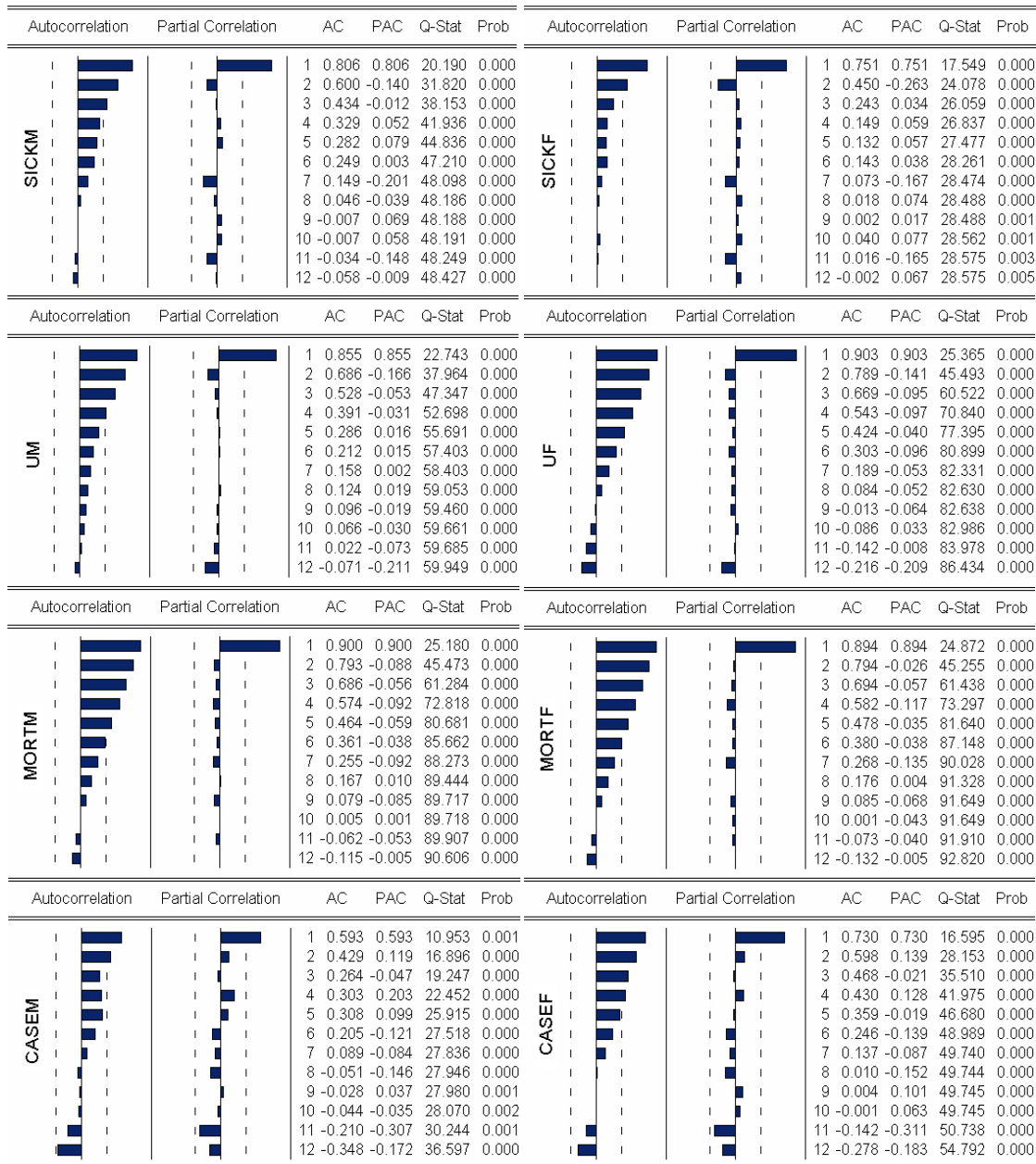


Abbildung 3.11: Autokorrelationen und partielle Autokorrelationen der in der Regressionsgleichung verwendeten Variablen (Quelle: Eigene Berechnungen).

Tabelle 3.2: Ergebnisse der Regression Krankenstandstage pro Kopf *SICK* auf Arbeitslosenrate *U* in *levels*, 1977-2004 (Quelle: Eigene Berechnungen)

	abhängige Variable	
	SICK	
Konstante	17,702	(38,90)
U	-0,562	(-6,81)
adjusted R^2	0,627	
Durbin-Watson	0,51	
F-statistic	46,34	
<i>t</i> -Statistiken in Klammern		

Autokorrelationsfunktion auf Stationarität hin.⁶⁸ Dies steht im Widerspruch zu den Ergebnissen der *unit root*-Tests. Theoretisch ist eine $I(1)$ -Zeitreihe, wie z.B. ein reiner *random walk*-Prozess, der Krankenstände bzw. Arbeitslosenquote aufgrund der natürlichen unteren bzw. oberen Grenze unmöglich. Wir geben daher den Ergebnissen der Autokorrelationsfunktion den Vorzug und unterstellen im Folgenden Stationarität für alle Variablen.

Wie zuvor erwähnt, besteht ein in der Literatur dokumentierter Zusammenhang zwischen Fehlzeiten und der Arbeitslosenrate. Tabelle 3.2 veranschaulicht diese negative Beziehung⁶⁹, welche in der internationalen Literatur seit längerem bekannt ist. Biffl (2002, 2004) schätzte diesen linearen Zusammenhang für Österreich, jedoch nicht im Rahmen einer Zeitreihenanalyse.⁷⁰ Die Ergebnisse der Schätzung sind folgendermaßen zu interpretieren. Ein Anstieg der Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt reduziert im Durchschnitt die Krankenstandstage pro Kopf $\Delta SICK$ um 0,56 Tage. Mit diesem Ergebnis im Hintergrund ist es nicht verwunderlich, dass die Variable *U* in fast allen Regressionen einen beträchtlichen Teil der Variation der abhängigen Variablen erklärt.

An dieser Stelle mag es von Interesse sein, auf „kausale“⁷¹ Zusammenhänge zwi-

⁶⁸ Man vergleiche die Abbildungen 7.2 bis 7.6 bei Johnston und DiNardo (1997), S. 217-219.

⁶⁹ Wir spezifizierten *gelagte* Terme der Variable *U* mit und ohne *gelagter* abhängiger Variable *SICK*, um auf mögliche psychologische Effekte wie *habit persistence* zu überprüfen. Diese Modelle ergaben keine signifikanten Koeffizienten von U_{t-i} .

⁷⁰ Biffl (2004) regressierte die Krankenstandsquote (= verlorene Arbeitszeit infolge von Krankheit oder Unfall pro Jahr in Prozent des Jahresarbeitsvolumens, in Tagen) der Jahre 1987 bis 2002 auf die korrespondierenden Arbeitslosenquoten in Prozent. Die lineare Spezifikation ergab, dass bei einem Anstieg der Arbeitslosenquote um 1 Prozentpunkt die Krankenstandsquote in Österreich um 0,45 Prozentpunkte sinkt. Diese Zahlen sind jedoch nicht direkt mit unseren Ergebnissen vergleichbar, da unsere abhängige Variable *SICK* Krankenstandstage pro Kopf misst.

⁷¹ Kausal wurde deswegen in Anführungszeichen geschrieben, da ein statistischer Test auf deterministische Kausalität als Widerspruch in sich erscheint. Tatsächlich messen diverse Kausalitätstests der Ökonometrie statistische Korrelationen zwischen den Variablen und nicht notwendigerweise deter-

Tabelle 3.3: Granger causality-Tests paarweise für *SICK*, *U*, *MORT* und *CASE*: p -Werte der F -Statistik für $\pi = 1, 2, 3$ (Quelle: Eigene Berechnungen)

H_0 : x does not Granger cause y	$\pi = 1$		$\pi = 2$		$\pi = 3$	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
UM/F → SICKM/F	0,012**	0,201	0,25	0,537	0,224	0,473
SICKM/F → UM/F	0,526	0,737	0,326	0,186	0,706	0,621
MORTM/F → SICKM/F	0,01**	0,053*	0,000***	0,000***	0,004***	0,015**
SICKM/F → MORTM/F	0,93	0,594	0,969	0,543	0,158	0,224
CASEM/F → SICKM/F	0,007***	0,052*	0,006***	0,029**	0,001***	0,009***
SICKM/F → CASEM/F	0,725	0,138	0,347	0,215	0,118	0,078*
MORTM/F → UM/F	0,326	0,884	0,164	0,463	0,523	0,972
UM/F → MORTM/F	0,039**	0,297	0,053*	0,200	0,17	0,379
CASEM/F → UM/F	0,096**	0,243	0,013**	0,108	0,316	0,588
UM/F → CASEM/F	0,462	0,028**	0,172	0,026**	0,149	0,071*
CASEM/F → MORTM/F	0,326	0,273	0,606	0,962	0,738	0,856
MORTM/F → CASEM/F	0,559	0,082*	0,114	0,009**	0,065**	0,024**

*** H_0 verworfen auf 1%-Niveau
 ** H_0 verworfen auf 5%-Niveau
 * H_0 verworfen auf 10%-Niveau

schen den angeführten Variablen zu testen. Einer der bedeutendsten Begriffe auf dem Gebiet der Exogenität und Kausalität in der Ökonometrie ist *Granger-causality*. Man nehme einen Vektor von zeitabhängigen Variablen $(X, Y, Z)'$ an. Dann begründet X *Granger-Kausalität* bezüglich der Variablen Y , wenn und nur wenn (*if and only if*) $E(Y_{t+1} | X_t, Y_t, Z_t)$ die bessere Prognose im Vergleich zu $E(Y_{t+1} | Y_t, Z_t)$ ist. Zur Feststellung der Kausalitätsrichtung innerhalb zweier Variablen schätzt man in der Praxis das lineare Modell $y_t = c + \sum_{i=1}^{\pi} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{\pi} \beta_i x_{t-i}$ mit der *Lag*-Länge π und testet auf $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{\pi} = 0$. Wird hier die Nullhypothese verworfen und diejenige aus der gegenläufigen Regression nicht, so wird angenommen, dass *Granger-Kausalität* von X nach Y läuft und nicht umgekehrt.

Der *Granger-causality*-Test reagiert sehr empfindlich auf die *Lag*-Ordnung. Wir schätzen daher mehrere Modelle, deren Ergebnisse die Tabelle 3.3 wiedergibt.

Die Nullhypothesen von plausiblen Kausalitätsrichtungen werden in der Tabelle ty-

ministische Kausalitäten oder Kausalitätsrichtungen. Hinter der statistischen Kausalität steht die Philosophie, dass die Ursache-Wirkungs-Beziehung auf regelmäßige Beobachtungen der zeitlichen Abfolge von Ursache und Wirkung reduziert und getestet werden kann, wobei Unsicherheit durch Messfehler, *omitted variable* etc. gegeben ist. Die Ergebnisse sind daher mit Vorsicht zu interpretieren. Dies ist auch der Grund für den extensiven Diskurs über Kausalitätstests in der ökonometrischen Literatur, die mit wissenschaftstheoretischen Ansätzen wie Verifizierung und Falsifizierung á la Karl Popper verbunden ist. Man darf jedoch nicht außer Acht lassen, dass das menschliche Gehirn genau in dieser Art und Weise Informationen der „Außenwelt“ verarbeitet und bis dato erfolgreich war.

pographisch **hervorgehoben**. Wie bereits zuvor ausgeführt, besteht ein Einfluss von Arbeitsmarktenge auf diejenigen Krankenstandstage pro Kopf *SICK*, welche durch Absentismus bedingt sind. Dies wird jedoch durch den *Granger-causality*-Test nur teilweise gestützt, da die *F*-Statistik nur im Modell mit $\pi = 1$ und nur bei Männern signifikant über dem kritischen Wert liegt. Im Gegensatz dazu scheint erhöhte Arbeitslosigkeit geringere Krankenstandsfälle pro Kopf *CASE* bei den Frauen zu bewirken, unabhängig von der *Lag*-Ordnung. Weiters liefern die Ergebnisse starke Unterstützung für den in der Dissertationsarbeit unterstellten kausalen Einfluss von Mortalität und Krankenstandsfällen pro Kopf als *proxy* für Erkrankungsinzidenz auf die Fehlzeiten *SICK*. Die *Lag*-Ordnung spielt dabei keine Rolle. Die Mortalität hat bei Frauen scheinbar Wirkung auf die Inzidenz *CASE*. Ein simples ADL-Modell brachte keine Klärung, ob niedrigere Mortalitätsraten die Inzidenz erhöhen oder verringern.

Aufgrund der beobachteten und theoretischen Zusammenhänge zwischen Arbeitslosigkeit, Anteil der Älteren an der unselbstständigen Erwerbstätigkeit, altersstandardisierten Mortalitätsraten und Krankenstandsfällen vermuteten wir Multikollinearität in den erklärenden Variablen. Vor allem letztere Variable *CASEM* bzw. *CASEF* korreliert vermutlich mit den übrigen exogenen Variablen. Tatsächlich fanden wir Korrelationen zwischen diesen Variablen jeweils in der geschlechterspezifischen Spezifikation. Die *variance inflation factors* – ein Maß für Multikollinearität – blieben jedoch weit unter 10. Da *ELDM* bzw. *ELDF* in den meisten Regressionen insignifikant blieben, versuchten wir eine Schätzung mit orthogonalisierten Variablen *ELDM* bzw. *ELDF*, um die Korrelationen zwischen *U*, *MORT*, *CASE* sowie *ELD* auszuklammern und den reinen Effekt von *ELD* auf *SICK* zu bestimmen. Auch diese Schätzungen ergaben jeweils keine Signifikanz von *ELDM* bzw. *ELDF* bei gleichzeitiger Inklusion von *UM* bzw. *UF*, *MORTM* bzw. *MORTF* und *CASEM* bzw. *CASEF*. Die Variablen *Verhältnis Angestellte zu Arbeitern RAA* und *Anzahl der Arbeitsunfälle SICKAUM* bzw. *SICKAUF* erwiesen sich im Laufe der durchgeführten ARMA-Modellierung ebenfalls als nicht signifikant. Die Variablen *MORTM* bzw. *MORTF* stellten neben der Arbeitslosigkeit im Laufe der empirischen Untersuchung wichtige Faktoren dar, die die beobachteten Reduktionen der Fehlzeiten erklären konnten.

Tabelle 3.4 zeigt die Ergebnisse der einzelnen Regressionen. Die Residuen modellierten wir als Autokorrelation 1. Ordnung, $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, mit *white noise*-Variablen ε_t . Der in der Regressionsgleichung geschätzte AR(1)-Term repräsentiert ρ . Diese Modellierung entspricht dem aufgrund der Muster der jeweiligen Autokorrelationsfunktion gewonnenen Eindruck, dass alle inkludierten Variablen einem AR(1)-Prozess folgen. Der Erklärungsgehalt (*adjusted R*²) ist bei beiden Modellen zufriedenstellend. Der

Tabelle 3.4: Regressionsergebnisse Krankenstandstage pro Kopf *SICK* nach Geschlecht, 1977-2004, in *levels* (Quelle: Eigene Berechnungen)

	abhängige Variable	
	SICKM	SICKF
Konstante	4,639 (2,59)	4,119 (1,81)
UM / UF	-0,374 (-4,04)	-0,426 (-3,05)
MORTM / MORTF	668,473 (6,17)	828,610 (3,13)
CASEM / CASEF	6,944 (7,55)	7,680 (6,01)
AR(1)	0,432 (2,57)	0,667 (4,16)
Adjusted R^2	0,966	0,908
F-Statistik	187,29	65,00

t-Statistiken in Klammern

Breusch-Godfrey Lagrange-Multiplier-Test findet keine serielle Korrelation 1. und 2. Ordnung in den Residuen beider Spezifikationen.⁷² Ebenso zeigen die Autokorrelogramme der Residuen kein entsprechendes Muster, und die dazugehörigen Q-Statistiken sind bei den Frauen klar insignifikant, bei den Männern auf 5%-Niveau.⁷³

Die geschätzten Koeffizienten der exogenen Variablen lassen sich wie folgt interpretieren. Wie schon zuvor gezeigt, hat das Niveau der Arbeitslosigkeit einen disziplinierenden Effekt auf die Fehlzeiten der Arbeitnehmer. Ein Anstieg der Arbeitslosenquote um 1 Prozentpunkt erniedrigt die durchschnittlichen Krankenstandstage pro Kopf um 0,37 bzw. 0,43 Tage. In unserem Modell wird die Inzidenz von Erkrankungen in einem Jahr durch die Variable Krankenstandsfälle pro Kopf *CASE* approximiert. Erhöht sich die Fehlzeitenfrequenz im Durchschnitt um 0,01 Fälle pro Kopf, so führt dies zu einer Zunahme der Krankenstandstage pro Kopf um 0,07 bzw. 0,08. Die altersstandardisierte Mortalitätsrate *MORT* misst die Anzahl der Sterbefälle pro 1 Million Einwohner und Jahr. Aus diesem Grund fällt der geschätzte Koeffizient betragsmäßig sehr hoch aus und ist folgendermaßen zu lesen: Eine Abnahme der Rate um 0,001 reduziert die Fehlzeiten um ca. 0,67 bzw. 0,83 Tage pro Kopf.

Der Koeffizient von *CASE* ist in beiden Regressionen positiv. Dies lässt sich da-

⁷² Die Durbin-Watson-Statistik ist bei *gelagten* abhängigen Variablen nicht geeignet.

⁷³ Bei einer Modellierung der Fehler-Terme als *moving average* erster Ordnung MA(1) anstatt AR(1) verbesserten sich die *p*-Werte der Q-Statistiken sowie der LM-Test; auf die Schätzungen der Koeffizienten hatte dies jedoch keinen nennenswerten Einfluss.

Tabelle 3.5: Gewonnene Krankenstandstage pro Erwerbstätigem aufgrund von Gesundheitsverbesserung, absolut und in %, bezogen auf beobachtete Reduktionen (Quelle: Eigene Berechnungen)

	Männer		Frauen	
	absolut	in %	absolut	in %
1980 - 1990	1,37	53,0%	1,10	65,9%
1990 - 2000	1,13	92,8%	0,78	99,3%
2000 - 2003	0,26	17,1%	0,12	10,1%
1980 - 2003	2,76	51,8%	2,00	54,6%
1990 - 2003	1,40	50,6%	0,90	45,1%
2000 - 2003	0,26	17,1%	0,12	10,1%

hingehend interpretieren, dass die beobachtete reduzierte Mortalität mit einem guten Gesundheitszustand einherging und nicht vermehrte Fehlzeiten hervorrief (siehe das postulierte Modell in Abbildung 2.2, S. 36). Man kann nun argumentieren, dass durch die Inkludierung von *CASE* als proxy für Inzidenz die Effekte von *MORT* überschätzt werden. Jedoch zeigt sich, dass die Modelle ohne die Variable *CASE* ebenso positive Koeffizienten in ähnlicher Größenordnung für *MORT* ergeben. Der geschätzte Mortalitätseffekt beinhaltet eventuelle Zunahmen an Krankenständen und ist als Nettoeffekt zu betrachten. Was jedoch durch die gewählte Spezifikation nicht erfasst werden konnte, ist die mögliche Erhöhung von Invaliditäten und Erwerbsunfähigkeiten durch niedrigere Mortalitäten. Wie in Abschnitt 3.2.1 dargestellt, leiden die Daten zur Pensionierung aufgrund Invalidität und vorzeitiger Erwerbsunfähigkeit zu sehr an Strukturbrüchen.

Die Gewinne an Arbeitstagen pro Kopf $\Delta SICK$ aufgrund von verbesserter Gesundheit berechnen wir nun in folgender Weise. Der geschätzte Koeffizient von *MORT* aus Tabelle 3.4 drückt den durchschnittlichen Effekt, *ceteris paribus*, einer Veränderung der erklärenden Variablen aus. Der erklärende Anteil einer bestimmten exogenen Variable an der Veränderung der abhängigen Variable innerhalb eines bestimmten Zeitraumes ergibt sich somit durch Multiplikation des geschätzten Koeffizienten mit dem Betrag der Veränderung der erklärenden Variable innerhalb desselben Zeitraumes. Z.B. sank die weibliche Mortalitätsrate von 1980 bis 1990 absolut um 0,00133 Einheiten. Diese Verbesserung in der Sterblichkeit erklärt einen Rückgang der Krankenstandstage pro Arbeiterin/Angestellte im gleichen Zeitraum von 1,10 Tagen pro Kopf. Tatsächlich nahmen die Fehlzeiten im selben Zeitraum um 1,67 Tage ab. Die errechneten Tage aufgrund reduzierter Sterblichkeit entsprechen somit einem Anteil von rund 66%. Da wir die Variable *MORT* als Annäherung für den zugrunde liegenden Prozess, der die Reduktionen

der Fehlzeiten im beobachteten Zeitraum bestimmte, betrachten, werten wir die so errechneten Tage pro Arbeiter/Angestelltem bzw. pro Arbeiterin/Angestellter als Gewinn für die volkswirtschaftliche Produktion aufgrund verbesserter Gesundheit innerhalb des Zeitraums von 1980 bis 1990.

Tabelle 3.5 fasst die Ergebnisse für die Zeiträume 1980-1990, 1990-2000, 2000-2003 und 1980-2003 zusammen. Die Ergebnisse zeigen, dass die höchsten absoluten Zuwächse an gewonnenen Arbeitstagen pro Kopf, welche auf verbesserte Gesundheit zurückzuführen sind, in der Periode 1980 bis 1990 stattfanden. Bezieht man die errechneten Gewinne an Arbeitstagen auf die beobachtete Abnahme der Krankenstandstage pro Kopf der jeweiligen Periode, so weist die Periode 1990 bis 2000 die größten relativen Effekte auf, sowohl bei Männern als auch bei Frauen. Betrachtet man die gesamte Periode 1980 bis 2003 und die dazugehörigen Mortalitätsreduktionen, so errechnen wir eine Reduktion der Krankenstände pro Kopf von 1980 bis 2003 von 2,76 Tagen für Männer bzw. 2,00 Tagen für Frauen, was 51,8% bzw. 54,6% der beobachteten Krankenstandsveränderungen in diesem Zeitraum entspricht. Frauen und Männer profitierten demnach in ungefähr gleichem Ausmaß von den Änderungen der Sterblichkeit. Die kumulierten Effekte dienen als Basis für die Berechnungen im folgenden Kapitel 3.4.

3.4 Modellumsetzung und Ergebnisse

Im Humankapital-Ansatz trägt die erwerbsuntätige Bevölkerung nicht zur volkswirtschaftlichen Wertschöpfung bei. Der Wert einer Arbeitskraft für den Produktionsprozess einer Volkswirtschaft wird durch dessen Lohn bemessen. Im theoretischen Optimum entspricht der individuelle Lohn der Grenzproduktivität der eingesetzten Arbeitskraft. In der Realität wird dieser allgemeine Gleichgewichtszustand einer Volkswirtschaft jedoch aufgrund arbeitsmarktpolitischer Strukturen stark nivelliert sein. Nichtsdestotrotz gehen wir davon aus, dass das Einkommen eines repräsentativen Individuums den monetären Wert einer Arbeitskraft widerspiegelt oder zumindest annähert. Bessere Gesundheit der Erwerbstätigen würde sich demgemäß in einem höheren Lohn niederschlagen. Lohnerhöhungen über die Zeit hinweg würden daher unter anderem die Effekte aus vergangenen Verbesserungen der Lebensqualität und -quantität messen. Wir nehmen jedoch an, dass die beobachteten Steigerungen des Lohnniveaus großteils auf den technologischen Fortschritt zurückzuführen sind und dass sich die Lohnentwicklung daher nicht zur Evaluierung von Gesundheit eignet.

Was wir jedoch als zielführend erachten, ist folgende Herangehensweise. Das Lohnniveau eines bestimmten Jahres dient als Annäherung einer Basisbewertung der jetzigen Wirtschaftsleistung der eingesetzten Arbeitskraft. Vergangene Gesundheitsverbesserungen, die sich in einer höheren Lebenserwartung und verminderten Krankenständen äußern, werden auf Basis dieses Referenzwertes geschätzt. Als Referenzjahr dient 2003. Damit beantworten wir die Frage: Wie hoch ist der ökonomischen Wert einer vergangenen Gesundheitsverbesserung der Arbeitskraft bewertet zum heutigen (2003) Lohnniveau? Dazu verwenden wir – wie in der demographischen und epidemiologischen Literatur üblich und auch im Abschnitt 4 angewandt – die Querschnittsdaten des Jahres 2003 als Annäherung für die wahren Werte der Longitudinaldaten. Das reale Einkommen mit 40 Lebensjahren eines derzeit 20-jährigen Erwerbstätigen entspricht demnach dem Einkommen eines derzeit 40-jährigen Erwerbstätigen.

Bevor wir uns der empirischen Umsetzung des Modells aus Kapitel 2.4.2, S. 37, im nächsten Kapitel zuwenden, sind ein paar Worte zu den zwei unterschiedlichen Begriffen der Produktivität angebracht. Der eine bezieht sich auf die Effizienz bei der Leistungserstellung (Arbeitseffizienz), also gemessener Output pro tatsächlich geleisteter Arbeitsstunde, während der zweite Begriff der Produktivität die Wirtschaftsleistung in Relation zum gesamten Arbeitseinsatz im Sinne der VGR, also Beschäftigung gemessen in Vollzeitäquivalenten, setzt. Die Anzahl der Beschäftigten und deren Dienstaussatz werden von den Betrieben an die Statistik Austria gemeldet, die diese Daten in

VZÄ umgerechnet. Weisen nun Erwerbstätige in einem Jahr geringere Fehlzeiten auf, so steigt – zumindest theoretisch – die Produktivität durch eine Erhöhung der Produktion bei gleichbleibendem Arbeitseinsatz, gemessen in VZÄ. In der vorliegenden Arbeit verwenden wir den Begriff Produktivität ausschließlich im statistischen Sinn der VGR. Die praktische Relevanz von Änderungen in der individuellen Arbeitseffizienz aufgrund eines besseren Gesundheitszustands schätzen wir als gering ein. Ein besserer Gesundheitszustand der Erwerbstätigen äußert sich demgemäß nicht in einer effizienteren Arbeitsweise *während* der Anwesenheitszeit, sondern vor allem in *mehr* Anwesenheitszeit, also mehr effektiven Arbeitstagen.

Für die monetäre Bewertung von verbesserter Gesundheit der Arbeitskräfte einer Volkswirtschaft ziehen wir im Rahmen dieser Variante des Humankapitals die Einkünfte der Erwerbstätigen in Form von Löhnen, Gehältern und Einkünften aus atypischen Beschäftigungsverhältnissen heran, nicht jedoch Einkünfte aus Kapitalvermögen, Vermietung und Verpachtung, Land und Forstwirtschaft, selbstständiger Arbeit⁷⁴ etc., da diese Einkünfte unabhängig vom Gesundheitszustand des Empfängers entstehen.

Wie im einleitenden Kapitel 3.1 dargelegt, betrachten wir die Einkünfte der Erwerbstätigen zu einem bestimmten Zeitpunkt als Annäherung für deren Produktivität zu diesem Zeitpunkt. Als Referenzjahr wählen wir das Jahr 2003. Die Gruppe der offiziellen Erwerbstätigen besteht aus unselbstständigen und selbstständigen Erwerbstätigen. Daten zu deren Einkünften sind entweder in der *Lohnsteuerstatistik 2003* oder der *Integrierten Statistik der Lohn- und Einkommensteuer 2003*⁷⁵ der Statistik Austria zu finden. Der Unterschied zu den Daten der reinen Lohnstatistik liegt in der Erfassung von Einkünften aus selbstständiger Arbeit sowie Einkünften aus arbeitnehmerähnlichen Beschäftigungsverhältnissen wie freie Dienstnehmer und so genannte *neue Selbstständige* (Werkvertrag ohne Gewerbeschein). Die Einkommensteuererklärung selbstständiger Erwerbstätiger kann jedoch nur unvollständig deren Produktivität erfassen. Einerseits führen steuerschonende Maßnahmen zu einer Unterschätzung der tatsächlichen Einkommen, andererseits werden darin Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft, aus Kapitalvermögen sowie aus Vermietung und Verpachtung (siehe EStG §2 Abs.3) erfasst, die nicht dem Faktor Arbeit zugerechnet werden können und unabhängig vom Gesundheitszustand des Erwerbstätigen entstehen.

⁷⁴ Einkünfte aus selbstständiger Arbeit wie Gewerbebetriebe sind hingegen sehr wohl vom Gesundheitszustand des Individuums abhängig; jedoch lassen sich diese Einkünfte nicht aus den Daten der letztgenannten Gruppe von Einkünften extrahieren.

⁷⁵ Diese basiert auf der Zusammenführung von Daten über die der Einkommenssteuer unterliegenden Einkommen von unbeschränkt und beschränkt steuerpflichtigen natürlichen Personen und die der Lohnsteuer unterliegenden Einkommen der unselbstständig Beschäftigten sowie Pensionisten.

Aufgrund dieser Nachteile ziehen wir für unsere Berechnungen die Daten der *Lohnsteuerstatistik 2003* heran. Wir nehmen dadurch an, dass die Lohneinkünfte denen der Selbstständigen entspricht (da die in Gleichung(2.26) angewandte Erwerbsquote auch Selbstständige erfasst), was zu einer Unterschätzung der durchschnittlichen Einkünfte eines Erwerbstätigen führt. Die Tabellen 6.2.1 und 6.2.2 dieser Statistik Austria-Publikation listen die ganzjährigen Bruttobezüge der Arbeitnehmer nach Altersgruppen und Geschlecht auf. Voll- und Teilzeit werden dabei berücksichtigt, unterjährige Beschäftigung jedoch nicht. Dies bewirkt eine Überschätzung der durchschnittlichen Einkünfte aus unselbstständiger Arbeit.

Zur Bemessung der Produktivkraft eines Erwerbstätigen legen wir also den folgenden Berechnungen die Lohneinkünfte der Arbeitnehmer zugrunde. Diese betrugen 2003 insgesamt € 77,3 Mrd., € 51,7 Mrd. bei 2,066 Mio. Männern bzw. € 25,6 Mrd. bei 1,70 Mio. lohnbeziehenden Frauen. Diese stellen das jährliche Bruttoeinkommen der steuerpflichtigen Personen dar, beinhalten jedoch nicht die eigentlichen Aufwendungen der Betriebe für die Arbeitskraft. Daher zählen wir zu den Bruttoeinkommen noch die gesetzlichen Abgaben des Dienstgebers, nämlich pauschal 21,7% ASVG-Beiträge⁷⁶ und 9,45% sonstige betriebliche Abgaben⁷⁷, hinzu und nennen diesen Betrag Brutto₂-Einkommen. Tabelle 3.12 zeigt die Verteilung der durchschnittlichen Brutto₂-Einkommen nach Alter und Geschlecht sowie die interpolierten Werte für die jeweiligen Altersstufen mittels kubischer Splines⁷⁸, welche in die Berechnungen einfließen werden. Demgemäß beträgt zum Beispiel das durchschnittliche jährliche Brutto₂-Einkommen einer 51-53-jährigen Arbeitnehmerin € 23.620 bzw. das eines entsprechenden Arbeitnehmers € 39.723. Die niedrigeren Einkünfte für Frauen im Vergleich zu den Männern beruhen auf einem höheren Anteil an Teilzeitbeschäftigung sowie Benachteiligungen in Entlohnung und Karriereentwicklung. Der Sprung im Einkommen bei den 60-65-jährigen Männern dürfte auf einen Selektionsmechanismus zurückzuführen sein. Höhere Einkommensschichten verweilen länger im Erwerbsleben als Erwerbstätige mit niedrigerem Einkommen. Mögliche Ursachen dafür sind höhere Opportunitätskosten des Verdienstentgangs nach Pensionierung von einkommensstarken Erwerbstätigen sowie gesundheitliche Gründe, welche auf den bidirektionalen Zusammenhang von Einkommen, Ausbildungsniveau und Gesundheit zurückzuführen sind.

⁷⁶ Die ASVG-Beiträge des Dienstgebers betrugen 2003 für Angestellte 21,65%, für Arbeiter 21,80%, für Bergarbeiter 27,30% und für freie Dienstnehmer 17,20%, siehe HVB (2003).

⁷⁷ Diese setzen sich zusammen aus: Dienstgeberbeitrag zum Familienlastenausgleichsfonds 4,5%, Zuschlag zum Dienstgeberbeitrag 0,42% (variabel nach Bundesländern), Kommunalsteuer 3% und seit 2003 Mitarbeitervorsorgebeitrag 1,53%.

⁷⁸ Den Wert der Altersgruppen „bis 18“ bzw. „über 71“ fixieren wir für das Alter 17 bzw. 73.

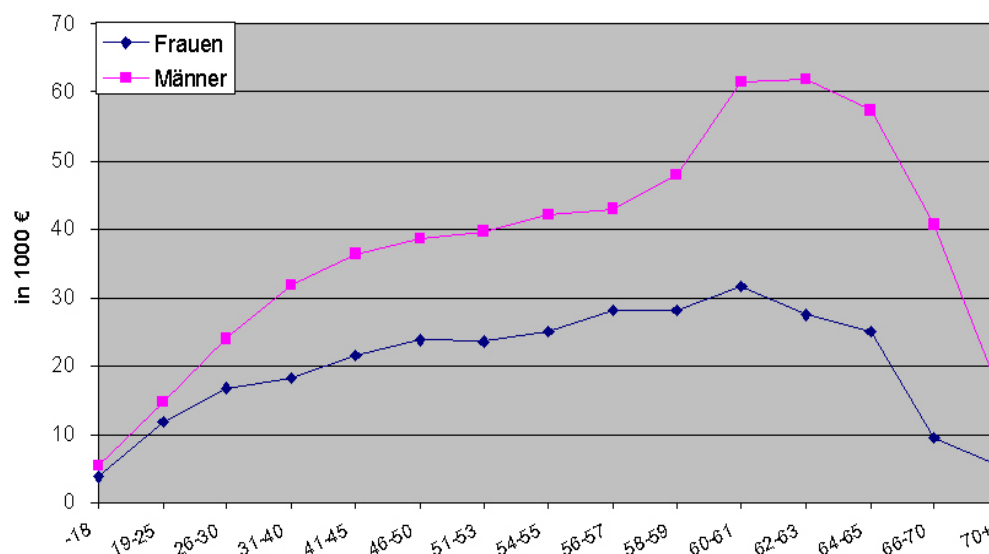


Abbildung 3.12: Altersprofil der durchschnittlichen Jahres-Brutto₂-Einkommen nach Geschlecht, 2003 (Quelle: Statistik Austria, eigene Berechnungen).

Für die empirische Umsetzung der zuvor beschriebenen Gleichungen 2.26 und 2.27 benötigt man weiters die gewonnenen Krankenstandstage zur Berechnung der Anwesenheitsquote h sowie die Überlebenswahrscheinlichkeiten $S'(t, a) = \exp(-\sum_{i=a}^t \lambda(i))$ für die Jahre 1980, 1990, 2000 und 2003, jeweils für alle Altersstufen. Die Überlebenswahrscheinlichkeit $S'(t, a)$ eines Individuums im Alter a , das zukünftige Alter t zu erleben, berechnen wir mithilfe der Mortalitätsraten m als Annäherung für die *hazard rate* $\lambda(i)$ der jeweiligen Perioden-Sterbetafeln.⁷⁹ Diese Sterbetafeln repräsentieren die Mortalitäten der Altersgruppen zu einem gewissen Zeitpunkt, jedoch nicht die Sterblichkeit einer einzelnen Alterskohorte, die über ihr Leben bis zum Aussterben beobachtet wird. In Ermangelung von Kohorten-Tafeln für die von uns gewählten Perioden verwenden wir, wie in der demographischen Literatur üblich, Perioden-Sterbetafeln. Abbildung 3.6 in Abschnitt 3.2.1, S. 59, zeigt die Mortalitätsraten nach Alter und Geschlecht. Zur Berechnung der altersspezifischen Anwesenheitsquote $h(t)$ (siehe die Ausführungen im vorigen Kapitel zu Gleichung (2.27)) benötigen wir die gewonnenen Fehlzeiten pro Kopf und Altersstufe aufgrund verbesserter Gesundheit über die beobachteten Perioden. Dazu le-

⁷⁹ Als Datenquelle für 1980, 1990 und 2000 diente HMD (2005) sowie für das Jahr 2003 die offizielle Sterbetafel 2003, die uns von der Statistik Austria dankenswerterweise zur Verfügung gestellt wurde. Da die Daten der Mortalitätsraten (*mortality rates*) gewisse Fluktuationen aufweisen, zogen wir die Raten für 5-Jahres-Altersgruppen heran und glätteten die Daten mittels kubischer Splines. Die 5x1-Mortalitätsraten berechneten wir aus den 1x1-Raten der Sterbetafel 2003 der Statistik Austria; siehe dazu die Erklärungen auf S. 59.

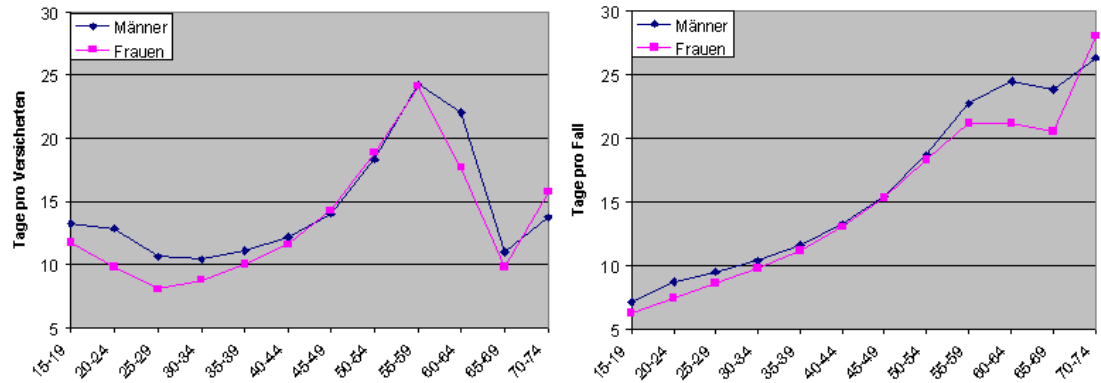


Abbildung 3.13: Altersprofil der Krankenstandstage pro Versichertem bzw. pro Krankenstandsfall nach Geschlecht, im Jahr 2003 (Quelle: HVB, Statistikdatenbank).

gen wir die in Kapitel berechneten (siehe Tabelle 3.4, S. 75), durchschnittlichen Gewinne an Arbeitstagen pro Kopf Δkt anteilmäßig auf das jeweilige Altersprofil der Krankenstandstage pro Kopf im Referenzjahr 2003 um.⁸⁰ Das linke Bild in Abbildung 3.13 zeigt die Verteilung der Krankenstandstage pro Kopf nach Alter.

Die Fehlzeiten pro Kopf und Fall steigen bis zum 60. Lebensjahr an, fallen bis 70 stark bzw. schwach ab, um ab dem 70. Lebensjahr wieder zu steigen. Dieser Verlauf deckt sich ungefähr mit dem der Einkommenskarrieren in Abbildung 3.12. Wir vermuten daher den gleichen zugrunde liegenden Prozess, nämlich dass kränkere Arbeitnehmer um die 60 Jahre als Arbeitskraft ausscheiden und gesündere Menschen im Arbeitsprozess verweilen.

Aus den so erhaltenen altersspezifischen Fehlzeiten pro Kopf für bestimmte Altersgruppen berechneten wir die relativen Zuwächse der Anwesenheitsquote bezogen auf das Referenzjahr 2003 und interpolierten die einzelnen Lebensjahre mittels kubischer Splines. Weiters benötigen wir zur empirischen Umsetzung von Gleichung (2.27) und (2.28) altersspezifische Erwerbsquoten nach Geschlecht. Dazu setzten wir die Anzahl der Erwerbspersonen der 5-Jahres-Altersgruppen in Relation zur Anzahl der Bevölkerung der jeweiligen Altersgruppe und interpolierten die Jahre wiederum mithilfe kubischer

⁸⁰ Zuerst multiplizieren wir Δkt mit der Anzahl der Versicherten N und erhalten die Summe der gewonnenen Krankenstandstage ΔKT . Diese multiplizieren wir mit dem Anteil der Krankenstandstage pro Altersgruppe $KT(a)$ an den gesamten Krankenstandstagen KT im Jahr 2003 und erhalten die gewonnenen Arbeitstagen pro Altersgruppe $\Delta KT(a)$, bezogen auf das Jahr 2003. Durch Division mit der Anzahl der Versicherten pro Altersgruppe $N(a)$ erhält man die gewonnenen Krankenstandstage pro Kopf und Altersgruppe $\Delta kt(a)$. Formal: $\Delta kt(a) = \Delta kt \cdot NKT(a)/KTN(a) = \Delta kt \cdot kt(a)/kt$, mit den altersspezifischen Fehlzeiten pro Kopf $kt(a)$ sowie den durchschnittlichen Krankenstandstagen pro Kopf kt im Jahr 2003. Daten zur Altersmorbilitäts-Statistik wurden uns dankenswerterweise vom HVB, Statistische Abteilung, zur Verfügung gestellt.

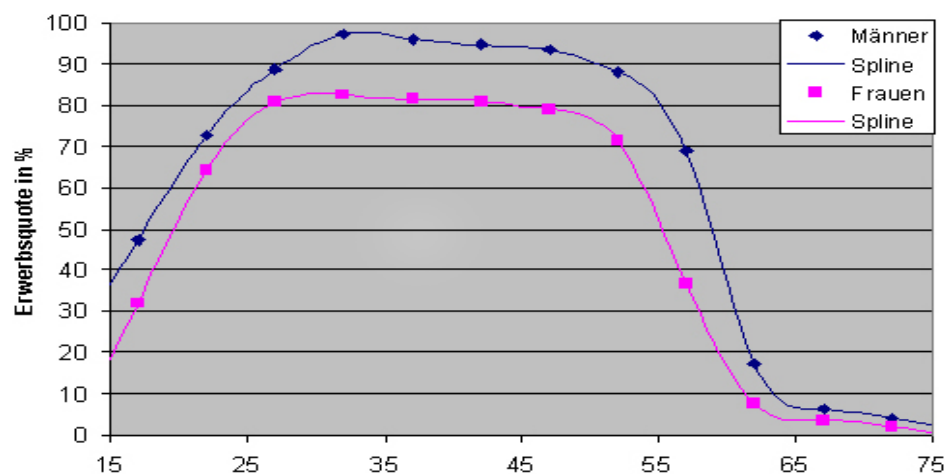


Abbildung 3.14: Altersprofil der Erwerbsquoten nach Geschlecht, im Jahr 2003
(Quelle: STAT (2003), Tabelle 1.1).

Splines.⁸¹ Abbildung 3.14 zeigt die mithilfe kubischer Splines interpolierten Erwerbsquoten im Jahr 2003, getrennt nach Alter und Geschlecht. Frauen weisen während der gesamten Erwerbskarriere niedrigere Erwerbsquoten auf. Multipliziert man die altersspezifischen Jahres-Brutto₂-Einkommen (siehe Abb. 3.12) mit den korrespondierenden Erwerbsquoten, so erhält man das aus der Sicht eines Individuums zu erwartende Einkommen pro Altersstufe über die Erwerbskarriere hinweg. Wie Abbildung 3.15 zeigt, steigt der Erwartungswert der Einkommen zu Beginn der Erwerbskarriere bei beiden Geschlechtern stark an und flacht ab dem 30. Lebensjahr ab, besonders bei den Frauen. Das Einkommensmaximum wird bei den Frauen bzw. Männern im Alter von 48 bzw. 49 Jahren mit € 25.691 bzw. 25.692 erreicht, um danach stark abzufallen. Dieser Verlauf spiegelt den Übertritt in den Ruhestand mit einhergehendem Einkommensverlust wider.

Summiert man nun die altersspezifischen Erwerbsquoten, Einkünfte, Anwesenheitsquoten und Sterbewahrscheinlichkeiten bezogen auf das Jahr 2003, wie in Gleichung (2.26), S. 38, angegeben, so erhält man Erwartungsbarwerte des Arbeitskräftepotenzials pro Kopf nach Alter, $P(a)$ (*value of labour*). Abbildung 3.16 zeigt die Ergebnisse. Der Barwert eines Neugeborenen beträgt demnach € 505.612 bzw. 275.683 für Männer bzw. Frauen, der Barwert eines/r bspw. 50-Jährigen € 457.437 bzw. 180.805. Die beiden Altersprofile nehmen aufgrund des Abdiskontierungsfaktors ein Maximum an. Den maximalen Barwert von € 496.558 erreichen Frauen mit 23 Jahren, Männer mit € 947.180

⁸¹ Die altersspezifischen Daten zur Erwerbsbevölkerung stammen aus der Hochrechnung zum Mikrozensus, siehe STAT (2003), Tabelle 1.1. Die Bevölkerung der Altersgruppen entnehmen wir der Tabelle 7.01, *Statistisches Jahrbuch 2005* der Statistik Austria.

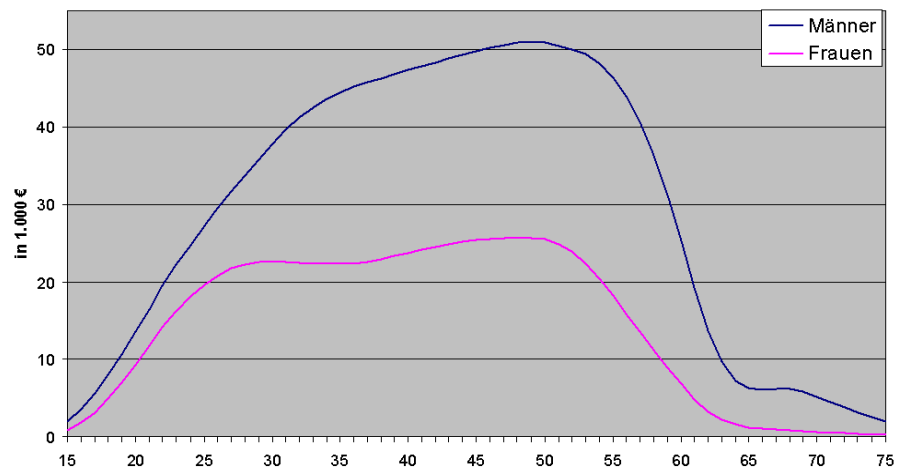


Abbildung 3.15: Erwartungswert des Jahres-Brutto₂-Einkommens nach Alter und Geschlecht, 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen).

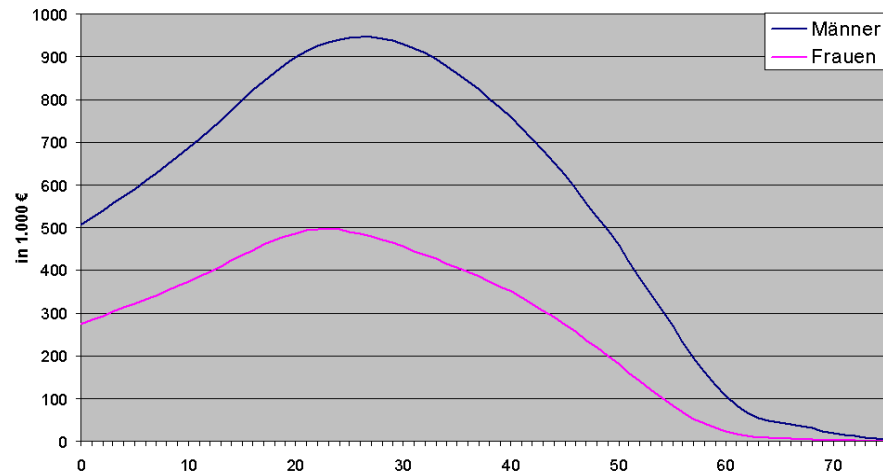


Abbildung 3.16: Wert des Arbeitskräftepotenzials nach Alter und Geschlecht, 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen).

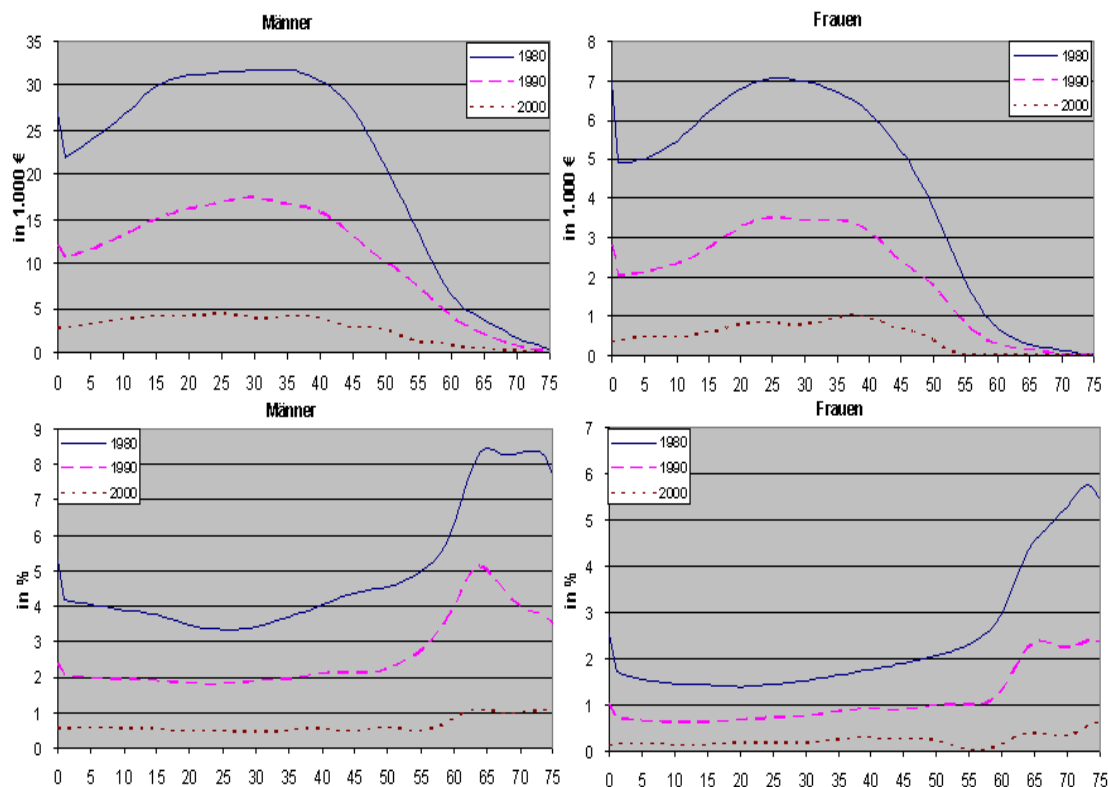


Abbildung 3.17: Produktivitätsgewinne für verbesserte Gesundheit der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003, nach Alter und Geschlecht (Quelle: Eigene Berechnungen).

im Alter von 26 Jahren.

Im nächsten Schritt ziehen wir zur Evaluierung von beobachteten Gesundheitsverbesserungen der Vergangenheit Gleichung (2.27) heran. Abbildung 3.17 gibt die errechneten Produktivitätsgewinne für gesundheitliche Verbesserungen der Erwerbsbevölkerung der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 wieder. Wie zuvor beschrieben, dient das Jahr 2003 als Referenzjahr, das heißt, Erwerbsquote sowie Einkommensniveau und -struktur stammen aus diesem Jahr. Wie man in Abbildung 3.17 sieht, profitierte vor allem die männliche Erwerbsbevölkerung von verbesserter Gesundheit seit dem Jahr 1980. Einerseits beruht dies auf der höher geschätzten Reduktion der Krankenstandstage (siehe Tab. 3.5) und der besseren Entwicklung der Sterblichkeit im Vergleich zu den Frauen (siehe Abb. 3.3, S. 57); andererseits auf der Tatsache, dass Männer im Schnitt einen höheren gesellschaftlichen Produktionswert, *value of labour* (siehe Abb. 3.16), als Frauen aufgrund höherer Erwerbsquoten und Einkommen aufweisen. So profitier-

Tabelle 3.6: Gesellschaftliche Produktionswerte aus verbesserter Gesundheit der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003, nach Geschlecht
(Quelle: Eigene Berechnungen)

	1980-2003		1990-2003		2000-2003	
	in Mio.€	in %	in Mio.€	in %	in Mio.€	in %
Frauen	17.492	16,6	8.326	15,5	2.026	15,3
Männer	88.030	83,4	45.470	84,5	11.181	84,7
Gesamt	105.522		53.797		13.208	
pro Jahr	4.588		4.138		4.403	

ten die 20-40-jährigen erwerbstätigen Männer von gesundheitlichen Verbesserungen seit 1980 von über € 30.000 pro Kopf, während die entsprechende Altersgruppe der Frauen nur zwischen € 7.120 und rund € 6.000 aufweisen kann. Betrachtet man die relativen Zuwächse, so überwiegen die Effekte in den höchsten Altersgruppen. Dies lässt sich auf die ausgeprägte Mortalitätsreduktion der letzten Jahrzehnte der Altersgruppen 50+ zurückführen (siehe Abb 3.3), sowohl bei den Frauen als auch den Männern. Ebenso ist der enorme Humankapitalgewinn im 1. Lebensjahr eines Individuums erklärbar: In den letzten Jahren kam es auf dem Gebiet der Bekämpfung der Säuglingssterblichkeit zu beachtlichen medizinischen Fortschritten (vor allem beim *sudden infant death*).

Zur Berechnung des gesellschaftlichen Produktivitätswertes PW von verbesserter Gesundheit in Gleichung (2.28) summieren wir die altersspezifischen Produktivitätszugewinne $\Delta P(a)$ über die Anzahl der Population der jeweiligen Altersstufen.⁸² Tabelle 3.6 fasst die Ergebnisse zusammen. Die Gesamteffekte für 1980, 1990 bzw. 2000 betragen gemäß unseren Berechnungen rund € 105,5, 53,8 bzw. 13,2 Mrd. Davon entfallen rund 83%, 85% bzw. 85% auf verbesserte Gesundheit der männlichen Erwerbsbevölkerung. Umgerechnet auf ein Jahr bedeutet dies € 4.490, 4.120 bzw. 4.400 Mio. Produktivitätsgewinne aus verbesserter Gesundheit. Zum Vergleich, das nominelle BIP betrug 2003 rund € 226.240 Mio. (Statistik Austria). Damit beträgt der durchschnittliche Humankapitalwert von verbesserter Gesundheit der Periode 1980-2003 ca. 2,0% des BIP, bewertet bzgl. 2003.

Wie ist es nun um die Kosten, und zwar um die Gesundheitsausgaben einer Volkswirtschaft, bestellt? Abbildung 3.18 zeigt die nominellen österreichischen Gesamtgesundheitsausgaben – also öffentliche und private Ausgaben – in Milliarden Eur und die Aus-

⁸² Die Daten stammen aus Tabelle 2.11, *Statistisches Jahrbuch 2005* der Statistik Austria.

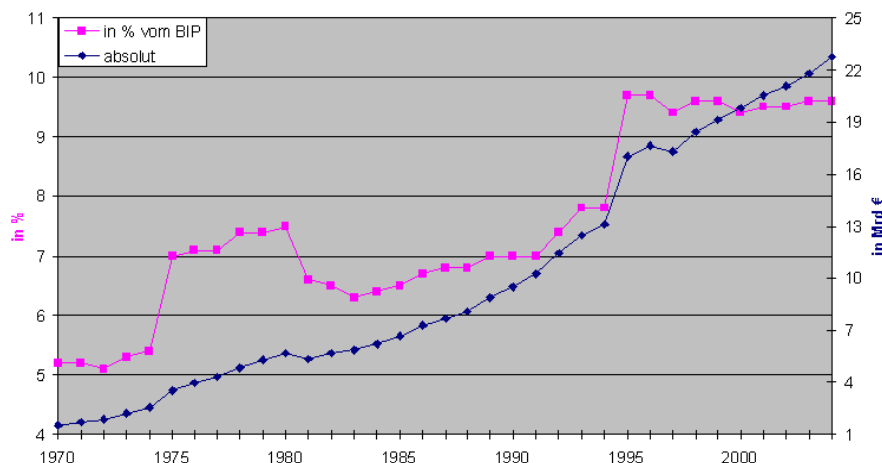


Abbildung 3.18: Gesamtgesundheitsausgaben nominell in Mrd. € und in % vom BIP der Jahre 1970-2004 (Quelle: OECD Health Data (Oct. 2006)).

gaben relativ zum BIP von 1970 bis 2004. Die Datenpunkte 1974/1975, 1980/1981 und 1994/1995 weisen einen Strukturbruch auf. Laut Informationen der Statistik Austria ist der Strukturbruch im Jahr 1995 auf die Umstellung der Berechnung der Gesundheitsausgaben von der Methodik des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG-95) auf die Methodik des *System of Health Accounts* (SHA) der OECD⁸³ zurückzuführen. In 1981 wurde von ESGV-68 auf ESGV-79 umgestellt. Der Grund für den Bruch im Jahr 1975 ließ sich nicht eruieren. Da für unsere Arbeit die Zuwächse der Gesundheitsausgaben von Interesse sind, korrigierten wir daher die vorliegende Zeitreihe um diese Strukturbrüche, indem wir die Zeitreihe, ausgehend vom Niveau 1995, mithilfe der Zuwachsraten der Perioden vor 1995 fortschrieben. Für die Schnittpunkte 1974/1975, 1980/1981 und 1994/1995 zogen wir die durchschnittliche Wachstumsrate der benachbarten Zeitpunkte heran. Mit der Zeitreihe für öffentliche Gesundheitsausgaben verfahren wir gleichermaßen.

Ein sozialer Planer wird nun versucht sein, die errechneten volkswirtschaftlichen Gewinne aus Tabelle 3.6 den Gesundheitsausgaben der jeweiligen Periode gegenüberzustellen, um im Sinne einer Kosten-Nutzen-Analyse die im Aggregat getätigten medizinischen Investitionen bewerten zu können. Dazu sind jedoch einige Warnhinweise zur Aussagekraft solcher Gegenrechnungen anzuführen: Zum einen wird bei dieser Art von Gegenüberstellung direkte Kausalität zwischen Ausgaben und Verbesserungen der Gesundheit unterstellt, deren Annahme begründet, jedoch empirisch schwer zu bestätigen ist. Zum

⁸³ Das SHA stellt ein System von umfassenden und konsistenten Gesundheitskonten dar und dient der Vereinheitlichung und Vergleichbarkeit internationaler Daten bezogen auf die Gesundheitsausgaben.

anderen wirken „Investitionen“ in die Gesundheit sowohl zeitverzögert als auch über eine längere Periode hinweg, sodass eine exakte Zuordnung der geleisteten Gesundheitsausgaben einer bestimmten Periode zu der beobachteten Mortalitätsverbesserung in diesem Zeitraum unmöglich erscheint. Effekte, welche von medizinischen Innovationen generiert werde, müssen obendrein von Ausgaben zur Erhaltung der Gesundheit („Wartungs- und Erhaltungskosten“) getrennt werden, die an der so genannten „Baumol’schen Kostenkrankheit“ leiden. Der Gesundheitsbereich ist bekanntlich ein sehr dienstleistungsintensiver Sektor. Ignoriert man diesen Umstand, so käme man schnell zu dem Schluss, dass die getätigten Gesundheitsausgaben vor allem der letzten Jahrzehnte immer geringere Fortschritte bei den diversen Gesundheitsindikatoren im Vergleich zum Anfang des Jahrhunderts bewirkten und daher die BIP-Quote reduziert oder zumindest eingefroren werden sollte.

Die zuvor dargestellten Produktionsgewinne (siehe Tabelle 3.6) beruhten auf Änderungen der Mortalitätsraten sowie der Krankenstände pro Kopf der letzten Jahrzehnte. Um die Kosten mit den berechneten Produktionszuwächsen vergleichen zu können, summieren wir nicht die nominellen Beträge der Gesundheitsausgaben⁸⁴, sondern die Zuwächse zum Vorjahr jeweils für die Perioden 1980-1990, 1990-2000 bzw. 2000-2003 und diskontieren die jeweiligen Zuwachsbeträge mit einem Zinssatz r von 3% bzgl. des Basisjahres 2003 auf. Zum Beispiel ergibt sich der Barwert der Summe der Ausgabensteigerungen von 1980 bis 1990 durch $\sum_{t=1981}^{1990} \beta^{(2003-t)}(c_t - c_{t-1})$, mit dem Aufdiskontierungsfaktor $\beta = 1,03$ und den um den Strukturbruch im Jahr 1995 bereinigten Gesundheitsausgaben c_t im Jahr t . Tabelle 3.7 fasst die Ergebnisse der einzelnen Berechnungen zusammen. Vergleicht man die Einträge in Tabelle 3.7 mit den korrespondierenden Perioden in Tabelle 3.6, so zeigt sich, dass die mittels des Humankapital-Ansatzes berechneten Produktivitätseffekte aus verbesserter Gesundheit die Zuwächse der Gesundheitsausgaben in allen Perioden bei weitem übersteigen. Verbesserte Mortalität und Morbidität der gesamten Erwerbsbevölkerung generierte innerhalb der Perioden 1980-2003, 1990-2003 bzw. 2000-2003 € 105,5, 53,8 bzw. 13,2 Mrd., während die entsprechenden diskontierten Ausgabensteigerungen „lediglich“ € 21,5, 12,3 bzw. 2,1 Mrd. betrugen. Diese Zuwächse der Gesundheitsausgaben entsprechen rund 20,4%, 22,9% bzw. 16,0% der Produktionsgewinne der jeweiligen Perioden. Wir kommen somit zu dem Schluss, dass sich, unter Berücksichtigung der zuvor angeführten Einschränkungen, die hypothetisch getroffenen Investitionen in Gesundheit rentierten, dass also die monetär bewerteten Produktivitätsgewinne bei weitem die Gesundheitsausgaben übertrafen.

⁸⁴ Quelle: OECD Health Data (Oct. 2006).

Tabelle 3.7: Diskontierte Zuwächse an Gesundheitsausgaben für verschiedene Perioden, Basisjahr 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen)

in Mio. €	Gesundheitsausgaben	
	gesamt	öffentlich
1980 - 1990	9.204,60	6.135,71
pro Jahr	920,46	613,57
1990 - 2000	10.233,98	8.002,37
pro Jahr	1.023,40	800,24
2000 - 2003	2.078,02	1.553,30
pro Jahr	207,80	155,33
1980 - 2003	21.516,59	14.970,80
pro Jahr	935,50	650,90
1990 - 2003	12.311,99	8.835,09
pro Jahr	947,08	679,62
2000 - 2003	2.078,02	1.553,30
pro Jahr	692,67	517,77

Die in diesem Abschnitt errechneten Produktionsgewinne durch verbesserte Gesundheit bezogen sich auf das Arbeitskräftepotenzial, das beim Humankapital-Ansatz im Mittelpunkt steht. Diese Herangehensweise zur ökonomischen Bewertung von Gesundheit greift aus verständlichen Gründen zu kurz: Einerseits besitzt verbesserte Gesundheit bei älteren Menschen, die nicht im Erwerbsleben stehen, keinen volkswirtschaftlichen Wert. Andererseits lässt der Humankapital-Ansatz den individuellen Wert von Freizeit und verbessertem Gesundheitszustand, der sich nicht in einer Erhöhung der Anwesenheitsquote niederschlägt, außer Acht. Damit werden Effekte von Gesundheitsmaßnahmen in Bezug auf ihren individuellen Nutzen stark unterschätzt. Um diesem Umstand Rechnung zu tragen, wollen wir im nun folgenden Kapitel 4 eine Alternative zum produktivitätsbasierten Ansatz diskutieren. Dieser Ansatz misst die Zahlungsbereitschaft des *Individuums* für verbesserte Gesundheit: der Zahlungsbereitschafts- bzw. *willingness to pay*-Ansatz (WTP-Ansatz).

Kapitel 4

Zahlungsbereitschafts-Ansatz

4.1 Einleitung

Dieser Abschnitt widmet sich analog dem vorigen Kapitel der monetären Valorisierung von lebensverlängernden Maßnahmen und Verbesserungen der Lebensqualität aus der Sicht des Einzelnen in Österreich. Im Unterschied zum Humankapital-Ansatz (siehe vorheriger Abschnitt) werden hier ebenso die Präferenzen für bestimmte Gesundheitsmaßnahmen von erwerbsuntätigen Individuen erfasst. Eine medizinische Intervention ist so viel wert, wie viel die einzelne Person dafür zu zahlen bereit ist. Dazu ist es notwendig, trotz der ethischen Problematik, den Wert eines Lebensjahres an sich zu messen.

Dabei ist zu betonen, dass bei der ökonomischen Bewertung eines Lebens im Allgemeinen nicht der Wert des Lebens einer bestimmten Person, sondern der eines so genannten repräsentativen Lebens (*value of a statistical life*) bestimmt wird. Entscheidungsträger bewerten ein bestimmtes medizinisches Verfahren anhand der Kosten und der Anzahl an verhinderten Todesfällen. Welche Individuen von diesem Verfahren profitieren werden, ist dabei im Vornhinein nicht bekannt. Die ökonomische Bewertung eines statistischen Lebens ist also als eine Risikoabschätzung *ex ante* zu verstehen.⁸⁵

Ein oft in der Literatur verwendeter Bewertungsansatz versucht anhand der Zahlungsbereitschaft (*willingness to pay*, WTP) eines repräsentativen Individuums für lebensverlängernde bzw. gefahrenvermindernde Maßnahmen den Wert eines statistischen Lebens (*value of life*, VOL)⁸⁶ zu bestimmen. WTP und VOL sind zwar nicht idente Begriffe, bedingen jedoch im Zahlungsbereitschafts-Ansatz einander. Bei Rosen (1988) ist folgende Definition zu finden: „*The value of life is defined as the willingness to pay for a small increment in the survival rate*“.⁸⁷ Der Wert des Lebens ist also gemäß dieser Formulierung durch eine infinitesimale Änderung in der Überlebenswahrscheinlichkeit bestimmt. Vergleicht man die Werte zweier VOL mit jeweils unterschiedlicher Mortalität und Morbidität, so beschreibt die Differenz aus den beiden monetären Werten die Zahlungsbereitschaft für diese Besserstellung.

Folgendes Beispiel soll dies erläutern. Wenn ein Individuum für eine Sterberisikoreduktion von 1 : 100 bereit ist, im Schnitt € 1.000 *ex ante* zu zahlen, so würden 100 Menschen für die medizinische Maßnahme insgesamt € 100.000 aufwenden. Die entsprechende Risikoreduktion rettet im Schnitt einer Person von hundert Exponierten das Leben. Somit lässt sich der Wert eines statistischen Lebens mit € 100.000 beziffern.

⁸⁵ Siehe auch die Diskussion in Kapitel 2.2.

⁸⁶ Wir werden die Begriffe *value of a statistical life*, VSL, und *value of life*, VOL, synonym verwenden, da unser Rechenkonzept auf ein repräsentatives Individuum abstellt und die in der Realität vorhandenen Einkommensunterschiede, welche die gemessene individuelle Zahlungsbereitschaft beeinflussen, ignoriert.

⁸⁷ Für eine ausführliche Diskussion siehe Kapitel 2.3.1, S. 17.

Tabelle 4.1: Internationale WTP-Studien und deren *value of life*-Schätzung

Autoren	Land	Methode	in Mio.
Viscusi (1993)	USA	Arbeitsmarkt	\$ 3,8-9,0
Viscusi und Aldy (2003)	USA	Arbeitsmarkt	\$ 5-12
Mrozek und Taylor (2002)	USA	Arbeitsmarkt	\$ 1,5-2,5
US-EPA (2000)	USA	Arbeitsmarkt	\$ 6,1
European Commission (2000)	Europa	Befragung	€ 1,0-2,5
Spengler (2004)	Deutschland	Arbeitsmarkt	€ 1,65
Albertini et al. (2004)	England, Frankreich, Italien	Befragung	€ 1,05-2,30
Leitner und Pruckner (2005)	Österreich	Befragung	€ 1,8-5,2

Generell gibt es zwei Herangehensweisen, um die Zahlungsbereitschaft empirisch zu erfassen:⁸⁸ Die *stated preference*-Methode befragt Personen nach deren WTP entweder mittels konkreter Fragestellungen (*contingent valuation*) oder mithilfe von diskreten Entscheidungsbäumen (*discrete choice*) bei komplexen Entscheidungsstrukturen. Die indirekte Methode leitet hingegen aus dem beobachteten Verhalten der Individuen eine Zahlungsbereitschaft für bestimmte Maßnahmen ab (*revealed preference*). Beispiele dafür sind Arbeitsmarktuntersuchungen zu Lohnsatzdifferenzen zwischen Berufen mit unterschiedlicher Lebensgefahr sowie umwelt- und verkehrstechnische Maßnahmen wie die Einführung von Abgaskatalysatoren und Sicherheitsgurten. Das folgende Unterkapitel gibt einen kurzen Überblick über die wichtigsten internationalen und nationalen Studien.

4.1.1 Empirische Studien zum VOL und WTP

Value of life

Wie die Zusammenstellung in Tabelle 5 zeigt, herrscht eine große Schwankungsbreite bei den Ergebnissen der einzelnen Studien vor. Der Großteil der Studien stammt aus dem anglo-amerikanischen Raum, siehe z.B. Thaler und Rosen (1975) sowie Jones-Lee et al. (1985). Die in der Literatur am häufigsten zitierten Ergebnisse sind diejenigen aus den Meta-Analysen von Viscusi (1993) sowie Viscusi und Aldy (2003). Die geschätzten Werte hängen stark vom Lohnniveau des Landes, der durchgeführten Methode sowie der untersuchten Altersgruppen ab. Viscusi (1993) legt den plausiblen Wertebereich eines statistischen Lebens aus amerikanischen Arbeitsmarktstudien zwischen \$ 3,8 und 9 Mio.

⁸⁸ Siehe Breyer et al. (2003) und Kapitel 2.2.

(zu Preisen des Jahres 2000) fest. Viscusi und Aldy (2003) geben in einer jüngeren Meta-Analyse an, dass die geschätzten Werte aus Lohndifferenzial-Regressionen im Schnitt höher liegen als diejenigen aus anderen Bewertungsansätzen. Die amerikanische Arbeitsmarktstudie beziffert den Wert eines Lebens zwischen \$ 5 und \$ 12 Mio. (zu Preisen des Jahres 2000) mit einem Medianwert von rund \$ 7 Mio. Für ältere und jüngere Altersgruppen halbiert sich in etwa dieser Wert, sodass das Altersprofil des VOL einen $\cap$ -förmigen Verlauf aufweist (siehe Aldy und Viscusi (2003, 2007)). Eine von Mrozek und Taylor (2002) durchgeführte Meta-Analyse setzt den Wertebereich nur zwischen \$ 1,5 und \$ 2,5 Mio. (zu Preisen von 1998) an. Die Behörde U.S. Environmental Protection Agency (US-EPA (2000)) empfiehlt \$ 6,1 Mio.⁸⁹ (Basis 1999). Die wenigen durchgeführten Arbeitsmarktstudien in Deutschland sind unschlüssig bezüglich der Existenz von kompensierenden Lohndifferenzialen. Der Grund dafür dürfte in der unterschiedlichen Struktur des europäischen Arbeitsmarkts im Vergleich zum amerikanischen liegen. Ein jüngere Studie von Spengler (2004) beziffert jedoch den Wert eines statistischen Lebens aufgrund einer Panel-Analyse deutscher Arbeitsunfallstatistiken mit € 1,65 Mio. Der niedrige Wert im Vergleich zu den bisherigen Querschnittsanalysen von kompensierenden Lohndifferenzialen beruht dem Autor zufolge auf der Berücksichtigung von unbeobachteter Heterogenität. Für Österreich schätzt eine ältere Studie zum Thema Arbeitsplatzrisiko den Wert eines statistischen Lebens auf umgerechnet € 4,0 Mio. zu Preisen von 1984 (Weiss et al. (1986)).

Europäische Studien zur Feststellung der Zahlungsbereitschaft mittels der Befragungsmethode (*contingent valuation*) sind zahlreicher als Arbeitsmarktstudien. Dabei werden die Probanden mit hypothetischen Szenarien über das zu evaluierende Programm oder Gut konfrontiert. Die Europäische Kommission veranschlagt aufgrund von Meta-Analysen mit vorwiegend UK-Studien einen mittleren VOL-Wert von € 1,0 Mio. und eine Obergrenze von € 2,5 Mio., jeweils zu Preisen vom Jahr 2000 (siehe European Commission (2000)). Eine neuere Studie, die in England, Italien und Frankreich durchgeführt wurde, beziffert den *value of a statistical life* (VSL) mit rund € 1,05 bis 2,3 Mio. (siehe Albertini et al. (2004)). Eine österreichische Studie von Maier et al. (1989) schätzt die Zahlungsbereitschaft für Verbesserungen bei der Verkehrssicherheit mittels der Befragungsmethode auf umgerechnet € 2,9 Mio. zu Preisen vom Jahr 1989. Leiter und Pruckner (2005) berechnen in einer aktuellen österreichischen Studie einen WTP für ein statistisches Leben zwischen € 1,8 und 5,2 Mio. Dieser Arbeit liegt die ökonomische Bewertung von Nutzen und Risiko von lawinentechnischen Verbauungen in Tirol zugrunde.

⁸⁹ Dieser Wert stellt das arithmetische Mittel aus den Meta-Analyse-Ergebnissen von Viscusi (1992) dar.

Die Schätzungen zum Wert des Lebens sind Ausgangsbasis für eine monetäre Bewertung von Gesundheitsverbesserungen und werden daher in empirischen Untersuchungen zum Wert von Gesundheit herangezogen. Im Folgenden präsentieren wir einen Überblick über die empirischen Vorarbeiten meines Dissertationsthemas.

Der ökonomische Wert von Gesundheit

Die empirische Literatur zum ökonomischen Wert von Gesundheit ist erstaunlicherweise rar. Das Bemühen um eine monetäre Bewertung von Gesundheit geht auf Usher (1973) zurück. Das Bruttoinlandsprodukt als reines Produktivitätsmaß ist ein unzulängliches Kriterium zur Bemessung der Wohlfahrt einer Volkswirtschaft. Ein wichtiger Einflussfaktor der sozialen Wohlfahrt ist der Gesundheitszustand der Individuen einer Gesellschaft. Usher (1973) implementierte als Erster den Wert von Gesundheitsverbesserungen des 20. Jahrhunderts in die üblichen Maßzahlen der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Aus den Mortalitätsraten der Vergangenheit bildete er einen Index, dessen Zuwachsraten zu den Zuwächsen des Pro-Kopf-Inlandsproduktes über dieselbe Periode addiert wurden. Dadurch erhielt er Zuwachsraten vom so genannten *vollen Einkommen* pro Kopf. Je nach Parameterspezifikation führte er zwischen 20% und 80% der Zunahme am vollen Einkommen zwischen 1950 und 1960 auf Verbesserungen der Sterblichkeit zurück. Auch wenn sich der Usher-Index an einer Nutzenfunktion orientiert, so ist die monetäre Bewertung von Index-Zahlen allgemein problematisch.⁹⁰

In einer neueren Arbeit griff Nordhaus (2003) das Konzept des *vollen Einkommens* auf und berechnete den monetären Wert der Zuwächse an Lebenserwartung für die USA. Der Autor multiplizierte u.a. den beobachteten Gewinn an Lebenserwartung von 2,53 Jahren bei Geburt zwischen 1975 und 2000 mit dem Wert eines statistischen Lebensjahres (*value of a life-year*) zwischen \$ 152.000 und \$ 376.000 aus der empirischen VOL-Literatur, berechnete daraus jährliche Zuwachsraten und stellte diese mit den Zuwächsen an verfügbaren Einkommen pro Kopf über den selben Zeitraum in Relation. In Abhängigkeit vom Zinssatz betrug die Verbesserung an Lebenserwartung zwischen 50% und 105% des Zuwachses am verfügbaren Einkommen in dieser Periode. Nordhaus (2003) konnte somit zeigen, dass der gesellschaftliche Wert von verbesserter Gesundheit in den letzten Jahrzehnten die Dimension des gesellschaftlichen Nutzens aus Konsum erreichte.

In einer der wenigen Studien, welche den Wert von Gesundheit für europäische Länder schätzen, übernehmen McKee et al. (2005) die Werte eines *value of a life-year*

⁹⁰ Für eine Diskussion und einen Literaturüberblick siehe Costa und Steckel (1995).

von Nordhaus (2003) und berechnen die Gewinne an *health income* der Periode 1990 bis 1998 für die Länder Frankreich, Großbritannien, Italien, Schweden und Spanien. Im Unterschied zu Nordhaus (2003) berücksichtigen die Autoren die korrespondierenden Gesundheitsausgaben und deren Effekte auf verbesserte Gesundheit. Der Wert an verbesserter Lebenserwartung bewegt sich im Bereich von rund 64% bis 98% bzw. – unter Berücksichtigung der Gesundheitsausgaben – von 19% bis 31% der Zuwächse beim Bruttoinlandsprodukt pro Kopf in der entsprechenden Periode in den jeweiligen Ländern.

Cutler und Richardson (1997) legen ihren Berechnungen zum gesellschaftlichen Wert von Gesundheit eine Nutzenfunktion eines repräsentativen Individuums im Rahmen eines Lebenszyklus-Modells zugrunde. Der Vorteil gegenüber den zuvor beschriebenen Arbeiten liegt in der mikroökonomischen Fundierung der Ableitung einer Zahlungsbereitschaft für verbesserte Gesundheit sowie der Berechnung von altersabhängigen WTP- und VOL-Werten. Zur empirischen Modellumsetzung entnehmen die Autoren den VLY-Wert in der Höhe von \$ 100.000 aus Tolley et al. (1994). Der resultierende VOL-Wert⁹¹ beträgt z.B. im Alter von 0 bzw. 65 Jahren \$ 2,9 bzw. 1,0 Mio., bewertet im Jahr 1990 mit einem Zinssatz von 3%. Basierend auf dem derart errechneten Altersprofil, schätzen Cutler und Richardson (1997) den Wert von verbesserter Sterblichkeit von 1970 bis 1990 für diese beiden Altersgruppen auf \$ 77.000 bzw. 159.000 pro Kopf. Das entspricht im Schnitt \$ 3.850 bzw. 7.950 pro Kopf und Jahr oder 16,6% bzw. 34,3%⁹² vom US-BIP im Jahr 1990. Einen über alle Alterskohorten aggregierten Wert geben die Autoren nicht an.

Die bis dato umfassendste Arbeit, welche den Wert aus verbesserter Gesundheit im Laufe des vergangenen Jahrhunderts für die USA berechnet hat, stammt von Murphy und Topel (2006). In deren theoretischem Lebenszyklus-Modell, welches Grundlage für die kommenden Berechnungen der vorliegenden Arbeit ist (siehe Kapitel 2.3.2), wird der individuelle Nutzen neben Konsum und Gesundheit zusätzlich durch das Ausmaß an Freizeit beeinflusst. Dies stellt eine Verbesserung gegenüber anderen mikrofundierte Modellen dar, da Freizeit den Güterkonsum substituiert und damit das Individuum in diesem Modell eine Konsumerhöhung in Relation zu dem korrespondierenden Freizeitverlust stellt. Die Autoren leiten aus ihrem Modell theoretische VOL-Werte und daraus altersspezifische Zahlungsbereitschaften für verbesserte Lebensquantität und -qualität ab. In der empirischen Umsetzung kalibrieren die Autoren ihr Modell mit dem VOL-Wert eines Erwerbstätigen in der Höhe von \$ 6,3 Mio aus der US-Arbeitsmarktliteratur (Viscusi (1993)). Aus den auf diese Weise berechneten VOL-Altersprofilen führen sie eine WTP-Schätzung für die verbesserte Sterblichkeit der US-amerikanischen Bevölkerung

⁹¹ Die Autoren bezeichnen diesen als *health capital*-Wert.

⁹² Eigene Berechnungen.

durch. Z.B. berechnen die Autoren für die Perioden 1980-1990 bzw. 1990-2000 eine aggregierte Zahlungsbereitschaft von im Schnitt \$ 7.305 bzw. 8.240 pro Kopf und Jahr. Das entspricht 25,7% vom jeweiligen BIP pro Kopf.⁹³ Wie Murphy und Topel (2006) zeigen konnten, liegt die hypothetische Zahlungsbereitschaft der amerikanischen Gesellschaft für bessere Gesundheit weit über den tatsächlichen Gesundheitsausgaben.

Im anschließenden Kapitel 4.2 implementieren wir ein mikrofundiertes Lebenszyklus-Modell und berechnen das Altersprofil des Wertes des Lebens eines repräsentativen Österreicherers im Jahr 2003. Daraus leiten wir eine hypothetische Zahlungsbereitschaft für vergangene Gesundheitsverbesserungen der österreichischen Bevölkerung unter Berücksichtigung der korrespondierenden Gesundheitsausgaben ab. Der potenziellen Wertsteigerung durch verbesserte Gesundheit der Konsumenten steht nämlich die Ausgabenseite gegenüber. Dazu zählen öffentliche und private Gesundheitsausgaben, wobei der öffentliche Gesundheitsbereich in Österreich wie auch in anderen europäischen Ländern den überwiegenden Teil ausmacht. Anhand einer Gegenüberstellung dieser „Ausgaben und Einnahmen“ lässt sich die Frage beantworten, ob Herr und Frau Österreicher aus heutiger Sicht für die beobachteten Gesundheitsverbesserungen ebenso viel oder sogar mehr zahlen würden.

Aus der Vielzahl an internationaler Literatur wählten wir für die durchzuführenden WTP-Berechnungen das Modell von Murphy und Topel (2006), das explizit neben Lebens**quantität** auch **-qualität** in Form von Gesundheitszustand H sowie den Wert für Freizeit l modelliert und altersspezifische Gesundheitsausgaben inkorporiert. Eine ausführliche Darstellung des Modells wurde eingangs in Kapitel 2.3.2, S. 26, gegeben. Im folgenden Kapitel setzen wir deren Modell empirisch um.

⁹³ Eigene Berechnungen mithilfe der Daten aus Tab. 3 bei Murphy und Topel (2006).

4.2 Modellumsetzung und Ergebnisse

Mithilfe des im Kapitel 2.3.2, S. 26, beschriebenen Modells von Murphy und Topel (2006) führen wir nun eine Abschätzung der Zahlungsbereitschaft für verbesserte Gesundheit anhand österreichischer Daten durch. Murphy und Topel (2006) legen ihrem Modell einen aus der Literatur übernommenen WTP von \$ 6,3 Mio. für Individuen zwischen 25 und 55 Jahren zugrunde. Die durchgeführte Kalibrierung des Modells bei Murphy und Topel (2006) nimmt somit als Input unter anderem den WTP aus der Literatur und erhält als Output unter anderem die Differenz aus Zinssatz und Zeitpräferenzrate. Im Gegensatz dazu kalibrieren wir nicht die Parameter des Modells, sondern berechnen direkt die Zahlungsbereitschaft anhand des Modells. Im Rahmen unserer Herangehensweise benutzen wir demgemäß alle Variablen und Parameter der rechten Seite von Gleichung (2.21) als Modell-Input und erhalten als Output die Zahlungsbereitschaft eines Individuums in Abhängigkeit vom Alter.⁹⁴ Unter der Vielzahl an theoretischer und empirischer Literatur zum WTP-Ansatz fanden wir keine Arbeit, die direkt das gewählte Modell „sprechen“ ließ. Ein weiterer Unterschied ist, dass wir direkt die Nettopahlungsbereitschaft gemäß Gleichung (2.22) berechnen und nicht – wie Murphy und Topel (2006) mit US-Daten oder Felder (2006) mit Daten für Deutschland – lediglich die Bruttzahlungsbereitschaft den aggregierten Gesundheitsausgaben gegenüberstellen. Höhere Gesundheitsausgaben für das Individuum schlagen sich über die Budgetgleichung unmittelbar auf dessen Lebenszykluskonsum und damit auf die Zahlungsbereitschaft nieder.

Wie schon bei den Berechnungen im Humankapital-Ansatz (siehe Abschnitt 3.4) betrachten wir an dieser Stelle die gesundheitlichen Verbesserungen der Perioden 1980-1990, 1990-2000 und 2000-2003. Da die Effekte von spezifischen Gesundheitsmaßnahmen nur schwer von Änderungen in der Lebensführung und den Umwelteinflüssen über die Zeit hinweg zu trennen sind, definieren wir, wie bereits in Kapitel 3.2, den Begriff vom medizinischen Fortschritt breiter als allgemein üblich und rechnen die beobachteten Mortalitätsreduktionen vollständig diesem zu (siehe dazu die Ausführungen auf S. 54).

Die kommenden Kapitel gehen auf die verwendeten Parameter und Daten näher ein und präsentieren die Ergebnisse der Berechnungen. Die Berechnungsschritte beginnen bei

⁹⁴ Der aufmerksame Leser wird hier zu Recht einwenden, dass dieselbe Kritik des individuellen sub-optimalen Verhaltens, welche im vorigen Kapitel bei der *revealed preference*-Methode angeführt worden ist, ebenso hier zum Tragen kommt. Tatsächlich unterstellen wir in unserem Modell, dass die beobachteten Konsumausgaben des Mikrozensus (siehe nächstes Kapitel 4.2.1) über das Altersprofil hinweg optimal im Rahmen des Lebenszyklus-Modells nach Murphy und Topel (2006) vom Median-Individuum getätigt wurden. Obendrein verwenden wir diese Querschnittsdaten als Annäherung für nicht vorhandene Longitudinaldaten. Letztere Vorgehensweise ist jedoch konsistent mit der pragmatischen Handhabung der Daten aus der offiziellen Sterbetafel für die Konstruktion von $S(t, a)$.

der Bestimmung des ökonomischen Wertes eines Lebensjahres mithilfe von Einkommens- und Konsumkurve eines repräsentativen Individuums. Dazu ziehen wir Gleichung (2.16), S. 27, heran. Durch Aufsummierung der Werte der verbleibenden Lebensjahre eines Individuums in einem bestimmten Alter a erhält man den Wert des Lebens (*value of life*, VOL), siehe Gleichung (2.16). Vergleicht man die altersspezifischen VOL zu den jeweiligen Gesundheitszuständen und Überlebenswahrscheinlichkeiten der Vergangenheit, so lässt sich die Zahlungsbereitschaft WTP für jedes Alter durch Zuhilfenahme von Gleichung (2.21), S. 30, berechnen. Diese Werte stellen Bruttozahlungsbereitschaften dar, das heißt, Gesundheitskosten werden nicht berücksichtigt. Dies bewerkstelligt die rechnerische Adaptierung des Konsumprofils nach Abzug der Gesundheitsausgaben pro Kopf vom Nettoeinkommen inklusive gesetzlicher Krankenversicherungsbeiträge der Haushalte gemäß Gleichung (2.23), S. 31.

4.2.1 *Value of a life-year* und *value of life*

Einkommen und daraus finanzierter Konsum sind bestimmende Faktoren für die Höhe der Zahlungsbereitschaft eines Individuums gemäß dem Modell nach Murphy und Topel (2006). Daten zum Einkommen in Österreich existieren sowohl auf Mikroebene in Form der Mikrozensus-Haushaltsbefragungen der Statistik Austria als auch aggregiert in Form der jährlichen Lohnsteuerstatistik der Statistik Austria sowie der Einkommensstatistik des Hauptverbandes der Sozialversicherungsträger. Konsumdaten werden hingegen nur im Rahmen von Sondererhebungen zum Mikrozensus in unregelmäßigen Abständen erhoben. Wir verwenden in unseren Berechnungen die Konsum- und Einkommensdaten aus der Konsumerhebung 1999/2000⁹⁵ der Statistik Austria.⁹⁶ Damit erhalten wir gleichzeitig Aussagen zu Konsum und Einkommen eines jeweiligen Haushaltes. Eine Trennung der Haushalte nach Geschlecht führen wir nicht durch. Da Haushalte verschieden groß und unterschiedlich zusammengesetzt sind, rechnet die Statistik Austria mithilfe der international empfohlenen EU-Skala (= modifizierte OECD-Skala) das monatliche Nettohaushaltseinkommen und den -konsum in Nettoäquivalenzeinkommen und -konsum um. Die erhaltenen Zahlen stellen somit eine Art von gewichtetem Pro-Kopf-Einnahmen und -Ausgaben pro Monat in ATS⁹⁷ dar. Diese rechnen wir auf Jahresbasis in Euro um, extrahieren das Medianeinkommen bzw. den Mediankonsum für die jeweiligen Altersgruppen 18-24, 25-29, 30-34, ..., 80-84, 85+ und ordnen sie dem Alter der Klassenmitte

⁹⁵ Nach Abschluss der empirischen Arbeiten für dieses Unterkapitel wurden im März 2006 die Daten zur neuen Konsumerhebung 2004/2005 der Statistik Austria veröffentlicht. Diese konnten daher nicht mehr berücksichtigt werden.

⁹⁶ Siehe Statistische Nachrichten 8/2001, 11/2001, 2/2002 und 7/2002 der Statistik Austria.

⁹⁷ Die Konsumerhebung 1999/2000 fand vor der Euro-Einführung in Österreich statt.

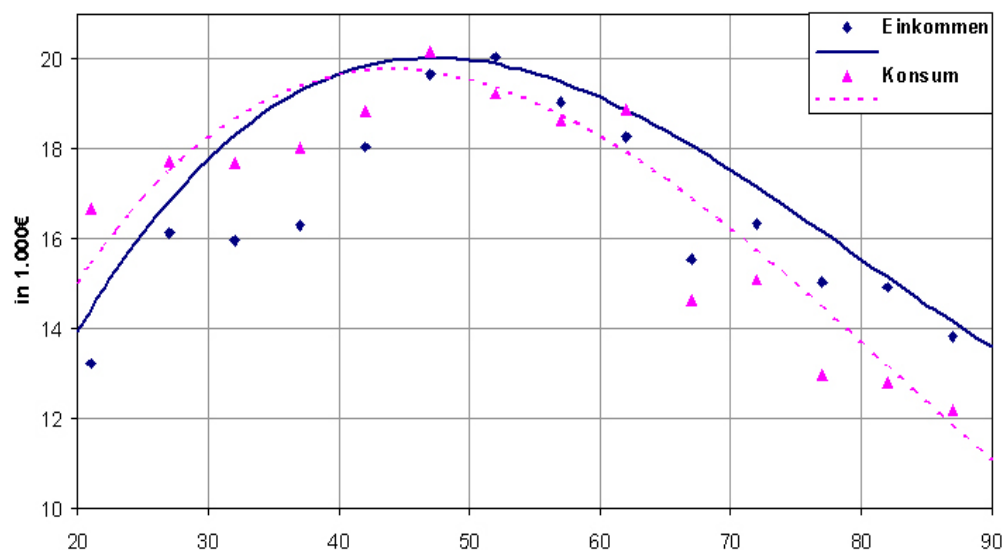


Abbildung 4.1: Berechnetes/r Äquivalenzeinkommen und -konsum der Haushalte, 2003 inkl. Approximation nach Alter (Quelle: Eigene Berechnungen).

zu.

Wie bereits im Rahmen des Humankapital-Ansatzes in Kapitel 3.4 stellen wir auf das Basisjahr 2003 ab. Um die entsprechenden Werte für das Referenzjahr 2003 zu erhalten, multiplizieren wir mit dem entsprechenden Faktor des Tariflohnindex.⁹⁸ Zum Beispiel liegt der dermaßen errechnete mittlere Konsum der 45-49-Jährigen 2003 bei € 20.170 und das mittlere Einkommen bei € 19.639.

Die Einzeldaten werden nun unter der Annahme von rationalem Verhalten⁹⁹ durch ein Polynom dritten Grades unter der Bedingung der Budgetrestriktion (siehe Gleichung (2.11) in Kapitel 2.3.2) vom Alter 20 bis 90 approximiert. Die Budgetrestriktion wenden wir auf einen 20-Jährigen an, der hypothetischerweise eine Konsum- und Einkommenskurve aufweist, welche den Querschnittsdaten der Haushalte von 2003 entspricht. Das anfängliche Vermögen $A(20)$ setzen wir gleich 0. Als Zinssatz wählen wir $r = 3\%$ (für Details siehe Anhang 5, S. 128). Die Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion für das Jahr 2003 ist geschlechterneutral und wurde aus der Lebensstafel 2003, Statistik Austria, konstruiert (siehe dazu die Ausführungen auf S. 59).

⁹⁸ Der Tariflohnindex für 2000 bzw. 2003 betrug 163,9 bzw. 176,1 laut der Lohnsteuerstatistik, Tab. 9.14, im Statistischen Jahrbuch 2006 der Statistik Austria. Damit stieg der durchschnittliche Lohn um den Faktor 1,0744.

⁹⁹ Die Konsumerhebung liefert Querschnittsdaten der Haushalte und keine Betrachtung einer optimalen Allokation des Konsums über den wahren Lebenszyklus eines Haushaltes. In Ermangelung anderer Daten sehen wir uns jedoch dazu gezwungen diese Annahme zu treffen.

Die Ergebnisse sind in Abbildung 4.1 dargestellt. Am Anfang der Erwerbskarriere verschulden sich die Haushalte. Ab einem Alter von rund 40 Jahren übertrifft das Einkommen den weiteren Konsum und kompensiert somit die verzinste Verschuldung in jüngeren Jahren. Das Maximum beider Kurven liegt bei rund 47 bzw. 44 Jahren. Mit der geschätzten Einkommens- bzw. Konsumkurve lassen sich in einem nächsten Schritt die Werte *eines* statistischen Lebensjahres (*value of a life-year*, VLY) folgendermaßen berechnen.

Wir multiplizieren im nächsten Schritt mit einem Faktor von 2,5 und erhalten *volles Einkommen* y^F bzw. *vollen Konsum* c^F gemäß dem Modell nach Murphy und Topel (2006) (siehe dazu Kapitel 2.3.2, S. 29), welches den Wert von Freizeit für ein Individuum inkorporiert.¹⁰⁰ Für die Elastizität der intertemporalen Substitution σ wählen wir einen Wert von 0,5.¹⁰¹ Das minimale Konsumniveau z_0 , das eine gesellschaftliche Existenz gerade noch gewährleistet, legen wir mit monatlich € 643 fest.¹⁰² Das laufende Konsumbündel $z(t)$ setzen wir in Gleichung (2.18) (siehe Kapitel 2.3.2, S. 29) dem vollen Konsum c^F gleich. Unter Verwendung von (2.19) erhält man Werte des *value of a life-year* VLY, bezogen auf das Jahr 2003. In Abbildung 4.2 ist der Verlauf des VLY in Abhängigkeit vom Alter abgebildet. Wir orientieren uns an der Vorgehensweise von Murphy und Topel (2006) und setzen den VLY für die Altersjahre 0 bis 19 bzw. 91 bis 100 gleich dem Wert im Alter von 20 bzw. 90, da „echte“ Werte wegen fehlender Einnahmen, jedoch vorhandener Freizeit bzw. geringer Besetzung der entsprechenden Alterskohorte, nicht verfügbar bzw. verzerrt sind.

Das Maximum von VLY liegt bei 45 Jahren und beträgt rund € 77.642. Vergleicht man diese Werte mit den korrespondierenden Brutto₂-Lohneinkünften aus Abbildung 3.15, S. 84 (bspw. rund € 50.930 im Maximum von 49 Jahren bei Männern), so erkennt man einen hohen Differenzbetrag, obwohl das Nettoäquivalenzeinkommen der entsprechenden Haushalte (siehe Abb. 4.1) geringer ist als das Brutto₂-Jahreseinkommen. Dies beruht

¹⁰⁰ Unter der Annahme identer Schattenpreise für Konsum und Freizeit errechnen wir den angegebenen Faktor wie folgt: Ausgehend von im Schnitt 8 Stunden Nachtruhe, 5 Stunden nicht-beruflicher Tätigkeit im Haushalt (Kinderbetreuung, Hygiene, Heiminstandhaltung etc.) und rund 1.660 Stunden Arbeitszeit pro Jahr (OECD Employment Outlook 2005) erhalten wir eine „reine“ Freizeit im Ausmaß von 2.415 Stunden im Jahr pro Kopf. Dies ist das ca. 1,5-Fache der Arbeitszeit.

¹⁰¹ Dieser Wert ist dem IHS-Makromodell 2005 für Österreich zugrunde gelegt (Ich möchte mich an dieser Stelle bei Johannes Berger und Ludwig Strohner, beide IHS, bedanken). Es gibt eine lange Liste an Literatur zur empirischen Lage von σ . Während Schätzungen, die auf aggregierten Daten basieren, eher einen Wert um 1 und größer veranschlagen, schätzen mikrofundierte Studien den Wert kleiner als 1. Bei Murphy und Topel (2006) wird der Wert mit 0,8 festgelegt.

¹⁰² Unter Existenzminimum versteht man das Mindesteinkommen, das eine Person oder eine Familie braucht, um den Lebensunterhalt finanzieren zu können. Das unpfändbare Einkommen wird jährlich evaluiert und betrug im Jahr 2003 € 643 monatlich (siehe Existenzminimum-Verordnung 2003 der Republik Österreich).

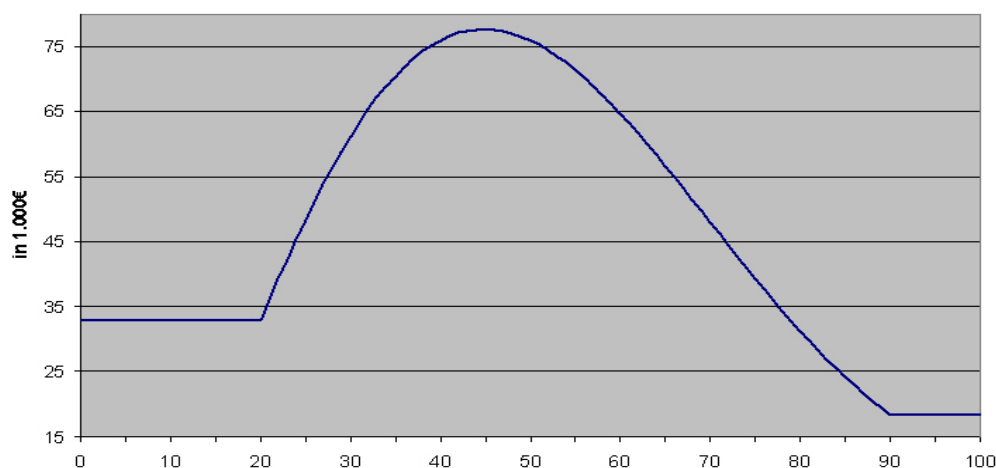


Abbildung 4.2: Wert eines Lebensjahres VLY nach Alter (Quelle: Eigene Berechnungen).

auf der Einbeziehung und monetären Bewertung von Freizeit in das Konsumbündel z .

Eine entscheidende Rolle für das Ausmaß von VLY spielt die Elastizität der intertemporalen Substitution σ . Wie in Abschnitt 2.3.2 zur Modellbeschreibung erläutert, werden Gesundheitsverbesserung und damit das Leben aus der Sicht des Individuums umso höher bewertet, je geringer σ ist. Demnach kann eine Reallokation des Konsums ein kürzeres Leben nur unvollständig kompensieren. Im Gegensatz dazu lässt sich bei einem Individuum mit $\sigma \rightarrow 1$ eine kürzere Lebensspanne vollständig durch Konsum substituieren. Erhöht man den Wert von σ auf 0,9, so erhalten wir bspw. im Altersprofilmaximum von 46 Jahren einen Betrag von nur € 49.536. Der Wert eines Lebensjahres, VLY, und in der Folge der Wert des Lebens, VOL, reagiert demnach sehr sensibel auf die Höhe der intertemporalen Substitution bezüglich Konsum.¹⁰³

Summiert man im nächsten Schritt die altersspezifischen Werte von VLY ab einem bestimmten Alter über die verbleibende Lebensspanne und wichtet die Summanden mittels der geschlechterspezifischen diskontierten Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion (mit 3% Zinssatz) der Lebenstafel im Jahr 2003 gemäß Gleichung (2.14), Kapitel 2.3.2, so erhält man den Wert eines verbleibenden Lebens (*value of life*, VOL), getrennt nach Alter und Geschlecht. Abbildung 4.3 zeigt die Ergebnisse dieser Rechnung. Die Werte beziehen sich auf Preise, Einkommen, Konsumausgaben und Lebenserwartung mit Basis 2003. Dadurch ist der errechnete *value of life* eine Bewertung, wie sie ein Individuum in einem bestimmten Alter im Jahr 2003 nach dem beschriebenen Modell durchführen

¹⁰³ Mehr dazu findet sich im Kapitel Sensitivitätsanalyse, S. 115.

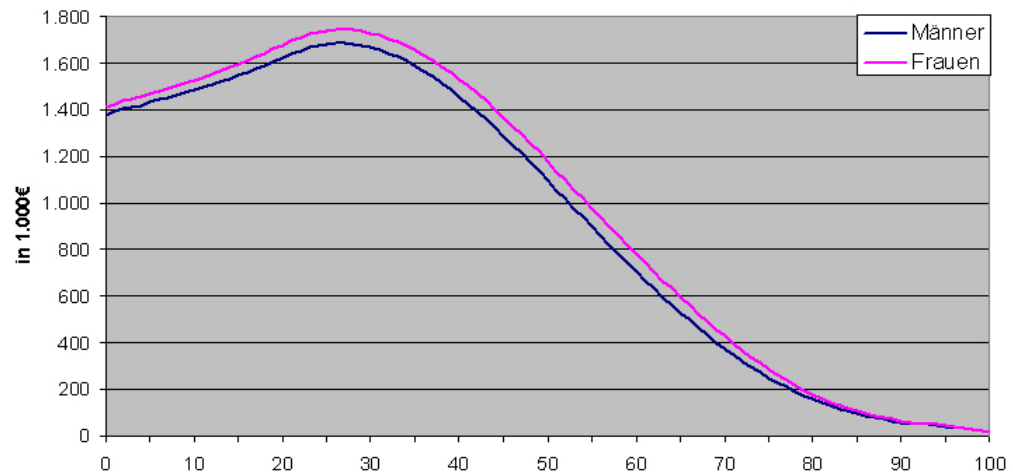


Abbildung 4.3: Wert des verbleibenden Lebens VOL im Jahr 2003, nach Alter und Geschlecht (Quelle: Eigene Berechnungen).

würde. Im Laufe der Zeit würde dieser Wert allein durch nominelle Preissteigerungen zunehmen, *ceteris paribus*.

Das Maximum, dessen Auftreten durch den Abdiskontierungsfaktor bedingt ist, befindet sich jeweils bei 27 Jahren mit rund € 1.742.700 bzw. 1.683.500 für Frauen bzw. Männer. Von Geburt an sind Frauen bzw. Männer gemäß dem Modell nach Murphy und Topel (2006) rein rechnerisch rund € 1.411.100 bzw. 1.378.100 „wert“. 80-Jährige weisen nur € 178.500 bzw. 156.500 aufgrund des sinkenden Einkommens und Konsums mit zunehmendem Alter auf. Zum Vergleich – im Humankapital-Ansatz wird derselben Altersgruppe kein Wert bedingt durch die verschwindend kleine Erwerbsquote zugemessen. Wie bereits erwähnt liegt der Grund darin, dass neben der zusätzlichen Bewertung von Freizeit auch der Konsum und das angesparte Einkommen im hohen Alter in die ökonomische Bewertung von Leben im WTP-Ansatz einfließt.

Die altersabhängigen Werte des VOL in Abbildung 4.3, welche die ökonomische Bewertung von Leben im Rahmen des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes widerspiegelt, können direkt mit den erwarteten Barwerten des Arbeitskräftepotenzials pro Kopf, welche das jeweilige „Erwerbstätigenleben“ im Humankapital misst, verglichen werden. Wie man aus Abbildung 3.16, S. 84, in Kapitel 3.4 sieht, beträgt der Wert einer bzw. eines 27-jährigen Erwerbstätigen rund € 480.000 bzw. 946.400, also nur ca. 28% bzw. 56% des entsprechenden VOL-Wertes. Bei den 50-Jährigen sind dies ca. 15% bzw. 42%.

Zusammenfassend lässt sich somit festhalten, dass der Lebenswert eines Individuums (männlich) Mitte Zwanzig im Humankapital-Ansatz rund € 950.000 beträgt. Diesen

Wert betrachten wir als untere Grenze für die Bewertung eines statistischen Lebens aus der Sicht eines sozialen Planers. Im Zahlungsbereitschafts-Ansatz beträgt der entsprechende Wert rund € 1,7 Mio. Damit übersteigt der *value of life* den *value of labour* – also das Arbeitskraftpotenzial – um fast 80%.

Im nationalen Vergleich liegt der von uns geschätzte *value of life* am unteren Ende (siehe Tabelle 4.1, S. 92). Zum Beispiel beziffert eine jüngst durchgeführte österreichische *stated preference*-Studie anhand des Lawinenrisikos in Tirol den Wert eines statistischen Lebens zwischen € 1,8 bis 5,2 Mio. (Leitner und Pruckner (2005)). Die meisten US-Studien bzgl. kompensierender Lohndifferenziale schätzen den *value of life* zwischen umgerechnet rund € 3 und 10 Mio. Unsere VOL-Berechnungen decken sich hingegen mit den Ergebnissen europäischer *contingent valuation*-Studien (Spengler (2004) und Albertini et al. (2004)) und stützen den veranschlagten Wertebereich der Europäischen Kommission (2000) für ein statistisches Leben von € 1,0 bis 2,5 Mio. Somit liegen unsere VOL-Schätzungen in einem plausiblen Wertebereich. Der Vorteil der soeben angewandten Methode liegt darin, dass im Gegensatz zu den Methoden der direkten Befragung (*stated preference*) und kompensierenden Lohndifferenziale (*revealed preference*) ein geschlechterspezifisches Altersprofil mithilfe allgemein zugänglicher Daten berechnet werden kann.

Im nächsten Kapitel leiten wir aus unserer Schätzung des *value of life* Zahlungsbereitschaften und damit den individuellen Wert für Gesundheitsverbesserungen der letzten Jahre ab.

4.2.2 *Willingness to pay*

Die soeben gezeigten *value of life*-Berechnungen beruhen auf monetär bewertetem/r Konsum, Freizeit und Einkommen über den zu erwartenden Lebenszyklus hinweg. Damit ist der resultierende Wert von der Lebenserwartung abhängig, was eine Interpretation für eine Art von „Lebenswert“ zulässt. Nun wollen wir die Änderungen im *value of life* aufgrund von verbesserter Gesundheit über einzelne Perioden hinweg darstellen. Die errechneten Wertänderungen im VOL repräsentieren die Zahlungsbereitschaft oder *willingness to pay* (WTP) für eine bestimmte Gesundheitsmaßnahme. Somit unterstellt der WTP-Ansatz, dass bei einem positiven Differenzbetrag ein Individuum genau diesen Betrag bereit wäre für die entsprechende Gesundheitstechnologie zu zahlen.

Das repräsentative Individuum vergleicht dabei das zu erwartende und monetär bewertete Gesundheitsniveau mit dem jetzigen Status quo bei gleich bleibendem Konsum- und Einkommenspfad. Die tatsächliche Einkommens- und Konsumverteilung von z.B. 1980 wird sich sicherlich zu der im Mikrozensus der Statistik Austria 1999/2000 er-

hoben unterscheiden. Was uns hier im Rahmen des WTP-Ansatzes interessiert, sind Wertänderungen im VOL durch Gesundheitsverbesserung über die Zeit hinweg. Das Beibehalten der Einkommens- und Konsumstruktur in allen Perioden klammert WTP-Veränderungen durch andere Effekte aus (*ceteris paribus*-Betrachtung). Der im vorigen Kapitel geschätzte optimale Konsumpfad im Jahr 2003 variiert bei Änderungen der Lebenserwartung. So führt eine Verkürzung dazu, dass in jungen Jahren weniger konsumiert wird, da in der zweiten Lebenshälfte weniger gespart werden kann. Die Verschiebung des optimalen Konsumpfades und damit die Auswirkung auf den VOL-Wert wird durch Gleichung (2.16) berücksichtigt, beruht jedoch auf einer Grenzbetrachtung, also auf infinitesimalen Änderungen. Den sich daraus ergebenden Approximationsfehler stufen wir als vernachlässigbar ein.

Des Weiteren betrachten wir, wie schon im Humankapital-Ansatz (Kapitel 3.4), die Änderungen der Vergangenheit bei Mortalität und Morbidität, nämlich die Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003. Das Referenzjahr ist wiederum 2003. Zur Umsetzung von Gleichung (2.21) benötigen wir Daten zur Lebensqualität der jeweiligen untersuchten Zeitpunkte, also 1980, 1990, 2000 und 2003 bzw. dessen Veränderungen über die jeweiligen Zeiträume. Zur Bewertung des normierten Gesundheitszustandes $H(a)$ einer Altersgruppe a folgen wir dem in der Literatur akzeptierten Ansatz der Selbsteinschätzung.¹⁰⁴ Im Rahmen des Mikrozensus MZ aus den Jahren 1978 und 1999 wurden Erhebungen¹⁰⁵ zum Gesundheitszustand über alle Altersgruppen ab 16 durchgeführt. Als Maß für Lebensqualität ziehen wir den Anteil derjenigen Probanden einer bestimmten Altersgruppe heran, die die Frage nach ihrem allgemeinen Gesundheitszustand mit „sehr gut“, „gut“ oder „befriedigend“ beantworteten. Die Werte der Altersgruppen 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65-74, 75-84 und 85+ werden den jeweiligen Klassenmitten zugeordnet, also 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80 und 90. Für die Altersstufe 0 und 10 nehmen wir einen Wert von 1 an, dem ein perfekter Gesundheitszustand entspricht. Den Wert für das Alter 100 setzen wir für Männer und Frauen mit 0,55 in allen Kalenderjahren fest. Um die Werte für die Zeitpunkte 1980, 1990, 2000 und 2003 so-

¹⁰⁴ Greiner et al. (1996) geben einen Überblick über Studien, die zeigen, dass die Selbstwahrnehmung (*self-assessed health status*) mit objektiven Parametern des Gesundheitszustands korreliert.

¹⁰⁵ Daneben werden auch Erhebungen zum Gesundheitszustand in regelmäßigen Abständen vorgenommen. Die Daten aus dem Europäischen Haushaltspanel ECHP sind für Österreich von 1995 bis 2001 verfügbar, während die Gemeinschaftsstatistiken über Einkommen und Lebensbedingungen EU-SILC erst ab 2003 durchgeführt werden. Die Daten aus den drei unterschiedlichen Erhebungen sind nur eingeschränkt vergleichbar, da die Stichprobengröße dieser beiden weit unter derjenigen des Mikrozensus liegt und es vor allem in Altersgruppen mit kleinem Umfang zu unzuverlässigen Ergebnissen kommt. Zweitens unterscheidet sich die Formulierung der Frage nach dem Gesundheitszustand in allen drei Erhebungen, sodass die Ergebnisse nur eingeschränkt verglichen werden können (siehe Statistik Austria, Statistische Nachrichten 2/2005, S. 133).

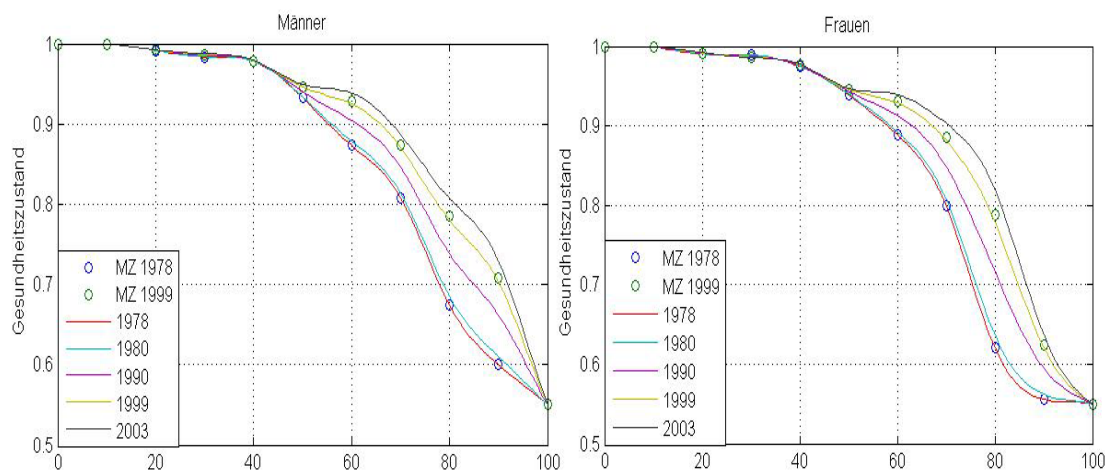


Abbildung 4.4: Anteil an „sehr gut“, „gut“ und „befriedigend“ der jeweiligen Altersstufe von 1978 bis 2003, nach Alter und Geschlecht (Quelle: Eigene Berechnungen; Statistik Austria, MZ 1978 und 1999).

wie den einzelnen Altersstufen zu erhalten, führen wir eine zweidimensionale Inter- und Extrapolation mittels kubischer Splines der Daten durch.

Wie in Abbildung 4.4 und 4.5 zu sehen, nimmt der selbst eingeschätzte, durchschnittliche Gesundheitszustand mit dem Alter ab. Frauen haben im Allgemeinen eine pessimistischere Wahrnehmung ihrer Gesundheit im Verhältnis zu Männern, was in einem gewissen Widerspruch zu ihrer höheren Lebenserwartung steht. Von 1978 bis 1999 verbesserte sich der subjektive Gesundheitszustand vor allem bei den Älteren; diese Beobachtung deckt sich mit Doblhammer und Kytir (2001).

Mithilfe der geschlechter- und altersabhängigen Mortalitätsraten¹⁰⁶ $m(a)$ als Approximation für die *hazard rate* $\lambda(a)$, aus denen die Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion S berechnet wird, und Morbiditäten $H(a)$ lässt sich nun die Zahlungsbereitschaft¹⁰⁷ eines repräsentativen Individuums in Abhängigkeit von seinem Alter und Geschlecht für die Gesundheitsverbesserung der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 nach Gleichung (2.21) bestimmen.

Abbildung 4.6 zeigt die berechneten Werte absolut und relativ. Folgende Ergebnisse sind erwähnenswert. Das Maximum der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 beträgt bei den Männern € 151.180, 87.430 und 22.620 im Alter von 52, 55 und 50 Jahren bzw. bei den Frauen € 140.900, 74.740 und 18.540 im Alter von 59, 62 und 62

¹⁰⁶ Wir verwendeten dieselbe Datenquelle HMD (2005) wie schon zuvor im Rahmen des Humankapital-Ansatzes in Kapitel 3.2.1 (siehe Abb. 3.6, S. 59). Siehe auch die Ausführungen in Fußnote 3.4, S. 81.

¹⁰⁷ Genauer: dessen *willingness to accept*, da das Referenzjahr 2003 ist und wir im Modell die Gesundheit rechnerisch auf das Niveau 1980, 1990 bzw. 2000 setzen. Dadurch stellen wir das Individuum im Jahr 2003 schlechter.

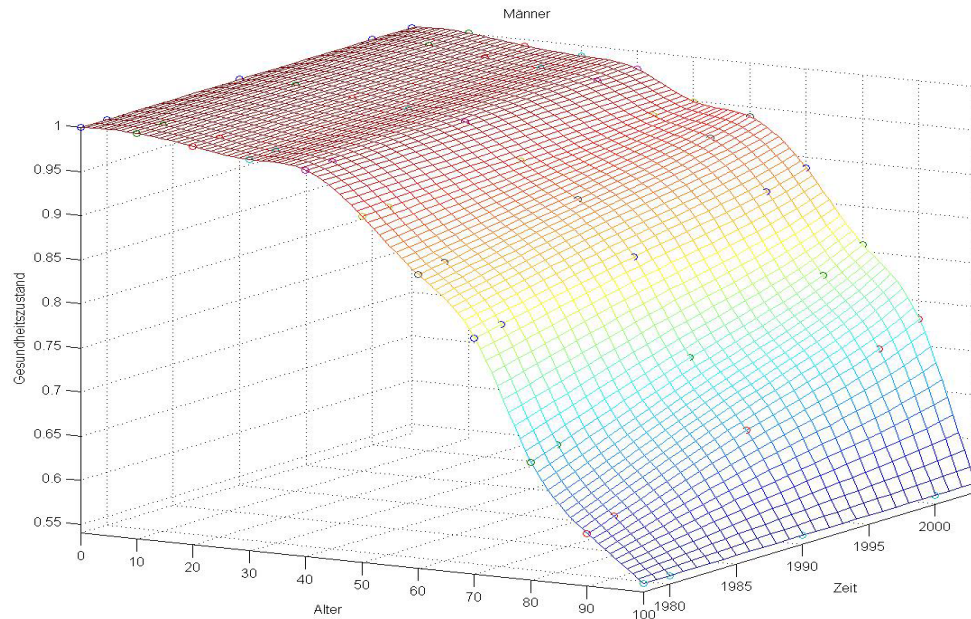


Abbildung 4.5: Dreidimensionale Darstellung des Anteils an „sehr gut“, „gut“ und „befriedigend“ der jeweiligen Altersstufe von 1978 bis 2003 für Männer (Quelle: Eigene Berechnungen; Statistik Austria, MZ 1978 und 1999).

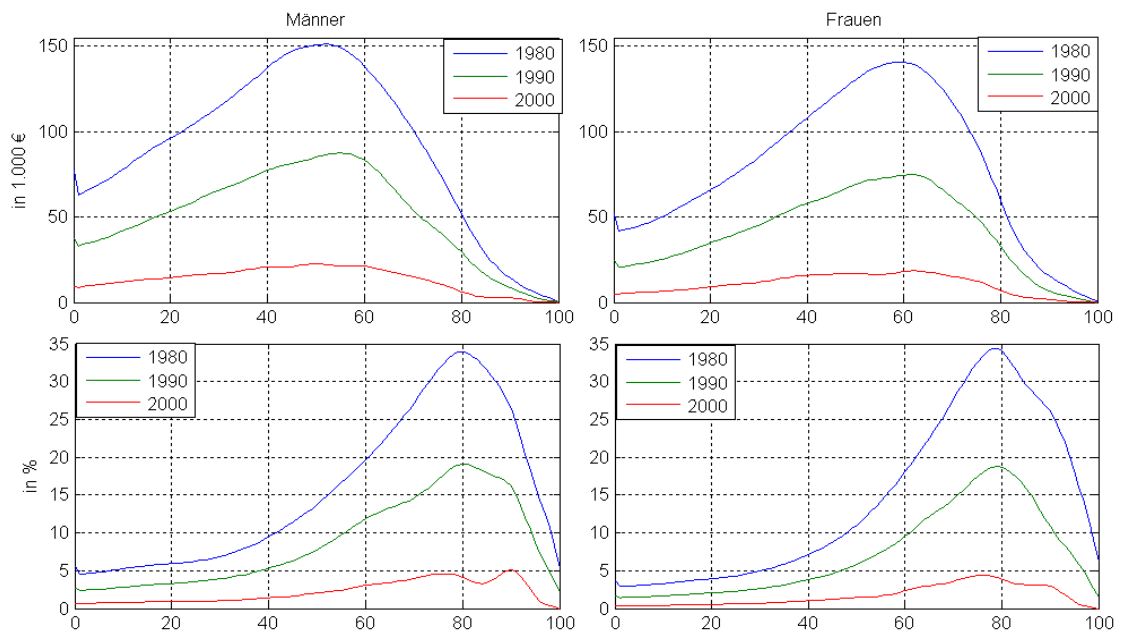


Abbildung 4.6: Individuelle Zahlungsbereitschaft für verbesserte Gesundheit der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003, nach Alter und Geschlecht (Quelle: Eigene Berechnungen).

Jahren. Die größten Zuwächse „lukrierten“ demnach im Unterschied zu den Berechnungen des *value of labour* im Humankapital-Ansatz (siehe Abb. 3.16, S. 84) die mittleren Altersgruppen, bei den Frauen die 60-Jährigen, bei den Männern die 55-57-Jährigen. Dies entspricht den beobachteten Reduktionen in der wichtigsten Krankheitsgruppe – der Herz-Kreislauf-Erkrankungen (siehe Abb. 3.5, S. 59). Obwohl die Altersgruppen über 60 ebenso von reduzierter HK-Mortalität profitierten, so sind die absoluten Zugewinne bei den Altersgruppen, die kurz vor Eintritt in die Periode des ausgeprägten Risikos stehen, am größten. Dies ist eine Eigenschaft des Modells (siehe S. 32). Weiters sind beträchtliche Zuwächse im Zeitraum 2000 bis 2003 zu beobachten. Wir führen dies auf die starke Abnahme der Herz-Kreislauf-Erkrankungen in jüngster Zeit zurück (siehe Abb. 3.4, S. 81). Relativ gesehen profitierte die Altersgruppe um das 80. Lebensjahr sowohl bei Frauen als auch bei Männern am meisten. Grund hierfür ist das ab 60 stark zunehmende Basisrisiko, sodass sich kleine Veränderungen in der Überlebenswahrscheinlichkeit stärker auswirken.¹⁰⁸ Weiters ist derselbe Effekt wie im Humankapital-Ansatz aufgrund verbesserter Säuglingssterblichkeit (*sudden infant death*) von 1980 bis 2003 festzustellen, der jedoch ab 1990 abflacht und in der Periode 2000-2003 nicht mehr zu beobachten ist. Bemerkenswert ist ebenso der Umstand, dass die Zahlungsbereitschaft einer/s ca. 80-Jährigen für verbesserte Gesundheit ungefähr der eines Neugeborenen entspricht. Der Humankapital-Ansatz misst hingegen dieser hohen Altersgruppe kaum einen ökonomischen Wert bei. Hierin äußert sich der konzeptionelle Unterschied zwischen WTP- und Humankapital-Ansatz.

Abbildung 4.6 zeigt die Zahlungsbereitschaft für verbesserte Mortalität *und* Morbidität. Wie Berechnungen des WTP aus alleiniger Verbesserung der Morbidität zeigen (nicht dargestellt), trägt ein verbesserter Gesundheitszustand der Perioden 1980-2003, 1990-2003, 2000-2003 bei den 40-, 50- bzw. 60-jährigen Männern rund 34,6%, 34,8%, 40,1% bzw. 39,4%, 39,5%, 45,6% bzw. 40,0%, 37,6%, 45,2% zur gesamten Zahlungsbereitschaft für Mortalität und Morbidität bei. Bei den entsprechenden Perioden und Altersgruppen der Frauen liegt die Zahlungsbereitschaft bei 52,0%, 55,6%, 70,2% bzw. 51,6%, 55,2%, 68,4% bzw. 48,3%, 51,0%, 57,1%. Der Anstieg des Anteils des Gesundheitszustandes am WTP mit zunehmendem Alter beruht auf der speziellen Modellierung der Nutzenfunktion in Gleichung (2.10): $H \cdot u(\cdot)$. Dadurch fließt in die Berechnung des WTP der relative Anstieg des Gesundheitszustandes und nicht das absolute Niveau von H (siehe Gleichung (2.21)) ein, was zu einer Verstärkung der Effekte aus verbesserter Morbidität im mittleren bis hohen Alter führt. Dieser Effekt verursacht obendrein den

¹⁰⁸ Dieser Effekt dürfte auch Ursache für den „Gipfel“ im Altersprofil der relativen Zuwächse in Abb. 4.6 bei den 90-jährigen Männern sein, welchen wir als Daten-Artefakt einstufen.

Tabelle 4.2: Aggregierte Zahlungsbereitschaft W für verbesserte Gesundheit der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 nach Geschlecht, bewertet zu 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen)

	1980-2003		1990-2003		2000-2003	
	in Mio.€	in %	in Mio.€	in %	in Mio.€	in %
Frauen	386.447	46,6	204.063	45,0	51.641	44,0
Männer	443.451	53,4	249.111	55,0	65.779	56,0
gesamt	829.898		453.174		117.420	
pro Jahr	36.083		34.860		39.140	

höheren Anteil am WTP bei den Frauen im Vergleich zu den gleichaltrigen Männern, da Frauen im Allgemeinen ein niedrigeres Niveau des Gesundheitszustandes in Befragungen angeben.¹⁰⁹

Summiert man die individuelle, altersspezifische Zahlungsbereitschaft $WTP(a)$ aus Abbildung 4.6 über die entsprechende Anzahl der jeweiligen Kohorte im Jahr 2003, $Pop(a)$, bis zur terminalen Altersgruppe T , so erhält man die aggregierte Zahlungsbereitschaft¹¹⁰ $W = \sum_{a=0}^T WTP(a)Pop(a)$ für die beobachtete Gesundheitsverbesserung der jeweiligen Perioden, welche die derzeitige Bevölkerung 2003 bereit wäre zu zahlen. Wie aus Tabelle 4.2 ersichtlich, bewegen sich die Beträge im dreistelligen Milliarden-Bereich. Zum Vergleich: Das BIP betrug 2003 rund € 226.240 Mio. Die durchschnittliche aggregierte Zahlungsbereitschaft pro Jahr aus verbesserter Gesundheit der Periode 1980-2003 bewertet zum Jahr 2003 beträgt demnach rund 16,0% des BIP.¹¹¹ Dieses Ergebnis lässt sich folgendermaßen präzisieren. Die Bevölkerung des Referenzjahres 2003 müsste man mit rund 16% ihres BIP kompensieren, würde man die durchschnittliche Mortalitäts- und Morbiditätsverschlechterung eines Jahres hypothetischerweise einführen. Oder umgekehrt betrachtet: Die Bevölkerung 2003 wäre bereit 16% ihres BIP für die entsprechende Gesundheitsverbesserung zu zahlen. Im Humankapital-Ansatz waren es nur 2% (siehe Tab. 3.6, S. 86).

¹⁰⁹ Der beträchtliche Effekt der Morbidität auf die Zahlungsbereitschaft legt daher eine neue Definition des *value of life* nahe, in welcher neben Mortalität auch Morbidität berücksichtigt wird. Siehe dazu Kapitel 2.3.1, S. 17.

¹¹⁰ Siehe Gleichung (2.24), S. 32, erster Term.

¹¹¹ Murphy und Topel (2006), auf deren Arbeit sich unsere Methode stützt, erhielten in einer analogen Rechnung mit US-Daten für die Perioden 1980-1990 bzw. 1990-2000 \$ 7.305 bzw. 8.240 pro Kopf und Jahr, bezogen auf das Jahr 2004. Das sind im Schnitt 25,7% vom jeweiligen BIP pro Kopf (eigene Berechnung mithilfe der Daten aus Tab. 3 bei Murphy und Topel (2006)). Das vergleichsweise höhere Ergebnis ist auf deren höher veranschlagten VOL-Wert in der Höhe von \$ 6,3 Mio. zurückzuführen.

Die Individuen wären demnach bereit gewesen, für die erhaltene Gesundheitsverbesserung weit mehr als die tatsächlich getätigten Gesundheitsausgaben zu zahlen. Ob die Individuen diese Ausgabensteigerung sich hätten leisten können, wird im Zahlungsbereitschaftsansatz nicht geprüft. Im nächsten Kapitel wollen wir diesem Nachteil der herkömmlichen WTP-Methodik nachgehen.

4.2.3 *Willingness to pay* und Gesundheitsausgaben

Ohne Gesundheitsausgaben keine Gesundheit. Das vorige Kapitel berechnete die individuelle Zahlungsbereitschaft letztendlich aus dem höheren Nutzen, welcher durch Konsum und Freizeit eines verlängerten und qualitativ besseren Lebens entsteht. Dabei ignorierten wir Gesundheitsausgaben, was zu einer Überschätzung der individuellen Zahlungsbereitschaft führt. In diesem Kapitel werden wir nun die individuellen Gesundheitsausgaben im Konsumprofil berücksichtigen und leiten eine Nettopahlungsbereitschaft *netWTP* für verbesserte Gesundheit der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 ab. Übersteigen die Ausgaben den Nutzen aus verbesserter Gesundheit, so ist dieser Betrag negativ und das Individuum würde diese bestimmte medizinische Maßnahme nicht bezahlen wollen.

In Österreich ist die Angebots- und Nachfrageseite im Gesundheitswesen stark von der allgemeinen Versicherungspflicht bei den gesetzlichen Sozialversicherungsträgern geprägt. Das heißt, die Versicherten finanzieren das derzeitige System neben relativ niedrigen Selbstbehalten durch gedeckelte, einkommensabhängige Krankenversicherungsbeiträge. Die finanziellen Aufwendungen im Erkrankungsfall werden somit vom Versicherungssystem weitestgehend abgedeckt. Die tatsächlichen durchschnittlichen Gesundheitsausgaben der Krankenkassen für eine bestimmte Altersgruppe spiegeln somit nicht die Kosten wider, die das Individuum im Erkrankungsfall selbst tragen müsste.

Um dennoch Gesundheitsausgaben im Zahlungsbereitschafts-Ansatz berücksichtigen zu können, greifen wir wie schon im vorigen Kapitel 4.2.2 auf die Nettoäquivalenzeinkommens- und -konsumprofile der österreichischen Haushalte zurück (siehe Abb. 4.1, S. 99) und rechnen diese einem repräsentativen Individuum zu. Wenn dieses hypothetische Individuum in der konstruierten krankenversicherungsfreien Gesellschaft für seine anfallenden Gesundheitsausgaben selbst aufkommen soll, müssen diesem die tatsächlich geleisteten Krankenversicherungsbeiträge wieder „zurückgegeben“ werden. Im Jahr 2003 führte der Arbeitgeber Krankenversicherungsbeiträge für Arbeiter bzw. Angestellte in der Höhe von 6,3% bzw. 7,1% (Summe aus Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeiträgen) an die Sozialversicherungsträger ab. Als gewichteten Durchschnitt wählen wir 7,0%, was rund 7,5% *im Hundert* entspricht. Wir multiplizieren also das Nettoäquivalenzeinkommen

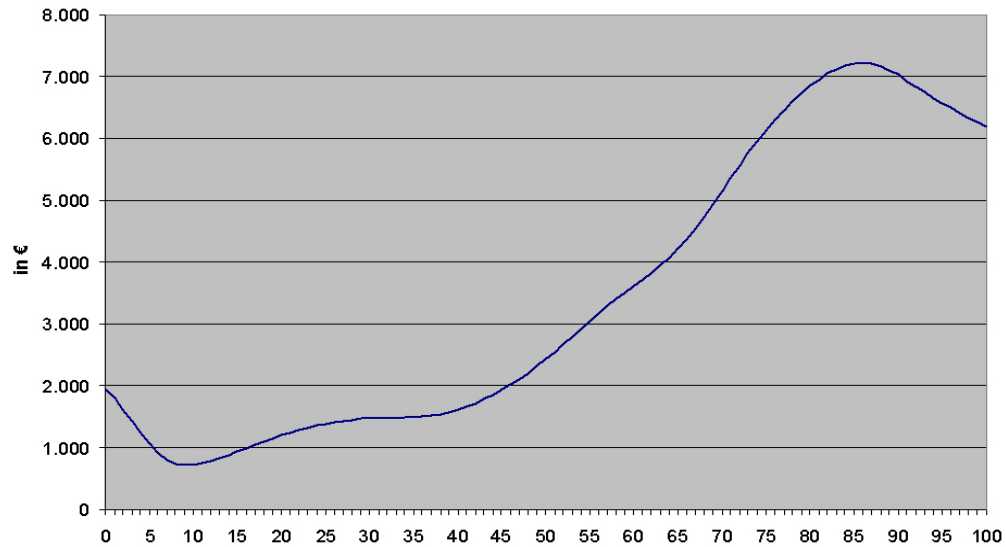


Abbildung 4.7: Durchschnittliche Gesundheitsausgaben nach Alter, im Jahr 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen, IHS).

mit einem Faktor von 1,075 und erhalten quasi ein Bruttoeinkommensprofil vom 20. bis zum 90. Lebensjahr.

Das Institut für Höhere Studien erstellte geschlechterspezifische Altersprofile der aggregierten Gesundheitsausgaben pro Kopf in 5-Jahresgruppen für das Jahr 2000 (siehe Hofmarcher und Riedel (2002)). Für unsere Berechnungen ziehen wir diese Daten¹¹² heran, die mittels eines Aufwertungsfaktors die gesamten öffentlichen sowie privaten Ausgaben erfassen. Da die Äquivalenzeinkommen- und -konsumprofile der Haushalte geschlechterneutral vorliegen, berechneten wir mithilfe der Bevölkerungszahlen der einzelnen Alterskohorten¹¹³ ein gemeinsames Gesundheitsausgabenprofil in 5-Jahresgruppen und interpolierten mit kubischen Splines. Abbildung 4.7 zeigt die aggregierten Gesundheitsausgaben nach Alter für das Jahr 2003. Wie man erkennen kann, werden die Geburtskosten statistisch nicht der Mutter, sondern dem Neugeborenen zugeschrieben. Die verbleibenden Gesundheitsausgaben im Laufe einer Schwangerschaft ordnet die Statistik den Müttern zu, was sich in einem Kostenanstieg für die Periode des gebärfähigen Alters niederschlägt. Danach steigt das Ausgabenprofil kontinuierlich an, erreicht sein Maximum bei 86 Jahren und flacht im hohen Alter ab. Da die Daten nur bis zur Altersgruppe 95 vorlagen, schrieben wir den Trend bis zum Alter 100 linear fort.

Das angepasste Konsumprofil berechneten wir nun durch numerische Optimierung

¹¹² Gerald Röhrling, IHS, stellte uns die Daten dankenswerterweise zur Verfügung.

¹¹³ Siehe Statistik Austria, Statistisches Jahrbuch 2005, Tab. 2.11.

der Erwartungsnutzenfunktion $U(20)$ eines 20-Jährigen (siehe Gleichung (2.10) im Kapitel 2.3.2, S. 26):

$$U(20) = \sum_{t=20}^{90} H(t)u(z(t))\tilde{S}(t, 20), \quad \text{mit} \quad u(z(t)) = \frac{z(t)^{1-\sigma^{-1}} - z_0^{1-\sigma^{-1}}}{1 - \sigma^{-1}} \quad (4.1)$$

unter der Nebenbedingung $\sum_{t=20}^{90} [y(t) - k(t) - c(t)] \tilde{S}(t, 20) \leq 0$. Der normierte Gesundheitszustand H und die diskontierte Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $\tilde{S}$ sind aus dem Basisjahr 2003. Die Kontrollvariable z beinhaltet neben Konsumgütern auch monetär bewertete Freizeit und entspricht in unserem Modell dem vollen Konsum c^F wie bereits bei den Berechnungen im vorigen Kapitel 4.2.2.¹¹⁴ Die durchgeführte Berechnung des neuen Konsumprofils stellt damit eine Verbesserung gegenüber den Berechnungen bei Murphy und Topel (2006) dar. Die Autoren berechneten den zweiten Term in Gleichung (2.23) und stellten diesen der ermittelten „Brutto“zahlungsbereitschaft gegenüber.

Der resultierende Konsumpfad ist robust gegenüber verschiedenen Spezifikationen der Elastizität der intertemporalen Substitution bezüglich Konsum, σ , aufgrund der Bindung der Budgetrestriktion. Die Ergebnisse sind jedoch nicht robust gegenüber den Anfangswerten der Koeffizienten des Polynoms 3. Grades des Konsumprofils. Wir wählten daher die Koeffizienten des ursprünglichen Konsumpfads als Anfangswerte. Wie Abbildung 4.8 zeigt, liegt das geänderte Konsumprofil (= „Nettokonsum“, 4. Linie von oben) unterhalb des ursprünglichen Profils (3. Linie) und nimmt mit dem Alter ab. Die Differenz nimmt aufgrund der stärkeren Diskontierung mit dem Alter zu. Gesundheitsausgaben (5. Linie) plus Nettokonsum ergeben den „Bruttokonsum“ (oberste Linie). Wie aus der Abbildung ersichtlich, übersteigt der Bruttokonsum das Bruttoeinkommen (2. Linie) in jungen Jahren, fällt ab dem 30. Lebensjahr unter das Einkommen und übersteigt dieses wiederum ab dem 65. Lebensjahr – dies ist auf den Anstieg der Gesundheitsausgaben im letzten Lebensabschnitt zurückzuführen. Das Individuum reagiert demnach mit reduziertem Konsum über die gesamte Lebensspanne und zusätzlich mit Ansparen im mittleren Alter auf die finanzielle Belastung im hohen Alter.

Nach Bestimmung der adaptierten Konsumkurve gehen wir analog den VOL-Berechnungen in Kapitel 4.2.1 vor. Wir berechnen aus Bruttoeinkommen und -konsum den *value of a life-year* (siehe Gleichung (2.18), S. 29) und mithilfe des Gesundheitsausgabenprofils

¹¹⁴ Siehe Kapitel 2.3.2, S. 29.

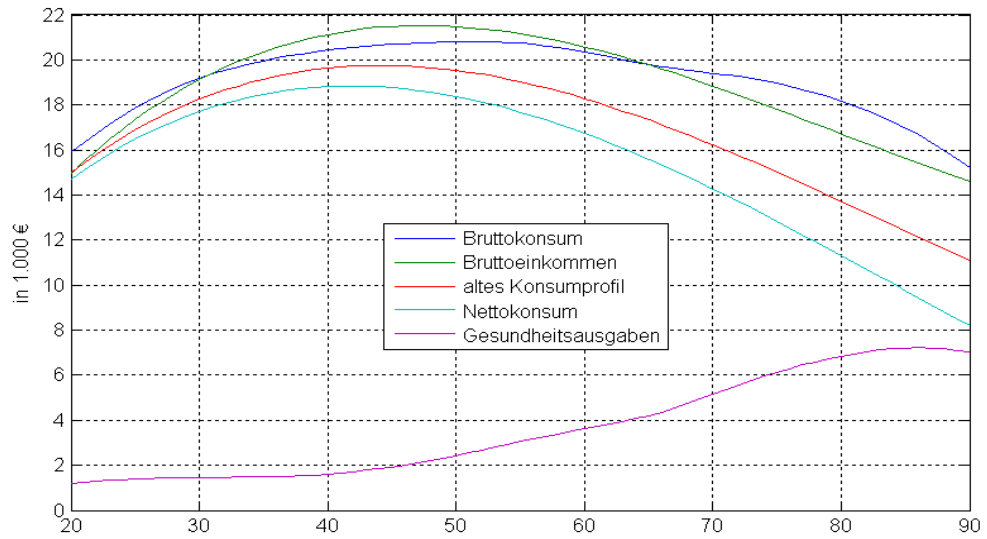


Abbildung 4.8: Einkommens- und Konsumprofile der Haushalte unter Berücksichtigung der Gesundheitsausgaben, im Jahr 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen).

den Nettoglebenswert (*net value of life*, netVOL) bzgl. 2003:

$$\text{netVOL}(a) = \sum_{t=a}^T [y^F(t) - k(t) + c^F(t)\Phi(z(t))] S(t, a) \quad (4.2)$$

Um die Nettozahlungsbereitschaft netWTP, welche die Differenz des netVOL zu unterschiedlichen Zeitpunkten misst, nach Gleichung (2.23) zu erhalten, benötigen wir neben Gesundheitszustand und Überlebenswahrscheinlichkeit aus dem vorigen Kapitel zusätzlich Gesundheitsausgabenprofile zu 1980, 1990 und 2000. Das Profil für das Jahr 2000 entnahmen wir der Studie von Hofmarcher und Riedl (2002) und passten es mittels der Wachstumsrate den Gesundheitsausgaben pro Kopf (BIP 2000= 100) der Periode 2000 bis 2003 von rund 5,3% an. Da uns für die Jahre 1990 und 1980 keine Berechnungen der Gesundheitsausgaben nach Altersgruppen vorlagen, wurden die aufdiskontierten Werte vom Jahr 2000 entsprechend der Steigerungen der Gesundheitsausgaben pro Kopf abdiskontiert.¹¹⁵ Mit den dermaßen konstruierten Ausgabenprofilen der einzelnen Zeitpunkte berechneten wir nun die jeweiligen Nettozahlungsbereitschaften (netWTP) nach Gleichung (2.23).

¹¹⁵ Die Daten stammen von OECD Health Data (Oct. 2006). Die Zeitreihe *total expenditures on health per capita national currency unit at 2000 GDP* weist Strukturbrüche in den Jahren 1975, 1980 und 1995 auf. Wie in Kapitel 3.4, S. 87, beschrieben, konstruierten wir eine um diese Strukturbrüche bereinigte Zeitreihe, auf welcher die folgenden Berechnungen beruhen.

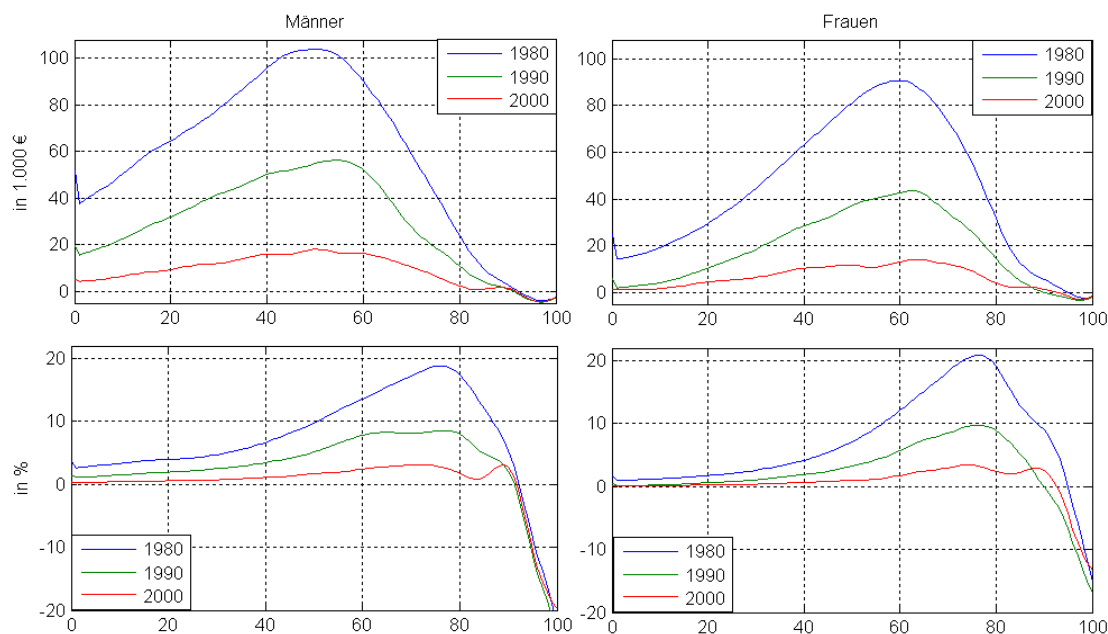


Abbildung 4.9: Individuelle Nettozahlungsbereitschaft für verbesserte Gesundheit der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 nach Alter und Geschlecht, absolut und in Prozent, Basis 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen).

chung (2.23). Abbildung 4.9 zeigt die absoluten und relativen Differenzen der netWTP für die Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 mit Basis 2003. Vergleicht man die Profile mit denen der „Brutto“ zahlungsbereitschaft, WTP, aus Abbildung 4.6, S. 106, so ähneln sich die Verläufe, nur die Niveaus sind unterschiedlich. Das netWTP-Maximum der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 beträgt bei den Männern € 103.860, 56.330 und 18.090 im Alter von 51, 54 und 50 Jahren bzw. bei den Frauen € 90.610, 43.390 und 14.070 im Alter von 60, 62 und 63 Jahren. Die größten relativen netWTP-Zuwächse liegen hingegen im Altersbereich von 75 und 80 Jahren. Die Nettozahlungsbereitschaft beträgt für die Perioden 1980-2003, 1990-2003, 2000-2003 bei den 40-, 50- bzw. 60-jährigen Männern rund 30%, 35%, 23% bzw. 31%, 35%, 20% bzw. 65%, 63%, 77% der entsprechenden Bruttozahlungsbereitschaft. Bei den korrespondierenden Perioden und Altersgruppen der Frauen liegt die Zahlungsbereitschaft bei 42%, 51%, 35% bzw. 38%, 46%, 31% bzw. 64%, 57%, 73%. Damit liegt die Zahlungsbereitschaft der Individuen nach Abzug der „wahren“ altersabhängigen Gesundheitskosten deutlich unter dem „Brutto“-WTP aus dem vorigen Kapitel. Ab einem Alter von 92 bzw. 90 Jahren werden die jeweiligen Nettozahlungsbereitschaften negativ. Das bedeutet, dass die Kos-

Tabelle 4.3: Aggregierte Nettozahlungsbereitschaft $netW$ für verbesserte Gesundheit der Perioden 1980-2003, 1990-2003 und 2000-2003 nach Geschlecht, bezogen auf das Jahr 2003 (Quelle: Eigene Berechnungen)

	1980-2003		1990-2003		2000-2003	
	in Mrd.€	in %	in Mrd.€	in %	in Mrd.€	in %
Frauen	218,88	42,5	94,90	38,4	32,05	40,5
Männer	295,74	57,5	151,94	61,6	47,03	59,5
gesamt	514,62		246,83		79,07	
pro Jahr	22,39		18,99		26,36	

ten für diese Altersstufen den Nutzen aus gesundheitlichen Verbesserungen übersteigen. Ein Individuum würde folglich diese Ausgaben nicht tätigen. Wir möchten jedoch anmerken, dass sich diese Schlussfolgerung nicht auf die Situation eines sozialen Planers übertragen lässt. Einerseits sprechen ethische und soziale Gründe dagegen, andererseits zogen wir für unsere Berechnungen ein repräsentatives Individuum heran. In der Realität unterscheiden sich individuelle Präferenzen für Konsumgüter und Gesundheit aufgrund unterschiedlicher Nutzenfunktionen beträchtlich. Außerdem werden die negativen Zahlungsbereitschaften im hohen Alter durch die hohen positiven Beträge in den restlichen Altersgruppen mehr als kompensiert.

Summiert man die altersspezifische Nettozahlungsbereitschaft $netWTP(a)$ aus Abbildung 4.9 über die entsprechende Anzahl der jeweiligen Kohorte im Jahr 2003, $Pop(a)$, bis zur letzten Altersgruppe T , so erhält man die *aggregierte Nettozahlungsbereitschaft* $netW = \sum_{a=0}^T netWTP(a) Pop(a)$ für die beobachtete Gesundheitsverbesserung der jeweiligen Perioden, welche die derzeitige Bevölkerung 2003 unter Berücksichtigung der Gesundheitskosten bereit wäre zu zahlen. Wie aus Tabelle 4.3 hervorgeht, bewegen sich die Beträge wie zuvor im aggregierten „Brutto“wert (siehe Tab. 4.2, S. 108) im dreistelligen Milliarden-Bereich. Der durchschnittliche $netW$ pro Jahr aus verbesserter Gesundheit der Periode 1980-2003 bezogen auf das Jahr 2003 beträgt demnach rund 9,9% des BIP.

Das bedeutet, dass die Bevölkerung 2003 von den vergangenen Gesundheitsverbesserungen auch nach Abzug der geleisteten Gesundheitsausgaben in einer Größenordnung, die ca. 10% des BIP widerspiegeln, profitiert. Dies entspricht einer Verdoppelung der gesamten Gesundheitsausgaben (2003: € 21.802 Mio.).

Das folgende Kapitel schließt den empirischen Teil mit einer Sensitivitätsanalyse bezüglich der wichtigsten Ergebnisse ab.

4.3 Sensitivitätsanalyse

Die in den vorherigen Kapiteln 4.2.2 bzw. 4.2.3 durchgeführten Berechnungen evaluierten den monetären Wert von verbesserter Gesundheit der Periode 1980 bis 2003 mittels der individuellen Zahlungsbereitschaft bzw. Nettopahlungsbereitschaft. Dazu setzten wir das Lebenszyklus-Modell nach Murphy und Topel (2006) anhand österreichischer Daten um. Dieses Modell basiert auf dem über die gesamte Lebensspanne gerechneten Erwartungsnutzen des Individuums (siehe Kapitel 2.3.2, S. 26). In diese Nutzenfunktion fließen zwei wichtige Parameter ein, welche wir als gegeben annahmen: Der Zinssatz, r , und die Elastizität der intertemporalen Substitution von Konsum, σ (*elasticity of intertemporal substitution*).

Der **Zinssatz** bestimmt durch die Höhe der Abdiskontierung von zukünftigem Nutzen den Gegenwartswert aus dem Altersprofil von Konsum und Freizeit. Je höher der Zinssatz, desto geringer bewertet das Individuum zukünftigen Mehrnutzen, bspw. aufgrund einer lebensverlängernden Gesundheitsmaßnahme. Die Zahlungsbereitschaft dafür nimmt dementsprechend ab. Die **Elastizität der intertemporalen Substitution** ist ein Maß für die Elastizität der Nachfrage nach heutigem Konsum. Bei einem niedrigen σ -Wert ist das Individuum einer Konsumreallokation hin zu späteren Zeitpunkten abgeneigt.¹¹⁶ Eine Erhöhung von σ führt zu einer Abnahme der Zahlungsbereitschaft bei gegebenem Vermögen und gegebener Gesundheitsverbesserung.

Das Grundszenario in den Kapiteln 4.2.2 und 4.2.3 rechnete mit $r = 3\%$ und $\sigma = 0,5$. Dies sind plausible Werte, welche in der Literatur angewendet werden. Um die Reagibilität der Ergebnisse hinsichtlich Änderungen in den Parameterwerten zu untersuchen, führten wir eine Sensitivitätsanalyse durch. Wir variierten den Zinssatz von 1% bis 10% und σ von 0,3 bis 0,9, ceteris paribus. Bei der Darstellung der aggregierten (gesellschaftlichen) Zahlungsbereitschaft W und Nettopahlungsbereitschaft $netW$ für die beobachteten Gesundheitsverbesserungen beschränken wir uns auf die Periode 1980-2003. Tabelle 4.4 zeigt die Ergebnisse, bezogen auf ein Jahr, wobei die Ergebnisse für Männer und Frauen bereits addiert sind. Im Grundszenario erhielten wir bei $r = 0,03$ und $\sigma = 0,5$ eine aggregierte Zahlungsbereitschaft W der Frauen und Männer von im Schnitt rund € 36.000 pro Jahr für eine entsprechende Gesundheitsverbesserung des Zeitraumes 1980-2003. Die Nettopahlungsbereitschaft $netW$, also der WTP von Männern und Frauen unter Berücksichtigung der korrespondierenden Gesundheitsausgaben, belief sich auf rund € 22.400 pro Jahr. Bei sehr niedriger Elastizität der intertemporalen Substitution, $\sigma = 0,3$, erhöht sich W um 77% auf rund € 64.000, die Nettopahlungsbereitschaft $netW$ sogar um 111%

¹¹⁶ Siehe dazu die Beschreibung der Modelleigenschaften in Kapitel 2.3.2, S. 29.

Tabelle 4.4: Aggregierte Zahlungsbereitschaft W und Nettopahlungsbereitschaft $netW$ in verschiedenen Szenarien für verbesserte Gesundheit der Periode 1980-2003, bezogen auf das Jahr 2003, gesamt (Männer und Frauen) (Quelle: Eigene Berechnungen)

	W		$netW$	
	in Mio. € pro Jahr	Änderung in %	in Mio. € pro Jahr	Änderung in %
Grundszenario ($r = 0,03, \sigma = 0,5$)	36.083		22.375	
$\sigma = 0,3$	63.899	77%	47.169	111%
$\sigma = 0,7$	29.182	-19%	16.256	-27%
$\sigma = 0,9$	26.152	-28%	13.576	-39%
$r = 0,01$	65.802	82%	42.346	89%
$r = 0,05$	23.262	-36%	14.016	-37%
$r = 0,10$	10.468	-71%	5.696	-75%

auf rund € 47.000, das sind 20,9% des nominellen BIP 2003. Erhöhten wir im Modell σ von 0,5 auf 0,7, so reduzierte sich W bzw. $netW$ um 19% bzw. 27% auf € 29,2 bzw. 16,3 Mrd. Dies entspricht 12,9% bzw. 7,2% vom BIP 2003. Eine Erhöhung von σ auf 0,9 ergab eine Reduktion der W - bzw. $netW$ -Werte um 28% bzw. 39% auf rund € 126,2 bzw. 13,6 Mrd.; das sind 11,6% bzw. 6,0% vom BIP 2003.

Die Sensitivität des Zinssatzes auf Änderungen zeigt ein ähnliches Muster. Ein niedriger Zinssatz von 1% resultiert in einer Erhöhung der Modellergebnisse um 82% bzw. 89%. Fixiert man diesen Parameter bei 5% sowie 10%, so erhalten wir eine Abnahme der W - bzw. $netW$ -Werte von 36% bzw. 37% sowie 71% bzw. 75%. Die Ergebnisse von $netW$ sinken demnach von rund € 22,4 Mrd. im Grundszenario auf € 14,0 sowie 5,7 Mrd., also von 9,9% auf 6,2% sowie 2,5% des BIP. Wie eingangs erwähnt, diskontiert ein höherer Zinssatz Gesundheitsverbesserung im hohen Alter stärker ab und reduziert die Zahlungsbereitschaft des Individuums.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass eine 10%-Veränderung der Parameter σ und r im Grundszenario eine entsprechende Abnahme der aggregierten Zahlungsbereitschaften W und $netW$ zwischen 7% und 13% bewirkt. Damit ist die Sensitivität der Ergebnisse bzgl. Parameteränderungen zwar vorhanden, jedoch nicht überproportional. In keinem Szenario wird die aggregierte Nettopahlungsbereitschaft negativ. Der monetäre Nutzen der Gesellschaft aus den Gesundheitsverbesserung der letzten Jahrzehnte überwiegt somit in jedem Szenario die Gesundheitsausgaben.

Mit diesem Kapitel beenden wir den empirischen Teil unserer Arbeit. Das anschlie-

ßende und letzte Kapitel fasst die wichtigsten Ergebnisse dieser Studie zusammen. Dabei wird die Bedeutung des Modells nach Murphy und Topel (2006) für zukünftige Entwicklungen in der Kosten-Nutzen-Analyse und im Humankapital-Ansatz betont.

Kapitel 5

Zusammenfassung

Die vorliegende Dissertationsarbeit schätzt den monetären Wert gesundheitlicher Verbesserungen der Vergangenheit seit 1980 in Österreich mithilfe zweier in der ökonomischen Literatur etablierten Ansätze: **Humankapital-** und **Zahlungsbereitschafts-**Ansatz. In Abschnitt 4 berechneten wir mithilfe der individuellen Zahlungsbereitschaft den monetären Wert, der den aggregierten Gewinnen an Lebenszeit und Gesundheit aus individueller Sicht zukommt. In Abschnitt 3, welche den Humankapital-Ansatz behandelte, verwendeten wir eine modifizierte Version des Lebenszyklus-Modells nach Murphy und Topel (2006) zur Berechnung von Produktivitätssteigerungen der Erwerbsbevölkerung aufgrund der beobachteten Gesundheitsverbesserungen von 1980 bis 2003. Wir konnten die Forschungsfrage nach einer ökonomischen Evaluierung der Gesundheitsverbesserungen der vergangenen zwei Jahrzehnte positiv beantworten: Die volkswirtschaftlichen Effekte bzw. der Nutzen aus gesteigerter Lebensqualität und -quantität überwiegen in beiden angewandten Methoden die in diesem Zeitraum getätigten Gesundheitsausgaben.

Der Unterschied zwischen dem Zahlungsbereitschafts- (*willingness to pay*, WTP) und Humankapital-Ansatz umspannt zwei Dimensionen. Erstens beziehen sich beide Ansätze auf unterschiedliche Betrachtungsebenen, nämlich mögliche gesamtwirtschaftliche Produktionssteigerungen durch Gesundheit im Humankapital-Ansatz und individuelle Nutzensteigerung im WTP-Ansatz. Zweitens beziehen sich beide Ansätze auf Gesundheitsverbesserung in unterschiedlichen Bevölkerungsschichten. Der Humankapital-Ansatz berücksichtigt lediglich die Erwerbsbevölkerung.

Der Zahlungsbereitschafts-Ansatz im Rahmen der Kosten-Nutzen-Analyse beschreibt zur Bewertung von Gesundheit einen anderen Weg. Im Gegensatz zum Humankapital-Ansatz rückt der monetär bewertete, individuelle Nutzen in den Mittelpunkt der Betrachtungsweise. Somit lässt sich der Nutzen aus Gesundheit auch für ältere Bevölkerungsgruppen und nicht nur für die Erwerbsbevölkerung evaluieren. Hier setzt die ethische Kritik am Humankapital-Ansatz an, da dieser Arbeitsunfähigen und Pensionisten keinen gesellschaftlichen Wert beimisst. Stützten politische Entscheidungsträger ihre Entscheidungen auf Ergebnisse des Humankapital-Ansatzes, so würden medizinische Interventionen, die vor allem Personen im hohen Alter zugutekommen (wie etwa Medikamente gegen Morbus Alzheimer oder Hüftgelenkoperationen), nicht von der Allgemeinheit getragen werden. Die gängige Literatur zur ökonomischen Evaluierung bevorzugt daher den Zahlungsbereitschafts-Ansatz.

Zur Umsetzung des WTP-Ansatzes wählten wir das Lebenszyklus-Modell von Murphy und Topel (2006), das neben Konsum auch Freizeit in die Nutzenfunktion einfließen lässt

(siehe Kapitel 4.2). Das altersabhängige Nutzenprofil berechneten wir mithilfe der durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen und -konsumausgaben der österreichischen Haushalte, welche in der Konsumerhebung 2000 von der Statistik Austria ermittelt wurden. Der eigentliche Vorteil dieses Modells liegt jedoch in der speziellen Implementierung von Lebensqualität. Mithilfe dieser Spezifikation eines Lebenszyklus-Modells lassen sich Mortalität *und* Morbidität analytisch und empirisch behandeln. Als Annäherung für die Lebensqualität wählten wir die Daten der Gesundheitsbefragung 1999 zur Selbsteinschätzung des Gesundheitszustandes (*self-assessed health*). Die Daten bzgl. Sterblichkeit bezogen wir aus den offiziellen Sterbestatistiken.

Im Rahmen des Humankapital-Ansatzes, welcher allein auf Produktivitätsgewinne einer Gesundheitsverbesserung der Erwerbstätigen abzielt, bedienten wir uns eines Lebenszyklus-Modells (siehe Kapitel 2.4.2) nach dem Vorbild des im WTP-Ansatz umgesetzten Modells nach Murphy und Topel (2006). Durch den analogen Aufbau der beiden Modelle sind die Ergebnisse vergleichbar. Tabelle 2.1 in Kapitel 2.5 zeigt schematisch eine Übersicht über die konzeptionellen und methodischen Unterschiede, aber auch Übereinstimmungen des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes nach Murphy und Topel (2006) und des daraus abgeleiteten Humankapital-Modells.

Bei der empirischen Umsetzung der beiden Konzepte bezogen wir uns auf das Jahr 2003. Beobachtete Gesundheitsverbesserungen der Vergangenheit werden anhand der Bezugsgröße des jeweiligen Ansatzes auf das Basisjahr 2003 bezogen und monetär bewertet. Da beide Methoden im Gegensatz zu einperiodigen Modellen über den Lebenszyklus eines Individuums hinweg unter Unsicherheit rechnen, ist die Zielfunktion im Zahlungsbereitschafts-Ansatz der Erwartungsnutzen und im Humankapital-Ansatz die Erwartungsproduktivität – gemessen anhand des Einkommensbarwertes – über die verbleibende Lebensspanne. Dabei verbessern wirksame Gesundheitsmaßnahmen die Sterblichkeit und den Gesundheitszustand, was bei den Erwerbstätigen verminderte Krankenstände bewirkt, und erhöhen somit die Zielgrößen, nämlich den Wert eines statistischen Lebens (*value of life*) bzw. eines statistischen Erwerbstätigen (*value of labour*) im WTP- bzw. Humankapital-Ansatz. Eine wertmäßige Erhöhung dieser monetär bewerteten Zielgrößen durch eine Verbesserung der Gesundheit misst die individuelle Zahlungsbereitschaft für bzw. die Produktivitätsgewinne aus dieser medizinischen Maßnahme.

Als „medizinische Intervention“ ist in unseren Rechenmodellen nicht eine spezifische Maßnahme gemeint, sondern die von 1980 bis 2003 im Aggregat beobachtbaren Verbesserungen der Mortalitätsraten und der Krankenstände bzw. des subjektiven Gesundheitszustandes (abgeleitet aus den direkten Befragungen im Rahmen des Mikrozensus) im Humankapital- bzw. WTP-Ansatz. Summiert man die Effekte über die Erwerbs-

bzw. Gesamtbevölkerung, so erhält man damit eine makroökonomische Evaluierung der entsprechenden Gesundheitsmaßnahmen im Rahmen des jeweiligen Ansatzes.

Die individuelle Beurteilung von medizinischen Maßnahmen im Rahmen des Zahlungsbereitschafts-Ansatzes hängt in erster Linie vom individuellen Einkommen ab. Die monetäre Bewertung durch den Einzelnen deckt sich nicht notwendigerweise mit der eines sozialen Planers, da dieser eine durchschnittliche Zahlungsbereitschaft errechnet, im einfachsten Falle mithilfe der utilitaristischen Wohlfahrtsfunktion: $W = \sum_i^N U_i / N$. Da jedoch im gewählten WTP-Ansatz dieselbe Nutzenfunktion eines repräsentativen Individuums über den gesamten Lebenszyklus zugrunde liegt, deckt sich die Beurteilung einer medizinischen Maßnahme, welche man durch Aggregation der Zahlungsbereitschaft aller Individuen einer gegebenen Population erhält, mit der eines sozialen Planers. Dabei unterstellten wir die Repräsentativität eines durchschnittlichen Individuums für die restliche Bevölkerung bzw. einen geringen Heterogenitätsgrad der individuellen Präferenzen im WTP-Ansatz. Somit lassen sich in diesem Fall die beiden Ansätze durchaus vergleichen.

Bevor eine Bewertung der Gesundheitsverbesserungen in der Periode 1980 bis 2003 vorgenommen werden kann, musste in beiden Ansätzen der Modell-Output im Basis-szenario 2003 berechnet werden. Für den Humankapital-Ansatz ist dies der Wert eines repräsentativen Individuums gemessen an seiner Arbeitskraft. Unter Zuhilfenahme von durchschnittlichen Einkommen, Erwerbsquote, Krankenständen und Sterblichkeit im Jahre 2003 erhielten wir alters- und geschlechterspezifische Barwerte des Arbeitskräftepotenzials pro Kopf. Dies entspricht dem Produktivitätswert eines repräsentativen Individuums im Lebenszyklus und wird im Text als *value of labour* bezeichnet (siehe Kapitel 3.4). Das monetär bewertete Arbeitskräftepotenzial eines Neugeborenen beziffern wir demnach mit rund € 506.000 bzw. 276.000 für Männer bzw. Frauen. Das Altersprofil nimmt aufgrund des Abdiskontierungsfaktors ein Maximum an. Den maximalen Barwert von rund € 497.000 erreichen Frauen mit 23 Jahren, Männer mit € 947.000 im Alter von 26 Jahren. Mit zunehmendem Alter nimmt der Produktivitätswert trotz Zunahme der Einkommen ab, da die Erwerbsquote gegen null geht. Z.B. beträgt der Produktivitätswert einer bzw. eines 50-Jährigen nur noch € 181.000 bzw. 457.000.

Der korrespondierende Modell-Output im Zahlungsbereitschafts-Ansatz nach Murphy & Topel (2006) ist der Erwartungsnutzen eines Individuums über seinen gesamten Lebenszyklus hinweg. In dieses Modell fließen der monetär bewertete Nutzen aus Konsum und Freizeit eines repräsentativen österreichischen Haushaltes sowie dessen Gesundheitsqualität und -quantität, bezogen auf das Jahr 2003, ein. Der Wert des Lebens bzw. *value of life* ist mathematisch durch die Grenzrate der Substitution zwischen Vermögen

und Sterbewahrscheinlichkeit gegeben (siehe Kapitel 2.3.1). Dieser Definition folgend berechneten wir aus der empirischen Umsetzung des gewählten Modells Altersprofile für den Wert des Lebens, mit dem Jahr 2003 als Basis. Bei Geburt sind Frauen bzw. Männer demgemäß rein rechnerisch rund € 1,41 bzw. 1,38 Mio. „wert“. Das Maximum des $\cap$ -förmigen *value of life*-Profils beläuft sich auf rund € 1,68 bzw. 1,74 Mio. bei einem/r repräsentativen Österreicher/in im Alter von jeweils 27 Jahren. Damit weisen Frauen hier, im Gegensatz zum Humankapital-Ansatz, eine höhere Lebensbewertung aufgrund ihrer höheren Lebenserwartung auf. Mit dem Alter nehmen auch im Zahlungsbereitschafts-Ansatz die Bewertungen durch sinkenden Konsum während der restlichen Lebensspanne ab. Eine/Ein 80-Jährige/r weist beispielsweise nur mehr einen Lebenswert von rund € 0,18 bzw. 0,16 Mio. auf. Zum Vergleich: Im Humankapital-Ansatz wird derselben Altersgruppe kein Wert mehr beigemessen. Der Grund liegt darin, dass neben der zusätzlichen Bewertung von Freizeit auch der Konsum im hohen Alter, welcher durch das angesparte Einkommen finanziert wird, in die ökonomische Bewertung von Leben im WTP-Ansatz eingeht.

Der Lebenswert eines (männlichen) Individuums Mitte 20 beträgt im Humankapital-Ansatz rund € 950.000 . Diesen Wert betrachten wir als untere Grenze für die Bewertung eines statistischen Lebens aus der Sicht eines sozialen Planers. Im Zahlungsbereitschafts-Ansatz beträgt der entsprechende Wert € 1,7 Mio. Damit übersteigt der *value of life* den *value of labour* um fast 80%. Im internationalen Vergleich liegt der von uns geschätzte *value of life* für Österreich am unteren Ende der bekanntesten US-Arbeitsmarktstudien (siehe Tabelle 4.1, S. 92). Unsere VOL-Berechnungen decken sich hingegen trotz Verwendung einer unterschiedlichen Methode und Datenmaterials mit den angegebenen Wertebereichen von jüngeren europäischen *contingent valuation*-Studien und stützen die Schätzung der Europäischen Kommission (2000), welche eine Unter- bzw. Obergrenze für den Wert eines statistischen Lebens mit € 1,0 bzw. 2,5 Mio. veranschlagt. Der Vorteil der in dieser Arbeit vorgestellten Methode liegt darin, dass im Gegensatz zu den Methoden der direkten Befragung (*stated preference*) und kompensierenden Lohn-differenzialen (*revealed preference*) ein geschlechterspezifisches VOL-Altersprofil mithilfe allgemein zugänglicher Daten über alle Altersgruppen berechnet werden kann, welches die Grundlage zur Bewertung von Gesundheitsmaßnahmen bildet.

Ausgehend von der monetären Bewertung eines statistischen Lebens bzw. eines Erwerbstätigen im Jahr 2003 führten wir eine Evaluierung vergangener Gesundheitsverbesserungen nach beiden Ansätzen durch, indem wir die resultierenden Wertsteigerungen von *value of life* bzw. *value of labour* berechneten. Tabelle 5.1 listet die Ergebnisse der beiden Ansätze für die jeweiligen Betrachtungsperioden sowie pro Jahr auf.

Tabelle 5.1: Aggregierte Effekte von Gesundheitsverbesserung von 1980 bis 2003 in beiden Modellansätzen, gesamt (Männer und Frauen) (Quelle: Eigene Berechnungen)

in Mio. €	Humankapital		Zahlungsbereitschaft	
	PW	netPW	W	netW
1980-2003	105.522	84.005	829.898	514.623
pro Jahr	4.588	3.652	36.083	22.375
1990-2003	53.797	41.485	453.174	246.830
pro Jahr	4.138	3.191	34.860	18.987
2000-2003	13.208	11.130	117.420	79.071
pro Jahr	4.403	3.710	39.140	26.357

Im Humankapital-Ansatz profitierten am meisten die 20-40-jährigen erwerbstätigen Männer von gesundheitlichen Verbesserungen seit 1980 bis 2003, bezogen auf das Jahr 2003, und zwar mit rund € 30.000 pro Kopf. Frauen der entsprechenden Altersgruppe kamen die medizinischen Maßnahmen derselben Periode im Schnitt nur mit ca. € 7.000 zugute. Dieser Umstand ist nicht Folge einer erhöhten Sterblichkeit, sondern Ausdruck der beträchtlich geringeren Erwerbsquote und des höheren Anteils von Teilzeitbeschäftigung unter den Frauen, was sich in der durchschnittlichen Höhe des Einkommens niederschlägt. Summiert man nun über die altersspezifischen Produktivitätszugewinne der Perioden 1980-2003, 1990-2003 bzw. 2000-2003, erhält man den *gesellschaftlichen Produktivitätswert* (PW) aufgrund verbesserter Gesundheit, nämlich € 105,5 Mrd., 53,8 Mrd. bzw. 13,2 Mrd., bewertet zu 2003. Die Effekte des gesamten Betrachtungszeitraumes auf ein Kalenderjahr umgerechnet belaufen sich auf rund € 4,6 Mrd. Zum Vergleich: Das BIP betrug im Jahr 2003 € 226,2 Mrd. Die Produktivitätseffekte *PW* aus verbesserter Gesundheit der Bevölkerung entsprechen somit 2,03% vom BIP 2003.

Stellt man die wertgesicherten Gesundheitsausgaben dieser Perioden den jeweiligen aggregierten Produktivitätsgewinnen *PW* gegenüber, so reduzieren sich die Effekte der Perioden 1980-2003, 1990-2003 bzw. 2000-2003 auf € 84,0 Mrd., 41,5 Mrd. bzw. 11,1 Mrd. Der volkswirtschaftliche Nettoeffekt aus verbesserter Sterblichkeit und reduzierten Krankenständen abzüglich der Gesundheitsausgaben betrug demnach pro Jahr im Schnitt € 3,7 Mrd. oder 1,62% vom BIP 2003.

Während im Humankapital-Ansatz die verbesserte Produktivität der Erwerbstätigen direkt mittels des durchschnittlichen Brutto₂-Lohnes bewertet wurde, fungierte das errechnete Altersprofil des VOL aus dem Jahr 2003 als Ausgangspunkt für die WTP-

Berechnungen aus verbesserter Gesundheit. Das repräsentative Individuum wurde hypothetischerweise mit den Gesundheitszuständen von 1980, 1990 sowie 2000 konfrontiert. Durch die niedrigere Lebenserwartung z.B. im Jahr 1980 ist das Individuum schlechter gestellt, sodass es den Zustand im Jahr 2003 präferiert. Die Differenz der beiden VOL von 1980 und 2003 ergab gemäß dem umgesetzten Lebenszyklus-Modell die Zahlungsbereitschaft für die beobachtete Gesundheitsverbesserung über den jeweiligen Zeitraum.

Diese altersspezifischen und periodenbezogenen Zahlungsbereitschaften summierten wir über alle Alterskohorten und erhielten die *aggregierte Zahlungsbereitschaft* bzw. den gesellschaftlichen Wert für verbesserte Gesundheit W . Dieser Wert repräsentiert die Zahlungsbereitschaft eines sozialen Planers für die beobachtete Gesundheitsverbesserung der jeweiligen Periode. Tabelle 5.1 listet die Ergebnisse für die Zeiträume 1980-2003, 1990-2003 sowie 2000-2003 auf. Die Bevölkerung wäre zum Beispiel hypothetischerweise bereit, für die gesundheitliche Besserstellung der Periode 1980 bis 2003 die gigantische Summe von rund € 830 Mrd. zu zahlen. Dies entspricht pro Jahr durchschnittlich € 36,1 Mrd. oder 16% des BIP 2003. Damit übersteigt die Zahlungsbereitschaft die Produktivitätsgewinne um das rund Achtfache.

Internationale Studien zum ökonomischen Wert von Gesundheit sind rar (siehe Unterkapitel 4.1.1). Murphy und Topel (2006), auf deren theoretisches Modell sich unsere Berechnungsmethode stützt, erhielten in einer analogen Rechnung mit US-Daten für die Perioden 1980-1990 bzw. 1990-2000 im Schnitt \$ 7.305 bzw. 8.240 pro Kopf und Jahr. Das entspricht 25,7% vom jeweiligen BIP pro Kopf. Das vergleichsweise höhere Ergebnis ist auf deren höher veranschlagten VOL-Wert eines Erwerbstätigen aus der US-Arbeitsmarktliteratur in der Höhe von \$ 6,3 Mio. zurückzuführen. Ein 60-Jähriger hat in deren Modell immerhin noch einen VOL von über \$ 3,5 Mio., im Gegensatz zu rund € 700.000 in unserem Modell. Die Studien von Cutler und Richardson (1997), Nordhaus (2003), McKee et al. (2005) sowie Murphy und Topel (2006) ziehen zur ökonomischen Bewertung von Gesundheit für die USA bzw. einige europäische Länder den für die Berechnung essentiellen VOL- bzw. VLY-Wert aus der amerikanischen WTP-Literatur (v.a. Tolley et al. (1994), Viscusi (2003) sowie Viscusi und Aldy (2003)) heran. Im Unterschied dazu kalibrieren wir nicht unser Modell mit externen VOL-Werten, so wie bei Murphy und Topel (2006), sondern schätzen den *value of a life-year* direkt aus dem Modell mithilfe von österreichischen Haushaltsdaten und berechneten daraus die altersspezifischen VOL-Werte. Diese liegen im Bereich der Ergebnisse von europäischen *contingent valuation*-Studien (siehe Tabelle 4.1, S. 92). Da die Ergebnisse in europäischen Studien zur Zahlungsbereitschaft tendenziell niedriger sind als die soeben erwähnten amerikanischen Arbeitsmarktstudien, ist es nicht verwunderlich, dass unsere Ergebnisse hinsichtlich des

Wertes von Gesundheit erheblich geringer ausfallen als die in den genannten Vergleichsstudien.

Wie der Name bereits vermuten lässt, misst die Zahlungsbereitschaft den individuell beigemessenen Wert für eine bestimmte Maßnahme. Es ist jedoch kein Maß für die Zahlungsfähigkeit, da in diesem Modell die Kosten für Gesundheitsmaßnahmen nicht berücksichtigt werden. Die angeführten Werte stellen somit Bruttozahlungsbereitschaften dar. Dem ökonomischen Wert von beobachteten Verbesserungen im Gesundheitszustand stehen jedoch in der Realität die Gesundheitsausgaben gegenüber. Da dem WTP-Ansatz im Unterschied zum Humankapital-Ansatz ein mikrofundierte Nutzenmodell, in welchem das Individuum eine optimale Ressourcen-Allokation zur Nutzenmaximierung vornimmt, zugrunde liegt, lässt sich der Kostenfaktor für durchgeführte Interventionen, nämlich die durchschnittlichen Gesundheitsausgaben pro Kopf, ins Modell integrieren.

Dazu konstruierten wir eine hypothetische Einkommenskurve der Haushalte, welche die gesetzlichen Krankenversicherungsbeiträge beinhaltet, und konfrontierten das Individuum hypothetischerweise mit dem tatsächlichen Altersprofil für öffentliche und private Gesundheitsausgaben pro Kopf der jeweiligen Jahre. Da die Ausgaben mit dem Alter stark ansteigen, „reagieren“ die Individuen in unserer Modellrechnung mit einer Anpassung der Konsumkurve und nehmen dementsprechend eine optimale Ressourcen-Allokation über den Lebenszyklus vor. Ausgangspunkt für die netWTP-Berechnungen waren die im Jahr 2003 erhobenen Altersprofile des durchschnittlichen österreichischen Haushaltskonsums und -einkommens. In Ermangelung eines geeigneten Datensatzes wurden diese Querschnittsdaten im Lebenszyklus-Modell als Longitudinaldaten verwendet.

Durch Summation über alle altersabhängigen Nettozahlungsbereitschaften erhielten wir die *aggregierte Nettozahlungsbereitschaft* (netW) für die jeweiligen Betrachtungsperioden. Tabelle 5.1 zeigt die Ergebnisse der einzelnen Perioden. Der netW ist nun um 33%-46% niedriger als der entsprechende „Brutto“wert in der vorletzten Spalte, erreicht jedoch im Schnitt immerhin noch rund € 22.400 Mio. Das bedeutet, die österreichische Gesellschaft wäre für eine äquivalente Gesundheitsverbesserung ihrer Mitglieder im Ausmaß der letzten zwei Jahrzehnte bereit pro Jahr 9,9% des Bruttoinlandsprodukts zu opfern (BIP 2003: € 226,2 Mrd.). Im Vergleich zum Humankapital-Ansatz beträgt die gesellschaftliche Nettozahlungsbereitschaft das 6,0-7,1-Fache der korrespondierenden Netowerte *netPW* des Lebenszyklus-Modells im Humankapital-Ansatz.

Die Ergebnisse des WTP-Ansatzes sind sensitiv gegenüber der Modellspezifikation. Zum Beispiel liefert die spezielle Modellierung des Gesundheitszustands im Murphy und Topel-Modell einen beträchtlichen Anteil am errechneten aggregierten Nutzen. Gemeinsam mit der monetären Bewertung von Freizeit führt diese Art der Modellierung

von Nutzen dazu, dass die berechnete Zahlungsbereitschaft die Zahlungsfähigkeit eines Individuums übersteigt. Die Modellergebnisse reagieren auf Änderungen der Parameter Zinssatz und Elastizität der intertemporalen Substitution, jedoch nicht überproportional (siehe Kapitel 4.3). Erhöht man beispielsweise den Zinssatz von 3% im Grundszenario auf 5%, so erhält man einen netW-Wert von € 14,0 Mrd. oder 6,2% vom BIP 2003. In keinem gerechneten Szenario nimmt der netW negative Werte an.

Abschließend lässt sich folgende Erkenntnis aus unseren Ergebnissen gewinnen. Die volkswirtschaftlichen bzw. ökonomischen Effekte der Verbesserungen bzgl. Mortalität und Morbidität der vergangenen 23 Jahre überwogen bei weitem die Gesundheitsausgaben in diesem Zeitraum. Das alleinige Betrachten von volkswirtschaftlichen Kennzahlen wie Produktivität im Rahmen des Humankapital-Ansatzes unterschätzt den tatsächlichen Effekt von verbesserter Gesundheit bzw. einzelner medizinischer Maßnahmen. Ein besserer Ansatz zur Bewertung von politischen Maßnahmen im Gesundheitswesen ist der in der ökonomischen Evaluierung oft verwendete *willingness to pay*-Ansatz, der auf die Zahlungsbereitschaft aller Individuen einer Volkswirtschaft, nicht nur der Erwerbsbevölkerung, abzielt. Die errechneten Effekte übersteigen bei weitem die des produktivitätsbasierten Ansatzes. Die Erfassung von Effekten aus gesundheitlichen Verbesserungen durch volkswirtschaftliche Kennzahlen wie Produktion und Wertschöpfung für die Beurteilung von bestimmten Gesundheitsmaßnahmen ist zwar notwendig, kann jedoch die wahre Dimension des volkswirtschaftlichen Nutzens von Gesundheit nicht abbilden.

Appendix

Approximation von Einkommens- und Konsumkurve der Haushalte

Im Folgenden beschreiben wir die Berechnung der Äquivalenzeinkommens- und -konsumkurve der Haushalte aus dem Mikrozensus, welche den weiteren Rechenschritten im Rahmen des *value of life*-Ansatzes nach Murphy und Topel (2006) zugrunde liegen (siehe Kapitel 4.2.1, S. 98).

Nach Hochrechnung von 2000 auf 2003 mittels des Anstiegs des Tariflohnindizes des selben Zeitraumes von 1,0744 (siehe Tab. 9.14, Statistisches Jahrbuch, Statistik Austria) erhalten wir Datenpunkte für Äquivalenzeinkommen und -konsum zu den jeweiligen Altersgruppen. Die insgesamt $I = 14$ Datenpunkte pro Reihe ordnen wir der jeweiligen Klassenmitte zu, nämlich $KM = 20, 27, 32, \dots, 82, 87$. Es gilt nun, diese Datenschar, die eine Realisierung einer Zufallsvariablen darstellt, mittels einer stetigen Funktion zu approximieren. Wir wählen dazu ein Polynom höheren Grades, wobei dieser Grad für Konsum- und Einkommenskurve nicht ident sein muss.

Da wir aufgrund fehlender Longitudinaldaten unsere Querschnittsdaten als solche für die Lebenszyklus-Berechnung heranziehen, benötigen wir die Lebenszyklus-Budgetrestriktion aus Gleichung (2.11) im vorigen Kapitel 2.3.2, welche als Nebenbedingung NB für folgendes Minimierungsproblem fungiert:

$$\min \left[\sum_{i \in KM} (y_i - \hat{y}_i)^2 + \sum_{i \in KM} (c_i - \hat{c}_i)^2 \right], \quad NB: \quad \sum_{t=20}^{90} (\hat{y}_t - \hat{c}_t) \tilde{S}(t, 20) = 0 \quad (5.1)$$

mit den approximierten Punkten $\hat{y}_i$ und $\hat{c}_i$. Die Fehlerquadrate der jeweiligen Approximation werden minimiert unter der Nebenbedingung, dass sich der mittels der diskontierten Überlebenswahrscheinlichkeitsfunktion $\tilde{S}(t, a) = \exp \left[-\sum_{t=a}^T \lambda(t) \right] e^{-r(t-a)}$ errechnete Barwert von Konsum und Einkommen über den Lebenszyklus hinweg kompensieren, wobei im Alter $a = 20$ begonnen, daher $\tilde{S}(t, 20)$, das dazugehörige Vermögen null gesetzt, $A(20) = 0$, und der Betrachtungshorizont bei $T = 90$ begrenzt wird. Als realen Zinssatz nehmen wir 3% an. Da wir Äquivalenzeinkommen und -konsum der österreichischen Haushalte betrachten, ist die *survivor function* $\tilde{S}(t, 20)$ in Gleichung (5.1) „geschlechterneutral“, d.h. wir ziehen zur Berechnung die Gesamtüberlebenswahrscheinlichkeiten des Jahres 2003 heran, welche wir aus der Lebenstafel 2003, Statistik Austria, konstruierten.

Gleichung (5.1) lässt sich folgendermaßen umformen. Es gilt $\hat{y}_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\gamma}$ und $\hat{c}_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$, mit den zu bestimmenden $(m+1) \times 1$ bzw. $(n+1) \times 1$ Koeffizienten-Vektoren $\boldsymbol{\gamma}$ bzw. $\boldsymbol{\beta}$ der entsprechenden Polynome m -ten bzw. n -ten Grades, dem $(m+1) \times 1$ Vektor $\mathbf{x}_i^y = (km_i^0, km_i^1, \dots, km_i^m)'$, $i \in KM$ sowie dem $(n+1) \times 1$ Vektor $\mathbf{x}_i^c = (km_i^0, km_i^1, \dots, km_i^n)'$, $i \in KM$. Für z.B. $km = 20$ und $m = 3$ schreibt sich $\mathbf{x}_i^y$ als $\mathbf{x}_{20}^y = (1, 20, 400, 8000)'$. Die

Vektoren $\mathbf{x}_i^y$ bzw. $\mathbf{x}_i^c$, $\forall i$, fassen wir zur $(m+1) \times I$ Matrix $\mathbf{X}_y$ bzw. $\mathbf{X}_c$ zusammen, ebenso die Koeffizienten-Vektoren zu $\boldsymbol{\alpha} = (\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\beta})'$ und die Datenpunkte für Einkommen bzw. Konsum zu den $I \times 1$ Datenvektoren $\mathbf{y}$ bzw. $\mathbf{c}$. Die Zielfunktion in 5.1 schreibt sich demnach: $(\mathbf{y} - \mathbf{X}_y' \boldsymbol{\gamma})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}_y' \boldsymbol{\gamma}) + (\mathbf{c} - \mathbf{X}_c' \boldsymbol{\beta})'(\mathbf{c} - \mathbf{X}_c' \boldsymbol{\beta})$. Mit $\bar{\mathbf{y}} = (\mathbf{y}, \mathbf{c})'$ und der $(m+n+2) \times 2I$ Matrix

$$\bar{\mathbf{X}} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_y & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_c \end{pmatrix}$$

vereinfacht sich dieser Ausdruck zu: $(\bar{\mathbf{y}} - \bar{\mathbf{X}}' \boldsymbol{\alpha})'(\bar{\mathbf{y}} - \bar{\mathbf{X}}' \boldsymbol{\alpha})$.

Die Nebenbedingung in (5.1) lässt sich ebenfalls mittels Matrix-Notation vereinfachen. Mit $\tilde{\mathbf{S}} = (\tilde{S}(20, 20), \dots, \tilde{S}(90, 20))'$ erhält man $(\hat{\mathbf{y}} - \hat{\mathbf{c}})' \tilde{\mathbf{S}} = 0$, und weiters $(\boldsymbol{\gamma}' \tilde{\mathbf{X}}_y - \boldsymbol{\beta}' \tilde{\mathbf{X}}_c) \tilde{\mathbf{S}} = 0$, mit der $(m+1) \times (T-a+1)$ Matrix $\tilde{\mathbf{X}}_y$ bzw. $(n+1) \times (T-a+1)$ Matrix $\tilde{\mathbf{X}}_c$. In unserem Beispiel berechnen wir das Polynom über die Altersstufen 20 bis inklusive 90, sodass z.B. bei $m=3$ die Matrix $\tilde{\mathbf{X}}_y$ die Dimension 4×71 besitzt und folgendermaßen aufgebaut ist:

$$\tilde{\mathbf{X}}_y = \begin{pmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ 20 & 21 & \dots & 90 \\ 20^2 & 21^2 & \dots & 90^2 \\ 20^3 & 21^3 & \dots & 90^3 \end{pmatrix}$$

Entsprechendes gilt für $\tilde{\mathbf{X}}_c$.

Mit der $(m+n+2) \times (T-a+1)$ Matrix $\tilde{\mathbf{X}} = [\tilde{\mathbf{X}}_y, (-1)\tilde{\mathbf{X}}_c]'$ formen wir die Nebenbedingung weiter um zu $\boldsymbol{\alpha}' \tilde{\mathbf{X}} \tilde{\mathbf{S}} = \tilde{\mathbf{S}}' \tilde{\mathbf{X}}' \boldsymbol{\alpha} = 0$. Aus Gleichung (5.1) wird somit:

$$\min_{\boldsymbol{\alpha}} (\bar{\mathbf{y}} - \bar{\mathbf{X}}' \boldsymbol{\alpha})'(\bar{\mathbf{y}} - \bar{\mathbf{X}}' \boldsymbol{\alpha}), \quad NB: \quad \tilde{\mathbf{S}}' \tilde{\mathbf{X}}' \boldsymbol{\alpha} = 0 \quad (5.2)$$

Zur Berechnung mittels des Software-Pakets MATLAB konstruierten wir die in Gleichung (5.2) Matrizen und benutzten die Minimierungs-Routine *fminsearch*. Da es unter der exakten Nebenbedingung zu Konvergenzproblemen kam, integrierten wir die Nebenbedingung mittels eines *penalty*-Terms in die Zielfunktion. Zusätzlich erweiterten wir die Zielfunktion um weitere *penalty*-Terme, welche die Zielfunktion „bestraft“, je weiter die Polynome von den Datenpunkten von Einkommen und Konsum im Alter von 47 bis 58 entfernt liegen. Damit „erzwingen“ wir den Schnittpunkt und das Maximum der errechneten Kurve ungefähr in diesem Altersbereich. Da aufgrund des stetigen Wertebereichs der *penalty*-Terme keine eindeutige Lösung für obiges Minimierungsproblem existiert, greifen wir zu der zugegebenermaßen willkürlichen Methode und variieren Grad

des Polynoms sowie Größe der *penalty*-Terme und beurteilten die resultierenden Kurven auf Plausibilität. Das Ergebnis ist in der Graphik 4.1, S. 99, Kapitel 4.2.1 abgebildet. Dies entspricht jeweils einem Polynom 3. Grades für die Einkommens- und Konsumkurve in 2003. Der Integrationsrest der Budgetbeschränkung beträgt in unserer Ergebnis vernachlässigbare € 18,2.

Abkürzungen

AMS	Arbeitsmarktservice Österreich
ASVG	Allgemeines Sozialversicherungsgesetz
ATS	Österreichischer Schilling
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BMfGF	Bundesministerium für Gesundheit und Frauen
CASEF	Krankenstandsfälle pro Arbeiterin/Angestellte
CASEM	Krankenstandsfälle pro Arbeiter/Angestellter
CES	<i>constant elasticity of intertemporal substitution</i>
DW	Durbin-Watson Statistik
ELDF	Anteil der über 50-jährigen Arbeiterinnen/Angestellten
ELDM	Anteil der über 50-jährigen Arbeiter/Angestellten
EQ	Erwerbsquote
HK	Herz-Kreislauf-System
HVB	Hauptverband Österreichischer Sozialversicherungsträger
ICD-9,-10	International Classification of Diseases, Version 9 bzw. 10
IHS	Institut für Höhere Studien, Wien
IWI	Industriewissenschaftliches Institut
MWSt.	Mehrwertsteuer
Mio.	Millionen
Mrd.	Milliarden
netWTP	<i>net willingness to pay</i> , Nettozahlungsbereitschaft
netW	<i>net social willingness to pay</i> , aggregierte Nettozahlungsbereitschaft
netPW	aggregierter Nettoproduktivitätswert
OECD	Organisation for Economic Cooperation and Development
OLS	<i>ordinary least square</i>
PW	aggregierter Produktivitätswert
RTW	<i>return to work</i>
SICKF	Krankenstandstage pro Arbeiterin/Angestellte
SICKM	Krankenstandstage pro Arbeiter/Angestellter
UF	Arbeitslosenquote, Frauen
UM	Arbeitslosenquote, Männer
USt.	Umsatzsteuer
vgl.	vergleiche
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung
VLY	<i>value of a life-year</i> , Wert eines Lebensjahres
VOL	<i>value of life</i>
VSL	<i>value of a statistical life</i>
VZÄ	Vollzeitäquivalente
WHO	World Health Organization
WTP	<i>willingness to pay</i> , Zahlungsbereitschaft
W	aggregierte Zahlungsbereitschaft

Literaturverzeichnis

- [1] Alberini A., Hunt A., Markandya A. (2004), "Willingness to pay to reduce mortality risks: Evidence from a three-country contingent valuation study", FEEM working paper 111.04. <http://ssrn.com/abstract=593661>
- [2] Aldy J.E., Viscusi W.K. (2003), "Age variations in workers' value of a statistical life", National Bureau of Economic Research, NBER working paper 10199.
- [3] Aldy J.E., Viscusi W.K. (2007), "Adjusting the value of a statistical life for age and cohort effects", Vanderbilt Law and Economics Research Paper No. 08-01. <http://ssrn.com/abstract=898189>
- [4] Andrén D. (2001), "Short-term absenteeism due to sickness: the Swedish experience, 1986-1991", Scandinavian Working Papers in Economics, 46.
- [5] Andrén D. (2005), "'Never on a Sunday': economic incentives and short-term sick leave in Sweden", Applied Economics, 37:327-338.
- [6] Arthur W.B. (1981), "The economics of risks to life", The American Economic Review, 71(1): 54-64.
- [7] Barro R. (1996), "Health and economic growth", PAHO programme on public policy and health.
- [8] Berger M., Blomquist G., Kenkel D., Tolley G. (1994), "Framework for valuing health risks", in Tolley G., Thaler D., Rosen S. (Eds.), *Valuing Health for Policy: An Economic Approach*, The University of Chicago Press, Chicago.
- [9] Bhattacharya J., Lakdawalla D.N. (2005), "The labor market value of health improvements", Forum for Health Economics & Policy, Biomedical Research and the Economy: Article 2.
- [10] Biffi G. (2002), "Der Krankenstand als wichtiger Arbeitsmarktindikator", WIFO Monatsberichte 1/2002.
- [11] Biffi G. (2004), "Health and employment status. The case of Austria", WIFO Working Papers, No. 219.
- [12] Bleichrodt H., Quiggin J. (1999), "Life-cycle preferences over consumption and health: when is cost-effectiveness analysis equivalent to cost-benefit analysis?", Journal of Health Economics, 18: 681-708.

- [13] BMfG (1995), “Überregionale Auswertung der Kostenrechnungsergebnisse 1995”, Bundesministerium für Arbeit, Gesundheit und Soziales.
- [14] BMfG (1997), “Überregionale Auswertung der Kostenrechnungsergebnisse 1997”, Bundesministerium für Arbeit, Gesundheit und Soziales.
- [15] BMfG (1999), “Überregionale Auswertung der Kostenrechnungsergebnisse 1999”, Bundesministerium für Soziale Sicherheit und Generationen.
- [16] BMfG (2000), “Überregionale Auswertung der Kostenrechnungsergebnisse 2000”, Bundesministerium für Soziale Sicherheit und Generationen.
- [17] BMfG (2003), “Überregionale Auswertung der Kostenrechnungsergebnisse 2003”, Bundesministerium für Gesundheit und Frauen.
- [18] BMfG (2005), “Krankenanstalten in Zahlen”, Bundesministerium für Gesundheit und Frauen. <http://www.kaz.bmgf.gv.at> [on 20.09.2005]
- [19] Breyer F., Zweifel P., Kifmann M. (2003), “Gesundheitsökonomie”, Springer-Verlag, Berlin, 4. Auflage.
- [20] Brouwer W.B.F., Culyer A.J., van Exel A., Rutten F.H. (2008), “Welfarism vs. extra-welfarism”, *Journal of Health Economics* 27: 325-338.
- [21] Costa D.L, Steckel R.H. (1995), “Long-term trends in health, welfare and economic growth in the United States”, National Bureau of Economic Research, historical paper Nr.78.
- [22] Cutler D.M. (2006), “Making sense of medical technology”, *Health Affairs* 25(2): w48-50.
- [23] Cutler D.M., Richardson E. (1997), “Measuring the health of the U.S. population”, National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr.8556.
- [24] Cutler D.M., Kadiyala S. (2003), “The return to biomedical research”, in Murphy K.M., Topel R.H. (Eds.), *Measuring then Gains from Medical Research: An Economic Approach*, The University of Chicago Press, Chicago.
- [25] Cutler D.M., Meara E. (2001), “Changes in the age distribution of mortality over the 20th century”, *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, 217-282.
- [26] Cutler D.M., Rosen A.B., Vijan S. (2006), “The value of medical spending in the United States, 1960-2000”, *The New England Journal of Medicine*, 355 (9): 920-927.

- [27] DESTATIS (2002), "Krankheitskosten 2002", Pressebroschüre Statistisches Bundesamt Deutschland.
http://www.destatis.de/presse/deutsch/pk/2004/Krankheitskosten_b.htm [Stand 20.03.2006]
- [28] Dew K., Keefe V., Small K. (2005), "'Choosing' to work when sick: workplace presenteeism", *Social Science & Medicine*, 60: 2273-2282.
- [29] Doblhammer G., Kytir J. (2001), "Compression or expansion of morbidity? Trends in healthy-life expectancy in the elderly Austrian population between 1978 and 1998", *Social Science & Medicine*, 52: 385-391.
- [30] Drago R., Wooden M. (1992), "The determinants of labour absence: economic factors and work group norms", *Industrial and Labour Relations Review*, 45:34-47.
- [31] Eeckhoudt L.R., Hammitt J.K. (2001), "Background risks and the value of a statistical life", *The Journal of Risk and Uncertainty*, 23(3): 261-279.
- [32] Eek D., Rikner K. (2005), "What determines people's decisions whether or not to report sick?", *Applied Economics*, 37: 533-543.
- [33] Ehrlich I. (2000), "Uncertain lifetime, life protection, and the value of life saving", *Journal of Health Economics*, 19: 341-367.
- [34] Ehrlich I., Becker G.S. (1972), "Market insurance, self-insurance, and self-protection", *Journal of Political Economy*, 80: 623-648.
- [35] Ehrlich I., Chuma H. (1990), "A model of the demand for longevity and the value of life extension", *Journal of Political Economy*, 98(4): 761-782.
- [36] Ehrlich I., Yin Y. (2005), "Explaining diversities in age-specific life expectancies and values of life saving: A numerical analysis", *The Journal of Risk and Uncertainty*, 31(2): 129-162.
- [37] Engle R.F, Granger C.W.J. (1987), "Cointegration, error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica* 55: 251-276.
- [38] European Commission (2000), "Recommended Interim Values for the Value of Preventing a Fatality in DG Environment Cost Benefit Analysis", Directorate-General, Environment.
http://ec.europa.eu/environment/enveco/others/value_of_life.htm [20.03.2006]

- [39] European Commission (2004), “Evaluation guidelines”, Directorate-General, Environment. <http://ec.europa.eu/comm/dgs/environment/evaluation.htm> [20.03.2006]
- [40] European Commission (2005), “The contribution of health to the economy in the European Union”, Directorate-General, Health and Consumer Protection. http://europa.eu.int/comm/health/ph_overview/Documents/health_economy_en.pdf [Stand 20.03.2006]
- [41] Felder S. (2006), “Lebenserwartung, medizinischer Fortschritt und Gesundheitsausgaben: Theorie und Empirie”, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 7:49-73.
- [42] Forster M. (2001), “The meaning of death: some simulations of a model of healthy and unhealthy consumption”, *Journal of Health Economics*, 20: 613-638.
- [43] Garber A.M., Phelps C.E. (1997), “Economic foundations of cost-effectiveness analysis”, *Journal of Health Economics*, 16: 1-31.
- [44] Gerdtham U.-G., Jönsson B. (2000), “International comparisons of health expenditure”, in Culyer A.J. and Newhouse J.P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, 2000, Volume 1A, Elsevier, Amsterdam.
- [45] Gerdtham U.-G., Ruhm C.J. (2006), “Deaths rise in good economic times: Evidence from the OECD”, *Economics and Human Biology*, 4: 298-316.
- [46] Greiner P.A., Snowdon D.A., Greiner L.H. (1996), “The relationship of self-rated function and self-rated health to concurrent functional ability, functional decline, and mortality: Findings from the nun study”, *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 51B: 234-241.
- [47] Grossman M. (1972), “On the concept of health capital and the demand for health”, *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- [48] Grossman M. (2000), “The human capital model”, in Culyer A.J. and Newhouse J.P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, 2000, Volume 1A, Elsevier, Amsterdam.
- [49] Haddix A.C., Corso P.S., Gorsky R.D. (2003), “Costs”, Kapitel 4 in Haddix A.C., Teutsch S.M., Corso P.S. (Eds.), *Prevention effectiveness: a guide to decision analysis and economic evaluation*, Oxford University Press, 2. Auflage.
- [50] Hall R.E., Jones C.I. (2007), “The value of life and the rise in health spending”, *Quarterly Journal of Economics*, 122(1): forthcoming.

- [51] Hammitt J.K., Liu J.T. (2004), "Effects of Disease Type and Latency on the Value of Mortality Risk", *The Journal of Risk and Uncertainty*, 28(1): 7395.
- [52] Hammitt J.K., Treich N. (2007), "Statistical vs. identified lives in benefit-cost analysis", Center of Economic Studies, CESifo working paper No.1931.
- [53] Hanika A. (2005), "Zukünftige Bevölkerungsentwicklung Österreichs 2005 bis 2050", *Statistische Nachrichten* 11/2005, Statistik Austria, 974-991.
- [54] Hanika A. (2006), "Vorausschätzung der Erwerbspersonen Österreichs nach Bundesländern 2001 bis 2050", *Statistische Nachrichten* 1/2006, Statistik Austria, 12-17.
- [55] Hartwig J. (2008), "What drives health care expenditure? - Baumols model of unbalanced growth revisited", *Journal of Health Economics*, 27(3): 603-623.
- [56] Helmenstein C., Hofmarcher M., Kleissner A., Riedel M., Röhring G., Schnabl A. (2004), "Ökonomischer Nutzen Betrieblicher Gesundheitsförderung", Institut für Höhere Studien, Wien, Projektbericht Nr. 739.
- [57] HMD (2005), Human Mortality Database. University of California, Berkeley und Max Planck Institute for Demographic Research. www.mortality.org
- [58] Hofmarcher M., Riedel M. (2002), "Altersstruktur und Gesundheitsausgaben in der EU: Kostenanstieg, aber ohne Explosion. Schwerpunktthema: Gesundheitsausgaben nach Alter zeigen Profil.", *Health System Watch III/2002*, erstellt durch das Institut für Höhere Studien IHS-HealthEcon. Beilage zur Fachzeitschrift Soziale Sicherheit, Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger. <http://www.ihs.ac.at> [20.03.2006]
- [59] Hurley J. (2000), "An overview of the normative economics of the health sector", in Culyer A.J. and Newhouse J.P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, 2000, Volume 1A, Elsevier, Amsterdam.
- [60] HVB (1990), *Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung 1990*, Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger.
- [61] HVB (1996), *Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung 1996*, Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger.
- [62] HVB (2001), *Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung 2001*, Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger.

- [63] HVB (2002), Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung 2002, Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger.
- [64] HVB (2003), Beitragsrechtliche Werte in der Sozialversicherung 2003, Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger.
<http://www.sozialversicherung.at/mediaDB/63842.PDF>
- [65] HVB (2005), Statistisches Handbuch der österreichischen Sozialversicherung 2005, Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger.
- [66] Johnston J., DiNardo J. (1997), "Econometric Methods", The McGraw-Hill Companies, Inc., New York, 4th edition.
- [67] Jones-Lee M.W., Hammerton W.M., Philips P.R. (1985), "The value of safety: Results of a national sample survey", *Economic Journal* 95: 49-72.
- [68] Kalwij A., Vermeulen F. (2005), "Labour force participation of the elderly in Europe: the importance of being healthy," The Institute for the Study of Labor, Bonn, discussion paper, Nr.1887.
- [69] Kenyon P., Dawkins P. (1989), "A Time Series Analysis of labour absence in Australia", *The Review of Economics and Statistics*, 71(2): 232-239.
- [70] Kivimäki M., Head J., Ferrie J., Hemingway H., Shipley M., Vahtera J., Marmot M. (2005), "Working while ill as a risk factor for serious coronary events: the Whitehall II Study", *American Journal of Public Health*, 95: 98-102.
- [71] Landefeld J.S., Seskin E.P. (1982), "The economic value of life: linking theory and practice", *American Journal of Public Health*, 72: 555-566.
- [72] Leigh J.P. (1985), "The effects of unemployment and the business cycle on absenteeism", *Journal of Economics and Business*, 37:159-170.
- [73] Leiter A.M, Pruckner G.J. (2005), "Dying in an avalanche: Current risks and valuation", School of Economics, University of Adelaide, working paper.
- [74] Lopez-Casasnovas G., Rivera B., Currais L. (2005), "Health and economic growth: Findings and Policy Implications", MIT Press Cambridge, Massachusetts.
- [75] Mahlberg B., Pock M., Riedel M. (2007), "Volkswirtschaftliche Bedeutung von Gesundheit", Studie des Industriewissenschaftlichen Instituts IWI und des Instituts für höhere Studien IHS.

- [76] Maier G., Gerking S., Weiss P. (1989), "The economics of traffic accidents on Austrian roads: Risk lovers or policy deficit?", *Empirica* 16(2): 177-192.
- [77] McKee M., Nolte E., Suhrcke M. (2005), "The value of health improvements in the European Union", London: London School of Hygiene and Tropical Medicine; zitiert in: Suhrcke M., McKee M., Stuckler D., Sauto Arce R., Tsolovad S., Mortensen J. (2005), "The contribution of health to the economy in the European Union", European Commission, Directorate-General Health & Consumer Protection.
- [78] Meggeneder, O. (1994), "Determinanten krankheitsbedingter Fehlzeiten", *Soziale Sicherheit*, 3: 131-141.
- [79] Miller R.E., Blair P.D. (1985), "Input-Output-Analysis: Foundations and extensions", Prentice-Hall, New Jersey.
- [80] Mrozek J.R., Taylor L.O. (2002), "What determines the value of life ? A meta-analysis", *Journal of Policy Analysis and Management*, 21(2): 253-270.
- [81] Müller-Nordhorn J., Gehring J., Kulig M., Blintling S., Klein G., Gohlke H., Völler H., Bestehorn K., Krobot K.J., Willich S.N. (2003), "Berufliche Wiedereingliederung nach kardiologischer Rehabilitation", *Sozial- und Präventivmedizin*, 48(6): 370-378.
- [82] Murphy K.M., Topel R.H. (2003), "The economic value of medical research", in Murphy K.M., Topel R.H. (Eds.), *Measuring then Gains from Medical Research: An Economic Approach*, The University of Chicago Press, Chicago.
- [83] Murphy K.M., Topel R.H. (2005), "The value of health and longevity", National Bureau of Economic Research, NBER working paper 11405.
- [84] Murphy K.M., Topel R.H. (2006), "The value of health and longevity", *Journal of Political Economy*, 114(5): 871-904.
- [85] Newhouse J.P. (1992), 'Medical care costs: How much welfare loss?' *Journal of Economic Perspectives*, 6(3): 321.
- [86] Nordhaus, W.D. (2003), "The health of nations: The contribution of improved health to living standards", in Murphy K.M. and Topel R.H. (Eds.), *Measuring the Gains from Medical Research: An Economic Approach*, The University of Chicago Press, Chicago.

- [87] Nordhaus, W.D. (2005), "Irving Fisher and the contribution of improved longevity to living standards", *The American Journal of Economics and Sociology*, 64(1): 367-405.
- [88] OECD (2006), "Cost-benefit analysis and the environment: recent developments", Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris 2006, ISBN 92-64-01004-1.
- [89] Peeters A., Mamun A.A., Willekens F., Bonneux L. (2002), "A cardiovascular life history", *European Heart Journal* 23: 458-466.
- [90] Perk J., Alexanderson K. (2004), "Sick leave due to coronary artery disease or stroke", *Scandinavian Journal of Public Health*, 32 (Suppl 63): 181-206.
- [91] Pratt J.W., Zeckhauser R.J (1996), "Willingness to pay and the distribution of risk and wealth", *Journal of Political Economy*, 104: 747-763.
- [92] Preston S.H., Heuveline P., Guillot M. (2001), "Demography: Measuring and modeling population processes", Blackwell Publishers, Oxford.
- [93] Rosen S. (1988), "The value of changes in life expectancy", *Journal of Risk and Uncertainty*, 1(3): 285-304.
- [94] Rosen S. (1994), "The quantity and quality of life: A conceptual framework", in Tolley G., Thaler D., Rosen S. (Eds.), *Valuing Health for Policy: An Economic Approach*, The University of Chicago Press, Chicago.
- [95] Rice D.P. (1967), "Estimating the cost of illness", *American Journal of Public Health*, 57: 424-440.
- [96] Rice D.P., Cooper B.S. (1967), "The economic value of human life", *American Journal of Public Health*, 57: 1954-1966.
- [97] Shepard D.S., Zeckhauser R.J. (1984), "Survival versus consumption", *Management Science*, 30(4): 423-439.
- [98] Skinner J.S., Douglas O.S., Fisher E.S. (2006), "Is technological change in medicine always worth it? The case of acute myocardial infarction", *Health Affairs*, 25(2): w34-47.
- [99] Spelten E.R., Sprangers M., Verbeek J. (2002), "Factors reported to influence the return to work of cancer survivors: a literature review", *Psycho-Oncology* 11: 124-131.

- [100] Spengler H. (2004), "Kompensatorische Lohndifferenziale und der Wert eines statistischen Lebens in Deutschland", *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 37(3): 269-305.
- [101] STAT (2003), "Jahrbuch der Gesundheitsstatistik 2003", Statistik Austria.
- [102] Stefanits H., Königsreiter K., Freitag R., Hörmann A. (2003), "Pensionsversicherung", Sektion II des BMSG: Sozialversicherung. http://www.bmsg.gv.at/cms/site/attachments/9/2/3/CH0338/CMS1064227005975/02_pensionsversicherung.pdf [20.03.2006]
- [103] Thaler R., Rosen S. (1975), "The value of saving a life: Evidence from the labor market", in: Terleckyj N.E. (ed.), *Household Production and Consumption*, New York: Columbia University Press.
- [104] Tolley G.S., Kenkel D.S., Fabian R. (1994), "Valuing health for policy: an economic approach", Chicago: University of Chicago Press.
- [105] U.S. Environmental Protection Agency (2000), "Guidelines for preparing economic analyses", EPA 240-R-00-003, Washington, DC. [http://yosemite.epa.gov/ee/epa/eed.nsf/webpages/Guidelines.html/\\$file/Ch6-7.pdf](http://yosemite.epa.gov/ee/epa/eed.nsf/webpages/Guidelines.html/$file/Ch6-7.pdf) [20.03.2006]
- [106] Usher D. (1973), "An imputation to the measure of economic growth for changes in life expectancy", in: Moss M. (ed.), *The measurement of economic and social performance*, pp. 193-226, New York: Columbia University Press.
- [107] Viscusi W.K. (1992), "Fatal Tradeoffs: Public and Private Responsibilities for Risk", Oxford University Press, New York.
- [108] Viscusi W.K. (1993), "The value of risks to life and health", *Journal of Economic Literature* 31(4): 1912-1946.
- [109] Viscusi W.K., Aldy J.E. (2003), "The value of a statistical life: A critical review of market estimates throughout the world", *Journal of Risk and Uncertainty*, 27(1): 5-76.
- [110] Wegner C., Gutsch A., Hessel F., Wasem J. (2004), "Rauchen-attributable Produktionsausfallkosten in Deutschland eine partielle Krankheitskostenstudie unter Zugrundelegung der Humankapitalmethode", *Das Gesundheitswesen*, 66: 423-432.

- [111] Weiss P., Maier G., Gerking S. (1986), "The economic evaluation of job safety. A methodological survey and some estimates for Austria", *Empirica* 13(1): 53-67.
- [112] Yaari M.E. (1965), "Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer", *The Review of Economic Studies*, 32(2): 137-150.
- [113] Zweifel P., Felder S., Meier M. (1999), "Ageing of population and health care expenditure: a red herring?", *Health Economics*, 8(6): 485-96.
- [114] Zweifel P., Felder S., Meier M. (2004), "Population ageing and health care expenditure: new evidence on the red herring?", *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 29(4): 652-66.

CURRICULUM VITAE

Persönliche Daten:

Name: Markus Pock
Geburtsdatum: 10.02.1971
Geburtsort: Wien, Österreich
Adresse: Porzellangasse 45/32
1090 Wien
e-mail: pock@ihs.ac.at



Ausbildung:

10/2005 – bis dato: Dissertationstudium, Institut für Volkswirtschaft, Universität Wien

10/2003 – 09/2005: 2-jähriger, postgradualer Lehrgang in *Economics* am IHS, Institut für Höhere Studien, Wien.

09/2003: Sponsion zum Magister rer. soc. oec.
Diplomarbeit „*Untersuchungen zu Wachstumseffekten der WWU mittels Zeitreihenanalyse*“ am Institut für Quantitative Volkswirtschaft, WU-Wien

1999 - 2003: Wirtschaftsuniversität Wien, Betriebswirtschaftslehre

12/1996: Sponsion zum Magister pharmaciae
Diplomarbeit „*Trennung diverser Pflanzensäuren mittels Kapillarelektrophorese*“ am Institut für Pharmakognosie, Universität Wien

1990 – 1996: Universität Wien, Fakultät für Naturwissenschaften, Pharmazie

09/1981 – 06/1988: Neusprachliches Gymnasium bei den Schulbrüdern in Wien/Strebersdorf

Zusammenfassung

(gemäß *Verordnung über die Formvorschriften bei der Einreichung wissenschaftlicher Arbeiten*,
Nr. 226, Mitteilungsblatt der Universität Wien, 41. Stück, ausgegeben am 24.09.2007)

Die vorliegende Arbeit schätzt den ökonomischen Wert gesundheitlicher Verbesserung der Vergangenheit seit 1980 in Österreich mithilfe zweier in der ökonomischen Literatur etablierten Ansätze: **Humankapital-** und **Zahlungsbereitschafts-Ansatz**. Wir konnten die Forschungsfrage nach einer ökonomischen Evaluierung der Gesundheitsverbesserungen der vergangenen zwei Jahrzehnte positiv beantworten: Die volkswirtschaftlichen Effekte bzw. der Nutzen aus gesteigerter Lebensqualität und Lebensquantität überwiegt in beiden angewandten Methoden die im Zeitraum von 1980 bis 2003 getätigten Gesundheitsausgaben.

Der Humankapital-Ansatz misst mögliche gesamtwirtschaftliche Produktionssteigerungen durch Gesundheit. Dadurch berücksichtigt dieser Ansatz lediglich die Erwerbsbevölkerung. Der Zahlungsbereitschafts-Ansatz (*willingness to pay*, WTP) im Rahmen der Kosten-Nutzen-Analyse beschreitet zur Bewertung von Gesundheit einen anderen Weg. Im Gegensatz zum Humankapital-Ansatz rückt der monetär bewertete, individuelle Nutzen in den Mittelpunkt der Betrachtungsweise. Somit lässt sich der Nutzen aus Gesundheit auch für ältere Bevölkerungsgruppen und nicht nur für die Erwerbsbevölkerung evaluieren. Hier setzt die ethische Kritik am Humankapital-Ansatz an, da dieser Arbeitsunfähige und Pensionisten keinen gesellschaftlichen Wert beimisst.

Zur Umsetzung des WTP-Ansatzes wählten wir das Lebenszyklus-Modell nach Murphy und Topel (2006), das neben Konsum auch Freizeit in die Nutzenfunktion einfließen lässt. Das altersabhängige Nutzenprofil berechneten wir mithilfe der durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen und –konsumausgaben der österreichischen Haushalte aus dem Jahr 2000. Der eigentliche Vorteil dieses Modells liegt jedoch in der speziellen Implementierung von Lebensqualität. Dadurch lassen sich Mortalität und Morbidität analytisch und empirisch behandeln. Als Annäherung für die Lebensqualität wählten wir die Daten der Gesundheitsbefragung 1999 zur Selbsteinschätzung des Gesundheitszustandes. Die Daten zur Sterblichkeit bezogen wir aus den offiziellen Sterbestatistiken.

Im Rahmen des Humankapital-Ansatzes, welcher allein auf Produktivitätsgewinne einer Gesundheitsverbesserung der Erwerbstätigen abstellt, bedienten wir uns eines Lebenszyklus-Modells nach dem Vorbild des im WTP-Ansatz umgesetzten Modells nach Murphy und Topel (2006). Durch den analogen Aufbau der beiden Modelle sind die Ergebnisse vergleichbar. Beobachtete Gesundheitsverbesserungen der Vergangenheit von 1980 bis 2003 werden anhand der Bezugsgröße des jeweiligen Ansatzes zu 2003 bewertet. Da beide Methoden im Gegensatz zu einperiodigen Modellen über den Lebenszyklus eines Individuums hinweg unter Unsicherheit rechnen, ist die Zielfunktion im Zahlungsbereitschafts-Ansatz der Erwartungsnutzen und im Humankapital-Ansatz die Erwartungsproduktivität – gemessen durch den Einkommensbarwert – über die verbleibende Lebensspanne hinweg. Dabei verbessern wirksame Gesundheitsmaßnahmen die Sterblichkeit und den Gesundheitszustand, was bei den Erwerbstätigen verminderte Krankenstände bewirkt, und erhöhen somit die Zielgrößen, nämlich den Wert eines statistischen Lebens (*value of life*) bzw. eines repräsentativen Erwerbstätigen (*value of labour*) im WTP- bzw. Humankapital-Ansatz. Eine wertmäßige Erhöhung dieser monetär bewerteten Zielgrößen durch verbesserte Gesundheit misst damit die individuelle Zahlungsbereitschaft für bzw. die Produktivitätsgewinne aus den realisierten Gesundheitsverbesserungen der letzten zwei Jahrzehnte.

Im Humankapital-Ansatz profitierten am meisten die 20-40-jährigen erwerbstätigen Männer von den gesundheitlichen Verbesserungen seit dem Jahr 1980, nämlich mit rund € 30.000 pro Kopf. Aufgrund der geringeren Erwerbsquote und höheren Anteils von Teilzeit-Beschäftigung beläuft sich der Produktivitätsgewinn bei den Frauen auf nur € 7.000 pro Kopf. Über die altersspezifischen Produktivitätszugewinne der Periode 1980-2003 bei Männern und Frauen summiert, erhielten wir den gesellschaftlichen Produktivitätswert aufgrund verbesserter Gesundheit bewertet zu 2003 mit € 105,5 Mrd. bzw. im Schnitt € 4,6 Mrd. pro Kalenderjahr; das sind 2,03% des BIP 2003.

Während im Humankapital-Ansatz die verbesserte Produktivität der Erwerbstätigen direkt mittels des durchschnittlichen Bruttolohnes bewertet wurde, fungierte das errechnete Altersprofil des Lebenswertes (*value of life*) zu 2003 als Ausgangspunkt für die WTP-Berechnungen aus verbesserter Gesundheit. Durch die niedrigere Lebenserwartung, z.B. im Jahr 1980, ist das Individuum schlechter gestellt, sodass es den

Zustand in 2003 präferiert. Diese altersspezifischen und periodenbezogenen Zahlungsbereitschaften summierten wir über alle Alterskohorten und erhielten den gesellschaftlichen Wert für verbesserte Gesundheit. Zum Beispiel wäre die Bevölkerung 2003 hypothetischerweise bereit für die gesundheitliche Besserstellung der Periode 1980-2003 die gigantische Summe von rund € 830 Mrd. zu zahlen. Dies entspricht pro Jahr im Schnitt € 36,1 Mrd. oder 16% des BIP 2003. Damit übersteigt die Zahlungsbereitschaft die Produktivitätsgewinne um das rund Achtfache.

Folgende Schlussfolgerung lässt sich aus unseren Ergebnissen ziehen. Die volkswirtschaftlichen bzw. ökonomischen Effekte der Verbesserungen in Mortalität und Morbidität der vergangenen zwei Jahrzehnte überwogen bei weitem die Gesundheitsausgaben in diesem Zeitraum. Das alleinige Betrachten von volkswirtschaftlichen Kennzahlen wie Produktivität im Rahmen des Humankapital-Ansatzes unterschätzt den tatsächlichen Effekt von verbesserter Gesundheit bzw. einzelner medizinischer Maßnahmen. Ein besserer Ansatz zur Bewertung von politischen Maßnahmen im Gesundheitswesen ist der in der ökonomischen Evaluierung oft verwendete WTP-Ansatz, der auf die Zahlungsbereitschaft aller Individuen einer Volkswirtschaft, nicht nur der Erwerbsbevölkerung, abzielt. Die errechneten Effekte übersteigen bei weitem die des produktivitätsbasierten Ansatzes. Die Erfassung von Effekten aus gesundheitlichen Verbesserungen durch volkswirtschaftliche Kennzahlen wie Produktion und Wertschöpfung für die Beurteilung von bestimmten Gesundheitsmaßnahmen ist zwar notwendig, kann jedoch die wahre Dimension des volkswirtschaftlichen Nutzens von Gesundheit nicht abbilden.

Abstract

We estimated the economic value of health improvements since 1980 in Austria with the help of two in the health economics literature well-established methods: the *human capital* and the *willingness to pay*-approach. The results in both approaches show that the economic impact or effect of improved life quality and -quantity (i.e. life expectancy) over the period 1980-2003 exceeds the corresponding health expenditures.

The human capital approach measures possible macroeconomic productivity increases due to better health. By doing this, the method solely considers the well-being of the working force. Consequently, children or retirees who do not contribute to the productivity of a nation are not assigned any social value – a model characteristic leading to unethical consequences. In contrast, the willingness to pay method (WTP) monetarizes individual utility accrued by better health conditions for all age groups. The value of health is measured by the individual's willingness to pay for improvements in life quality or -quantity.

In order to implement the WTP-approach, we chose the life-cycle model by Murphy and Topel (2006) where the utility function is influenced - besides consumption - by the amount of leisure time. The age-dependent utility-profile of a representative Austrian individual was approximated by the average equivalent income and equivalent consumption expenditures of the Austrian households in 2000. Exploiting the simplified structure of the model's implementation of life quality, we approximated the morbidity indicator with the help of self-assessed health, surveyed in the *Gesundheitsbefragung 1999*. The data of the mortality variable stem from the official mortality data base in Austria.

For comparison reasons, we used a life-cycle variant of the human capital method following the model's structure in Murphy and Topel (2006). The observed health improvements over the period 1980-2003 are evaluated by the reference quantities of both methods: gains in productivity and utility, respectively. Because both life-cycle models incorporate survival risk, the value function of the WTP- and of the human capital-approach represents expected utility and expected present value of income (approximating marginal productivity), respectively. In the human capital-model,

improved health of the working force decreases sick leaves and premature mortality, leading to a higher *value of labour* from the viewpoint of a social planner. In contrast, the impact of better health in the WTP-model increases the *value of a statistical life* (VSL) and thus the willingness to pay for these health improvements. As an ancillary result, we estimated a Austrian-specific VSL by approx. € 1.7 mio. at the age of 20.

The main results of the human capital-model are as follows. The employed men between age 20 and 40 benefited most by the observed health improvements since 1980, namely by approx. € 30.000 per capita. Due to the lower income level and participation rate of women we estimated a rise in productivity of employed females by merely € 7.000 per capita. Summing up the productivity gains over all age and gender groups, we calculate a social value of improved health of the period 1980-2003 of € 105.5 bn. or € 4.6 bn. per year on average, amounting to 2.03% of GDP in 2003.

Implementing the WTP-approach, we use the age-profile of our VSL-estimate in the reference year 2003. Due to the lower life expectancy and health condition prevailing in 1980, a rational individual prefers the living conditions in 2003. Applying the theoretical model by Murphy und Topel (2006), we calculate age, gender and time specific values of the willingness to pay. Summing up, we derive a social value of all individuals' willingness to pay for the health improvements of the period 1980-2003 of € 830 bn. This translates into € 36.1 bn. per year or 16% of GDP in 2003. Thus, the value of the social WTP exceeds eightfold the value of the aggregated productivity gains generated by the observed health improvements.

Concluding, the economic effects of improved mortality and morbidity of the past 20 years have outweighed the corresponding health expenditures in Austria by far. But merely focusing on pure economic indicators understates the true impacts of better health on the well-being of individuals. A better approach for valuating political measures in health care is considered to be the willingness to pay-method, because this approach accounts for unproductive people in our society, too. Our results of the WTP-model exceed the estimates of the productivity-based approach for better health of the last 20 years in Austria by far. Thus, economic indicators such as productivity and aggregated value are still useful in valuating policy measures in health care. However, the true dimension of the better health is better captured by utility-based models such as the WTP-approach.