

**Working Paper**

**No. 34**

July 2017

## **Economic Valuation of Life**

### **The Value of a Statistical Life Year (VSLY) in Europe [German]**



**Michael Schlander**  
**Ramon Schäfer**  
**Oliver Schwarz**

---

## **Economic Valuation of Life**

**The Value of a Statistical Life Year (VSLY) in Europe**  
**[German]**

---

ISBN 978-3-941609-32-7

## Working Paper

No. 34

### **The Economic Value of a Statistical Life Year in Europe: Report of a Systematic Review**

*Der Wert eines statistischen Lebensjahres in Europa:  
Bericht eines systematischen Review*

Michael Schlander, Ramon Schäfer  
und Oliver Schwarz

**Final Version [FV]**

Wiesbaden und Heidelberg, im Juli 2017

INNOVAL<sup>HC</sup>



## Autoren

Michael Schlander<sup>a,b</sup>, Ramon Schäfer<sup>a,b</sup>  
und Oliver Schwarz<sup>a,c</sup>

<sup>a</sup>Institute for Innovation & Valuation in Health Care, Wiesbaden, Germany;

<sup>b</sup>University of Heidelberg, Division of Health Economics at German Cancer Research Center (Deutsches Krebsforschungszentrum, DKFZ), Heidelberg, Germany;

<sup>c</sup>University of Heilbronn, Campus Schwäbisch-Hall, Germany

### Korrespondenzanschrift:

Professor Michael Schlander, MD, PhD, MBA

Deutsches Krebsforschungszentrum (DKFZ)  
Im Neuenheimer Feld 280, D-69120 Heidelberg / Germany

Telefon: +49 (0) 6221 42 1910; Telefax +49 (0) 6221 42 1919

E-Mail: [m.schlander@dkfz.de](mailto:m.schlander@dkfz.de)

Institute for Innovation & Valuation in Health Care (InnoVal<sup>HC</sup>)  
An der Ringkirche 4, D-65197 Wiesbaden / Germany

Telefon: +49 (0) 611 4080 789 12; Telefax: +49 (0) 611 4080 789 99

E-Mail: [michael.schlander@innoval-hc.com](mailto:michael.schlander@innoval-hc.com)

ISBN 978 3 941609 32 7



## Inhaltsverzeichnis [Table of Contents]

<b>Zusammenfassung</b>	<b>5</b>
Abstract [English]	7
<b>Einleitung</b>	<b>9</b>
<i>de facto</i> Schwellenwerte	11
Angebotsorientierte Analyse	13
Nachfrageorientierte Analyse	15
Exkurs: Humankapitalansatz	16
Zahlungsbereitschaft (WTP)	18
Direkte Messung der WTP	19
Indirekte Messung der WTP	22
WTP für ein QALY	25
Relevanz	29
<b>Fragestellung</b>	<b>30</b>
<b>Datenquellen und Methoden</b>	<b>32</b>
<b>Ergebnisse</b>	<b>38</b>
Gesamtauswertung	42
Ergebnisse nach regionaler Herkunft	47
Einzelstudien nach Kategorie (Methodik)	49
Vergleich Panel- versus Querschnittstudien	51
VSLY in Relation zum BIP/Kopf	53
Sensitivitätsanalysen	58



<b>Diskussion</b>	<b>60</b>
Diskontierung	62
Variabilität der Studienergebnisse	63
Limitationen	67
Kontext	70
<b>Schlussfolgerungen</b>	<b>71</b>
Appendix: Diskussion der Panelstudien	72
Deutsche Panelstudien	72
Europäische Panelstudien	77
<b>Referenzen</b>	<b>83</b>
<b>Anhang</b>	<b>97</b>
Abkürzungsverzeichnis	97
Dokumentation der Literaturrecherche	99
VSL und VSLY (Herleitung und Konversion)	111
Box Plot-Grafiken	113

### **Danksagung**

Die dem vorliegenden Projekt zugrunde liegende Literaturrecherche wurde in den Jahren 2015 konzipiert und 2016 durchgeführt und von dem Unternehmen Celgene GmbH (München) im Rahmen eines *unrestricted educational grant* unterstützt. Celgene hatte keinen Einfluss auf die Durchführung der Recherche, die Ergebnisse und / oder ihre Interpretation.



## Zusammenfassung

Die Bewertung medizinischer Verfahren – beispielsweise im Rahmen von Health Technology Assessments (HTAs) – sowie darauf aufbauende weitergehende Entscheide über ihre Aufnahme in den Leistungskatalog eines kollektiv finanzierten Gesundheitssystems, einschließlich der Modalitäten der Kostenübernahme, setzt eine implizite oder explizite ökonomische Kosten-Nutzen-Evaluation voraus. Konventionelle gesundheitsökonomische Analysen fokussieren auf einen Vergleich der zusätzlich entstehenden Kosten zum generierten Nutzen, in den gewonnene Lebenserwartung und Lebensqualität als wesentliche Dimensionen eingehen. Es besteht jedoch weitreichende Unklarheit über den „richtigen“ Wert eines statistisch gewonnenen Lebensjahres, der vielfach einen der zentralen Referenzpunkte für die monetäre Bewertung des Nutzens medizinischer Maßnahmen (direkt oder indirekt auf dem Umweg über Schwellenwerte für die „Zahlungsbereitschaft“ für ein qualitätsadjustiertes Lebensjahr, kurz „QALY“) darstellt.

Ein solcher Referenzpunkt für den monetären „Wert“ eines gewonnenen statistischen Lebensjahres könnte auch dann im Sinne eines „Ankers“ von Interesse sein, wenn – nach Ansicht dieser Autoren mit überzeugenden Gründen – die Idee eines kontextunabhängigen Wertes eines (ggf. qualitätsadjustierten) statistischen Lebensjahres abgelehnt wird.

Vor diesem Hintergrund war das Ziel der vorliegenden Studie, die aus europäischen Studien vorliegenden empirischen Erkenntnisse zum ökonomischen Wert eines statistischen Lebensjahres („*Value of a Statistical Life Year*“, VSLY) zusammenfassend darzustellen. Zu diesem Zweck wurde die im Hinblick auf gesundheitspolitische Kosten-Nutzen-Abwägungen in Deutsch-



land potenziell relevante europäische wirtschaftswissenschaftliche Literatur der vergangenen zwei Jahrzehnte ausgewertet.

Mittels einer systematischen Literaturrecherche wurden 41 zwischen 1995 und 2015 publizierte einschlägige Studien identifiziert, aus denen insgesamt 49 einzelne europäische Schätzwerte für den Wert eines geretteten Lebens („*Value of a Statistical Life*“, VSL) extrahiert wurden. Diese Daten wurden in Werte für ein statistisches Lebensjahr (VSLY) transformiert und sowohl in Euro (für das Jahr 2014) als auch in Vielfachen des jährlichen Bruttoinlandsprodukts (BIP) pro Kopf ausgedrückt.

Die aus den einzelnen Studien herleitbaren VSLY-Schätzwerte waren sehr heterogen. Im Median betrug der Wert über alle Studien nahezu € 160.000 oder mehr als das Fünffache des jährlichen Bruttoinlandsprodukts pro Kopf. Es zeigte sich eine Assoziation der Werte mit der Erhebungsmethode (*Revealed Preference*-Studien berichteten höhere Werte als *Stated Preference*-Studien) und mit der geografischen Herkunft der Daten (britische Studien berichteten im Median niedrigere Werte als kontinental- und nordeuropäische Studien). Darüber hinaus reagierte der errechnete VSLY sensitiv auf die verwendete Diskontrate.

Diesen und weiteren Einschränkungen und methodenbedingten Limitationen zum Trotz weisen die vorliegenden Ergebnisse darauf hin, dass die in europäischen Studien empirisch nachweisbaren Präferenzen mit einer Bewertung statistischen Lebens einhergehen, welche die derzeit vermuteten (und in zahlreichen Gesundheitssystemen außerhalb Deutschlands verwendeten) Schwellenwerte deutlich überschreiten dürften.

Aus dieser Beobachtung folgt ausdrücklich keine Befürwortung einheitlicher Schwellenwerte. Vielmehr deutet die Heterogenität der gefundenen Studienergebnisse auf die mögliche Relevanz weiterer Faktoren und muss diesbezüglich zu Vorsicht mahnen.



## Abstract

The evaluation of medical interventions – for example in the context of Health Technology Assessments (HTAs) – as well as subsequent decisions on pricing and reimbursement imply some sort of (informal or formal) cost benefit analysis. At the heart of conventional health economic evaluations is a comparison of incremental costs and benefits. Essential dimensions of health-related benefits are length and quality of life.

There is, however, far-reaching uncertainty as to the “correct” value of a statistical life year (VSLY). In the absence of a valid VSLY, a central point of reference is missing for any type of cost benefit analysis (with or without use of quality-adjusted life years – “QALYs” – as a measure of benefit).

Such a reference point for the VSLY – or “anchor” – might be of interest to health care policy makers, even if they rejected the notion of a universally applicable benchmark for the value of a QALY gained.

Against this background, we reviewed the relevant European economic literature published between 1995 and 2015, with the objective to review and analyze its implications for the VSLY. By means of a systematic search, we identified a total of 41 studies, from which we isolated 49 estimates of the value of a statistical life (VSL) or, for that matter, a prevented fatality. We then transformed this data into VSLY estimates expressed in Euros for year 2014 and in multiples of the annual gross domestic product (GDP) per capita.

Our so calculated VSLY estimates turned out to be very heterogeneous. The median VSLY was close to € 160,000 or more than five times annual GDP per capita. We found an association between VSLY estimates and measurement method, with *revealed*



*preference* studies tending to report higher VSLY estimates than *stated preference* studies. We also found an association of VSLY estimates and geographic origin of data; UK studies tended to report lower VSLY estimates compared to Nordic and Continental European studies. Finally, our VSLY estimates were sensitive to discount rates used for computation.

Despite these and further limitations, the present results suggest that preferences documented in empirical European studies imply a valuation of human life and statistical life years that may by far exceed currently accepted international benchmarks for cost effectiveness analyses within the health care context.

As a *caveat*, we note that our conclusion does not imply that we endorse universal cost effectiveness benchmarks, independent of decision context. On the contrary, we suggest that caution should be exercised in this respect, also (but not only) in light of the heterogeneity of observed study data.



## Einleitung

Sowohl Entscheidungen über die Ressourcenallokation für das Gesundheitssystem als auch innerhalb des Gesundheitssystems enthalten stets explizite oder implizite Werturteile, welche aus gesundheitsökonomischer Sicht als eine Abwägung von Nutzen und Kosten interpretiert werden können. Insbesondere vor Entscheidungen über die Aufnahme neuer Leistungen in das System der Erstattungsfähigkeit haben sich international *Health Technology Assessments* (HTAs) als bevorzugte Methode der systematischen Evaluation durchgesetzt. HTAs schließen neben der klinischen Effektivität beziehungsweise dem gesundheitsbezogenen Nettonutzen (bzw. dem Zusatznutzen gegenüber einer zweckmäßigen Vergleichstherapie) typischerweise eine Betrachtung der Kosten ein – sei es in Form von inkrementalen Kosten je Fall und daraus abgeleiteter inkrementaler Kosten-Effektivitäts-Relationen (*Incremental Cost Effectiveness Ratios*, ICERs) als Maß für die Wirtschaftlichkeit („Effizienz“), oder in Form projizierter Kostenfolgen (in Form von *Budget Impact Analyses*, BIAs).

Auch wenn die Einbeziehung der Kostendimension (ICERs, BIAs, u.a.<sup>1</sup>) in die Entscheidungsfindung durch die mit der Durchführung von HTAs und ihrer Bewertung („*Appraisal*“) betrauten Agent(ur)en international sehr stark variiert, so implizieren doch sämtliche Allokationsentscheide – selbst wenn sie als Prioritätensetzung oder „Priorisierung“ verstanden werden wollen – stets eine direkte oder indirekte Kosten-Nutzen-Bewertung.

---

<sup>1</sup> Die Unterschiede betreffen auch die Betrachtungsperspektive: Transferkosten nur innerhalb des Gesundheitssystems oder innerhalb der sozialen Sicherungssysteme, volkswirtschaftliche Kosten, zum Beispiel Berücksichtigung von Produktivitätsverlusten; Kosten je Fall oder Kosten auf der Programmebene, usw.



Aus dem Wirtschaftlichkeitsprinzip folgt, dass bei begrenzten verfügbaren Ressourcen jede Verwendung knapper Mittel mit Opportunitätskosten einhergeht. In der volkswirtschaftlichen Betrachtung werden Opportunitätskosten definiert als der entgangene Nutzen (oder Wert), der mit der nächstbesten alternativen Mittelverwendung hätte generiert werden können. Eine Mittelverwendung ist aus dieser Sicht dann und nur dann effizient, wenn der Nutzen einer Alternative ihre Opportunitätskosten übersteigt.

Der ökonomischen Wohlfahrtstheorie („Welfarismus“) folgend müssten daher in einer echten Kosten-Nutzen-Bewertung (KNB im engeren wirtschaftswissenschaftlichen Sinn) den gesamtgesellschaftlichen Kosten das Aggregat der (maximalen) individuellen Zahlungsbereitschaften als Maß des Nutzens einer Intervention gegenübergestellt werden. Diese Vorgehensweise hat sich im Rahmen der praktisch angewandten Gesundheitsökonomie jedoch nicht durchzusetzen können. Dafür ausschlaggebend waren vor allem Bedenken, dass individuelle Zahlungsbereitschaften als Maß des Nutzens offensichtlich nicht von der individuellen Zahlungsfähigkeit unabhängig sind und damit Reiche gegenüber Armen inhärent bevorteilen würden (vgl. zum Beispiel Gold et al., 1996); hinzu kamen Vorbehalte vor allem von medizinischer Seite gegenüber einer Monetarisierung von gesundheitlichem Nutzen, im Gegensatz zu einem nicht (primär) in Geldeinheiten ausgedrückten Nutzenmaß (Kamlet, 1992).

Vor diesem Hintergrund ist stattdessen im Rahmen von HTAs eine reduzierte, in Abgrenzung zur Wohlfahrtsökonomie als „extrawelfaristisch“ apostrophierte Variante der Evaluation (Kosten-Nutzwert-Analyse, KNA, oder *cost utility analysis*, CUA) sehr viel verbreiteter. Diese hebt auf den – üblicherweise in Form von *Quality-Adjusted Life Years* (QALYs) dargestellten rein gesundheitsbezogenen Nutzen ab, der als Aggregat der



Lebenserwartung und dem – wiederum auf der Grundlage individueller Präferenzen bestimmten – Nutzen (bzw. „Nutzwert“, *utility*) der während dieser Zeit erfahrenen gesundheitsbezogenen Lebensqualität verstanden wird. In der Praxis offizieller HTA-Institutionen werden dem QALY-Gewinn dann regelmäßig die Mehrkosten<sup>2</sup> – meist aus der Perspektive des für die entstehenden Transferzahlungen aufkommenden *National Health Scheme* (NHS)<sup>3</sup> – gegenüber gestellt<sup>4</sup>.

### *de facto*-Schwellenwerte in der internationalen Praxis

Für die Beurteilung der Wirtschaftlichkeit einer Intervention bedarf es in diesem Fall eines *Benchmarks*, das heißt, es werden Schwellenwerte notwendig, welche die maximal erlaubten zusätzlichen Kosten für ein gewonnenes Lebensjahr (mit oder ohne Adjustierung aufgrund der gesundheitsbezogenen Lebensqualität) definieren.

---

<sup>2</sup> Das Maß ist dann die *Incremental Cost Effectiveness Ratio* oder ICER.

<sup>3</sup> Wir verwenden hier NHS als Dachbegriff für verpflichtende kollektive Systeme der Gesundheitsversorgung, unabhängig davon, ob diese staatlich (wie beispielsweise der *National Health Service*, NHS, in Großbritannien) organisiert sind oder auf einem Versicherungssystem (wie die Gesetzliche Krankenversicherung, GKV, in Deutschland oder die obligatorische Krankenpflegeversicherung, OKP, in der Schweiz) mit Pflichtmitgliedschaft aufgebaut sind.

<sup>4</sup> Eine besteht diesbezüglich eine gewisse Diskrepanz zwischen akademischen Leitlinien (welche überwiegend eine gesamtgesellschaftliche Perspektive der Kostenbestimmung empfehlen) und der Praxis der HTA-Agenturen, welche sich fast stets auf die reinen Gesundheitskosten aus einer Zahlerperspektive (mit oder ohne soziale Transfers für *Personal Social Services*, Pflege, usw.) beziehen.

**Tab. 1: Exemplarische internationale *de facto*-Schwellenwerte**

für inkrementale Kosten je gewonnenes Lebensjahr

*(life year gained, „LYG“), oder je QALY; GDP, Gross Domestic Product*

Institution, Land	Schwellenwert	Quelle
PHARMAC, Neuseeland <i>(implizit)</i>	NZ-\$ 20.000 (- 200.000) / QALY	Pritchard (2002) <sup>5</sup>
PBAC, Australien <i>(implizit)</i>	AUS-\$ 42.000 – 76.000 / LYG	George et al. (2001)
NICE, England und Wales <i>(explizit)</i>	GBP 20.000 – 30.000 / QALY	NICE (2004) <sup>6</sup>
WHO-CHOICE, international <i>(empfohlen)</i>	(1-)3 x GDP / capita / QALY	Marseille et al. (2015)

Den international *de facto* gebräuchlichen Schwellenwerten (vgl. Tab. 1) fehlt jedoch eine überzeugende empirische Grundlage; sie sind ihrem Wesen nach arbiträre Festsetzungen, welche letztlich ihre Begründung aus technokratischem Pragmatismus erfahren (vgl. zum Beispiel Grosse, 2008; Neumann et al., 2014). Ein illustratives Beispiel für die fehlende Grundlage lieferten Laupacis et al. (1992), als sie für Kanada einen Schwellenwert von CAN-\$ 20.000 bis 100.000 vorschlugen und behaupteten, diese Bandbreite sei „*universally accepted as being appropriate*“, während der Erstautor später auf Nachfrage zugeben musste, „*I made them up [sic!] because we simply needed a benchmark.*“<sup>7</sup>

Eine wesentliche Prämisse der üblichen angewandten ökonomischen und gesundheitsökonomischen Analysen ist, dass das Ziel eines NHS (primär oder sogar einzig) in der Maximierung der produzierten Gesundheit (ausgedrückt in QALY-Einheiten) unter der Randbedingung begrenzter verfügbarer Ressourcen

<sup>5</sup> vgl. dazu auch Metcalfe und Grocott (2010) und Simoens (2010)

<sup>6</sup> vgl. dazu auch McCabe et al. (2008)

<sup>7</sup> Persönliche Mitteilung von Amiram Gafni, Gesundheitsökonom an der McMaster University in Hamilton, ON, an den Erstautor dieses Diskussionspapiers anlässlich der Heidelberg Health Economics Summer School 2015, Heidelberg, 16. September 2015.



sei.<sup>8</sup> Auf dieser Grundlage lassen sich dann die (maximal akzeptablen Mehr-) Kosten für ein zusätzlich produziertes QALY als Schattenpreis eines QALYs interpretieren.

### **Angebotsorientierte Analyse: Opportunitätskosten unter Budgetrestriktion**

Dieser (durch politische Rahmenbedingungen *angebotsseitig* determinierte) Schattenpreis entspricht der impliziten Zahlungsbereitschaft des NHS bei Zugrundelegung des Maximierungspostulats in Kombination mit einer Budgetrestriktion und lässt sich als Maß der Opportunitätskosten innerhalb eines NHS interpretieren: er entspricht den Grenzkosten für die Produktion eines zusätzlichen QALY.

Nur unter der Bedingung vollständiger Information über die Kosteneffektivität sämtlicher innerhalb eines NHS finanzierter Maßnahmen ist die Bestimmung des Schattenpreises eines QALYs möglich. Eine Approximation wurde auf der Basis von Daten aus 21 *Primary Care Trusts* (PCTs; mittlerweile *Clinical Commissioning Groups*, CCGs), Ausgaben für 23 *Programme Budget Categories* (PBCs) und Mortalitätsdaten für 11 dieser PBCs versucht, anhand derer Claxton et al. (2013) eine Berechnung für den englischen *National Health Service* vorlegten.

Die Kalkulation basierte im Wesentlichen auf drei Schritten:

1. eine ökonometrische Analyse der Beziehung zwischen den Differenzen in den verfügbaren Mortalitätsdaten und den

---

<sup>8</sup> Diese Prämisse konnte freilich empirisch nicht bestätigt werden, sofern anstelle eines theoretischen Postulats die Erwartungen (oder besser die „sozialen Präferenzen“) der an einem NHS teilnehmenden Bevölkerung zugrunde gelegt werden; vgl. zum Beispiel Dolan et al. (2005), Schlander (2005) und Schlander et al. (2014); mehr dazu im Abschnitt *Diskussion*, weiter unten.



Ausgaben der PCTs, unter Adjustierung für die im NHS benutzte Finanzierungsformel, die PCTs mit höherer Mortalität größere Mittel zuweist;

2. Transformation der berechneten (negativen) Effekte höherer Ausgaben auf die Mortalität in einen positiven Gesundheitseffekt und dessen Ausdruck in QALY-Einheiten;
3. Adjustierung der berechneten Effekte von höheren Gesundheitsausgaben auf zusätzlich gewonnene Lebensjahre um (a) die Lebensqualität in den zusätzlichen Lebensjahren und (b) Ausgaben, welche zwar die Morbidität, nicht aber die Mortalität beeinflussen.

Claxton et al. (2015) schätzten den besten Schwellenwert (oder „Schattenpreis“) auf der Grundlage der verwendeten Daten aus dem Jahr 2008 (und zahlreicher notwendiger Annahmen) auf GBP 12.936 je QALY.

Claxton et al. (2015) stehen nicht alleine mit der von ihnen angewandten Logik. Die Überlegungen von Eichler et al. (2004), wie sich Schwellenwerte in der Praxis entwickeln könnten, weisen trotz zahlreicher *caveats* in eine ähnliche Richtung. Allerdings erkennen Eichler et al. (2004) an, dass einerseits weitere Kriterien eine Rolle spielen dürften und erwarten deshalb die Entwicklung „weicher“ statt „harter“ Schwellenwerte; andererseits spekulieren sie, dass die mit der Anwendung von Schwellenwerten verbundene offene Rationierung von medizinischen Leistungen und die damit zu erwartenden Kontroversen zu einer Erhöhung der einem NHS bereitgestellten Ressourcen und in der Folge sogar zur Akzeptanz höherer Besteuerung (resp. höherer Versicherungsbeiträge)<sup>9</sup> führen könnte.

---

<sup>9</sup> „The general public’s preparedness, at least in some countries, to increase resources to health care, even through higher taxation, is supported by preliminary evidence,“ vermuteten Eichler et al. (2004) unter Verweis auf zwei Referenzen aus Großbritannien (l.c., p. 526).



## Nachfrageorientierte Analyse: Zahlungsbereitschaft (*Willingness-to-Pay*, WTP)

Diese Überlegungen führen direkt zu einer zweiten, weniger restriktiven Interpretation der jeweiligen Schwellenwerte. Sie rekurriert auf die gesellschaftliche Zahlungsbereitschaft (oder *Willingness-to-Pay*, WTP) für ein gewonnenes Lebensjahr (oder QALY). Das entspricht einem *nachfrageseitig* definierten Ansatz.

Ein wesentlicher Aspekt hierbei ist, dass aus herrschender ökonomischer Sicht normative Entscheidungen auf Systemebene, ob und gegebenenfalls zu welchen Kosten (vorliegend konkretisiert als Kosten je QALY) medizinische Interventionen Teil des Leistungskatalogs eines kollektiv finanzierten, solidarisch verfassten Gesundheitssystems (*National Health Scheme*, NHS) sein *sollen* – ebenso wie andere Entscheidungen über öffentliche Ausgaben (prominent in Bereichen wie etwa der Verkehrssicherheit oder des Umweltschutzes) – nicht identifizierte, sogenannte „statistische Leben“<sup>10</sup> betreffen.

Von Beginn an hatten Ökonomen deshalb ein großes Interesse am Wert eines statistischen Lebens (*Value of a Statistical Life*, VSL). Mindestens seit Sir William Petty und seinem Werk „*Political Arithmetic*“ (1699) ist das Konzept in der ökonomischen Literatur nachweisbar; Petty legte dar, dass auf dieser Basis der Verlust an Leben durch Seuchen, Kriege oder das Stellen von Söldnern für fremde Herrscher berechenbar seien. Es war dann Sir William Farr, der erstmals formal den Wert einer Person anhand ihrer

---

<sup>10</sup> vgl. dazu aber auch die Einwände von Weyma Lübbe (2005), die nicht nur rhetorisch fragt: „*Have you ever sat at the deathbed of a statistical life?*“; vgl. sowie die Monographien von W. Lübbe (2015), „*Nonaggregationismus: Grundlagen der Allokationsethik*“ und von Andrea Klonschinski (2016), „*The Economics of Resource Allocation in Health Care: Cost-utility, social value, and fairness*“. Eine andere Perspektive bieten I. Glenn Cohen, Norman Daniels und Nir Eyal (2015) im von ihnen herausgegebenen Band „*Identified Versus Statistical Lives: An Interdisciplinary Perspective*“.



wirtschaftlichen Leistungskraft bestimmte, als den „*present value of a person's probable future earnings and the necessary outgo in realizing those earnings*“ (Farr, 1853; p. 38). Mit dieser Arbeit formuliert Farr den Gedanken, der dem Humankapitalansatz (*Human Capital Approach*) zugrunde liegt (siehe weiter unten).

Seit Thomas Schelling (1968) das Konzept eines „*Value of a Statistical Life*“ (VSL) einführte und – neben anderen – Ezra Mishan (1971) es mit Überlegungen zur „*Evaluation of Life and Limb*“ fortführte, entwickelte sich rasch eine umfangreiche einschlägige ökonomische Fachliteratur, die anhand der jeweils verwendeten Methodik klassifiziert werden kann. Zu unterscheiden sind

1. der Humankapitalansatz,
2. direkte Methoden der Messung der Zahlungsbereitschaft (*Contingent Valuation* und *Discrete Choice-Experimente*, gewöhnlich subsumiert unter „*Stated Preferences*“),
3. indirekte Methoden der Ableitung der Zahlungsbereitschaft aus beobachtetem Verhalten („*Revealed Preferences*“).

### **Historischer Exkurs: Der Humankapitalansatz**

Vorläufer des Humankapitalansatzes lassen sich bis ins späte 17. Jahrhundert zurückverfolgen (vgl. oben). Dem Grunde nach handelt es sich um eine Analogie zum betriebswirtschaftlichen Ertragswertprinzip; der Wert eines menschlichen Lebens entspräche demzufolge der diskontierten Summe der zukünftigen (marginalen) Beiträge zum Bruttosozialprodukt, oder noch einfacher – einen perfekten effizienten Arbeitsmarkt unterstellend – der diskontierten Summe seiner zukünftigen Arbeits-



einkommen. Für die Berechnung werden, weil üblicherweise von einer gesellschaftlichen Perspektive ausgegangen wird, dann Bruttoeinkommen verwendet.

Seine heutige Definition geht wesentlich auf Burton Weisbrod (1961a,b), Selma Mushkin (1962) und Gary Becker (1962) zurück; epochemachende Anwendungen im Kontext von Krankheitskostenstudien sind vor allem mit dem Namen von Dorothy Rice verbunden (zum Beispiel Rice, 1966, 1967; Rice et al., 1985).

Der Humankapitalansatz reduziert den Wert menschlichen Lebens auf seine Arbeitsproduktivität – in der von Weisbrod (1961a,b) vorgeschlagenen Netto-Variante werden davon überdies die Konsumkosten des Individuums in Abzug gebracht. Dann verbleibt nur mehr der Wert des Individuums für andere. Auf diese Weise würde der Wert eines Nicht-Arbeitsfähigen oder eines Rentners mit Null angesetzt (oder sogar mit negativem Vorzeichen bestimmt bei Anwendung der Weisbrod-Variante); nicht berücksichtigt werden insbesondere „intangible“ Nutzen und Kosten (Freude und Leid; „*pleasure and pain*“ im Sprachgebrauch der Utilitaristen). Der Humankapitalansatz impliziert so die Annahme, dass das primäre gesellschaftliche Ziel die Maximierung des Nationaleinkommens sei (vgl. zum Beispiel O'Brien und Gafni, 1996) und ignoriert den intrinsischen Wert menschlichen Lebens.

Der Humankapitalansatz ist vor diesem Hintergrund schwer vermittelbar und gilt als (jedenfalls alleiniges) Maß für den Wert menschlichen Lebens diskreditiert. Auch im Rahmen der modernen wohlfahrtsökonomischen Theorie stellt der Humankapitalansatz einen Fremdkörper da, denn diese hebt auf individuelle Präferenzen – ausgedrückt entweder mittels der individuellen Zahlungsbereitschaft (*Willingness-to-Pay*) für zusätzlichen Nutzen oder als Kompensationsbereitschaft für einen



Nutzenverlust („*compensating variation*“, „*Willingness-to-Accept*“) – ab (vgl. Mishan, 1975; dort ausführlich pp. 303ff.).

### **Maximale individuelle Zahlungsbereitschaft (Maximum Individual Willingness-to-Pay)**

Unter Ökonomen herrscht seit Mishan (1975) weitestgehend Übereinstimmung, dass die (maximale) individuelle Zahlungsbereitschaft das wohlfahrtstheoretisch korrekte Konstrukt für die Bewertung kleiner Änderungen von Über- beziehungsweise Erlebenswahrscheinlichkeiten darstellt. Mit Breyer et al. (2012) lässt sich dies technisch so formulieren, dass „beim Ansatz der Zahlungsbereitschaft [...] der Geldwert einer marginalen Reduktion des Sterberisikos der Grenzrate der Substitution des betroffenen Individuums zwischen seinem Vermögen und seiner Überlebenswahrscheinlichkeit [entspricht].“

Das Konzept des ökonomischen Wertes (Nutzens oder „*utility*“) als marginale Zahlungsbereitschaft geht zurück auf Jules Dupuit (1844) und Alfred Marshall (1879); mit einem bekannten Zitat von Dupuit: „*Political economy has to take as the measure of utility of an object the maximum sacrifice which each consumer would be willing to make in order to acquire the object ... the only real utility is that which people are willing to pay for*“ (Dupuit, 1844).

Die zugrunde liegende Idee ist weitaus flexibler als die angebotsorientierte Logik (mit ihrer Interpretation von Schwellenwerten als Schattenpreise), deren restriktivste Prämissen entfallen können:

Das subjektive Nutzenkonzept erfordert keine einschränkenden Annahmen zur Struktur der Nutzenfunktion, eine individuelle Substitution von Gesundheit und anderem Konsum bleibt



erlaubt, und die Notwendigkeit eines politisch präterminierten Globalbudgets entfällt.

Die Anwendung dieser Logik kann selbst dann nützliche Einsichten über die Größenordnung der Zahlungsbereitschaft für ein statistisches Leben (*Value of a Statistical Life*, VSL) und daraus ableitbar eines statistischen Lebensjahres (*Value of a Statistical Life Year*, VSLY) hervorbringen, wenn – aus welchen Gründen auch immer – auf die Adoption eines spezifischen ökonomischen Modells der Aggregation individuellen Nutzens verzichtet wird (vgl. Nord, 2017, und Diskussion).

Sowohl die wohlfahrtsökonomische als auch die (ausschließlich auf Gesundheitsgewinne fokussierte) extrawelfaristische Logik gründen auf einer Aggregation individueller Nutzengewinne als Maß für den gesellschaftlichen Wohlfahrtsgewinn. Allerdings werden im extrawelfaristischen – auf additiver Aggregation von QALY-Gewinnen beruhenden – Kalkül eine durchschnittliche Zahlungsbereitschaft je QALY (in der Praxis gegebenenfalls sekundär um weitere Faktoren modifiziert) verwendet, so dass anders als in der klassischen Wohlfahrtsökonomik individuelle Unterschiede der Zahlungsbereitschaft (unter anderem) auf der Basis der Zahlungsfähigkeit (*Ability-to-Pay*; Vermögen, Humankapital) systematisch nivelliert werden.

### **Direkte Messung der Zahlungsbereitschaft** **(Contingent Valuation und Discrete Choice Experimente)**

Die direkte Messung gilt neben der indirekten Ableitung („*Revealed Preferences*“) als eine von zwei empirischen Bewertungsmethoden der Zahlungsbereitschaft, die zur theoriekonformen Bestimmung des VSL verwendet werden. Durch *Stated Preference* Methoden können Individuen einer



Zielpopulation direkt nach ihren persönlichen Präferenzen oder sogenannten „Tradeoffs“ gefragt werden, die sich auf ein bestimmtes, hypothetisches Szenario beziehen. Die direkte Bestimmung der Zahlungsbereitschaft eines Individuums kann dabei über verschiedene Ansätze gemessen werden.

Zwei wichtige Ansätze, die in der einschlägigen Literatur Anwendung zur Bestimmung des VSL finden, bilden die *Contingent Valuation* Methode und *Discrete Choice* Experimente. Ein weiterer Ansatz, die sogenannte *Conjoint Analyse* (vgl. Luce and Tukey, 1964), bleibt hier unberücksichtigt, da sie in Studien zur Schätzung des VSL kaum Berücksichtigung fand.<sup>11</sup>

Traditionell wurde (und wird) die *Contingent Valuation* Methode in *Stated Preference* Studien am häufigsten verwendet (zum Beispiel bei Carthy et al., 1999; Jones-Lee und Loomes, 1995, und Jones-Lee et al., 1985, 1995). In ihren Grundzügen geht die Methodik bis in die 1960er Jahre zurück, wobei ihre Grundlage bereits 1939 durch John R. Hicks geschaffen wurde (*“Hicksian Welfare Measure“*). Die Ausgangssituation bei Anwendung der *Contingent Valuation* Methode bildet dabei immer ein hypothetisches (Markt-) Szenario für ein öffentliches Gut (wie zum Beispiel die „Gesundheit“). Mittels Befragungstechniken wird die Zahlungsbereitschaft (oder die Akzeptanz einer finanziellen Kompensation) bei quantitativer oder qualitativer Veränderung dieses Gutes untersucht. Eine zentrale Eigenschaft der Methodik ist, dass die Teilnehmer in der Untersuchung grundsätzlich „direkt“ in Geldeinheiten nach der persönlichen Risikobewertung – meist in Form einer Risikoreduktion – für ein Kollektivgut befragt werden. Die verwendeten Fragebögen der Studien unterscheiden sich in ihrer Struktur und ihrem Aufbau teilweise

---

<sup>11</sup> In ihrem methodischen Ansatz weisen *Discrete Choice* Experimente zwar zahlreiche Ähnlichkeiten zur *Conjoint Analyse* auf, werden aber dennoch als eigenständiges Verfahren aufgefasst (vgl. Louvière et al., 2010).



erheblich (zum Beispiel gibt es sogenannte „Referendum Formats“ oder „Payment Cards“).

Im Unterschied zur *Contingent Valuation* Methode wird den Teilnehmern bei *Discrete Choice* Experimenten (DCEs) nicht nur ein Szenario vorgelegt, sondern es werden mehrere Kombinationsmöglichkeiten der jeweiligen Ausprägung der einzelnen in das Experiment einbezogenen Charakteristika (oder „Attribute“) der Alternativen zur Auswahl gestellt. Die Kosten sind dabei nur eines von mehreren Attributen; Informationen über die Zahlungsbereitschaft werden aus den beobachteten Entscheidungen abgeleitet (vgl. Bateman et al., 2002). *Choice* Experimente gelten vor allem deshalb als besser geeignetes Instrument zur Bestimmung der Zahlungsbereitschaft im Vergleich zur *Contingent Valuation* Methode, weil sie den impliziten Preis oder die marginale Zahlungsbereitschaft für die einzelnen getesteten Attribute aufdecken (vgl. Hoyos, 2010) und bei geeignetem Studiendesign zudem eine Untersuchung der Tradeoffs oder „Interaktionen“ zwischen den spezifizierten Attributen erlauben (vgl. Adamowicz et al., 1998). Die theoretische Grundlage des Ansatzes schuf Thurstone bereits 1927 mit der „*Random Utility Theory*“ (RUT), die davon ausgeht, dass Menschen über ein latentes, also nicht direkt beobachtbares, Konstrukt von Nutzen verfügen, das in eine erklärbare (deterministische „*strict utility*“) und eine Zufallskomponente (stochastische „*random utility*“) aufgeteilt werden kann. Die systematische Komponente erfasst die für eine Wahlentscheidung ausschlaggebenden, einschließlich ihrer Ausprägungen in Studien präspezifizierten und deshalb bekannten und gemessenen Attribute, während die stochastische Komponente den Einfluss nichtspezifizierter, unbekannter oder nicht messbarer Attribute repräsentiert.

Frühe Untersuchungen mithilfe der *Stated Preferences*-Methodik wurden häufig im Kontext der Erhöhung der Verkehrssicherheit



(zum Beispiel bei Jones-Lee and Loomes, 1995 und Jones-Lee et al., 1995) oder der Bewertung von Umweltfaktoren/-risiken (zum Beispiel bei Alberini et al., 2010) durchgeführt. Regelmäßig fielen die aus *Stated Preference*-Studien abgeleiteten Schätzwerte des VSL durch eine große Heterogenität auf (zum Beispiel bei Untersuchungen zu unterschiedlichen Ländern). Eine von De Blaeij und Kollegen (2003) berichtete Metaanalyse, die vor allem *Contingent Valuation* Studien zur Straßenverkehrssicherheit berücksichtigte, unterstrich zudem die teilweise großen Unterschiede von Schätzungen des VSL zwischen *Stated* und *Revealed Preference* Untersuchungen.

Gegenüber den *Revealed Preference* Methoden (vgl. unten) sind *Contingent Valuation* Studien grundsätzlich als flexibler einzuschätzen, da sie einen direkten Bezug zur Bestimmung der Zahlungsbereitschaft für eine spezifische Risikoreduktion aufweisen. Diese Eigenschaft ermöglicht es, die erhaltenen Antworten der befragten Personen eindeutig auszuwerten und damit eine bessere Bandbreite für die Schätzung des VSL angeben zu können. Eine Einschränkung, die insbesondere die *Contingent Valuation* Methode trifft, beruht auf dem Umstand, dass der Ansatz sich ausschließlich auf hypothetische Szenarien und Fragestellungen bezieht, was zu Verzerrungen der VSL-Schätzungen führen könnte (vgl. auch Limitationen).

### **Indirekte Ableitung der Zahlungsbereitschaft aus beobachtetem Verhalten („*Revealed Preferences*“)**

*Revealed Preferences* Methoden (oft auch *Hedonic Pricing* oder *Hedonic Wage* Methode; letztere dann deutsch auch „Methode der kompensatorischen Lohndifferenziale“) bilden den zweiten



wichtigen empirischen Bewertungsansatz der Zahlungsbereitschaft für die Bestimmung des VSL, der sich im Gegensatz zum *Stated Preference* Ansatz einer indirekten Ableitung bedient. Bei *Revealed Preference* Studien wird das (Entscheidungs-)Verhalten von Individuen in existierenden Märkten beobachtet. Das dabei beobachtete (Entscheidungs-)Verhalten deckt die Risikopräferenz des Individuums auf, worüber sich anschließend der Wert des statistischen Lebens ableiten lässt. *Wage-Risk* Studien, die auf kompensatorischen Lohndifferenzialen beruhen, stellen die Mehrzahl der *Revealed Preference* Studien dar (alternativ sind unter den *Nonoccupational Risk*-Studien vor allem *Consumer Market*-Studien zu nennen, die auf beobachteten Kaufentscheidungen für Konsumgüter basieren).

Die *Wage-Risk* Studien zugrunde liegende Idee lässt sich bis zu „*The Wealth of Nations*“ von Adam Smith zurückverfolgen: „*The wages of labour vary with the ease or hardship, the cleanliness or dirtiness, the honourableness or dishonourableness of the employment*“ (Smith, 1776). Der Ansatz kompensatorischer Lohndifferenziale beruht somit auf dem Gedanken, dass Arbeiter unter ansonsten unveränderten Bedingungen<sup>12</sup> nur dann eine riskantere Beschäftigung aufnehmen, wenn sie dafür eine Lohnerhöhung (als eine *Kompensation*) erhalten. Aus theoretischer Sicht lässt sich der Ansatz am besten anhand der Wechselwirkung zwischen dem Bedarf an Arbeitskräften durch die Unternehmen und den Entscheidungen der Arbeiter auf der Angebotsseite verstehen. Dem Grunde nach impliziert das zum einen, dass Unternehmen nur dann in bessere Sicherheitsvorkehrungen investieren, wenn Arbeiter dafür auf Lohn verzichten. Im Gegenzug nehmen die Arbeitskräfte nur ein erhöhtes Risiko hin, wenn sie dafür besser

---

<sup>12</sup> Der Ansatz kompensatorischer Lohndifferenziale unterliegt folgenden Annahmen: Arbeiter wollen grundsätzlich ihren Nutzwert und nicht ihren Lohn maximieren; ihnen müssen alle Informationen zum Berufsrisiko vorliegen; und ein vollkommener Arbeitsmarkt muss vorherrschen. Siehe auch *Diskussion / Limitationen*.



entlohnt werden (vgl. Viscusi, 1992). Da der Lohn eines Arbeiters jedoch nicht ausschließlich vom Risiko seines Berufs abhängt (weitere Einflussfaktoren sind zum Beispiel das Alter und die Ausbildung), verwendet man zur Ermittlung eines Lohn-Risiko-Ausgleichs sogenannte qualitätsadjustierte oder „hedonische“ Lohnregressionen.

Seit mindestens vier Jahrzehnten werden empirische Untersuchungen zum Wert eines statistischen Lebens auf der Grundlage hedonischer Lohnmodelle durchgeführt. Als einer der ersten Beiträge auf diesem Gebiet gilt die Arbeit von Thaler und Rosen (1975), die den „*Value of Saving a Life*“ auf Arbeitsmärkten untersuchten. Nach einem *systematischen Review* von Viscusi und Aldy (2003) zu *Wage-Risk* Studien lagen bis zum damaligen Untersuchungszeitpunkt schon mehr als 50 englischsprachige auf dieser Methode basierende Untersuchungen zum VSL vor. Als weitere Übersichtsarbeiten sind die Metaanalysen von Mrozek und Taylor (2002) sowie Bellavance et al. (2009) zu nennen, die herausarbeiteten, dass trotz homogener Methoden-anwendung erhebliche Schwankungen zwischen den VSL-Schätzungen unterschiedlicher *Wage-Risk* Studien bestehen. Neben diversen internationalen Studien zu *Revealed Preferences* (eine aktuelle Übersicht findet sich hierzu bei Machina and Viscusi, 2014) ist insbesondere die Arbeit von Spengler (2004) von großem Interesse für die vorliegende Übersicht. Als erste deutsche Studie zu kompensatorischen Lohndifferenzialen und dem Wert eines statistischen Lebens wird diese Arbeit in einem speziellen Appendix ausführlich besprochen werden, da vorliegend unser Interesse speziell neueren europäischen Studienergebnissen zum VSL gilt.

Auch Studien zum VSL auf der Grundlage kompensatorischer Lohndifferenziale weisen verschiedene Limitationen auf. Eine der grundlegenden Schwächen der indirekten Ableitung von



Zahlungsbereitschaften aus beobachtetem Verhalten liegt darin, dass die jeweiligen Studienpopulationen Selbstselektionseffekten unterliegen können, was Verallgemeinerungen ihrer Ergebnisse sehr problematisch machen kann. Denn sowohl Über- als auch Unterschätzungen des VSL sind möglich, wenn die gewählte Studienpopulation eine bestimmte Personengruppe über- oder unterrepräsentiert (zum Beispiel durch eine überdurchschnittlich große Anzahl an Personen, die sich risikofreudig oder risikoavers verhalten).

Gegenüber den *Stated Preference*-Methoden besitzen *Wage-Risk* Studien jedoch den von Ökonomen vielfach hochgeschätzten Vorteil, dass sie den VSL ausschließlich indirekt von realen ökonomischen Entscheidungen ableiten und folglich weniger stark für Verzerrungen anfällig sein sollten: Sie basieren auf tatsächlichem, beobachtbarem Verhalten anstelle von Willensbekundungen zu hypothetischen Szenarien.

### **Zahlungsbereitschaft (*Willingness-to-Pay*, WTP) für ein QALY („WTP-Q“)**

Eine weitere Gruppe von Studien galt speziell dem Ziel, eine Zahlungsbereitschaft für ein QALY abzuleiten (*Willingness-to-Pay for a QALY*, hier „WTP-Q“). In einem aktuellen Review der bis Ende 2013 erschienenen empirischen Literatur zu dieser Frage identifizierten Ryen und Svensson (2015) insgesamt 24 verwertbare Studien. Die Mehrzahl der Studien (14) stammte aus Europa (darunter in diesem Review allerdings keine aus Deutschland, Österreich, der Schweiz oder Italien), immerhin fünf aus den USA.

Von den eingeschlossenen Studien hatten 21 (von 24) ein *Stated Preference*-Design, davon wiederum untersuchten 17 ausschließ-



lich den Einfluss einer Veränderung der Lebensqualität auf die Zahlungsbereitschaft. Drei weitere Studien untersuchten eine Mischung von veränderter Lebensqualität und Lebenserwartung, während nur eine Studie reine Lebenszeiteffekte untersuchte. Über alle angegebenen Werte aller Studien hinweg ermittelten Ryen und Svensson (2015) einen Mittelwert der WTP-Q von € 118.839 (2010) und einen Median von € 24.226 (2010); unter Ausschluss der Extrema auf beiden Seiten errechneten sie einen „getrimmten Mittelwert“ für die WTP-Q von € 74.159 (2010).

Regressionsanalysen zeigten, dass die berechneten Werte 1,4- bis 3,5-mal höher waren, wenn die Studien ganz oder teilweise auf Verlängerungen der Lebenserwartung anstelle ausschließlicher Änderungen der Lebensqualität beruhten.

Lediglich drei der eingeschlossenen Studien boten eine Ableitung der WTP-Q mittels Konversion von empirischen VSL-Daten (siehe Tab. 2). Die so berechneten WTP-Q-Werte waren signifikant höher als diejenigen der direkten *Stated Preference*-Studien, und zwar um das 5,4- bis 7,5-Fache. Anhand dieser Berechnungen betragen die besten Schätzungen der WTP-Q für Schweden nach Johannesson und Meltzer (1998) € 241.812 (2010) und zufolge des mit 28 von 42 berücksichtigten Einzelwerten stark US-lastigen Reviews von Hirth et al. (2000) € 294.017 (2010). Die WTP-Q für Großbritannien wurde von Mason et al. (2009) aus öffentlichen Entscheidungen abgeleitet; die Autoren berichteten eine im Vergleich niedrigere WTP-Q von immerhin noch € 66.056 (2010).<sup>13</sup>

---

<sup>13</sup> Ryen und Svensson (2015) interpretieren ihre Beobachtungen so: „*Our results imply that the value of a QALY derived through contingent valuation or revealed preference studies, based on preferences for reducing risk death, may overestimate the monetary value of obtaining smaller quality of life improvements with certainty*“ (l.c., p. 1297). Damit korrespondiert im Umkehrschluss, dass auf einer Reduktion der Lebensqualität basierende Studien den Wert einer Risikoreduktion vorzeitigen Ablebens ihrerseits unterschätzen. Letztlich

**Tab. 2: Zahlungsbereitschaft für ein QALY („WTP-Q“)**

geschätzt anhand des VSL mittels Konversionsstudien [€ (2010)]

(ausgedrückt in Euro-Werten folgend Ryen und Svensson, 2015)

Studie <i>Land</i>	Quelle der QALY-Gewichte	Quelle der VSL-Daten	Schätz- wert (Mittel- wert)  [€ (2010)]	Nied- rigster Wert  [€ (2010)]	Höch- ster Wert  [€ (2010)]
Johannesson und Meltzer (1998)  <i>Schweden</i>	QALY-Gewichte der schwedischen Bevölkerung aus dem EuroQol- Tarif	“VSL of the Swedish Road Administration and VSL of wage-risk studies”	<b>241.812</b>	79.790	453.969
Hirth et al. (2000)  <i>international (28/37 USA)</i>	Alterspezifische QALY-Gewichte aus der <i>Beaver Dam Health Outcomes</i> -Studie	42 Schätzwerte extrahiert aus einem Review von 37 VSL- Studien	<b>294.017</b>	21.815	1.204.963
Mason et al. (2009)  <i>Großbritannien</i>	QALY-Gewichte der britischen Bevölkerung aus dem EQ-5D-Tarif	VSL „used in UK <i>public decision making</i> “	<b>66.056</b>	32.319	94.606

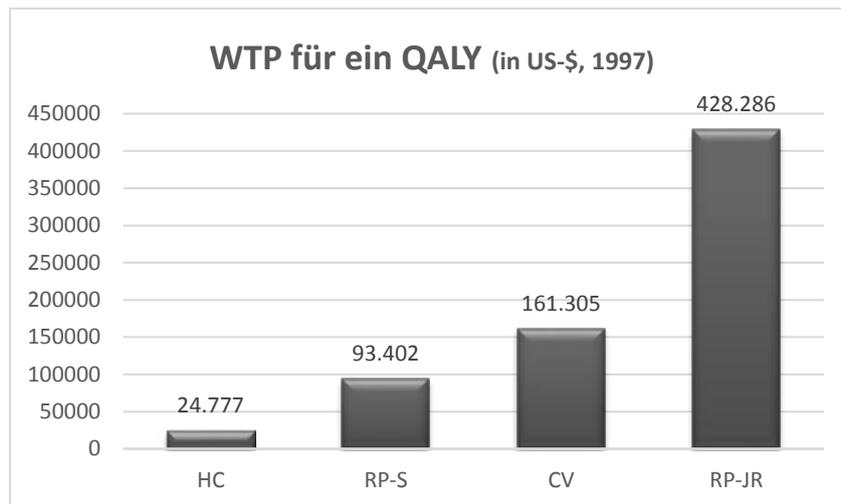
Vorliegend von besonderem Interesse ist die auf einem Review basierende Studie von Hirth et al. (2000), deren Ergebnisse eine Abhängigkeit der VSL- und VSLY-Werte (und folglich auch WTP-Q-Werte) von der Messmethode nahelegen. Hirth et al. (2000) klassifizierten die Studien unter Verwendung von vier Kategorien: Humankapitalansatz, *Contingent Valuation (Stated Preferences)*, sowie *Revealed Preferences* unterteilt nach *Job Risk* (kompensatorische Lohndifferenziale) und *(Non-Occupational) Safety* (zum Beispiel Verkehrssicherheit). Die von Hirth et al.

---

illustrieren die Analysen von Ryen und Svensson (2015) die fragliche Validität der im konventionellen QALY-Modell stipulierten Konversion von Lebenszeit und -qualität.



(2000) gefundenen Medianwerte in Abhängigkeit von der Kategorie (Bestimmungsmethode) zeigt Abb. 1:



**Abb. 1: Empirische Willingness to Pay für ein Quality-Adjusted Life Year (WTP-Q):** Medianwerte [US-\$, 1997] nach Hirth et al. (2000) in Abhängigkeit von der verwendeten Bestimmungsmethodik

HC, *Human Capital Approach* (Humankapitalansatz); RP-S, *Revealed Preferences / Non-Occupational Safety*; CV, *Stated Preferences / Contingent Valuation*; RP-JR, *Revealed Preference / Job Risk*; eigene Darstellung nach Berechnungen von Hirth et al. (2010) auf der Basis von 37 mittels einer Literaturrecherche in den Datenbanken EconLit und Medline (1969 bis 1997) identifizierten Studien. 28 Studien stammten aus den USA, vier aus Großbritannien, drei aus Kanada und je eine aus Frankreich und Dänemark. – Für Werte in € [2014], vgl. Tab. 15.

Den Autoren zufolge waren die berechneten Werte für die WTP-Q nur zirka 10 Prozent höher als die nicht-adjustierten Werte für die Zahlungsbereitschaft für ein zusätzliches Lebensjahr (WTP / LYG) bzw. VSLY. Ausschlaggebend dafür sei der kombinierte Effekt der Diskontierung (Basisrate 3 Prozent bei Hirth et al., 2000) und der nur in höherem Lebensalter deutlich reduzierten Lebensqualität.



## Relevanz

In einigen Ländern wurde das Instrument der *Health Technology Assessments* (HTAs) eingeführt, *ohne* damit die Verwendung von *Quality-Adjusted Life Years* (QALYs) zu verknüpfen. Prominente Beispiele sind die Vereinigten Staaten und Deutschland (vgl. Neumann und Weinstein, 2010; IQWiG, 2009, 2015; Caro et al., 2010).

Mit dem *Patient Protection and Affordable Care Act* (ACA) in den USA wurde das *Patient-Centered Outcomes Research Institute* (PCORI) mit der Rolle einer offiziellen HTA-Agentur etabliert, dem gesetzlich die Verwendung von Kosten je QALY als Maßstab für die Kosteneffektivität medizinischer Interventionen untersagt wurde. Stattdessen liegt der Schwerpunkt der Evaluationen auf der klinischen Wirksamkeit (*Comparative Effectiveness Research*, CER). In Deutschland spielen gesundheitsökonomische Evaluationen unter den Regelungen des 2011 in Kraft getretenen Gesetzes zur Neuordnung des Arzneimittelmarktes (AMNOG) bestenfalls noch eine Nebenrolle.

Das hinsichtlich seiner normativen Reichweite nicht unumstrittene Konzept der Effizienzgrenze wurde vom Institut für Qualität und Wirtschaftlichkeit im Gesundheitswesen (IQWiG) in Deutschland nach Bewertung der Stärken und Schwächen konventioneller ökonomischer Evaluationsansätze unter bewusstem Verzicht auf indikationsübergreifende Empfehlungen zur Ressourcenallokation entwickelt. Seine primären Schwächen liegen in der Problematik der Integration multipler patientenrelevanter Endpunkte in ein umfassendes Nutzenmaß sowie in der bei teureren und wirksameren Interventionen notwendigen Extrapolation der Effizienzgrenze, welche auf der (impliziten)



Prämisse der Rationalität aller vorausgegangenen Entscheidungen im jeweiligen Indikationsgebiet basiert.

Der englische Ansatz setzt demgegenüber die Rationalität des politisch festgelegten Globalbudgets voraus, impliziert also das Risiko eines unangemessen großen oder zu kleinen (und in beiden Fällen deshalb allokativ ineffizienten) NHS-Budgets.

Beide Ansätze können von empirischen Informationen über die Größenordnung der WTP für ein statistisches Lebensjahr (oder gegebenenfalls ein QALY) profitieren – und das unabhängig von der Frage, ob es (*nur genau*) eine (kontextunabhängige) Zahlungsbereitschaft für ein Lebensjahr außerhalb des engen theoretischen Rahmens des derzeit dominanten gesundheitsökonomischen Paradigmas überhaupt gibt. Denn auch bei einer Anpassung eines Schwellenwertes an Kontextdimensionen wäre ein Referenzpunkt im Sinne eines Ankerwertes hilfreich, wenn nicht notwendig.

Nach alledem soll hiermit nicht etwa nahegelegt werden, ein VSLY-Ankerwert (oder, der konventionellen Logik der Kosteneffektivität folgend, eine WTP-Q) könne komplexe Deliberations- und Entscheidungsprozesse und eine notwendige demokratische Legitimation von gesundheitspolitischen Allokationsprinzipien substituieren. Bei den nachfolgend generierten Daten zum VSLY kann es sich deshalb nur um *eine* Information handeln, die in einem größeren Rahmen potenziell relevanter Gesichtspunkte Berücksichtigung findet.

## Fragestellung

**Welche für europäische Entscheidungen über die Aufnahme von medizinischen Interventionen in den Leistungskatalog**



eines nationalen Gesundheitssystems („National Health Scheme“, NHS) potenziell hilfreichen Informationen lassen sich aus den in den vergangenen zwei Jahrzehnten (von 1995 bis 2015) durchgeführten empirischen Studien zum Wert eines statistischen Lebens (*Value of a Statistical Life*, VSL) und zum Wert eines statistischen Lebensjahres (*Value of a Statistical Life Year*, VSLY) gewinnen?

Wir berichten im Folgenden über die ersten aus einem systematischen Review europäischer Studien vorliegenden Ergebnisse hinsichtlich ökonomischer Aussagen zum VSL und VSLY. Wir konzentrieren uns dabei auf die ökonomische Literatur, ohne auf die umfangreiche Diskussion und Modellierungen des Werts eines *Quality-Adjusted Life Years* speziell einzugehen.<sup>14</sup> Ebenso verzichten wir auf den Versuch einer entsprechenden Transformation unserer Ergebnisse. *Ceteris paribus* wird der statistische Wert eines QALY stets höher sein müssen als der VSLY; und dies umso mehr, je stärker sich Einschränkungen der Lebensqualität auswirken.<sup>15</sup>

---

<sup>14</sup> Die zahlreichen der QALY-Berechnung inhärenten restriktiven Annahmen, einschließlich der möglicherweise problematischer als früher postulierten wechselseitigen Konvertierbarkeit von Lebenszeit und Lebensqualität, mahnen unseres Erachtens zu diesbezüglicher Vorsicht. In ihrem bereits zitierten aktuellen *Review* der einschlägigen Literatur fanden beispielsweise Linda Ryen und Mikael Svensson (2015) 21 Studien, welche eine *Stated Preferences*-Methode anwendeten; 17 von diesen untersuchten ausschließlich die Zahlungsbereitschaft für Änderungen der Lebensqualität, nicht aber der Lebenserwartung. Die Regressionsanalysen der Autoren zeigten aber einen 1,4- bis 3,5-fach höheren Effekt auf die Zahlungsbereitschaft, wenn QALY-Differenzen (auch) auf Änderungen der Lebenserwartung statt (nur) der Lebensqualität beruhten.

Weitere Gründe zur Vorsicht im Umgang mit allgemeingültigen Schwellenwerten für QALYs (aber auch für *Life Years Gained*, LYGs) werden in der Diskussion angesprochen.

<sup>15</sup> Ein solcher Effekt wäre speziell bei älteren Studienpopulationen, allgemein im höheren Lebensalter und bei niedrigeren Diskontierungsraten, zu erwarten.



## Datenquellen und Methoden

Die vorliegende systematische Übersichtsarbeit (*Systematic Review*) berücksichtigt Studien zum Wert eines statistischen Lebens(-jahres) aus europäischen Ländern. In der im Januar / Februar 2016 durchgeführten Recherche untersuchten wir die englisch- und deutschsprachige Literatur nach VSL-Ergebnissen. Die Literaturdatenbanken EconBiz und EconLit wurden hierzu für den Zeitraum von 1995 bis einschließlich 2015 nach folgenden Schlüsselwörtern durchsucht: Value of Life, Statistical Life, Value of a Statistical Life, Value of a Life Year, Value of a Statistical Life Year, und Value of a Quality-Adjusted Life Year (QALY). Unsere Suche ergab eine Anzahl von 3.452 Artikeln und Büchern, von welchen nach Eingrenzung der Suchbegriffe auf Titel und Abstracts 2.077 Studien als relevante Literatur zu bewerten waren.

Um die relevanten Studien zu identifizieren, die ein eindeutiges VSL-Ergebnis auf der Grundlage einer empirischen Datenbasis berichteten, überprüften wir zunächst die Titel und Abstracts der eingegrenzten Suchergebnisse. Nach Ausschluss aller Duplikate wurde die Anzahl der relevanten Suchergebnisse auf 578 Studien eingeschränkt. Die vorliegenden Studien wurden nach den Kategorien originäre Analysen/ Methodenpapiere, Reviews/ Meta-Analysen, Kommentare sowie nicht zuordenbare Studien unterteilt.

Zusätzlich zur Berücksichtigung originärer Analysen und Methodenpapiere (n = 426) wurden die relevanten Reviews/ Meta-Analysen (n = 29) herangezogen, um durch Prüfung der darin verwendeten Referenzen weitere Studien zu identifizieren, die auf originären Analyseergebnissen beruhten und eindeutige VSL-Werte berichteten. Insgesamt wurden 120 Studien für die



Datenextraktion berücksichtigt, da diese Studien originäre VSL-Ergebnisse berichteten, eindeutige Angaben zur Methodik (*Human Capital Approach, Stated Preferences / Contingent Valuation* oder *Stated Preferences / Discrete Choice Experiments, Revealed Preferences*) für die Untersuchung machten und zudem sowohl einen definierten Datenerhebungszeitraum als auch eine eindeutig beschriebene Selektion der Studienpopulation (insbesondere bezüglich der Nationalität) aufwiesen.

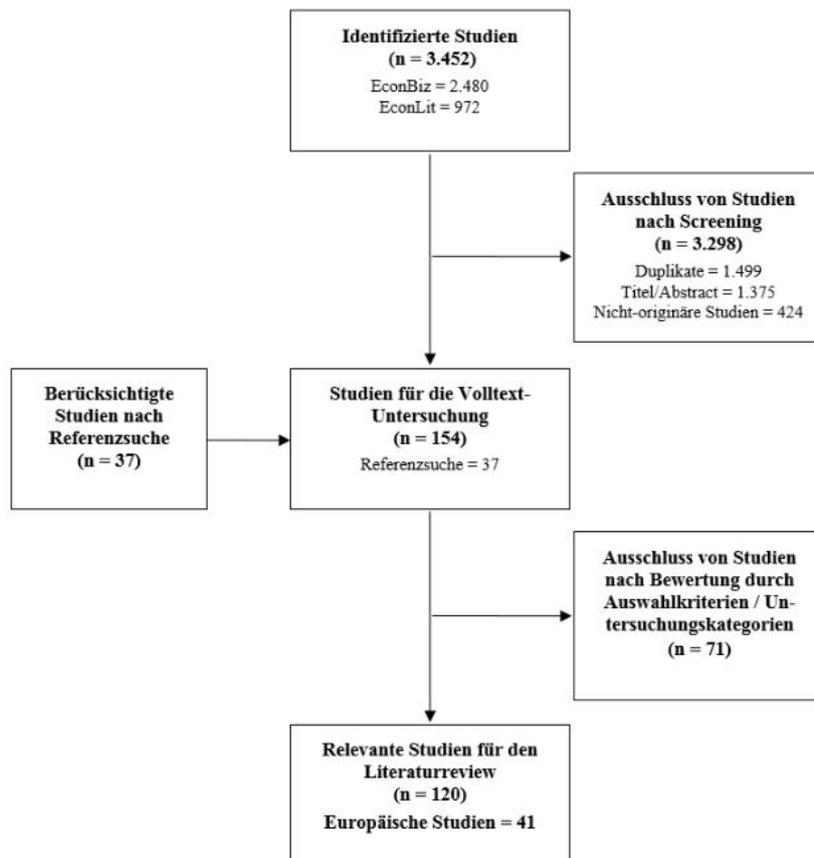


Abb. 2: Ablaufdiagramm der durchgeführten Literaturrecherche



Für die vorliegende Auswertung wurden ausschließlich jene 41 Studien berücksichtigt, die VSL-Ergebnisse für europäische Länder berichteten. Die Mehrzahl der VSL-Ergebnisse liegen aus Studien für Schweden (13) und Großbritannien (vier) vor. Drei der 41 Studien verwendeten (ausschließlich) Daten aus Deutschland. Neben drei europäischen Vergleichsstudien (deren Ergebnisse den jeweiligen Erhebungsländern zugeordnet wurden) verteilen sich die übrigen Studien auf Frankreich, Norwegen und die Schweiz (je drei), Italien und die Niederlande (je zwei) sowie Dänemark, Österreich, Polen, Tschechien und die Türkei (je eine).<sup>16</sup>

Die einbezogenen Studien wurden anhand ihrer Methodik klassifiziert und relevante Daten nach präspezifizierten Untersuchungskriterien (Autor, Jahr, Land, Studienpopulation, Alter, Risikovariablen und -kategorie, Fatalitätsrisiko, VSL, VSLY) extrahiert.

Zusätzlich wurden externe Datenquellen herangezogen. Aus der Datenbank der Weltgesundheitsorganisation WHO (*World Health Organization 2016*) wurden die *Life Tables by Country* herangezogen, welche die (Rest-)Lebenserwartung und Sterbewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von Geschlecht und Alter angeben. Auf die Datenbank der Weltbank (*World Bank 2016*) wurde für das nominale Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf der einzelnen Länder, die Kaufkraftparitäten (KKP) auf Grundlage des BIP, den Verbraucherpreisindex (VPI) und die offiziellen

---

<sup>16</sup> Für die aggregierten Daten liegen insgesamt 41 Studien mit 49 VSL-Ergebnisse vor. Nach Studienkategorien/-methodik bleibt zu vermerken; zum einen, dass die Arbeit von Strand (2001) sowohl ein Ergebnis für SP/DCE als auch für SP/CV berichtet, die getrennt ausgewiesen wurden; zum anderen, dass drei Studien (Spengler, 2004; Schaffner und Spengler, 2005; Spengler und Schaffner, 2007) explizite Ergebnisse für cs- und lg-Daten ausweisen. Nach Ländern bleibt festzuhalten, dass weitere drei Studien (Alberini et al., 2006; Alberini und Scasny, 2011; Guignet und Alberini, 2015) europäische Ländervergleiche durchführten, die wir in den Ergebnissen ebenfalls separat berichten. Die Publikation von Nielsen (2010) berichtet ausschließlich einen VSLY, auf dessen Grundlage die VSL-Schätzung beruht (siehe Tab. 3).



Wechselkurse zurückgegriffen. Alle monetären Werte wurden dabei unter Verwendung des Verbraucherpreisindex zuerst in lokaler Währung inflationiert und danach mittels Kaufkraftparitäten in Euro (2014) konvertiert. Wenn für eine Studienpopulation kein explizites Alter angegeben war, nahmen wir einen Mittelwert von 48 Jahren (Mittelwert für Erwachsene, 18-78 Jahre) an. Bei fehlenden Informationen zur Geschlechterverteilung innerhalb der angegebenen Studienpopulation wurde die Annahme getroffen, dass der Anteil an Männern und Frauen gleich ist.

Wurde in Studien ausschließlich ein VSL-Schätzwert berichtet, dann verwendeten wir diesen. Das traf auf die Arbeiten von Hjalte et al. (2003) und Alberini et al. (2010) zu.

Wenn Publikationen mehr als ein VSL- oder (im Sonderfall von Nielsen, 2010) ein VSLY-Ergebnis (das heißt, einen Wertebereich oder mehrere Einzelwerte) berichteten, dann verwendeten wir grundsätzlich das arithmetische Mittel und gaben, sofern aus den Daten der jeweiligen Publikation hervorgehend, den zugehörigen Wertebereich (Minimum; Maximum) an. Wenn die Autoren sich allerdings selbst auf einen besten bzw. plausibelsten Schätzwert aufgrund ihrer Analysen festgelegt hatten, dann übernahmen wir diesen Wert.

Auf den Spezialfall der deutschen Studien von Spengler (2004), Schaffner und Spengler (2005) sowie Spengler und Schaffner (2007) gehen wir in der Diskussion der Panelstudien im Appendix gesondert ein.

Den Einfluss unterschiedlicher VSL-Extraktionsstrategien auf die Ergebnisse unserer VSLY-Schätzungen überprüften wir mittels Sensitivitätsanalysen (siehe unten).

Einige Studien verwendeten zudem verschiedene Methoden zur Berechnung des VSL oder unterteilten die Studienpopulationen



nach Kategorien (z.B. Berufsgruppen), wodurch wir insgesamt 49 VSL-Ergebnisse aus den berücksichtigten 41 Studien extrahieren konnten. Die berücksichtigten VSL-Werte wurden zunächst in lokaler Währung inflationiert (mit dem VPI) und anschließend anhand der jeweiligen Kaufkraftparität (KKP) in 2014 Euro konvertiert.

Der VSL wurde unter Verwendung einer allgemeingültigen Berechnungsformel zum (diskontierten) VS LY konvertiert. Neben dem VSL-Wert berücksichtigt die Formel die Restlebenserwartung  $t$  und den Diskontierungsfaktor  $r$ . Unter der Annahme, dass  $r$  ungleich null ist, ergibt sich für die Berechnung des diskontierten VS LY folgende Formel (1):

$$(1) \text{VS LY} = \frac{\text{VSL} \cdot (1+r)^{t-1} \cdot r}{(1+r)^{t-1}}$$

Die Diskontierungsrate von 3% wurde in Übereinstimmung mit der Empfehlung des Washington Panel (Gold et al., 1996) als Basisszenario gewählt. Für die Durchführung einer Sensitivitätsanalyse wurden zusätzlich Diskontierungsraten von 0% bis 10% hinzugenommen, wobei sich für  $r = 0$  für den Wert des VS LY eine vereinfachte Berechnungsformel (2) ergibt:

$$(2) \text{VS LY} = \frac{\text{VSL}}{t}$$

Die berücksichtigten Studien enthielten mit einer Ausnahme ausschließlich Werte für den VSL, sodass eine Konversion zum VS LY unumgänglich war und eine direkte Umrechnung von berichteten VS LY-Werten in aktuelle Werte (Euro 2014) nicht umsetzbar gewesen ist. Für die Berechnung des VS LY wurden



Männer und Frauen ihrem Anteil der Studienpopulation entsprechend berücksichtigt. Wurden in einer Studie ausschließlich Daten für Männer erhoben, so dienten diese Werte als Berechnungsgrundlage des VSLY.

Nachfolgend berichten wir unsere deskriptiven Auswertungen der europäischen Studien:

- Charakteristika der selektierten Studien;
- VSL- und VSLY-Werte ausgedrückt in Euro (Jahr 2014) in Abhängigkeit vom Studientyp (Methodik) und vom Ursprungsland (dargestellt in den drei Gruppen Kontinentaleuropa *exkl. Dänemark*, Großbritannien resp. Vereinigtes Königreich/ *United Kingdom*, UK, und Nordeuropa *inkl. Dänemark*);
- die Verteilung der jeweiligen den Studien extrahierten Einzelwerte (in der Regel die Mittelwerte der angegebenen Schätzwerte aus den Originalarbeiten);
- VSLY-Schätzwerte als Vielfaches des pro Kopf erwirtschafteten Bruttoinlandsprodukts (BIP), d.h., errechnete Relationen von VSLY zu BIP pro Kopf („*GDP per capita*“);
- Durchführung der Sensitivitätsanalyse für die Auswirkung alternativer Diskontraten als der standardmäßig verwendeten Rate von 3% (0% bis 10%, folglich auch ein Szenario ohne Diskontierung);
- Ergänzung der Sensitivitätsanalyse um die Betrachtung alternativer Szenarien: Berechnung des Median des VSLY, wenn statt der berechneten arithmetischen Mittelwerte aus den Einzelstudien (a) stets der höchste angegebene, (b) stets der niedrigste angegebene, oder (c) stets der von den Autoren selbst als am plausibelsten bezeichnete VSL verwendet worden wäre.



## Ergebnisse

Die systematische Suche ergab 35 Querschnittsstudien sowie weitere sechs Publikationen zu vier voneinander unabhängigen Panelstudien (Spengler, 2004; Schaffner und Spengler, 2005; Spengler und Schaffner, 2007; Hintermann et al., 2010; Bockarjova et al., 2012; Guignet und Alberini, 2015). Drei der Publikationen (Spengler, 2004; Schaffner und Spengler, 2005; Spengler und Schaffner, 2007) mit nur leicht variierendem methodischen Vorgehen basieren auf dem gleichen Datensatz aus Deutschland aus den Jahren 1985 bis 1995; für die Datensynthese und alle weitergehenden Berechnungen verwendeten wir jeweils das arithmetische Mittel oder den besten Schätzwert (vgl. dazu oben, Abschnitt Methoden, den nachfolgenden Abschnitt Sensitivitätsanalysen, und den Anhang) aus den Berechnungen der einzelnen Publikationen.

Die wesentlichen Charakteristika und wichtigsten Ergebnisse der Studien einschließlich der durch Transformation gewonnenen VSLY-Werte für das Jahr 2014 sind in Tab. 3 zusammenfassend dargestellt. Die genannten Panelstudien werden wegen ihrer methodischen Besonderheit in der Diskussion (Appendix) detaillierter besprochen als die einzelnen Querschnittsstudien.

Keine der von uns identifizierten Studien verwendete den Humankapitalansatz. Ein *Revealed Preferences*-Ansatz auf der Basis kompensatorischer Lohndifferenziale („RP/WR“) lag elf Schätzwerten zugrunde, weitere 27 Ergebnisse beruhten auf *Stated Preferences*, die mit der *Contingent Valuation*-Methode („SP/CV“) bestimmt wurden, und elf Schätzwerte waren *Stated Preferences* auf der Basis von *Discrete Choice*-Experimenten („SP/DCE“).



**Tab. 3: Ergebnis der Recherche: Übersicht europäischer Studien**  
zum *Value of a Statistical Life (VSL)* – Teil 1 von 3

Studie	Datengrundlage (Land, Jahr)	Studientyp	Datenquelle	Risikovvariable	Studienpopulation	Alter	Stich- -proben -größe	Währung (Jahr)	VSL (in Tsd.)	VSLY (in Tsd.)	VSL (in T€ 2014)	VSLY (in T€ 2014)
Johannesson et al. (1996)	Schweden, 1995	SP/CV, cs	Telefonumfrage durch SIFO AB	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung (Autobesitzer)	47	1.067	SEK (1996)	38.750	n.a.	4.149	189,5
Sandy und Elliott (1996)	Großbritannien, 1986	RP/WR, cs	SCELI	Durchschnitts- wert	Männliche Arbeiter	39,5	3.655	GBP (1985)	21.263	n.a.	47.727	2.153
Johannesson et al. (1997)	Schweden, 1996	SP/CV, cs	Telefonumfrage durch Skandinavische Opinion AB	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	46	1.659	SEK (1996)	31.400	n.a.	3.362	149,6
Carthy et al. (1999)	Großbritannien, 1997	SP/CV, cs	Umfrage Markt- forschungsinstitut	Durchschnitts- wert	Allgemein- bevölkerung	48	149	GBP (1997)	1.235	n.a.	1.965	108,2
Baranzini und Luzzi (2001)	Schweiz, 1994/1995	RP/WR, cs	SLFS; SWSS	Durchschnitts- wert	Privatsektor Arbeitnehmer	40	8.034- 22.888	CHF (1999)	12.500	n.a.	8.123	347,8
Persson et al. (2001)	Schweden, 1998	SP/CV, cs	Untersuchungsprobe	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	46	675	SEK (1998)	21.775	n.a.	2.321	103,3
Strand (2001)	Norwegen, 1995	SP/CV, cs SP/DCE, cs	Umfrage durch ACNielsen	Durchschnitts- wert	Allgemein- bevölkerung	40,5	1.000	NOK (2001)	30.225 35.000	n.a. n.a.	3.179 3.681	136,6 158,2
Hjalte et al. (2003)	Schweden, 1996	SP/CV, cs	Postalische Umfrage	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	46	732	SEK (1999)	20.800	n.a.	2.209	98,3
Spengler (2004)	Deutschland, 1985-1995	RP/WR, lg RP/WR, cs	IABS; SOEP	Durchschnitts- wert	Sozialver- sicherungspflichtige Angestellte aus Westdeutschland	42,5	872.118- 1.378.405 130.581- 895.253	EUR (2001)	1.385 3.766	n.a. n.a.	1.691 4.597	75,1 204,1
Alberini und Chiabai (2005)	Italien, 2004	SP/CV, cs	CV-Umfrage	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	50,5	801	EUR (2004)	2.738	n.a.	3.428	164,9
Alberini et al. (2005)	Tschechien, 2004	SP/CV, cs	CVVM	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	50,8	875	CZK (2004)	40.016	n.a.	3.018	158,5
Schaffner und Spengler (2005)	Deutschland, 1985-1995	RP/WR, lg RP/WR, cs	IABS; SOEP	Durchschnitts- wert	Sozialver- sicherungspflichtige Angestellte aus Westdeutschland	42,5	38.786- 1.119.939 3.124- 727.744	EUR (2001)	2.650 5.127	n.a. n.a.	3.235 6.259	143,6 277,8
Alberini et al. (2006)	Großbritannien, 2002 Italien, 2002 Frankreich, 2002	SP/CV, cs	CV-Umfrage	Differenz/ Risikoreduktion	Bevölkerung Großbritannien Italien Bevölkerung Frankreich	58 57 55,3	733	EUR (2002)	2.264	147,7	2.319 2.975 2.600	127,7 158,0 137,4
Chilton et al. (2006)	Großbritannien, 2003	SP/CV, cs	Fokusgruppen- befragung	Durchschnitts- wert	Bevölkerung von Newcastle, Edinburgh und Norwich	47	145	GBP (2003)	1.091	n.a.	1.609	73,3
Hultkrantz et al. (2006)	Schweden, 2004	SP/CV, cs	Postalische Umfrage	Differenz/ Risikoreduktion	Bewohner aus dem Stadtgebiet von Örebro	45,5	225- 648	SEK (1998)	36.550	n.a.	3.587	159,1



**Tab. 3: Ergebnis der Recherche: Übersicht europäischer Studien**  
zum *Value of a Statistical Life (VSL)* – Teil 2 von 3

Studie	Datengrundlage		Datenquelle	Risikovariablen	Studienpopulation	Alter	Stich- proben- größe	Währung (Jahr)	VSL	VSLY	VSL	VSLY
	(Land, Jahr)	Studientyp							(in Tsd.)	(in Tsd.)	(in T€ 2014)	(in T€ 2014)
Andersson (2007)	Schweden (1998)	SP/CV, cs	Zufallsgesteuerte Umfrage (Erwachsene)	Durchschnitts- wert	Allgemein- bevölkerung	44,1	830	SEK (1998)	36.990	n.a.	3.942	164,4
Alberini et al. (2007)	Italien, 2005	SP/DCE, cs	Conjoint-Choice Fragebogen	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	47,2	782	EUR (2005)	5.526	n.a.	6.783	301,9
Desaigues et al. (2007)	Frankreich, 2001/2002	SP/CV, cs	Fragebogen an der Universität Straßburg	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	55,4	299	EUR (2002)	1.045	n.a.	1.200	63,4
Leiter und Pruckner (2007)	Österreich, 2005	SP/CV, cs	Interview	Differenz/ Risikoreduktion	Bewohner aus der Region Tirol	35,1	333- 672	EUR (2005)	2.050	n.a.	2.371	94,6
Spengler und Schaffner (2007)	Deutschland, 1985-1995	RP WR, lg  RP WR, cs	IABS	Durchschnitts- wert	Männliche Arbeiter	42,5	88.115	EUR (2004)	1.870	n.a.	2.193	100,1
									6.260	n.a.	7.340	334,9
Chanel und Luchini (2007)	Frankreich, 2001/2002	SP/CV, cs	Telefon- und Gruppenumfrage	Differenz/ Risikoreduktion	Bevölkerung des Bouches-du-Rhone Gebiets	38,1	907	EUR (2001)	2.150	n.a.	2.515	99,1
Gyrd-Hansen et al. (2008)	Norwegen, 2005	SP/CV, cs	Internetbasiertes Panel durch TNS Gallup	Durchschnitts- wert	Allgemein- bevölkerung	46	565	NOK (2005)	60.100	n.a.	5.968	269,7
Giergiczny (2008)	Polen, 2002	RP WR, cs	Statistische Zentralamt Polens	Durchschnitts- wert	Männer Vollzeit- arbeitskräfte	38,5	408	PLN (2002)	9.100	n.a.	5.319	231,4
Rouwendaal et al. (2008)	Niederlande, 2006	SP/DCE, cs	Internetumfrage durch Intomart	Durchschnitts- wert	Allgemein- bevölkerung	48	1.055	NLG (2006)	3.850	n.a.	4.293	187,9
Andersson und Lindberg (2009)	Schweden, 1993-1998	SP/CV, cs	Postalische Umfrage	Differenz/ Risikoreduktion	Bewohner aus dem Stadtgebiet von Örebro	42,7	1.04	SEK (1998)	37.200	n.a.	3.964	164,2
Krüger und Svensson (2009)	Schweden, 2007	SP/CV, cs	Umfrage per Mail	Durchschnitts- wert	Bewohner aus dem Stadtgebiet von Karlstad	44,4	205- 203	SEK (2008)	32.650	n.a.	2.978	124
Rheinberger (2009)	Schweiz, 2007-2009	SP/DCE, cs	Umfrage per Mail; BFS	Differenz/ Risikoreduktion	Personen mit Führerschein aus Davos und Zürich	47	433	CHF (2009)	7.950	n.a.	4.698	200,2
Svensson (2009a)	Schweden, 2004	SP/CV, cs	CV-Studie	Differenz/ Risikoreduktion	Bewohner aus dem Stadtgebiet von Örebro	43,1	552	SEK (2007)	44.483	n.a.	4.197	174,4
Svensson (2009b)	Schweden, 2004-2006	SP/CV, cs	CV-Studie	Durchschnitts- wert	Bewohner aus dem Stadtgebiet von Örebro	44,5	472- 539	SEK (2006)	39.715	n.a.	3.828	163,1
Alberini et al. (2010)	Schweiz, 2010	SP/CV, cs	Umfrage des Swiss Avalanche Bulletin	Differenz/ Risikoreduktion	(Touren-) Skiläufer	40,4	1.157	CHF (2009)	1.750	n.a.	1.034	42,2
Carlsson et al. (2010)	Schweden, 2007	SP/DCE, cs	Schwedisches Zensus- Register	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	46,5	1,9	SEK (2007)	15.280	n.a.	1.442	62,4
Hintermann et al. (2010)	Großbritannien, 1991-2003	RP WR, lg	BHPS	Durchschnitts- wert	Männliche Vollzeitbeschäftigte	42,5	2.352- 4.940	GBP (1996)	3.615	n.a.	5.848	255
Nielsen (2010)	Dänemark, 2006/2007	SP/CV, cs	NEEDS	Differenz/ Risikoreduktion	Bevölkerung Region Kopenhagen	49,5	1.016	EUR (2007)	n.a.	75,3	2.694	88,7
Sund (2010)	Schweden, 2007	SP/CV, cs	CV-Studie	Differenz/ Risikoreduktion	Allgemein- bevölkerung	48,3	333	SEK (2009)	80.250	n.a.	7.351	318,3



**Tab. 3: Ergebnis der Recherche: Übersicht europäischer Studien**  
zum *Value of a Statistical Life (VSL)* – Teil 3 von 3

Studie	Datengrundlage		Datenquelle	Risikovariablen	Studienpopulation	Stichproben		Währung (Jahr)	VSL (in Tsd.)	VSLY (in Tsd.)	VSL (in T€ 2014)	VSLY (in T€ 2014)
	(Land, Jahr)	Studientyp				Alter	-größe					
Alberini und Scasny (2011)	Italien, 2009	SP/DCE, cs	Conjoint-Choice Fragebogen	Differenz/Risikoreduktion	Eltern mit mindestens einem Kind unter 18 Jahren	39,7	1.906	EUR (2008)	4.031	n.a.	4.604	185,4
	Tschechien, 2009					39,6	1.506					
Bockarjova et al. (2012)	Niederlande, 2008	SP/DCE, lg	TNS-NIPO	Durchschnittswert	Allgemeinbevölkerung	47	537	EUR (2008)	6.750	n.a.	7.226	314,6
Andersson (2012)	Schweden, 1998	SP/CV, cs	CV-Studie	Differenz/Risikoreduktion	Allgemeinbevölkerung	42,9	977	SEK (1998)	84.030	n.a.	8.956	373,5
Polat (2013)	Türkei, 2010/2011	RP/WR, cs	Ministerium für Arbeit und Soziale Sicherheit; HLFS	Durchschnittswert	Arbeiter	35,1	24-84	USD (2011)	326	n.a.	466,6	18,6
Veisten et al. (2013)	Norwegen, 2010	SP/DCE, cs	Nationales Internetpanel von Synovate Norwegen	Durchschnittswert	Norwegische Autofahrer	49,9	2.290	NOK (2010)	68.800	n.a.	6.108	289,2
Chanel und Luchini (2014)	Frankreich, 2000/2001	SP/CV, cs	Telefon- und Gruppenumfrage	Differenz/Risikoreduktion	Bevölkerung des Bouches-du-Rhone Gebiets	35,4	845	EUR (2001)	1.450	n.a.	1.696	66,8
Guignet und Alberini (2015)	Großbritannien, 2010	SP/DCE, lg	Konsumentenpanel durch IPSOS	Differenz/Risikoreduktion	Allgemeinbevölkerung	50	1.477	EUR (2010)	2.144	n.a.	2.170	102,5
	Italien, 2010					49	1.591					

\*Die Referenzen befinden sich im Literaturverzeichnis.

\*Studientypen: SP/CV, *Stated Preference / Contingent Valuation*; SP/DCE, *Stated Preference / Discrete Choice Experiment*; RP/WR, *Revealed Preference / Wage-Risk*; cs, *cross-sectional* (Querschnittsdaten); lg, *longitudinal* (Paneldaten).

\*Währung: SEK, Schwedische Kronen; GBP, Britische Pfund; CHF, Schweizer Franken; EUR, Euro; CZK, Tschechische Kronen; NOK, Norwegische Kronen; PLN, Polnische Zloty; NLG, Niederländische Gulden; USD, US-amerikanische Dollar.

§SCELI, *Social Change and Economic Life Initiative*; SLFS, *Swiss Labour Force Survey*; SWSS, *Swiss National Accident Insurance Company*; IABS, *Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung*; SOEP, *Sozioökonomisches Panel*; CVVM, *Public Opinion for Research Centre*; BFS, *Swiss Federal Statistical Office*; BHPS, *British Household Panel Survey*; NEEDS, *New Energy Externalities Development for Sustainability*; TNS-NIPO, *Market Research Bureau of Netherlands*.



## Gesamtauswertung

**Tab. 4: Gesamtergebnis: Mittelwert mit (Bootstrap-)Konfidenzintervallen**  
 alle Werte in Euro für das Jahr 2014

	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	95%-Konfidenzintervall	
		Untergrenze	Obergrenze
VSL	€ 4.721.286	€ 2.940.381	€ 6.502.190
VSLY	€ 209.424	€ 127.307	€ 291.540

**Tab. 5: Gesamtergebnis: Median mit (Bootstrap-)Konfidenzintervallen**  
 alle Werte in Euro für das Jahr 2014

	Median	95%-Konfidenzintervall	
		Untergrenze	Obergrenze
VSL	€ 3.428.516	€ 2.727.662	€ 4.129.370
VSLY	€ 158.448	€ 136.147	€ 180.750

Der Median des VSL über alle Studien beträgt € 3.428.516; das entspricht bei Anwendung einer Diskontrate von drei Prozent einem Median des VSLY in Höhe von € 158.448. Die Bandbreite der extrahierten VSL-Schätzwerte reichte von € 466.600<sup>17</sup> bis € 47.727.000<sup>18</sup>, entsprechend diejenige der von uns wie vorbeschrieben berechneten Schätzwerte für den VSLY von € 18.600 bis € 2.153.000.

Die Streuung der Werte ist beträchtlich (vgl. Tab. 3). Die von uns berechneten Stichprobenfehler des 95%-Konfidenzintervalls über alle Studien betragen für den VSL € 1.780.905 und für den VSLY € 82.117.

<sup>17</sup> türkische Studie von Polat (2013)

<sup>18</sup> britische Studie von Sandy und Elliott (1996)



Zusätzlich berichten wir die kalkulatorischen Mittelwerte; das arithmetische Mittel der extrahierten Schätzwerte beträgt für den VSL € 4.721.286 und für den VS LY € 209.424.

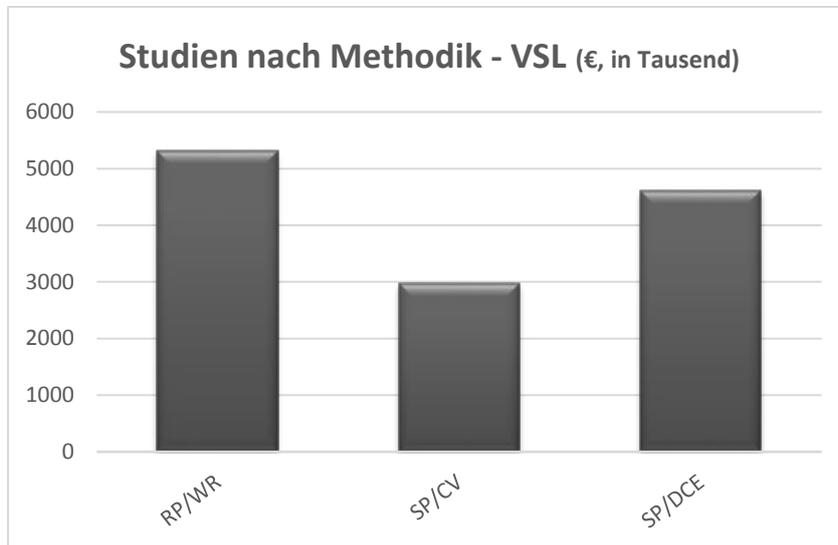
Beim 95%-(Bootstrap-)Konfidenzintervall für den Median sind die Differenzen der Konfidenzgrenzen dabei deutlich geringer als es beim Konfidenzintervall für das arithmetische Mittel der Fall ist. Hier betragen die Stichprobenfehler des VSL € 700.854 und des VS LY € 22.301.<sup>19</sup>

Wir halten die Medianwerte (sowie die 25%- und 75%-Perzentile) für aussagekräftiger, weil sie anders als die arithmetischen Mittelwerte weniger empfindlich auf Extremwerte reagieren und nicht der unrealistischen Annahme einer Normalverteilung bedürfen. Zudem liefern sie in der Regel „konservativere“ (das heißt vorliegend: niedrigere) Schätzwerte.

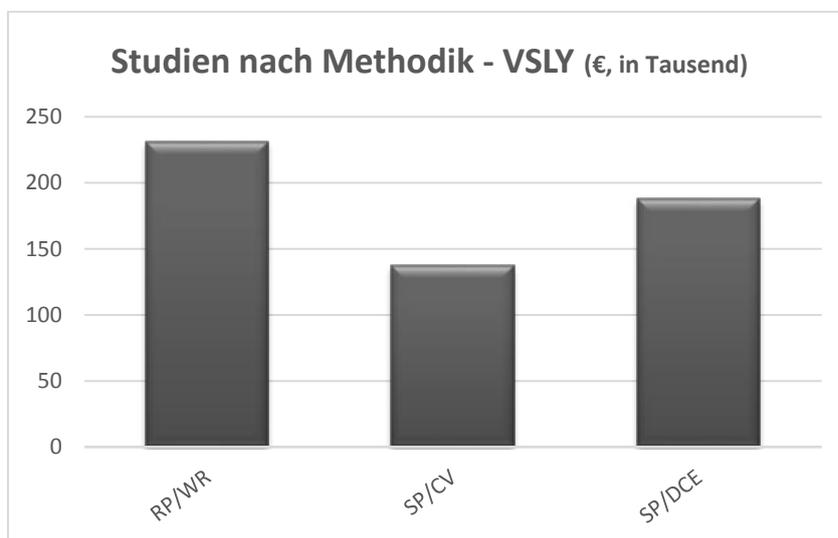
Die Auswertungen getrennt nach der Bestimmungsmethode des VSL zeigen deutliche Unterschiede (Abb. 3 und Abb. 4).

---

<sup>19</sup> Wegen ihrer Verteilungsabhängigkeit verzichten wir durchgängig auf die Angabe von kalkulatorischen Standardabweichungen.



**Abb. 3: Median der VSL-Schätzwerte [Tausend € (2014)]**  
für die drei anhand der Methodik gebildeten Studiengruppen  
(Revealed Preferences / Wage Risk Studies, RP/WR;  
Stated Preferences / Contingent Valuation Studies, SP/CV;  
Stated Preferences / Discrete Choice Experiments, SP/DCEs)



**Abb. 4: Median der VSLY-Schätzwerte [Tausend € (2014)]**  
für die drei anhand der Methodik gebildeten Studiengruppen  
(Revealed Preferences / Wage Risk Studies, RP/WR;  
Stated Preferences / Contingent Valuation Studies, SP/CV;  
Stated Preferences / Discrete Choice Experiments, SP/DCEs)



Die Ergebnisse für die acht *Revealed Preference / Wage Risk*-Studien (kompensatorische Lohndifferenziale), aus denen wir insgesamt elf Schätzwerte extrahierten, sind in Tab. 6 in drei Berechnungsszenarien dargestellt.

Diese Szenarien sind

- (a) zunächst die Werte unter Einschluss aller Studien: VSLY: Median, € 231.422; arithmetisches Mittel, € 376.493;<sup>20</sup>
- (b) dann die Werte unter Einschluss lediglich des neuesten Wertes (aus Spengler und Schaffner, 2007) der drei eng zusammenhängenden deutschen Studien von Hannes Spengler – also die Werte von Spengler (2004) und Schaffner und Spengler (2005) exkludierend: VSLY: Median, € 255.023; arithmetisches Mittel, € 491.550;
- (c) schließlich die Werte unter Einschluss nur einer der drei deutschen Studien wie unter (b) und zusätzlich unter Ausschluss der nach oben ausreißenden britischen Ergebnisse von Sandy und Elliott (1996): VSLY: Median, € 243.222; arithmetisches Mittel, € 214.642.

Diese Szenarien wurden gewählt, um die Empfindlichkeit der Schätzwerte im Hinblick auf eine mögliche Übergewichtung der (auf der jeweils gleichen Datenbasis beruhenden) drei deutschen Publikationen (Szenario (b)) und einen möglichen verzerrenden Einfluss der extrem hohen Werte von Sandy und Elliott (1996) zu überprüfen.

Die VSL- und VSLY-Schätzwerte, die sich auf der Basis direkter Messungen ergeben (*Stated Preference Methods: Contingent Valuation* und *Discrete Choice Experiments*) sind demgegenüber niedriger (Abb. 4 und 5; Tab. 7 gegenüber Tab. 6).

---

<sup>20</sup> Auf Basis von Szenario (a) sind die RP/WR-Werte der Abb. 3, 4, 5 und 6 dargestellt.



**Tab. 6: Ergebnisse der Bestimmung kompensatorischer Lohndifferenziale**  
 (Revealed Preference / Wage Risk-Studien)  
 alle Werte in Euro für das Jahr 2014

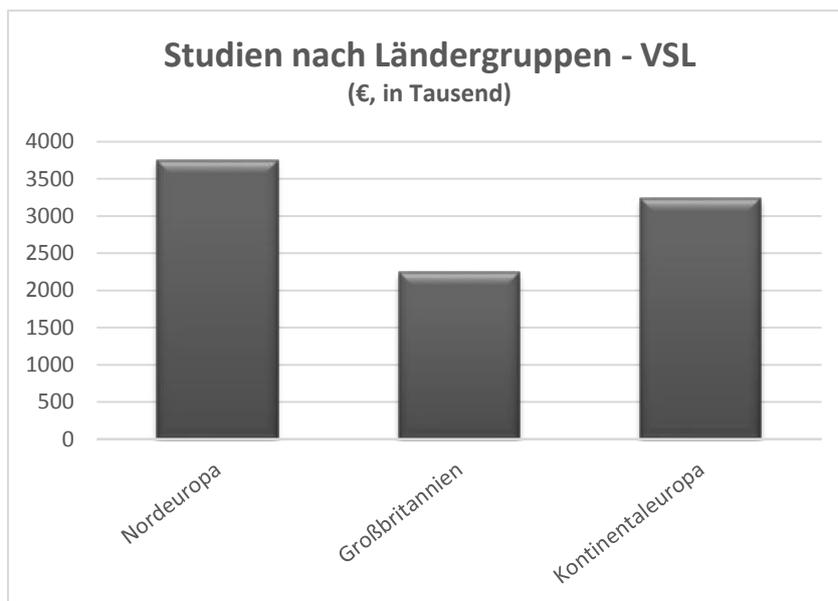
	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	Median	25%-Perzentil	75%-Perzentil
Szenario (a): Alle RP/WR-Studien				
VSL	€ 8.436.298	€ 5.319.627	€ 2.192.626	€ 7.340.022
VSLY	€ 376.493	€ 231.422	€ 100.058	€ 334.954
Szenario (b) Berechnungsvariante RP/WR-Studien ohne Spengler (2004) und Schaffner und Spengler (2005)				
VSL	€ 11.002.483	€ 5.848.654	€ 2.192.626	€ 8.122.546
VSLY	€ 491.550	€ 255.023	€ 100.058	€ 347.818
Szenario (c) Berechnungsvariante wie (b) ohne die Studie von Sandy und Elliott (1996)				
VSL	€ 4.881.671	€ 5.584.141	€ 2.192.626	€ 7.340.022
VSLY	€ 214.642	€ 243.222	€ 100.058	€ 334.954

**Tab. 7: Ergebnisse direkter Messungen des VSL und VSLY**  
 (Stated Preference-Studien: Contingent Valuation, CV; Discrete Choice Experiments, DCE); alle Werte in Euro für das Jahr 2014

	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	Median	25%-Perzentil	75%-Perzentil
VSL (CV)	€ 3.311.944	€ 2.978.677	€ 2.319.086	€ 3.942.348
VSLY (CV)	€ 147.053	€ 137.413	€ 98.268	€ 164.409
VSL (DCE)	€ 4.465.568	€ 4.603.748	€ 2.169.577	€ 6.782.770
VSLY (DCE)	€ 195.448	€ 187.857	€ 102.472	€ 296.563



## Ergebnisse nach regionaler Herkunft der Daten



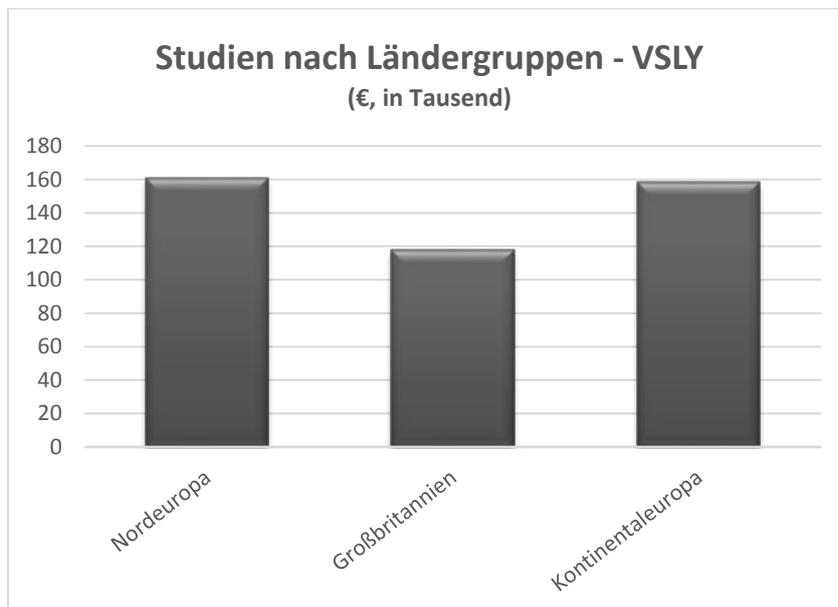
**Abb. 5: Median der VSL-Schätzwerte [Tausend € (2014)]**  
getrennt dargestellt für die drei Ländergruppen  
(Nordeuropa, n=18; Großbritannien, n=6; Kontinentaleuropa, n=25)

Die Werte unterscheiden sich zwischen den Ländergruppen; die niedrigsten Werte für VSL (Median, € 2.244.332) und VSLY (Median, € 117.956) wurden aus dem Vereinigten Königreich berichtet, während skandinavische und kontinentaleuropäische Studien vergleichbare Schätzwerte für den Median liefern – mit € 3.754.427 (Nordeuropa) bzw. € 3.235.183 (Kontinentaleuropa) für den VSL und mit € 161.052 (Nordeuropa) bzw. € 158.448 (Kontinentaleuropa) für den uns interessierenden VSLY.

Nachdem zwei (oder ein Drittel) der insgesamt sechs britischen Studien(ergebnisse) gegenüber acht von insgesamt 41 (also rund ein Viertel) auf der Messung von *Revealed Preferences* basieren, welche tendenziell höhere Werte berichteten, scheint



(vorbehaltlich einer tiefer greifenden statistischen Überprüfung) die beobachtete Diskrepanz zwischen den Ländergruppen nicht mit einer Interaktion zwischen der Studienherkunft und der jeweils verwendeten Methodik zusammenzuhängen.



**Abb. 6: Median der VS LY-Schätzwerte [Tausend € (2014)]**  
getrennt dargestellt für die drei Ländergruppen  
(Nordeuropa, n=18; Großbritannien, n=6; Kontinentaleuropa, n=25)<sup>21</sup>

<sup>21</sup> Der Unterschied zwischen Abb. 5 und Abb. 6 hinsichtlich der relativen Höhe der Werte für Nord- und Kontinentaleuropa ergibt sich aus den verwendeten (Rest-) Lebenserwartungen, welche auf Basis der Einzelstudien berechnet wurde und je nach Alter und Geschlecht der Studienpopulation in den verschiedenen Herkunftsländern unterschiedliche Werte hat.



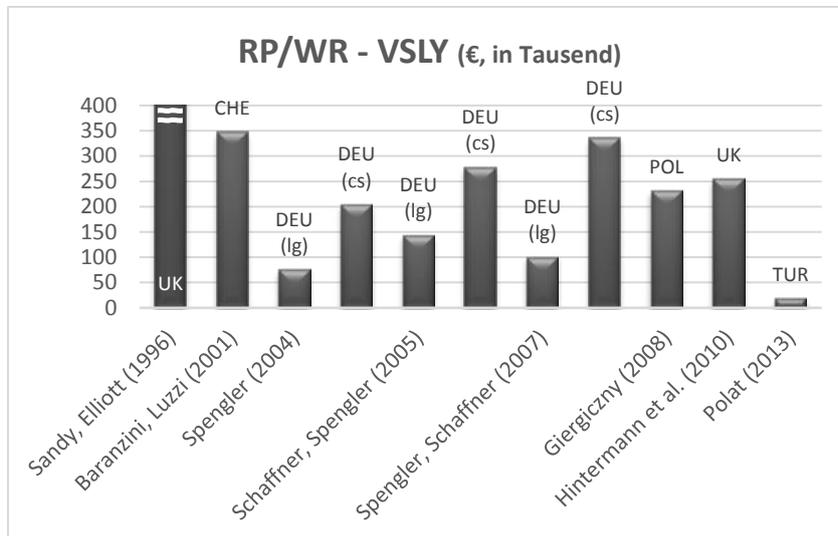
**Tab. 8: Ergebnisse nach regionaler Herkunft der Daten**

(Kontinentaleuropa [exkl. Dänemark]; Großbritannien resp. Vereinigtes Königreich; Nordeuropa [inkl. Dänemark])  
alle Werte in Euro für das Jahr 2014

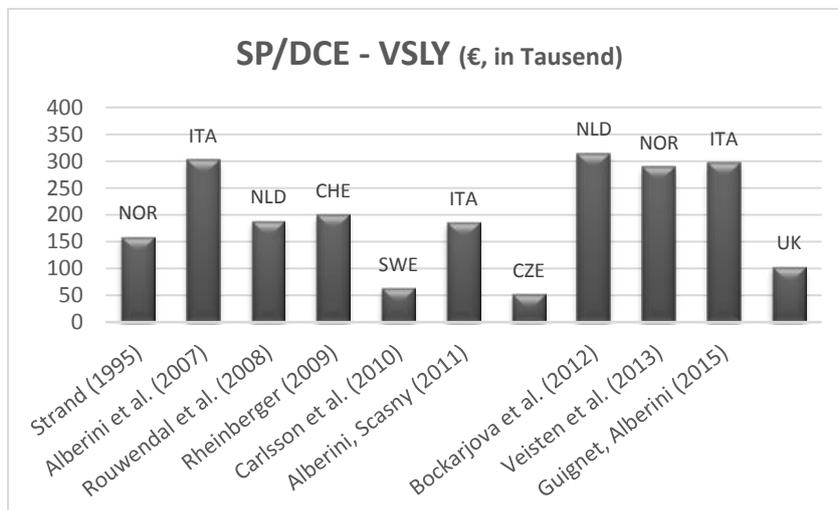
	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	Median	25%-Perzentil	75%-Perzentil
Kontinentaleuropa				
VSL	€ 3.831.291	€ 3.235.183	€ 2.192.626	€ 5.319.627
VSLY	€ 170.241	€ 158.448	€ 94.601	€ 231.422
Großbritannien (Vereinigtes Königreich)				
VSL	€ 10.273.115	€ 2.244.332	€ 1.964.914	€ 5.848.654
VSLY	€ 469.957	€ 117.956	€ 102.472	€ 255.023
Nordeuropa				
VSL	€ 4.106.781	€ 3.754.427	€ 2.978.677	€ 4.197.741
VSLY	€ 177.000	€ 161.052	€ 124.020	€ 189.478

**Grafische Darstellungen der Ergebnisvariation:  
Einzelstudien nach Kategorie (Methodik)**

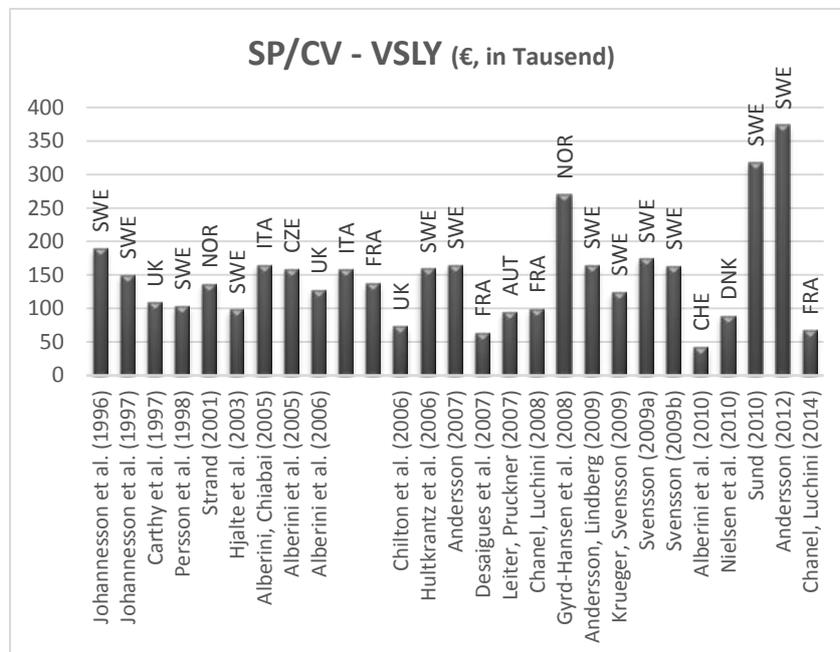
Die nachfolgenden Abb. 7 bis 9 dienen der grafischen Illustration der Bandbreite der VSLY-Mittelwerte, welche von uns aus den der einzelnen Studien extrahierten Daten berechnet wurden. Sie entsprechen inhaltlich den in der rechten Spalte der Tab. 3 präsentierten Daten, sortiert nach Methodik.



**Abb. 7: VSLY-Schätzwerte [Mittelwerte in Tausend € (2014)]**  
 für die einzelnen Studien der Methodengruppe  
 Revealed Preferences / Wage Risk Studies, RP/WR



**Abb. 8: VSLY-Schätzwerte [Mittelwerte in Tausend € (2014)]**  
 für die einzelnen Studien der Methodengruppe  
 Stated Preferences / Discrete Choice Experiments, SP/DCEs



**Abb. 9: VSLY-Schätzwerte [Mittelwerte in Tausend € (2014)]**

für die einzelnen Studien der Methodengruppe

Stated Preferences / Contingent Valuation Studies, SP/CV

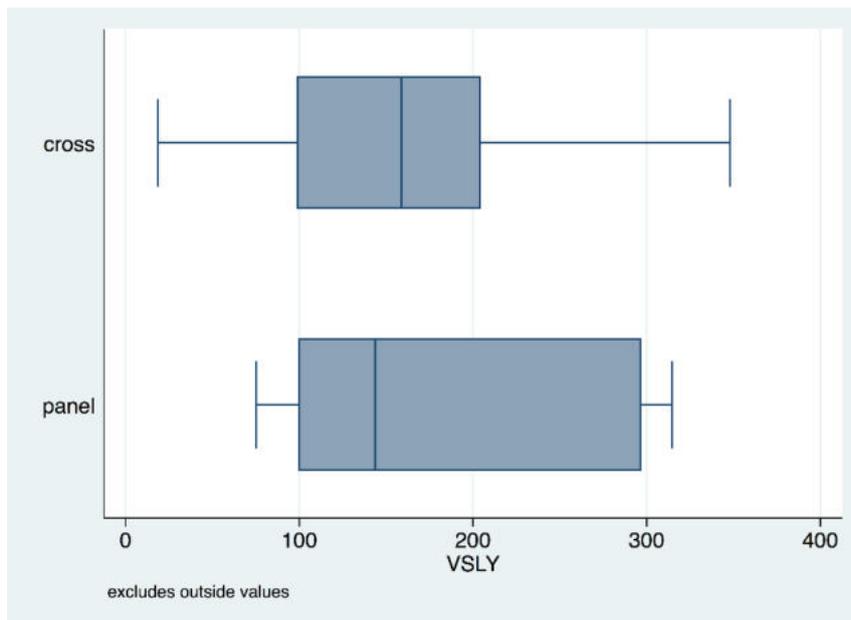
### Vergleich der Ergebnisse der Panelstudien und der Querschnittstudien

Die Verwendung von Paneldaten bietet die Möglichkeit, die unbeobachtete Heterogenität innerhalb einer Gruppe zu berücksichtigen. Nachdem Spengler (2004) mittels dieses Ansatzes in seinen Analysen kompensatorischer Lohndifferenziale individuelle Heterogenität berücksichtigte und auf dieser Basis deutlich geringere VSL-Werte als in den Querschnittsanalysen und den gepoolten Schätzungen fand<sup>22</sup>, vergleichen wir nachfolgend die

<sup>22</sup> „Die bevorzugte Panelschätzung [...] ergibt einen WSL [i.e., VSL] in Höhe von ca. 1,65 Mio. €. [...]. Die zu Vergleichszwecken durchgeführten Querschnittsschätzungen ergeben mit durchschnittlich 4,49 Mio. € (alle Beschäftigten), 4,32 Mio. € (Männer) und 2,83 Mio. € (männliche Arbeiter) substantiell höhere Werte und deuten darauf hin, dass eine



Ergebnisse der auf Panelanalysen beruhenden Studien in unserer Stichprobe mit jenen der Querschnittstudien.



**Abb. 10: VSLY-Schätzwerte [Median in Tausend € (2014)]**  
im Vergleich: Ergebnisse der Panelanalysen versus der Querschnittstudien  
*cross* = Querschnittstudien; *panel* = Panelstudien<sup>23</sup>

Wie aus Tab. 9 und Abb. 10 für die VSLY-Schätzwerte ersichtlich, finden wir in der zusammenfassenden Auswertung keine berichtenswerten Unterschiede der Studienergebnisse in Abhängigkeit vom Zugrundeliegen einer Querschnitt- versus einer Panelanalyse.

---

Nichtberücksichtigung unbeobachteter Heterogenität zu Verzerrungen der WSL-[i.e., VSL-]Schätzungen (nach oben) führen kann“ (Spengler, 2004, p. 271).

<sup>23</sup> Die Fühler des Box Plot stellen die Minimalwerte bzw. die Maximalwerte der Verteilung dar, sofern keine Ausreißer vorhanden sind. Als Ausreißer sind Werte definiert, welche mehr als das 1,5-fache des Quartilsabstand (= 75% Quartil – 25% Quartil) von den Grenzen der Box entfernt sind. Existieren solche Ausreißer, werden die Fühler der Box auf eine Entfernung des 1,5-fache des Quartilsabstand von den Boxgrenzen beschränkt. Bei der Ermittlung der Werte der Box (Median, 1. und 3. Quartil) hingegen wurden auch die Werte der Ausreißer berücksichtigt (vgl. auch Anhang zur Methodik).



**Tab. 9: VSLY-Schätzwerte: Panel- versus Querschnittstudien**  
 alle Werte in Euro für das Jahr 2014

	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	Median	25%-Perzentil	75%-Perzentil
<i>cross</i>	€ 213.676	€ 158.753	€ 99.125	€ 204.121
<i>panel</i>	€ 183.913	€ 143.614	€ 100.058	€ 296.563

### VSLY-Schätzwerte in Relation zum BIP/Kopf

Das WHO-Choice-Programm empfiehlt ein VSLY- bzw. WTP-Q-Benchmark in Relation zur wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit (Marseille et al., 2015). Wir berichten daran angelehnt im Folgenden die Relation der von uns aus den empirisch gefundenen VSL-Schätzwerten abgeleiteten VSLY-Werte zum jeweiligen Bruttoinlandsprodukt pro Kopf zum Zeitpunkt der Studierendurchführung (Tab. 10).

**Tab. 10: VSLY-Schätzwerte als Vielfaches des BIP/Kopf:**  
 (VSLY / GDP/capita) nach Ländergruppen und insgesamt  
 [alle Multiplikatoren bezogen auf das Jahr der Studierendurchführung]:

**Hinweis:** Der Mittelwert für Großbritannien ist nach oben verzerrt durch Einbeziehung der Studie von Sandy und Elliott (1996)

	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	Median	25%-Perzentil	75%-Perzentil
Kontinentaleuropa	5,74	4,75	2,66	7,56
Nordeuropa	5,92	5,79	4,04	6,43
Großbritannien	26,00	4,51	3,32	8,67
<b>Europa insgesamt</b>	8,29	<b>5,10</b>	3,37	7,01

Im europäischen Median bewegt sich der berechnete VSLY etwa auf dem Niveau des Fünffachen des jährlichen Bruttoinlands-



produkts pro Kopf (Tab. 10); die Unterschiede des VS LY nach Herkunft der Studienergebnisse (Ländergruppen, Tab. 10; vgl. dazu auch Abb. 6 und Tab. 8) erscheinen gemessen nach diesem Standard tendenziell kleiner (Abb. 11 und 12).

Werden die berechneten VS LY-Schätzwerte in Relation zum Bruttoinlandsprodukt pro Kopf anhand der Studienmethodik (*Revealed* versus *Stated Preferences*) aufgeschlüsselt, so werden auch hier die höheren Werte aus den *Revealed Preferences*-Studien deutlich (Tab. 11; Abb. 13 und 14).

**Tab. 11: VS LY-Schätzwerte als Vielfaches des BIP/Kopf**

(VS LY / GDP/capita) nach Studienkategorie (Methodik):

Revealed Preferences versus Stated Preferences

[alle Multiplikatoren bezogen auf das Jahr der Studiendurchführung]

	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	Median	25%-Perzentil	75%-Perzentil
<i>Revealed Pref.</i>	18,82	8,67	3,25	10,87
<i>Stated Pref.</i>	5,24	5,09	3,37	6,39

Dagegen finden sich auch in dieser Betrachtung keine auffallenden Unterschiede zwischen den Querschnitt- und den Panelanalysen (Tab. 12; Abb. 14 und 15).

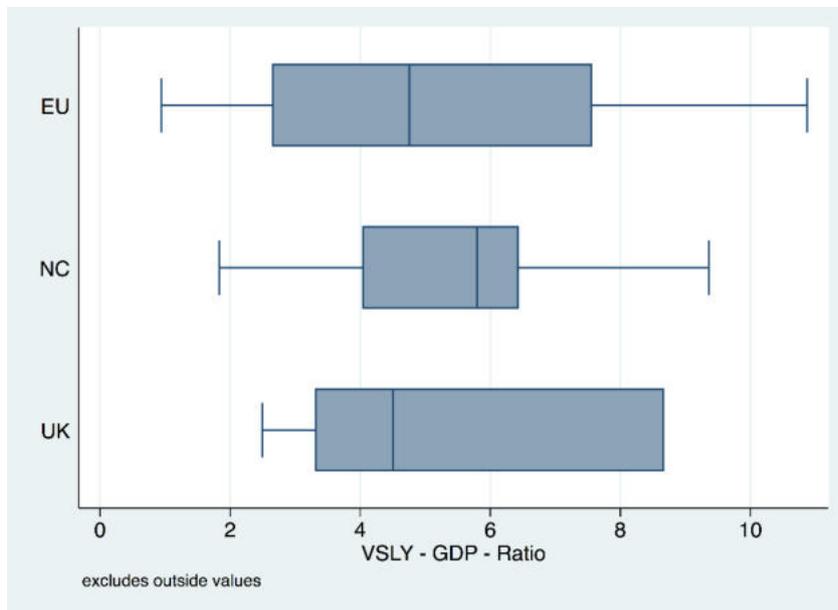
**Tab. 12: VS LY-Schätzwerte als Vielfaches des BIP/Kopf**

(VS LY / GDP/capita) nach Analysentypus:

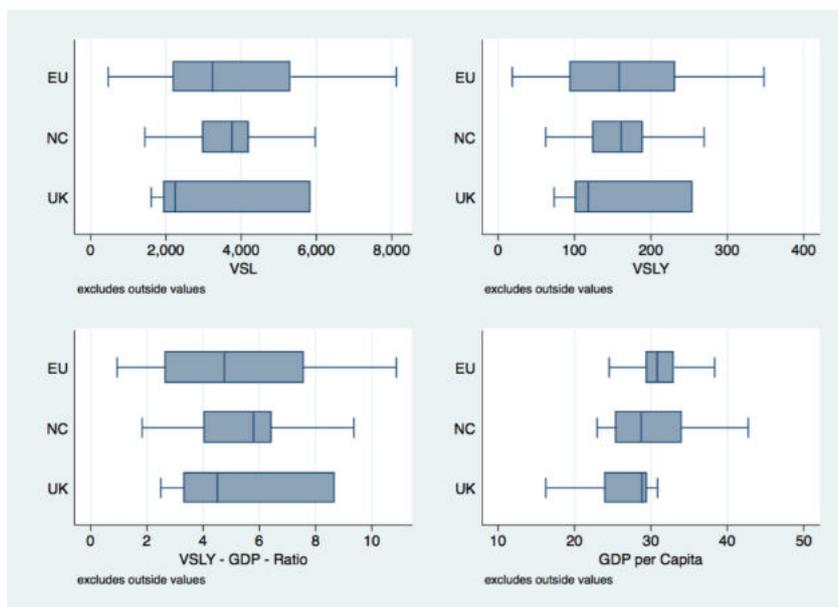
Querschnitt- (*cross*) versus Panelstudien

[alle Multiplikatoren bezogen auf das Jahr der Studiendurchführung]

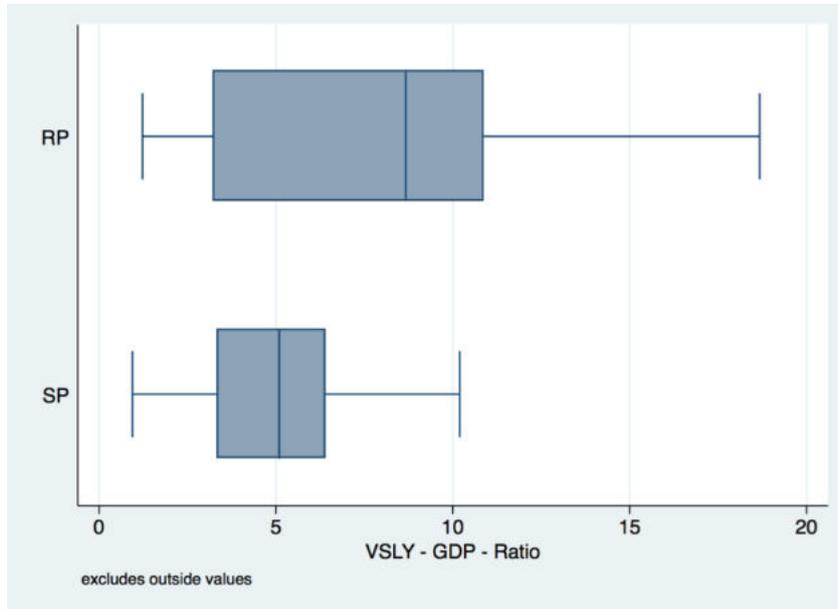
	Arithmetisches Mittel ( <i>mean</i> )	Median	25%-Perzentil	75%-Perzentil
<i>cross</i>	8,71	5,15	3,65	6,62
<i>panel</i>	5,73	4,66	3,25	8,67



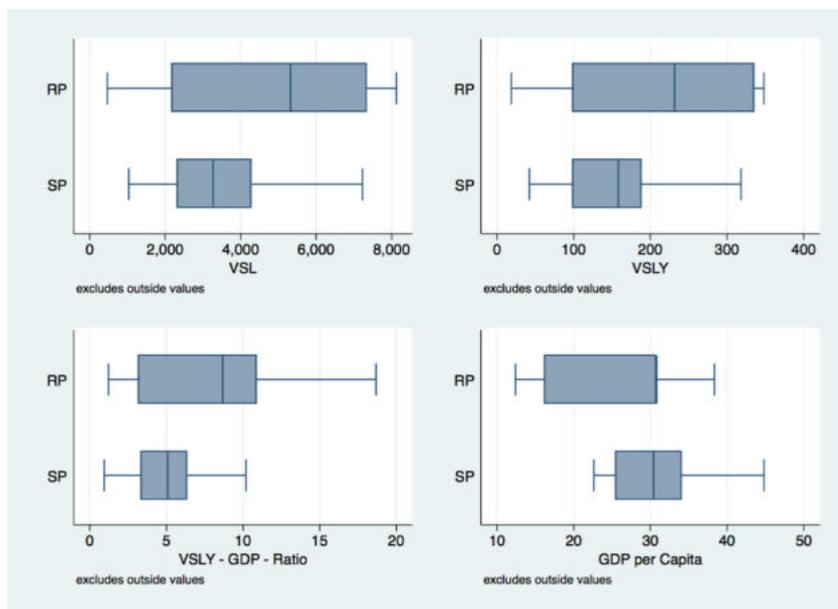
**Abb. 11: VSLY als Vielfaches des BIP / Kopf [„VSLY / GDP Ratios“]**  
 in Abhängigkeit von der Herkunft der Studienergebnisse  
 nach Ländergruppen (NC, Nordeuropa, n=18; UK, Großbritannien, n=6;  
 EU, Kontinentaleuropa, n=25)



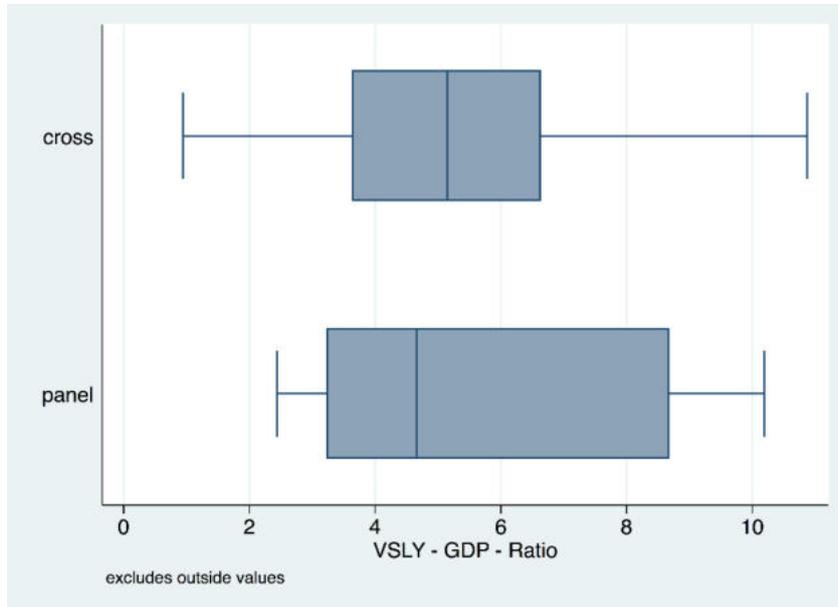
**Abb. 12: Übersicht der Ergebnisse nach Studienherkunft (Ländergruppen)**  
 (NC, Nordeuropa; UK, Großbritannien; EU, Kontinentaleuropa)



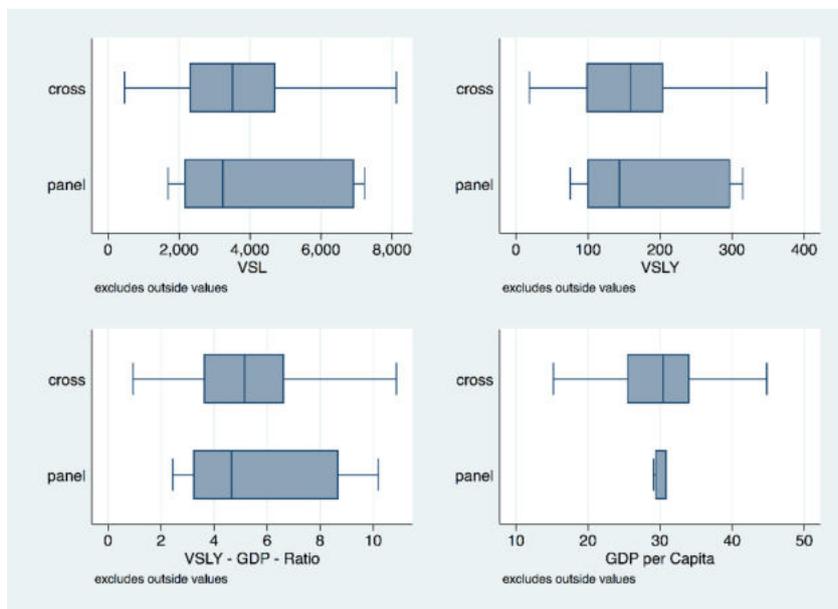
**Abb. 13: VSLY als Vielfaches des BIP / Kopf [„VSLY / GDP Ratios“]**  
 in Abhängigkeit von der Studienmethodik  
 (RP, Revealed Preferences-Studien; SP, Stated Preferences-Studien)



**Abb. 14: Übersicht der Ergebnisse nach Studienmethodik**  
 (RP, Revealed Preferences-Studien; SP, Stated Preferences-Studien)



**Abb. 15: VSLY als Vielfaches des BIP / Kopf [„VSLY / GDP Ratios“]**  
 in Abhängigkeit vom Analysetypus  
 (*cross*, Querschnittsanalysen; *panel*, Panelanalysen)



**Abb. 16: Übersicht der Ergebnisse nach Analysetypus**  
 (*cross*, Querschnittsanalysen; *panel*, Panelanalysen)



## Sensitivitätsanalysen

In die Transformation der in den meisten Studien berichteten VSL-Werte in VSLY-Schätzwerte geht die Diskontrate ein (vgl. Formel 1 im Abschnitt *Datenquellen und Methoden*). Nachfolgend berichten wir die wesentlichen Ergebnisse unserer Sensitivitätsanalysen, welche die Basisannahme einer Diskontrate von drei Prozent über einen Bereich von 0% bis 10% variieren (Tab. 13).

Sämtliche angegebenen Werte beziehen sich auf die Gesamtheit aller 49 VSL-Werte aus den 41 in die Studie einbezogenen Originaluntersuchungen; sie können mithin als gesamt-europäisch integrierte Schätzwerte interpretiert werden:

**Tab. 13: Sensitivitätsanalyse:**

**VSLY in Abhängigkeit von der kalkulatorischen Diskontrate**  
(Gesamtübersicht aller 41 Studien, Werte gerundet in € [2014])

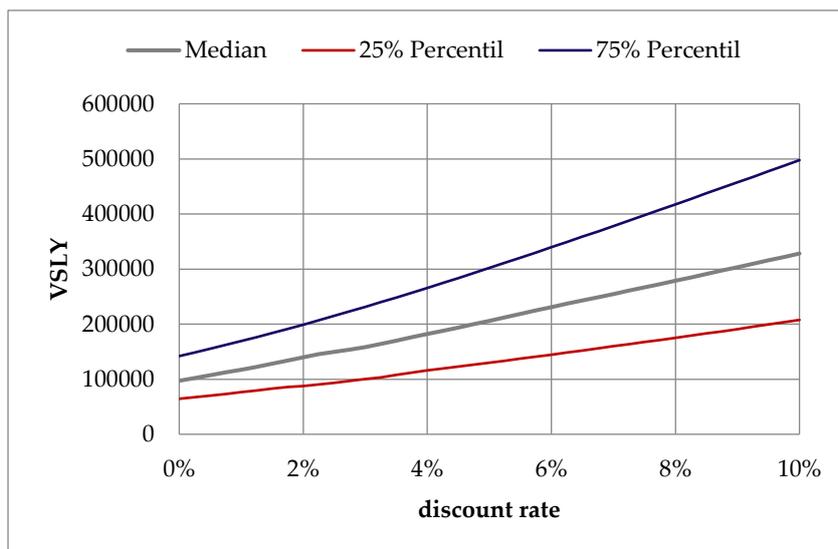
	VSLY				
Diskontrate	0%	1%	3%	5%	10%
Median	€ 97.188	€ 117.431	<b>€ 158.448</b>	€ 206.114	€ 328.185
Arithm. Mittel	€ 131.321	€ 155.193	<b>€ 209.424</b>	€ 270.728	€ 440.923

Im Sinne einer Zwei-Weg-Sensitivitätsanalyse lässt sich innerhalb eines Bereichs zwischen zwei und fünf Prozent für die Diskontrate und zwischen der 25%- und der 75%-Perzentile der aus unserem Datensatz errechenbaren VSLY-Schätzwerte eine Bandbreite plausibler Werte von € 87.808 (25%-Perzentile mit 2% Diskontrate) bis € 301.918 (75%-Perzentile mit 5% Diskontrate) ableiten (vgl. Tab. 14 und Abb. 17).



**Tab. 14: Zwei-Weg-Sensitivitätsanalyse:**  
Einfluss von Perzentilen und gewählter Diskontrate  
auf den rechnerischen VS LY

	Diskontrate				
Diskontrate	1%	2%	3%	4%	5%
25%-Perzentil	€ 76.340	€ 87.808	€ 100.058	€ 115.935	€ 130.039
Median	€ 117.431	€ 139.552	<b>€ 158.448</b>	€ 182.008	€ 206.114
75%-Perzentil	€ 169.235	€ 199.136	€ 231.422	€ 265.792	€ 301.918



**Abb. 17: Sensitivitätsanalyse: Bandbreite plausibler VS LY-Schätzwerte**  
(Median, 25%- und 75%- Perzentilen)  
in Abhängigkeit von der gewählten Diskontrate (*discount rate*)

Die vorstehende Sensitivitätsanalyse wurde um die Betrachtung alternativer Szenarien ergänzt, um die Robustheit der berechneten Medianwerte des VS LY zu prüfen, wenn statt der berechneten arithmetischen Mittelwerte aus den Einzelstudien (a) stets der höchste angegebene, (b) stets der niedrigste



angegebene, oder (c) stets der von den Autoren selbst als am plausibelsten bezeichnete VSL verwendet worden wäre. Die Berechnungsvarianten (a) und (b) stellen damit Extremszenarien dar, welche zu einem (a) niedrigsten Medianwert des VSLY von € 127.672 (und einem arithmetischen Mittelwert von € 156.023) sowie zu einem (b) höchsten Medianwert des VSLY von € 164.172 (und einem korrespondierenden arithmetischen Mittelwert von € 269.968) führen würden. Die Bandbreite der denkbaren Werte ist damit kleiner als jene bei Wahl alternativer Diskontraten. Im Fall des Szenarios (c) – Verwendung der von den Studienautoren selbst angegebenen „besten“ oder „plausibelsten“ VSL-Schätzwerte anstelle der von uns berechneten arithmetischen Mittel aus den Einzelstudien ergibt sich mit € 158.448 ein Median des VSLY, der mit dem von uns berechneten Wert identisch ist (korrespondierendes arithmetisches Mittel: € 204.736 statt in unserem Basisszenario € 209.424).

## Diskussion

Mit dem vorliegenden systematischen Review liegen umfangreiche europäische Daten aus ökonomischen Studien vor, die das Risiko einer Fatalität monetär bewerten. Aus den VSL-Daten wurden durch Konversion unter Hinzuziehung von Daten zur verbleibenden Lebenserwartung der Studienpopulation, Diskontierung des Werts künftiger Lebensjahre mit drei Prozent *per annum*, und Inflationierung des so generierten VSLY mittels des relevanten nationalen Verbraucherpreisindex sowie anschließende Umrechnung mit Hilfe aktueller Kaufkraftparitäten VSLY-Werte in Euro (2014) berechnet.



Der Median des aus 41 originären Studien mit insgesamt 49 berücksichtigten Schätzwerten abgeleiteten VSLY beträgt € 158.448 mit einem durch nonparametrisches Bootstrapping bestimmten 95%-Konfidenzintervall von € 136.147 bis € 180.750.

Dieser Wert ist substantiell höher als die im Gesundheitswesen üblicherweise verwendeten Grenzwerte (vgl. Tab. 1). Normiert man die berechneten Zahlungsbereitschaften für ein Lebensjahr mit dem jeweiligen jährlichen Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf am Ort und zum Zeitpunkt der Erhebung der Rohdaten, so ergibt sich für den VSLY ein Median in Höhe des 5,10-Fachen des BIP pro Kopf und Jahr (vgl. Tab. 10); auch dieser Wert bewegt sich sehr deutlich oberhalb der entsprechenden WHO-Empfehlung für einen Grenzwert in Höhe des 1-3-fachen des jährlichen Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukts (vgl. World Health Organization, 2002; Marseille et al., 2015).

Diese Diskrepanz wäre noch größer, wenn die (durchweg höheren) arithmetischen Mittelwerte verwendet worden wären. Sie wäre auch dann größer, wenn eine Korrektur für den Faktor „Lebensqualität“ vorgenommen worden wäre, sofern statt des VSLY die Zahlungsbereitschaft für ein *Quality-Adjusted Life Year* (QALY; „WTP-Q“) interessierte. Dieser Effekt sollte jedoch nicht überschätzt werden. Hirth et al. (2000) folgend könnte sich die Erhöhung der WTP-Q im Vergleich zu dem von uns berechneten VSLY bei Berücksichtigung eingeschränkter Lebensqualität lediglich auf eine Größenordnung um 10 Prozent belaufen.<sup>24</sup>

Allerdings wäre bei einem Versuch der Umrechnung des VSLY in eine WTP-Q darüber hinaus zu berücksichtigen, ob die jeweils

---

<sup>24</sup> Zum Rationale führen Hirth et al. (2010) aus: „*Since most value-of-life studies focus on healthy populations, the quality-of-life factors are likely to be nearly 1 except in the ‘out years,’ which receive little value due to discounting in any case. [...] For example, assuming the quality-of-life weights are equal to 1 for all ages only decreases the estimated value of a QALY by approximately 10%*“ (l.c., p. 338).



gewonnenen QALYs aus einer Verlängerung der Lebenszeit oder aus einer Erhöhung der gesundheitsbezogenen Lebensqualität resultieren. Denn es gibt starke Gründe für die Annahme, dass Menschen einer Lebenszeitverlängerung im Vergleich zu einer verbesserten Lebensqualität systematisch relativ größeren Wert beimessen als vom (konstante Proportionalität unterstellenden) QALY-Modell abgebildet wird (vgl. Einleitung; Schlander, 2005; Ryen und Svensson, 2015; Nord, 2017). Hieraus folgt, dass auf Lebensqualitätsgewinnen basierende QALYs umgekehrt einen relativ niedrigeren Wert haben müssten als QALYs, die (wie die der VSLY-Berechnung zugrunde liegenden statistisch gewonnenen Lebensjahre, *Life Years Gained*, LYG) auf einer Zunahme der Lebenserwartung beruhen.

Es bleibt somit zunächst bei der Feststellung, dass aus den in den Jahren von 1995 bis einschließlich 2015 veröffentlichten europäischen empirischen Studien zum ökonomischen Wert eines statistischen Lebens (*Value of a Statistical Life*, VSL) in der Gesamtbetrachtung ein VSLY abgeleitet werden kann, der erheblich höher liegt als alle derzeit im Rahmen internationaler *Health Technology Assessments* (HTAs) gebräuchlichen Benchmarks.

Gleichwohl halten wir eine unkritische Übertragung des von uns ermittelten VSLY in *Health Technology Assessments* im Allgemeinen, und in Kosten-Nutzen-Evaluationen medizinischer Technologien im Besonderen, aus mehreren Gründen für inadäquat:

### Diskontierung

Einerseits reagiert der VSLY sehr sensitiv auf die für seine Herleitung aus den originären VSL-Werten verwendete Diskontrate. Unsere Berechnungen wurden alle unter der Basisannahme einer



Diskontrate von drei Prozent durchgeführt, was nicht nur den Empfehlungen des *Washington Panel* (Gold et al., 1996) und des deutschen Institut für Qualität und Wirtschaftlichkeit im Gesundheitswesen (IQWiG, 2010, 2015) entspricht, sondern auch mit der Vorgehensweise von Hirth et al. (2000) konsistent ist. Höhere Diskonraten empfehlen demgegenüber das britische *National Institute for Health and Care Excellence* (NICE) mit 3,5% (Schlander, 2007, 2009), die französische *Haute Autorité de Santé* (HAS) mit 4,0% (Masseti et al., 2015) sowie inoffizielle *ad hoc*-Gruppen interessierter Stakeholder (vorwiegend GesundheitsökonomInnen) aus Deutschland (5,0%; Schulenburg et al., 2007), Österreich (5,0%; Walter und Zehetmayr, 2006) und anderen Ländern.

Gegenüber dem von uns berichteten Median des VSLY in Höhe von € 158.448 unter Zugrundelegung einer Diskontrate von drei Prozent weichen die Werte für höhere Diskonraten deutlich nach oben ab (für fünf Prozent, € 206.114). Detaillierte Angaben zu den Ergebnissen der Sensitivitätsanalysen finden sich in Tab. 13 und 14 sowie in Abb. 17.

### Variabilität der Studienergebnisse

Andererseits zeigen die Werte der einzelnen Studien, wie schon in früheren Reviews beobachtet, eine enorme Variabilität. Erwartungsgemäß erweisen sich die Medianwerte als robuster und sind fast durchgängig niedriger als die arithmetischen Mittelwerte. Wir halten die Medianwerte deshalb für aussagekräftiger. Die Mittelwerte werden teilweise deutlich erkennbar verzerrt durch einzelne Studien mit extremen Ergebnissen (vor allem Sandy und Elliott, 1996; Polat, 2013).



Berücksichtigt man den Einfluss der Erhebungsmethodik, so legen unsere Daten nahe, dass sich – über alle Kontextvariablen hinweg gemittelt – der Median der Zahlungsbereitschaft für ein zusätzlich gewonnenes Lebensjahr (*Life Year Gained*, LYG) – also der VSLY – in einer Größenordnung zwischen € 137.413 (mit einem 25%-Perzentil ab € 98.268, anhand direkter Messungen in *Contingent Valuation*-Studien) und € 231.422 (mit einem 75%-Perzentil bis € 334.954, anhand indirekter Ableitung mittels kompensatorischer Lohndifferenziale) bewegen könnte. Insgesamt ergeben unsere Analysen deutlich höhere VSLY-Schätzwerte, wenn den Studien *Revealed Preferences* zugrunde liegen. Der von uns berichtete Median in Höhe von € 158.448 umfasst sowohl auf *Stated Preferences* (*Contingent Valuation* und *Discrete Choice Experiments*) als auch auf *Revealed Preferences* beruhende Werte.

Die Heterogenität und das Nichtvorhandensein einer eindeutig erkennbaren zentralen Tendenz werden somit teilweise erklärt durch unterschiedliche Erhebungsmethoden. Das in der Gesamtbetrachtung europäischer Studien der vergangenen zwei Jahrzehnte (von 1995 bis einschließlich 2015) sichtbar werdende Muster erscheint konsistent mit den früheren Ergebnissen von Hirth et al (2000) auf der Basis von 37 Studien aus den Jahren 1969 bis 1997, von denen mehr als drei Viertel (28) aus den Vereinigten Staaten stammten (Tab. 15). Dabei scheinen die Unterschiede der Ergebnisse in Abhängigkeit von den Bewertungsmethoden insgesamt weniger ausgeprägt als bei Hirth et al. (2000).

Wenig überraschen dürfte auch die Beobachtung, dass sich die angewendeten Methoden unterscheiden: einerseits fanden wir – in Übereinstimmung mit dem aktuellen Stand der wissenschaftlichen Diskussion innerhalb der Ökonomie – keine mittels des Humankapitalansatzes durchgeführten Studien mehr. Andererseits wird im Rahmen von *Stated Preferences*-Studien in



jüngster Zeit (vgl. Tab. 3) zunehmend auf die *Discrete Choice Experiment* (DCE)-Methodik vertraut, die im unseren Analysen zugrunde liegenden Datensatz interessanterweise mit höheren VSLY-Schätzwerten (Median: € 187.857) assoziiert ist als die *Contingent Valuation*-Methode (Median: € 137.413; vgl. Abb. 4 und Tab. 7).

Schließlich wurden auf dem Gebiet der ökonomischen VSL-Forschung erst in der jüngeren Zeit – nach unserer systematischen Recherche erstmals mit der Arbeit von Hannes Spengler (2004) – longitudinale Studien mittels Panelanalysen durchgeführt. Anders als methodisch weniger anspruchsvolle Querschnittstudien erlauben ökonometrische Panelanalysen die Berücksichtigung individueller Heterogenität. Wir legen daher in einem speziellen Appendix eine ergänzende detaillierte Analyse jener Studien vor, die von einer Panelanalyse berichteten.

Weitere Heterogenität der Ergebnisse scheint mit der Herkunft der Studien assoziiert zu sein: der Median des VSLY aus den britischen Studien ist mit € 117.956 (2014) auffallend niedriger als jener aus den kontinental- und den nordeuropäischen Studien (€ 158.448 bzw. € 161.052; vgl. Abb. 6 und Tab. 8).



**Tab. 15: Aktuelle europäische VS LY-Werte (1995-2015)  
 im Vergleich zu internationalen Schätzungen (1969-1997)**  
 [alle Werte ausgedrückt in € (2014)]

Die internationalen Vergleichswerte sind dem Review von Hirth et al. (2000) entnommen und stammen zu mehr als 75% aus den Vereinigten Staaten. Die WTP-Q-Werte von Hirth et al. (2000) wurden durch Inflationierung mit dem *Consumer Price Index*, Umrechnung in Euro (2014) anhand Kaufkraftparitäten und Adjustierung durch Division mit 1,1 in VS LY-Werte, ausgedrückt in € (2014), transformiert.

Abkürzungen: HC, *Human Capital Approach* (Humankapitalansatz); RP-WR, *Revealed Preference / Wage Risk* (kompensatorische Lohn-differenziale; bei Hirth et al (2000): RP-JR für *Job Risk*); RP-S, *Revealed Preferences / Non-Occupational Safety*; SP/CV, *Stated Preferences / Contingent Valuation*; SP/DCE, *Stated Preferences / Discrete Choice Experiments*.

VS LY	Methode	Indirekte Messung		Direkte Messung	
		RP-WR	RP-S	SP-CV	SP-DCE
Studie	HC				
Aktuelle Studie (2017): 1995-2015	n.a.	€ 243.222 <sup>25</sup>	n.a.	€ 137.413	€ 187.857
Hirth et al. (2000): 1969-1997	€ 25.950	€ 448.500	€ 97.800	€ 168.900	n.a.

<sup>25</sup> Median ohne die Schätzwerte aus den Studien von Sandy und Elliott (1996), Spengler (2004) und Schaffner und Spengler (2005); vgl. Tab. 6.



## Limitationen

Zu unterscheiden sind im Folgenden allgemeine Limitationen, die prinzipbedingt mit der ökonomischen Bestimmungsweise des VSL bzw. VSLY verknüpft sind, und spezifische Limitationen, die mit dem Design und der Vorgehensweise der vorliegenden Untersuchung zusammenhängen.

Zu den allgemeinen Limitationen von *Revealed Preferences*-Studien – und hier speziell den Studien, welche kompensatorische Lohndifferenziale zum Gegenstand haben – zählen die nachfolgenden impliziten oder expliziten Voraussetzungen (vgl. zum Beispiel Landefeld und Seskin, 1982; Breyer et al., 2003; Ackerman und Heinzerling, 2004; Zweifel et al., 2009), weil diese regelmäßig nicht vollständig erfüllt sein werden:

- ↪ vollständige Information der Arbeitnehmer über die möglichen Konsequenzen und die Risiken ihres Eintretens (unvollständige Informationen könnten zu [zu] niedrigen Kompensationsforderungen führen), einschließlich der korrekten subjektiven Einschätzung kleiner Risiken;
- ↪ uneingeschränkte Mobilität der Arbeitskräfte und damit perfektes Funktionieren des Arbeitsmarktes (eingeschränkte Mobilität aus geographischen, ethnischen oder anderen Gründen könnte ebenfalls zu [zu] niedriger Kompensation für eingegangene Risiken führen);
- ↪ keine relevante Marktverzerrung durch kollektivvertragliche Regelungen wie beispielsweise gewerkschaftlich ausgehandelte Tarifvereinbarungen;
- ↪ keine relevanten Selbstselektionseffekte, etwa durch selektive Suche nach beruflichen Herausforderungen durch risikofreudigere Individuen (welche dann wiederum niedrigere Kompensationsforderungen stellen würden);



- ↪ Generalisierbarkeit der Ergebnisse von Teilnehmern am Arbeitsmarkt auf Nichtarbeitende (welche sich systematisch von Arbeitnehmern unterscheiden dürften);
- ↪ keine relevante Überrepräsentation bestimmter Gruppen (beispielsweise von Männern gegenüber Frauen) in Hochrisikoberufen sowie in zahlreichen Studien zu kompensatorischen Lohndifferenzialen;
- ↪ schließlich die Möglichkeit der Extrapolation von sehr kleinen Effekten (sehr niedrige Risiken, relativ geringe Lohnzuschläge) auf große Risiken
- ↪ und das grundsätzliche Problem, Lohndifferenzen *ceteris paribus* als Risikoprämien zu interpretieren, das heißt, die Risikobewertung von allen anderen Einflussfaktoren zu isolieren.

Einige der Limitationen von *Stated Preferences*-Studien spiegeln die Annahmen, die auch *Revealed Preferences*-Studien zugrunde liegen, etwa die begrenzte Möglichkeit der Extrapolation kleiner Effekte und kleiner Risiken, während andere Einschränkungen wie Marktverzerrungen oder Marktversagen nicht zu befürchten sind.

Andererseits treten bei *Stated Preferences* Studien (in Anlehnung an Breyer et al., 2002, und Zweifel et al., 2009, dargestellte) besondere methodische Herausforderungen auf, wie beispielsweise

- ↪ das Auftreten emotionaler Abwehr gegen die Fragestellung, besonders dann, wenn die Alternativen eine Vorenthaltung von wirksamen medizinischen Maßnahmen für bestimmte Patientengruppen beinhalten;
- ↪ strategisches Verhalten, wenn die Befragten die Studienziele zu durchschauen glauben und die Ergebnisse mit ihrem Antwortverhalten beeinflussen wollen;



- ↪ Selektionseffekte, wenn aufgrund nicht ausreichender oder asymmetrischer Anreize zur Mitwirkung an einer Studie keine repräsentative Stichprobe für die Erhebung zur Verfügung steht;
- ↪ mögliche Verzerrung der Resultate durch Ankereffekte und die Reihenfolge der Fragen;
- ↪ Anfälligkeit für *Framing*-Effekte und Fehlspezifikationen;
- ↪ kognitive Überlastung der Befragten und – dadurch zumindest mitverursacht – deren Rückgriff auf unreflektierte, einfache Heuristiken;
- ↪ unter Umständen Beeinflussung der Teilnehmer durch die von ihnen vermutete soziale Erwünschtheit bestimmter Antworten
- ↪ und speziell bei *Discrete Choice*-Experimenten (DCE-Untersuchungen) die Notwendigkeit von Annahmen zur Struktur der Nutzenfunktion.

Nicht alle vorliegenden Studien haben diese möglichen Fehlerquellen gleichermaßen gut kontrolliert, so dass hierin eine Teilerklärung der beobachteten Streuung der berichteten Ergebnisse zu vermuten ist.

In diesem Zusammenhang müssen spezifische Limitationen der aktuellen systematischen Übersicht benannt werden:

- ↪ Die Vielzahl der Studien und die unterschiedliche Qualität der einzelnen Publikationen erforderte eine Konzentration bei der Datenextraktion auf die Kernelemente des jeweiligen Studiendesigns und der von den Autoren berichteten Ergebnisse; nicht in jedem Fall war eine detaillierte Analyse aller Angaben möglich.
- ↪ Die Angaben zur Streuung schwankten zwischen den einzelnen Studien stark, so dass wir uns – ähnlich wie vor uns schon Hirth et al. (2000) – auf die Extraktion eines plausiblen



Schätzwertes für den VSL beschränken mussten (vgl. Methoden). Die von uns berichteten Varianzen reflektieren daher die Inter-Studien-Varianz, nicht jedoch die Intra-Studien-Streuung der Werte.

### **Kontext**

Eine weitere grundsätzliche Limitation betrifft alle Ableitungen eines monetären Werts eines statistischen menschlichen Lebens oder Lebensjahres; diese besteht in der Abstraktion vom relevanten institutionellem und rechtlichen Kontext sowie allen damit zusammenhängenden sozialen Normen und Präferenzen.

Deren Berücksichtigung führt notwendig zu der Frage, ob es außerhalb der Prämissen der ökonomischen Theorie überhaupt einen kontextunabhängigen Grenzwert für ein (statistisches) Leben oder Lebensjahr<sup>26,27</sup> gibt. Damit übereinstimmend weist eine schnell wachsende Literatur auf empirisch nachweisbare soziale Präferenzen der Bevölkerung, welche von einer bloßen Maximierung individuellen Nutzens systematisch abweichen – und das unabhängig davon, ob der individuelle Nutzen nur auf gesundheitsbezogene Effekte – wie im, freilich weitere Restriktionen aufweisenden, QALY-Modell – oder umfassender definiert wird (vgl. Schlander et al., 2014; Whitty et al., 2014).

---

<sup>26</sup> Als Beispiel für eine alternative, deontologisch inspirierte Perspektive vgl. W. Lübbe (2005).

<sup>27</sup> Als Beispiel für einen möglichen pragmatischen Lösungsansatz vgl. E. Nord (2016).



## Schlussfolgerungen

Selbst unter Berücksichtigung der vielfältigen Limitationen und der Streuung der einzelnen Studienergebnisse liefert unsere systematische Untersuchung starke Hinweise, dass die im medizinischen und gesundheitspolitischen Bereich diskutierten und in zahlreichen Gesundheitssystemen verwendeten Benchmarks für den Wert eines statistischen Lebensjahres deutlich unterhalb jener Werte liegen, welche sich aus ökonomischen Studien empirisch ableiten lassen. Denn die von uns gefundenen Werte schwanken um einen Median von ca. € 160.000 oder dem Fünffachen des Bruttoinlandsprodukts pro Kopf je statistisch gewonnenem Lebensjahr und bewegen sich damit um ein Vielfaches jenseits der in einigen Ländern benutzten Schwellenwerte für die Kosten je qualitätsadjustiertem Lebensjahr (QALY).

Auch bei Akzeptanz des sowohl normativ als auch positiv begründbaren Vorliegens weiterer Ziele eines solidarisch verfassten Gesundheitssystems als der bloßen Maximierung von individuellem Nutzens – und der damit notwendig verknüpften Zurückweisung der Idee universal gültiger Grenzwerte für ein statistisches Leben(sjahr) – bieten die aus beobachtbarem Verhalten und den in methodisch anspruchsvollen Studien zum Ausdruck gebrachten Präferenzen abgeleiteten Größenordnungen einen nützlichen nachfrageorientierten Anhaltspunkt für die Kosten-Nutzen-Bewertung medizinischer Interventionen.

Dabei wird die Berücksichtigung weiterer Ziele und Rahmenbedingungen, als sie wie vorliegend auf der Basis individueller, eigennutzbezogener Präferenzen erfasst werden können, notwendig zu einer erweiterten Betrachtungsperspektive führen. (Erst) In diesem erweiterten Kontext sollten die Ergebnisse unserer Untersuchung Eingang in Entscheidungen über gesundheitspolitische Prioritätensetzungen finden.



## Appendix: Diskussion der Panelstudien

Die Verwendung von Paneldaten bietet die Möglichkeit, in dem Modell der kompensatorischen Lohndifferentiale die unbeobachtete Heterogenität innerhalb einer Gruppe zu berücksichtigen. Im Falle von Individualdaten, wie bei Spengler (2004) der Fall, spricht man auch von individueller Heterogenität (vgl. Woolridge, 2010, p. 285).

Vor diesem Hintergrund stellen die Paneluntersuchungen von Spengler (2004), Schaffner und Spengler (2005) und Spengler und Schaffner (2007) sowie jene von Hintermann et al. (2010), Bockarjova et al. (2012) und Guignet und Alberini (2015) eine Besonderheit dar. Wir werden auf diese nachstehend genauer eingehen. Bei den Publikationen von Spengler (und Schaffner) sowie Schaffner und Spengler handelt es sich zudem um die einzigen in unserer Recherche identifizierten VSL-Studien aus Deutschland.

### Deutsche Panelstudien

#### Publikation 1 (Spengler, 2004<sup>28</sup>)

Spengler (2004, p. 302) liefert eine überzeugende Argumentation zum einen für die Berücksichtigung der individuellen Heterogenität und zum anderen für die deutlich geringeren VSL-Werte im Vergleich zu Querschnittsanalysen und gepoolten Schätzungen.

---

<sup>28</sup> Die Kommentierung bezieht sich auf die Panelstudie von Hannes Spengler: „Kompensatorische Lohndifferenziale und der Wert eines statistischen Lebens in Deutschland“, in: ZAF 3/2004, S. 269 – 305. Auf das *Working Paper* mit gleichem Titel gehen wir hier nicht ein, da Daten, Methoden und Ergebnisse identisch sind.



Eine Querschnittsanalyse erlaubt die Berücksichtigung der individuellen Unterschiede nicht. Jeder Beschäftigte wird in diesem Fall bezüglich seiner individuellen, aber nicht messbaren oder nicht gemessenen, Fähigkeiten gleich eingeschätzt. Auch gepoolte Schätzungen berücksichtigen die individuelle Heterogenität nicht (Greene, 2008, p. 183).

Zu beachten ist weiterhin, dass bei Spengler (2004, p. 296 und p. 304f.) die Schätzung des VSL ausschließlich aus immateriellen Wertkomponenten besteht.<sup>29</sup>

$$VSL = \hat{\gamma}_0 \cdot 1.000 \cdot 365 \cdot \bar{\omega}_{korr} = 1.645.000$$

$\bar{\omega}_{korr}$  = mittlerer Tagesverdienst (korrigiert aufgrund Rechtszensierung) = 83,8

$\hat{\gamma}_0$  = Schätzkoeffizient des tödlichen Ausfallrisikos = 0,0538

### **Publikation 2 (Schaffner und Spengler, 2005<sup>30</sup>)**

Analog zu Spengler (2004) wird der VSL in der Arbeit von Schaffner und Spengler (2005) mit Hilfe des Konzeptes der kompensatorischen Lohndifferenziale geschätzt. Dabei wird auf die gleiche Datenbasis wie bei Spengler (2004) bestehend aus IABS Daten und Daten des SOEP zurückgegriffen (vgl. oben, *Ergebnisse*). Bei der Aufbereitung der Daten hingegen wurde zum Teil anders vorgegangen als bei Spengler (2004). Hierzu zählen Modifikationen bei der Berechnung des Arbeitsunfallrisikos und beim Hinzufügen von Kontrollvariablen (Schaffner und

---

<sup>29</sup> Damit stellt sich die Frage, wie es sich diesbezüglich in den anderen Studien verhält. Falls deren VSL aus materiellen und immateriellen Wertkomponenten besteht, müsste hier eine Korrektur erfolgen. Der von Spengler (2004, p. 303f.) gemachte Vorschlag beruht aber auf einer nur schwach begründeten Annahme.

<sup>30</sup> Sandra Schaffner und Hannes Spengler: *Der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf kompensatorische Lohndifferenziale und den Wert eines statistischen Lebens: Eine mikroökonomische Parallelanalyse mit IABS und SOEP*, DIW Discussion Paper 539, Berlin 2005.



Spengler, 2005, p. 2 und p. 7). Bei der Berechnung der Berufsgruppenstärken wurden anstelle des SOEP die IABS Daten herangezogen (Schaffner und Spengler, 2005, p. 5).

Zur Schätzung des VSL werden als methodische Ansätze Querschnittsregressionen, gepoolte Regressionen und Panel-schätzungen verwendet. Sich der Argumentation von Spengler (2004) anschließend, präferieren die Autoren bei der Bestimmung des VSL die Ergebnisse der Panelschätzungen. Die Unterschiede bei den VSL-Schätzungen auf Basis von Lohndifferenzialen gegenüber der Arbeit von Spengler (2004) zeigen, dass die Schätzungen offensichtlich sensibel auf die Datenquellen und deren Aufbereitung reagieren.

Eine weitere Differenzierung gegenüber der Vorgängerstudie von Spengler (2004) ist eine Schätzung des VSL, welcher ausschließlich für Berufswechsler durchgeführt wurde. Dabei wurden OLS-Schätzungen auf die ersten (zeitlichen) Differenzen von Löhnen und Risikovariablen durchgeführt. Durch die alleinige Verwendung von Berufswählern werden weitestgehend autonome Trendbewegungen vermieden. Dies ist der Fall, wenn die Reallöhne steigen und gleichzeitig hierzu die Risiken sinken (Schaffner und Spengler, 2005, p. 15).

Die individuelle Heterogenität wird durch die Differenzenbildung „kontrollierbar“ (Schaffner und Spengler, 2005, p. 15). Tatsächlich kann die individuelle Heterogenität eliminiert werden. Betrachtet man ein einfaches Panelmodell für Lohndifferenziale:

$$\omega_{it} = \gamma \cdot p_{it} + c_i + u_{it}$$

erhält man durch eine einjährige Differenzenbildung:

$$\omega_{it} - \omega_{it-1} = +\gamma \cdot p_{it} - p_{it-1} + c_i - c_i + u_{it} - u_{it}$$

$$\Delta\omega_{it} = \gamma \cdot \Delta p_{it} + \epsilon_{it}$$



Werden nun lediglich zwei Jahre in die Betrachtung aufgenommen, so erhält man ein Querschnittsmodell:

$$\Delta\omega_i = \gamma \cdot \Delta p_i + \epsilon_i$$

Dieses Vorgehen hat auch den Vorteil, dass OLS-Schätzungen methodisch deutlich einfacher sind, als die in Spengler (2004) diskutierten Panelregressionen.

Leider wird nicht hinreichend begründet, warum bei dem empfohlenen VSL in Höhe von € 2.900.000 lediglich männliche Berufswechsler in die Analyse einbezogen worden sind (Schaffner und Spengler, 2005, p. 18 und ebd., Tab. 9). Dies ist nicht zuletzt auch vor dem Hintergrund bedeutsam, dass in der Veröffentlichung von Spengler (2004) die bevorzugte Schätzung in Höhe von € 1.650.000 sich auf alle sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten bezieht.

### **Publikation 3 (Spengler und Schaffer, 2007<sup>31</sup>)**

In einer dritten Publikation, welche wiederum auf dem gleichen Datensatz wie Spengler (2004) und Schaffner und Spengler (2005) basiert, legen die Autoren die Ergebnisse von drei Berechnungsmodellen vor:

#### **Modell 1 (Spengler/Schaffner, 2007, p. 8):**

$$\ln\omega_{ij} = \alpha^{CS} \cdot p_j + x_{ij} \cdot \beta + u_{ij}$$

$\omega_{ij}$  = Lohn des Arbeiters i. Der Index j gibt die Kennung in welchem Beruf und/oder Industrie der Arbeiter tätig ist.  $p_j$  ist das tödliche Risiko innerhalb der Berufsgruppe (individuelle Risiken

---

<sup>31</sup> Hannes Spengler und Sandra Schaffner: *Using Job Changes to Evaluate the Bias of the Value of a Statistical Life*, DIW Discussion Paper 713, Berlin 2007.



stehen nicht zur Verfügung).

Damit unterscheidet sich das Modell gegenüber der Originalarbeit von Spengler (2004) in erster Linie durch das Logarithmieren der Lohnvariablen. Damit spielen Größeneffekte eine geringere Rolle und Ausreißer verlieren an Einfluss. Die Hinzunahme des Index  $j$  gegenüber dem Originalmodell hat hingegen keinen Einfluss. Er macht nur deutlich, dass es innerhalb einer Berufsgruppe keine unterschiedlichen Werte für das tödliche Unfallrisiko gibt.

**Modell 2** (Spengler/Schaffner, 2007, p. 12):

$$\Delta \ln \omega_{ijt} = \alpha^{FD} \cdot \Delta p_{jt} + \Delta x_{ij} \cdot \beta + \lambda_t + \Delta u_{ijt}$$

Im Vergleich zu dem Panelmodell aus Spengler (2004) wurde auch hier wie in Modell 1 eine Logarithmierung der Lohnvariablen vorgenommen. Ferner wurden für alle Variablen die ersten (zeitlichen) Differenzen gebildet. Nach Auskunft der Autoren sind die Lohnvariable und die Risikovvariable integriert von Grad 1. Dies bedeutet, dass beide Größen einem stochastischen Trend unterliegen. Der OLS-Schätzer ist in diesem Fall verzerrt. Ferner besteht die Gefahr von Scheinregressionen bei der Verwendung von integrierten Variablen. Durch die Differenzenbildung werden die Variablen in trendstationäre Variablen transformiert und damit ist die beschriebene Problematik von nicht-stationären Zeitreihen behoben. Diese Problematik wurde bei Spengler (2004) offensichtlich nicht identifiziert. Insofern hat das hier dargestellte Modell 2 einen klaren methodischen Vorteil.



### **Modell 3:**

Das Modell 2 wird abgewandelt, indem nur noch Berufswechsler betrachtet werden. Dies erfolgt analog der Argumentation aus Schaffner und Spengler (2005, p. 15). Der ursprüngliche Vektor  $\Delta x_{ijt}$  wird durch den Vektor  $z_{ijt}$  ersetzt, da bei manchen Indikatoren tatsächlich nicht der Zustandswechsel, sondern ein Zustand an für sich von Relevanz ist.

$$\Delta \ln \omega_{ijt} = \alpha^{JC} \cdot \Delta p_{jt} + z_{ij} \cdot \gamma + \lambda_t + \Delta u_{ijt}$$

Daten gehen nur dann in das Modell ein, wenn ein Jobwechsel stattgefunden hat ( $j \neq j - 1$ ).

Wenn die individuelle Heterogenität berücksichtigt wird, sind die Auswirkungen des Risikos auf die Löhne geringer. Wenn zusätzlich diese Heterogenität „kontrolliert“ wird (nur Berufswechsler), ist die Auswirkung des Risikomaßes größer als wenn zeitliche Trendbewegungen innerhalb eines Berufsstatus zugelassen werden:

$$\alpha^{FD} < \alpha^{JC} < \alpha^{CS}.$$

## **Europäische Panelstudien**

### **Hintermann et al. (2010)**

Hintermann et al. argumentieren mit der unbeobachteten Heterogenität für die Verwendung von Paneldaten. Eine unbeobachtete Heterogenität tritt auf, wenn zwei Individuen mit identischen Eigenschaften unterschiedliche Ausprägungen in der zu erklärenden Variable haben. Im Fall der kompensatorischen



Lohndifferenziale ist dies der Fall, wenn zwei Arbeiter im gleichen Beruf und somit mit der gleichen Ausprägung in der Risikovariablen einen unterschiedlichen Lohn beziehen.

Ferner vermuten Hintermann et al. einen endogenen Charakter der Risikovariablen. Möglicherweise haben sowohl der Lohn als auch die Risikovariablen die gleichen Treiber. In diesem Fall korreliert die Risikovariablen mit dem Störterm in der Regressionsgleichung. Die Autoren schlagen vor, dies mit einer Schätzmethode für Mehrgleichungsmodelle (Zweistufige Methode der Kleinsten Quadrate, 2SLS) oder mit dem Instrumentenschätzer von Hausmann-Taylor zu lösen.

Die Verwendung der Ergebnisse von Hintermann et al. (2010) ist nicht völlig unproblematisch (vgl. ebd., Tab. 4). Die geschätzten Parameter sind im Falle der 2SLS- und Hausmann-Taylor Methode nahezu durchgängig nicht plausibel (negativer Einfluss des Risikos auf die Lohnvariable). Gleiches gilt für die Berücksichtigung von nicht-tödlichen Risiken. Lediglich bei den *Fixed Effect*- und *Random Effect*-Modellen sind die Vorzeichen plausibel (sofern die Berufszugehörigkeit durch *Dummy* Variablen berücksichtigt wird). Dies bewirkt aber unseres Erachtens wenig, da die geschätzten Parameter für die Risikovariablen ohnehin nicht signifikant sind.

Die Arbeit von Hintermann et al. (2010) illustriert unseres Erachtens damit ungewollt die Grenzen der Aussagekraft von systematischen Reviews, welche anhand konsistent angewendeter formaler Kriterien Studien ein- bzw. ausschließen.



### Guignet und Alberini (2015)<sup>32</sup>

Um zu den Schätzungen für das VSL zu gelangen, bedienen Guignet und Alberini (2015) sich dem *Discrete Choice*-Ansatz zur Präferenzenmessung. In einem Fragebogen mussten Probanden zwischen zwei Häusern entscheiden. Die Häuser unterscheiden sich dabei lediglich in ihrem Preis und dem Risiko aufgrund von Luftverschmutzungen tödlich zu erkranken. Die dem Modell zugrundeliegende Nutzenfunktion ist wie folgt spezifiziert:

$$V_j = \alpha \cdot \Delta R_j + \beta \cdot (y - [C_0 + \Delta C_j]) + \gamma \cdot g(z_0) + \epsilon_j$$

wobei:

$V_j$	Nutzen der Alternative j
$\Delta R_j$	Verringerung des Sterblichkeitsrisikos der Alternative j
$y$	Haushaltseinkommen
$C_0 + \Delta C_j$	Kosten des vorhandenen Hauses zusätzlich der Zusatzkosten bei Wahl der Alternative j
$z_0$	Vektor mit exogenen Variablen zu Gebäudedienstleistungen. Hierbei wird unterstellt, dass die Werte von dem gegenwärtig bewohnten Haus identisch sind mit den Werten der Alternative j.

Da die Nutzenfunktionen sowohl von individuellen Eigenschaften als auch von den Charakteristika der Alternativen abhängig sind, spricht man von bedingten Logit Modellen (*Conditional Logit Model*; vgl. Ronning, 1991). Bei zwei gegebenen Alternativen (j = A, B) wird die Person i die Alternative A bei der Entscheidungssituation t gegenüber B bevorzugen, falls der

---

<sup>32</sup> Guignet D, Alberini A. Can Property Values Capture Changes in Environmental Health Risks? Evidence from a Stated Preference Study in Italy and the United Kingdom. *Risk Analysis: An International Journal*. 2015; 35 (3): 501-517.



Nutzen der Alternative A größer als der Nutzen der Alternative B ist

( $V_{Ait} \geq V_{Bit}$ ):

$$\begin{aligned} \alpha \cdot \Delta R_{Ait} + \beta \cdot (y_i - [C_{0i} + \Delta C_{Ait}]) + \gamma \cdot g(z_{0i}) + \epsilon_{Ait} \\ \geq \alpha \cdot \Delta R_{Bit} + \beta \cdot (y_i - [C_{0i} + \Delta C_{Bit}]) + \gamma \cdot g(z_{0i}) \\ + \epsilon_{Bit} \end{aligned}$$

Durch Weglassen gemeinsamer Terme bleibt das Ergebnis unverändert:

$$\alpha \cdot \Delta R_{Ait} - \beta \cdot \Delta C_{Ait} + \epsilon_{Ait} \geq \alpha \cdot \Delta R_{Bit} - \beta \cdot \Delta C_{Bit} + \epsilon_{Bit}$$

Die Wahrscheinlichkeit die Alternative A in der Entscheidungssituation t zu treffen ist dann:

$$\pi_{Ait} = \frac{e^{\alpha \cdot \Delta R_{Ait} - \beta \cdot \Delta C_{Ait} + \epsilon_{Ait}}}{e^{\alpha \cdot \Delta R_{Ait} - \beta \cdot \Delta C_{Ait} + \epsilon_{Ait}} + e^{\alpha \cdot \Delta R_{Bit} - \beta \cdot \Delta C_{Bit} + \epsilon_{Bit}}}$$

Der geschätzte Parameter  $\hat{\alpha}$  gibt die Änderung des Nutzens an, wenn sich das Sterberisiko marginal verringert.

Analog hierzu gibt  $\hat{\beta}$  die Nutzenänderung bei einer marginalen Variation der Kosten für das Wohnen (und damit auch marginale Änderungen des verfügbaren Einkommens) an. Der Quotient aus den beiden Schätzkoeffizienten ergibt dann den VSL:

$$\widehat{VSL} = \frac{\hat{\alpha} \cdot 1.000}{\hat{\beta}}$$

Die Multiplikation mit 1.000 ist aufgrund der Angabe des Sterberisikos in pro 1.000 notwendig. Die in der Arbeit angegebenen VSL Werte lassen sich aufgrund nur wenig exakt angegebenen Parameterwerte nicht exakt nachvollziehen. So ist beispielsweise der Parameter  $\hat{\beta}$  für das Modell mit der italienischen Stichprobe mit  $-2E-5$  (Tabelle V) angegeben. Der Parameter  $\hat{\alpha}$  beträgt 0,1122. Damit erhält man als geschätzten VSL:

$$\widehat{VSL} = \frac{0,1122 \cdot 1.000}{0,00002} = 5.610.000$$



In der Arbeit angegeben ist ein VSL von 6.436.931 – ein nicht unerheblicher Unterschied, der sich lediglich durch die relativ ungenaue Angabe des Parameters  $\hat{\beta}$  erklären lässt. Mutmaßlich ist der geschätzte Parameter von 2E-05 das Ergebnis der Aufrundung des Schätzwertes 1,743E-05.

### **Bockarjova et al. (2012<sup>33</sup>)**

Auch in dieser Untersuchung wird ein *Discrete Choice*-Modell angewendet, wobei die Datenerhebung wie schon bei Guignet, Alberini (2015) über einen Fragebogen erfolgt. Der Risikofaktor ist in diesem Beitrag jedoch nicht die Luftverschmutzung, sondern die Gefahr einer Überschwemmung. Es wurden die Parameter für Nutzenfunktionen geschätzt. Die für die Ermittlung des VSL relevanten Parameter sind:

$\beta_{Pf}$  Der Einfluss der Variable „Wahrscheinlichkeit für einen tödlichen Unfall in Folge einer Überschwemmung“ ( $x_{Pf}$ ).

$\beta_T$  Der Einfluss einer Steuer, die zum Schutz von Überschwemmungen eingesetzt wird ( $x_t$ ).

Analog zu Guignet und Alberini (2015) wird der VSL über die Grenzrate der Substitution ermittelt:

$$VSL = \frac{\partial U / \partial x_{Pf}}{\partial U / \partial x_T} = \frac{\beta_{Pf}}{\beta_T}$$

Je nach Modelltyp (*short model* oder *extended model*, d.h. ohne bzw. mit dem Einfluss weiterer exogener Variablen) ergeben sich geschätzte VSL Werte zwischen € 6,835 Mio. (*short model*) und € 7,04 Mio. (*extended model*).

<sup>33</sup> Bockarjova M, Rietveld P, Verhoef E. *Composite valuation of immaterial damage in flooding. Value of statistical life, value of statistical evacuation and value of statistical injury*. Rotterdam. 2012



Hinweis: Dass es sich hier tatsächlich um Paneldaten handelt, ist nicht ohne weiteres nachzuvollziehen. Die Aussage „we have included a panel structure“ (p. 13) können wir nicht einordnen.

#### **Hinweis:**

Eine weitere Studie benennt Paneldaten als Quelle, ist aber nach unserer Analyse nicht den Panelstudien im von uns benutzten ökonomischen Sinn zuzuordnen:

#### [Gyrd-Hansen et al. \(2008<sup>34</sup>\)](#)

Nach unserer Analyse der Publikation handelt es hier um *keine* Paneldaten im ökonomischen Sinn, mithin bei dieser Zuordnung der Studie um eine Fehlspezifikation im Rahmen der systematischen Literaturrecherche. Sie wurde im Rahmen der Auswertungen folgerichtig zutreffend als „cross-sectional“ klassifiziert (vgl. Tab. 3).

Den Mitgliedern aus einem von TNS Gallup entwickelten Panel wurde ein Online-Fragebogen vorgelegt. Der VSL wurde direkt aus den Antworten im Fragebogen geschätzt. Eine nutzen-theoretische Betrachtung findet nicht statt. Die multiplen Regressionsanalysen dienen der Erklärung des VSL. Der VSL tritt bei diesen Analysen als abhängige Variable auf.

---

<sup>34</sup> Gyrd-Hansen D, Halvorsen PA, Kristiansen IS. Willingness-to-pay for a statistical life in the times of a pandemic. *Health Economics*. 2008; 17 (1): 55-66.



## Referenzen

1. Ackerman F, Heinzerling L. *Priceless. On Knowing the Price of Everything and the Value of Nothing*. New York, 2004: The New Press.
2. Adamowicz W, Boxall P, Williams M, Louviere J. Stated preference approaches for measuring passive use values: choice experiments and contingent valuation. *American Journal of Agricultural Economics*. 2002; 80: 64-75.
3. Alberini A, Chiabai A. *Urban Environmental Health and Sensitive Populations: How Much are the Italians Willing to Pay to Reduce Their Risks?* Milano: Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM). 2005; abrufbar unter:  
<http://www.econstor.eu/bitstream/10419/74101/1/NDL2005-105.pdf> [letzter Zugriff am 27. Januar 2016].
4. Alberini A, Hunt A, Markandya A. Willingness to Pay to Reduce Mortality Risks: Evidence from a Three-Country Contingent Valuation Study. *Environmental & Resource Economics*. 2006; 33(2): 251-264.
5. Alberini A, Rheinberger C, Leiter A, et al. What is the value of hazardous weather forecasts? Evidence from a survey of backcountry skiers. Milano: Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM). 2010; abrufbar unter:  
<http://www.econstor.eu/bitstream/10419/43452/1/640595413.pdf> [letzter Zugriff am 27. Januar 2016].
6. Alberini A, Scasny M. Context and the VSL. Evidence from a stated preference study in Italy and the Czech Republic. *Environmental & Resource Economics*. 2011; 49(4): 511-538.
7. Alberini A, Scasny M, Kohlova MB, Melichar J. The Value of a Statistical Life in the Czech Republic: Evidence from a Contingent Valuation Study. 2006; abrufbar unter:



- <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.312.4705&rep=rep1&type=pdf> [letzter Zugriff am 17. Februar 2016].
8. Alberini A, Tonin S, Turvani M, Chiabai A. Paying for permanence: Public preferences for contaminated site cleanup. *Journal of Risk & Uncertainty*. 2007; 34(2): 155-178.
  9. Andersson H. Consistency in preferences for road safety: An analysis of precautionary and stated behavior. *Research in Transportation Economics*. 2013, 43(1): 41-49.
  10. Andersson H, Lindberg G. Benevolence and the value of road safety. *Accident Analysis and prevention*. 2009; 41: 286-293.
  11. Baranzini A, Ferro-Luzzi G. The economic value of risks to life and health. Evidence from the Swiss labour market. Geneva: Univ. de Genève, Fac. des Sciences Économique et Sociales. 2001.
  12. Bateman I, Carson R, Day B, Hanemann M, Hanley N, Hett T, Jones-Lee M, Loomes G, Mourato S, Özdemiroglu E. *Economic Valuation with Stated Preference Techniques: A Manual*. Cheltenham: Edgar Elgar, 2002.
  13. Becker GS: Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*. 1962; 70(5): 9-49.
  14. Bellavance F, Dionne G, Lebeau M. The value of a statistical life: A meta-analysis with a mixed effects regression model. *Journal of Health Economics*. 2009; 28: 444-464.
  15. Bockarjova M, Rietveld P, Verhoef E. Composite valuation of immaterial damage in flooding. Value of statistical life, value of statistical evacuation and value of statistical injury. Rotterdam. 2012; abrufbar unter: <http://nbn-resolving.org/urn:NBN:nl:ui:31-1871/38491> [letzter Zugriff am 28. Januar 2016].



16. Bowland BJ, Beghin JC. Robust estimates of value of a statistical life for developing economies. *Journal of Policy Modeling*. 2001; 23: 385–396.
17. Breyer F, Zweifel P, Kifmann M. *Gesundheitsökonomik*. Verlag Springer Gabler, 6. Auflage, 2012.
18. Carlsson F, Daruvala D, Jaldell H. Value of Statistical Life and Cause of Accident: A Choice Experiment. *Risk Analysis: An International Journal*. 2010; 30 (6): 975-986.
19. Caro J, Nord E, Sibert U, McGuire A, McGregor M, Henry D, de Pouvourville G, Atella V, Kolominsky-Rabas P. The efficiency frontier approach to economic evaluation of health care interventions. *Health Economics*. 2010; 19: 1117-1127.
20. Carthy T, Chilton S, Covey J, et al. On the Contingent Valuation of Safety and the Safety of Contingent Valuation: Part 2 - The CV/SG "Chained" Approach. *Journal of Risk & Uncertainty*. 1999; 17(3): 187-214.
21. Chanel O, Luchini S. Monetary Values for Air Pollution Risk of Death: A Contingent Valuation Survey. HAL. 2008; abrufbar unter: <http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/27/27/76/PDF/2008-05.pdf> [letzter Zugriff am 17. Februar 2016].
22. Chanel O, Luchini S. Monetary values for risk of death from air pollution exposure. A context-dependent scenario with a control for intra-familial altruism. *Journal of Environmental Economics and Policy*. 2014; 3(1): 67-91.
23. Chilton S, Jones-Lee M, Kiraly F, et al. Dread risks. *Journal of Risk & Uncertainty*. 2006; 33(3): 165-182.
24. Claxton K, Martin S, Soares M. Methods for the estimation of the National Institute for Health and Care Excellence cost-effectiveness threshold. *Health Technology Assessment*. 2015; 19(14).



25. Cohen IG, Daniels N, Eyal N (eds). *Identified versus statistical lives. An interdisciplinary perspective*. Oxford: Oxford University Press, 2015.
26. Desaigues B, Rabl A, Ami D, et al. Monetary Value of a Life Expectancy Gain due to Reduced Air Pollution : Lessons from a Contingent Valuation in France. *Revue d'économie politique*. 2007, 117(5): 675-698.
27. De Blaeij A, Florax RJ, Rietveld P, Verhoef E. The value of statistical life in road safety: a meta-analysis. *Accident Analysis and Prevention*. 2003; 35: 973–986.
28. Dolan P, Shaw R, Tsuchiya A, Williams A: QALY maximisation and people's preferences: a methodological review of the literature. *Health Economics* 2005; 14 (2): 197-208.
29. Dupuit J: De la Mesure de l'Utilité des Travaux Publiques. *Annales des Ponts et Chaussées* 1844; 2: 8. Nachdruck in englischer Übersetzung: „On the measurement of the utility of public works“. *International Economic Papers* 1952; 2: 83-110.
30. Eichler HG, Kong SX, Gerth WV, et al. Use of cost-effectiveness analysis in health-care resource allocation decision-making: how are cost-effectiveness thresholds expected to emerge? *Value in Health*. 2004; 7(5): 518-528.
31. Farr W. The income and property tax. *Journal of the Statistical Society*. 1853; XVI: 1-44.
32. George B, Harris A, Mitchell A. Cost-effectiveness analysis and the consistency of decision making: evidence from pharmaceutical reimbursement in Australia (1991 to 1996). *Pharmacoeconomics*. 2001; 19 (11): 1103–1109.
33. Gold MR, Siegel JE, Russell BE, Weinstein MC. *Cost-Effectiveness in Health and Medicine*. Oxford University Press, Edition I. 1996.
34. Giergiczny W. Value of a statistical life. The case of Poland. *Environmental & Resource Economics*. 2008; 41(2): 209-221.



35. Greene, William H.: *Econometric Analysis*, 5th ed., Pearson, Upper Saddle River 2008.
36. Grocott R, Metcalfe S. PHARMAC's updated guidelines for cost-utility analyses, with new QALYs per \$1M metric. *New Zealand Medical Journal*. 2012; 125 (1358): 89-90.
37. Grosse SD. Assessing cost-effectiveness in healthcare: history of the 50,000 per quality-adjusted life-year decision rule. *Expert Review of Pharmacoeconomics & Outcomes Research*. 2008; 8(2): 165-178.
38. Guignet D, Alberini A. Can Property Values Capture Changes in Environmental Health Risks? Evidence from a Stated Preference Study in Italy and the United Kingdom. *Risk Analysis: An International Journal*. 2015; 35(3): 501-517.
39. Gyrd-Hansen D, Halvorsen PA, Kristiansen IS. Willingness-to-pay for a statistical life in the times of a pandemic. *Health Economics*. 2008; 17(1): 55-66.
40. Hicks, JR. *Value and capital: An inquiry into some fundamental principles of economic theory*. 1939; Clarendon Press.
41. Hintermann B, Alberini A, Markandya A. Estimating the value of safety with labour market data: are the results trustworthy? *Applied Economics*. 2010; 42 (9): 1085-1100.
42. Hirth RA, Chernew ME, Miller E, et al. Willingness to Pay for a Quality-adjusted Life Year: In Search of a Standard. *Medical Decision Making*. 2000; 20 (3): 332-342.
43. Hjalte K, Norinder A, Persson U, et al. Health-health analysis—an alternative method for economic appraisal of health policy and safety regulation: Some empirical Swedish estimates. *Accident Analysis & Prevention*. 2003; 35(1): 37.
44. Hoyos D. The state of the art of environmental valuation with discrete choice experiments. *Ecological Economics*. 2010; 69: 1595-1603.



45. Hultkrantz L, Lindberg G, Andersson C. The value of improved road safety. *Journal of Risk & Uncertainty*. 2006; 32(2): 151-170.
46. Institut für Qualität und Wirtschaftlichkeit im Gesundheitswesen (IQWiG): *Allgemeine Methoden zur Bewertung von Verhältnissen zwischen Nutzen und Kosten. Version 1.0 vom 12. 10. 2009*. Köln, 2009.
47. Institut für Qualität und Wirtschaftlichkeit im Gesundheitswesen (IQWiG): *Allgemeine Methoden. Version 4.2 vom 22. 04. 2015*. Köln, 2015.
48. Johannesson M, Meltzer D. Some reflections on cost-effectiveness analysis. *Health Economics* 1998; 7: 1-7.
49. Johannesson M, Johansson PO, O’Conor RM. The Value of Private Safety Versus the Value of Public Safety. *Journal of Risk & Uncertainty*. 1996; 13 (3): 263-275.
50. Johannesson M, Johansson PO, Löfgren, KG. On the Value of Changes in Life Expectancy: Blips Versus Parametric. *Journal of Risk & Uncertainty*. 1997; 15 (3): 221-239.
51. Jones-Lee MW, Hammerton M, Philips PR. The value of safety: Results of a national sample survey. *Economic Journal*. 1985; 95(377): 49-72.
52. Jones-Lee MW, Loomes G. Scale and Context Effects in the Valuation of Transport Safety, *Journal of Risk and Uncertainty*. 1995; 11(3): 183-203.
53. Jones-Lee MW, Loomes G, Philips PR. Valuing the Prevention of Non-fatal Road Injuries: Contingent Valuation vs. Standard Gambles. *Oxford Economic Papers*. 1995; 47(4): 676-95.
54. Kamlet MS. *The comparative benefits modeling project: a framework for cost-utility analysis of government health care programs*. Washington, DC, 1992: U.S. Department of Health and Human Services, Public Health Service.



55. Klonschinski A. *The Economics of Resource Allocation in Health Care: Cost-Utility, Social Value, and Fairness*. London, New York: Routledge, 2016.
56. Krüger NA, Svensson M. The impact of real options on willingness to pay for mortality risk reductions. *Journal of Health Economics*. 2009; 28 (3): 563-569.
57. Landefeld JS, Seskin EP. The economic value of life: linking theory to practice. *American Journal of Public Health*. 1982; 72 (6): 555-566.
58. Laupacis A, Feeny D, Detsky AS, Tugwell PX. How attractive does a new technology have to be to warrant adoption und utilization? Tentative guidelines for using clinical and economic evaluations. *Journal of the Canadian Medical Association*. 1992; 146(4): 473-481.
59. Leiter AM, Pruckner GJ. Proportionality of willingness to pay to small changes in risk. The impact of attitudinal factors in scope tests. Innsbruck: Univ. Innsbruck, Inst. für Finanzwissenschaften. 2007; abrufbar unter: <http://econpapers.repec.org/RePEc:inn:wpaper:2007-30> [letzter Zugriff am 17. Februar 2016].
60. Liu JT, Hammitt JK, Liu JL. Estimated hedonic wage function and value of a statistical life in a developing country. *Economics Letters*. 1997; 57(3): 353–358.
61. Louviere JJ, Flynn TN, Carson R. Discrete choice experiments are not conjoint analysis. *Journal of Choice Modelling*. 2010; 3 (3): 57-72.
62. Lübbe W. *Nonaggregationismus. Grundlagen der Allokationsethik*. Münster: Mentis 2015 (ethica, vol. 29).
63. Lübbe W. Economizing life and death. *Latin American Herald Tribune*, 2005; abrufbar unter: <http://lath.com> [letzter Zugriff am 30. Juni 2016].



64. Luce RD, Tukey JW. Simultaneous conjoint measurement: A new type of fundamental measurement. *Journal of Mathematical Psychology*. 1964; 1(1): 1-27.
65. Machina M, Viscusi WK. Handbook of the Economics of Risk and Uncertainty. 2014; 1: 1-850.
66. Marseille E, Larson B, Kazi DS, et al. Thresholds for the cost-effectiveness of interventions: alternative approaches. *Bulletin of the World Health Organization*. 2015; 93: 118-124.
67. Marshall A. *The Pure Theory of (Domestic) Values*. London: London School of Economics, 1879.
68. Mason H, Jones-Lee M, Donaldson C. Modelling the monetary value of a QALY: a new approach based on UK data. *Health Economics* 2009; 18: 933-950.
69. Massetti M, Aballéa A, Videau Y, Rémuzat C, Roïz J, Toumi M. A comparison of HAS & NICE guidelines for the economic evaluation of health technologies in the context of their respective national health care systems and cultural environments. *Journal of Market Access & Health Policy* 2015; 3: 24966.
70. McCabe C, Claxton K, Culyer AJ. The NICE cost-effectiveness threshold: what it is and what it means. *Pharmacoeconomics*. 2008; 26(9): 733-744.
71. Metcalfe S, Grocott R. Comments on "Simoen, S. Health economic assessment: a methodological primer. *Int. J. Environ. Res. Public Health* 2009, 6, 2950-2966 - New Zealand in fact has no cost-effectiveness threshold. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 2010; 7: 1831-1834.
72. Miller TR. Variations between countries in values of statistical life. *Journal of Transport Economics and Policy*. 2000; 34(2): 169-188.
73. Mishan EJ. Evaluation of life and limb: a theoretical approach. *Journal of Political Economy*. 1971; 79 (4): 687-705.



74. Mishan EJ. *Cost Benefit Analysis*. London, 1975 (fully re-written and enlarged second edition): George Allen & Unwin.
75. Mrozek JR, Taylor LO. What determines the value of a statistical life? A meta-analysis. *Journal of Policy Analysis and Management*. 2002; 21 (2): 253–270.
76. Mushkin SJ. Health as an investment. *Journal of Political Economy*. 1962; 70 (5): 129-157.
77. Neumann PJ, Weinstein MC. Legislation against the use of cost-effectiveness information. *New England Journal of Medicine*. 2010; 363: 1495-1497.
78. Neumann PJ, Cohen JT, Weinstein MC. Updating cost-effectiveness – the curious resilience of the \$50,000-per-QALY threshold. *New England Journal of Medicine*. 2014; 371 (9): 796-797.
79. NICE. *Guide to the methods of technology appraisal*. Abrufbar unter: <http://www.nice.org.uk/page.aspx?o=201974>. 2004. [Letzter Zugriff am 30. Juni 2016].
80. Nielsen JS. Empirical evidence from a Danish contingent valuation survey. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*. 2010; 148(1): 67-85.
81. Nord E. Beyond QALYs: Multi-criteria based estimation of maximum willingness to pay for new health technologies. *European Journal of Health Economics* (doi: 10.1007/s10198-017-0882-x) 2017.
82. O'Brien B, Gafni A. When do the 'dollars' make sense? Toward a conceptual framework for contingent valuation studies in health care. *Medical Decision Making*, 1996; 16 (3): 288-299.
83. Persson U, Norinder A, Hjalte K, et al. The Value of a Statistical Life in Transport: Findings from a New Contingent Valuation Study in Sweden. *Journal of Risk & Uncertainty*. 2001; 23(2): 121-134.



84. Petty W. *Political Arithmetic*. Printed for Robert Clavel, London: 1699.
85. Polat S. *Wage Compensation for Risk: The Case of Turkey*. Galatasaray Üniversitesi. 2013; abrufbar unter: <http://giam.gsu.edu.tr/wp-content/uploads/2014/07/WP-13-11.pdf> [letzter Zugriff am 17. Februar 2016].
86. Pritchard C. Overseas Approaches to Decision-Making. In: Towse A, Pritchard C, Devlin N, editors. *Cost Effectiveness Thresholds*. London: King's Fund. 2002; 56–68.
87. Rheinberger CM. Paying for safety: Preferences for mortality risk reductions on alpine roads. Milano: Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM). 2009; abrufbar unter: <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/53174/1/646021028.pdf> [letzter Zugriff am 10. Februar 2016].
88. Rice DP. *Estimating the Cost of Illness*. *Health Economics Series No. 6*. Washington, DC, 1966: US Government Printing Office, PHS Pub. No. 947-6.
89. Rice DP. Estimating the costs of illness. *American Journal of Public Health*. 1967; 57: 424-440.
90. Rice DP, Hodgson TA, Kopstein AN. The economic costs of illness: a replication and update. *Health Care Financing Review*. 1985; 102(1): 61-80.
91. Ronning G. *Mikroökonomie*. *Heidelberger Lehrtexte Wirtschaftswissenschaften*. Heidelberg: Springer 1991.
92. Rouwendal J, Blaeij A, Rietveld P, Verhoef E. The information content of a stated choice experiment: A new method and its application to the value of a statistical life. *Transportation Research: Part B*. 2010; 44(1): 136-151.
93. Ryen L, Svensson M. The willingness to pay for a quality adjusted life year: a review of the empirical literature. *Health Economics* 2015; 24: 1289-1301.



94. Sandy R, Elliott RF. Unions and Risk: Their Impact on the Level of Compensation for Fatal Risk. *Economica*. 1996; 63: 291-309.
95. Schaffner S, Spengler H. Der Einfluss unbeobachteter Heterogenität auf kompensatorische Lohndifferentiale und den Wert eines statistischen Lebens: eine mikroökonomische Parallelanalyse mit IABS und SOEP. DIW Berlin, Discussion Paper 539. 2005; abrufbar unter: [http://www.diw.de/sixcms/detail.php?id=diw\\_02.c.231683.de](http://www.diw.de/sixcms/detail.php?id=diw_02.c.231683.de) [letzter Zugriff am 17. Februar 2016].
96. Schelling TC. *The Life You Save May Be Your Own*. In Chase SB jr (ed.). *Problems in Public Expenditure Analysis*; 127-162. Washington, DC, 1968: The Brookings Institution.
97. Schlander M. *Health Technology Assessments by the National Institute for Health and Clinical Excellence (NICE): A Qualitative Study*. New York, NY, 2007: Springer.
98. Schlander M. Reference case. In: Kattan M, Cowen ME (eds.) *Encyclopedia of Medical Decision Making*. Thousand Oaks, CA, 2009: Sage.
99. Schlander M: *Kosteneffektivität und Ressourcenallokation: Gibt es einen normativen Anspruch der Gesundheitsökonomie?* In: Kick HA, Taupitz J (Hrsg.): *Gesundheitswesen zwischen Wirtschaftlichkeit und Menschlichkeit*. Münster: LIT-Verlag. 2005; 37-112.
100. Schlander M, Garattini S, Holm S, et al. Incremental cost per quality-adjusted life year gained? The need for alternative methods to evaluate medical interventions for ultra-rare disorders. *Journal of Comparative Effectiveness Research*. 2014; 3 (4): 399-422.
101. Schulenburg JMvd, Greiner W, Jost F, Klusen N, Kubin M, Leidl R, Mittendorf T, Rebscher H, Schöffski O, Vauth C, Volmer T, Wahler S, Wasem J, Weber C, et al. Deutsche Empfehlungen zur gesundheitsökonomischen Evaluation –



102. dritte und aktualisierte Fassung des Hannoveraner Konsens. *Gesundheitsökonomie & Qualitätsmanagement* 2007; 12: 285–290.
103. Smith A. *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*. 1776; Ed. by Edwin Cannan.
104. Spengler H. Kompensatorische Lohndifferenziale und der Wert eines statistischen Lebens in Deutschland. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research*. 2004; 37 (3): 269-305.
105. Spengler H, Schaffner S. Using Job Changes to Evaluate the Bias of the Value of a Statistical Life. Ruhr Economic Paper No. 14. 2007; abrufbar unter: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1012090](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1012090) [letzter Zugriff am 17. Februar 2016].
106. Strand J. Public- and private-good values of statistical lives. Økonomisk Institutt. 2001; abrufbar unter: <http://www.oekonomi.uio.no/memo/memopdf/memo3101.pdf> [letzter Zugriff am 14. Februar 2016].
107. Sund B. The value of a statistical life for out-of-hospital cardiac arrest victims. Handelshögskolan, Örebro Universitet. 2010; abrufbar unter: <http://www.oru.se/PageFiles/50107/WP%204%202010.pdf> [letzter Zugriff am 14. Februar 2016].
108. Svensson, M. Precautionary behavior and willingness to pay for a mortality risk reduction: Searching for the expected relationship. *Journal of Risk & Uncertainty*. 2009a; 39(1): 65-85.
109. Svensson, M. The value of a statistical life in Sweden: Estimates from two studies using the “Certainty Approach” calibration. *Accident Analysis & Prevention*. 2009b; 41(3): 430-437.
110. Thaler R, Rosen S. The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market. In N. E. Terleckyj (Ed.), *Household*





- <http://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL>. 2015. [Letzter Zugriff am 28. Mai 2016].
121. The World Bank. World Bank Open Data. GDP per capita (current LCU). Abrufbar unter: <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CN>. 2015. [Letzter Zugriff am 28. Mai 2016].
122. The World Bank. World Bank Open Data. Official exchange rate (LCU per USD, period average). Abrufbar unter: <http://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.FCRF>. 2015. [Letzter Zugriff am 28. Mai 2016].
123. The World Bank. World Bank Open Data. PPP Conversion Factor, GDP (LCU per USD). Abrufbar unter: <http://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.PPP>. 2015. [Letzter Zugriff am 28. Mai 2016].
124. World Health Organization (WHO). *WHO Commission on Macroeconomics and Health: Macroeconomics and health: investing in health for economic development*. Report of the Commission on Macroeconomics and Health. Geneva, 2002: World Health Organization.
125. World Health Organization (WHO). Global Health Observatory data repository. WHO Themes/ Life Tables by country. Abrufbar unter: <http://apps.who.int/gho/data/node.main.687?lang=en>. 2015. [Letzter Zugriff am 22. Mai 2016].
126. Zweifel P, Breyer F, Kifmann M. *Health Economics*. 2. Auflage. Berlin und Heidelberg, 2009: Springer.



## Anhang 1: Abkürzungsverzeichnis

BFS	Swiss Federal Statistical Office (Bundesamt für Statistik)
BHPS	British Household Panel Survey
BIP	Bruttoinlandsprodukt
CHF	Schweizer Franken
CPI	Consumer Price Index (VPI, Verbraucherpreisindex)
CVVM	Public Opinion for Research Centre
CZK	Tschechische Kronen
cs	cross-sectional (Querschnittsdaten)
EUR	Euro
GBP	Britische Pfund
IABS	Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung
KKP	Kaufkraftparität
KNB	Kosten-Nutzen-Bewertung
lg	longitudinal (Paneldaten)
NEEDS	New Energy Externalities Development for Sustainability
NLG	Niederländische Gulden
NOK	Norwegische Kronen
OLS	Ordinary Least Squares
PLN	Polnische Zloty
PPP	Purchasing Power Parity (KKP, Kaufkraftparität)
QALY	Quality-Adjusted Life Year
RP/JR	Revealed Preference/Job-Risk
RP/S	Revealed Preference/Non-Occupational Safety
RP/WR	Revealed Preference/Wage-Risk
SCELI	Social Change and Economic Life Initiative
SEK	Schwedische Kronen
SLFS	Swiss Labour Force Survey
SOEP	Sozioökonomisches Panel
SP/CV	Stated Preference/Contingent Valuation
SP/DCE	Stated Preference/Discrete Choice Experiment

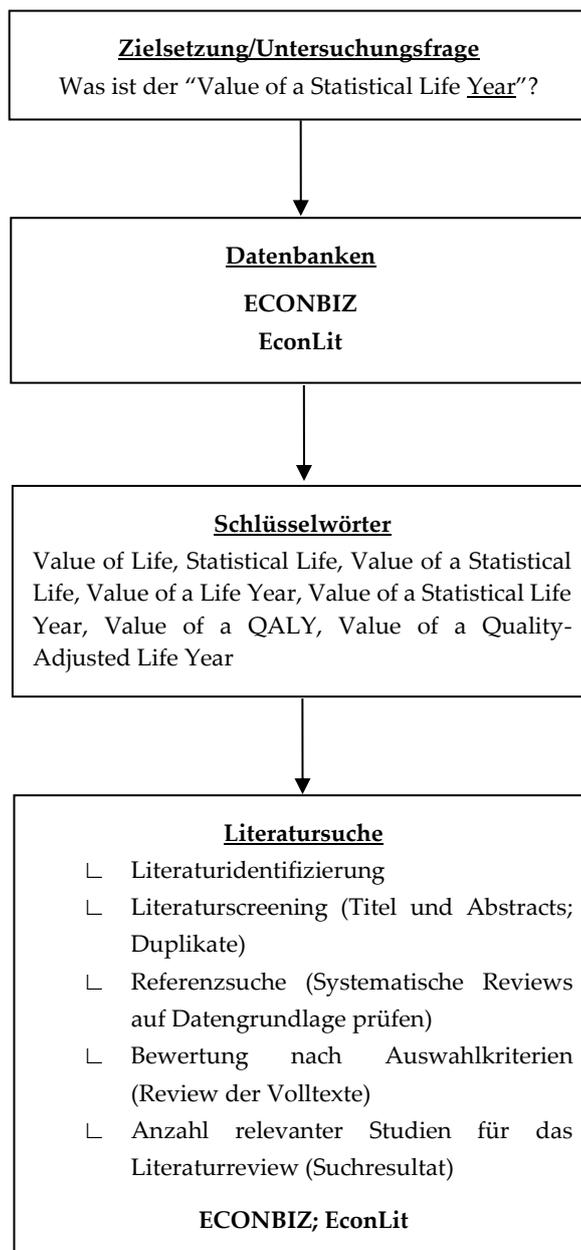


SWSS	Swiss National Accident Insurance Company
TNS-NIPO	Market Research Bureau of Netherlands
Tsd.	Tausend
USD	Amerikanischer Dollar
VPI	Verbraucherpreisindex
VSL	Value of a Statistical Life
VSLY	Value of a Statistical Life Year
WHO	World Health Organization
WTP	Willingness to Pay
WTP-Q	Willingness to Pay für ein QALY



## Anhang 2: Dokumentation der Literaturrecherche

### Suchstrategie





### *Geltungsbereich:*

**Sprache:** Englisch, Deutsch

**Zeitraum:** 20 Jahre (von 1995 bis 2015)

**Literatur:** Arbeits-/ Diskussionspapiere; publizierte, (peer-reviewed)  
Fachzeitschriften; staatliche/ nationale Quellen

### *Auswahlkriterien / Untersuchungskategorien:*

- (I) Relevante Studien enthalten mindestens eines der definierten Schlüsselwörter (im Titel oder Abstract); relevante Studien liegen im definierten Geltungsbereich (hinsichtlich Sprache, Zeitraum und Literaturspezifikationen)
- (II) Relevante Studien geben einen 'Value of a Statistical Life (Year)' an; unter Verwendung bestimmter Methoden/ Ansätze - Human Capital Approach, Stated Preferences/ Contingent Valuation OR Discrete Choice Experiments, Revealed Preferences
- (III) Referenzsuche - Studien/Daten, die in Reviews/Meta- Analysen identifiziert wurden und den Auswahlkriterien nach (I) und (II) entsprechen

### *Datenbanken / Datenextraktion:*

**Autor/Studie:** Name

**Jahr:** Publikation; Datenerhebung

**Land:** Name

**Methodik/Ansatz:** Human Capital Approach (HC); Willingness-to-pay (WTP): Stated Preferences - Contingent Valuation (CV); Revealed Preferences (RP) - Job/Wage-Risk Studies, Non-Occupational Safety, Andere; Kommentar

**Population:** Populationsbeschreibung

**Geschlecht:** Männlich, Weiblich; Männlich/relativer Anteil (*wenn kein Wert angegeben -n/a-, Annahme eines relativen Anteils von je 0.5*)

**Geschlechtsspezifischer VSL(Y):** 1 (ja); 0 (nein)

**Klassifizierung der Ethnie:** Kategorien (z.B. farbig; weiß)

**Berufsbezogene Klassifizierung:** Blue-collar (Arbeiter/in); white-collar (Angestellte/r); blue-/white-collar; Kommentar



**Alter:** Mittelwert (SA; Min; Max; Kommentar; *wenn kein Wert angegeben - n/a\Adult-, Annahme eines Mittels von 18 und 78*)

**Untersuchungsvariable:** Datenherkunft

**Untersuchungs-/Stichprobengröße:** Anzahl Studienteilnehmer (Mittel; Einzelwert; Gesamtwert; SA; Min; Max; Kommentar)

**Risikovariablen:** Datenherkunft

**Risikokategorie:** Differenz (z.B. Reduktion); Durchschnittswert

**Fatalitätsrisiko/Sterberisiko (10.000/p.a.):** Mittelwert (SA; Min; Max; Kommentar)

**Verwendete Währung/Jahr:** Währung; Jahr

**Durchschnittseinkommen:** Wert; Kommentar; Wert p.a.

### *[Berichtete] Daten(-ergebnisse):*

**Value of a Statistical Life (VSL):** [Berichteter] 'Value of a Statistical Life' (Mittel; Median; Einzelwert; SA; Min.; Max.; Kommentar – Definition von Min. und Max.)

**Value of a Statistical Life Year (VSLY):** [Berichteter] 'Value of a Statistical Life Year' (Mittel; Median; Einzelwert; SA; Min.; Max.; Kommentar – Definition von Min. und Max.)

### *Externe (Zusatz-)Daten:*

**(Rest-)Lebenserwartung:** Geschlecht; Altersgruppe; Jahr; Kommentar - *Verwendung WHO-Datenbank / 'Life Tables'*

**Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf:** Währung; Jahr; Wert; Kommentar - *Verwendung Weltbank- und OECD-Datenbank*

**Sterbewahrscheinlichkeit (je Alter):** Wert für Männer und Frauen; Jahr; Kommentar - *Verwendung WHO-Datenbank / 'Life Tables'*

### *Datenkalkulation:*

**BIP pro Kopf** (durch Verbraucherpreisindex inflationiert in lokale Währungseinheit 2014): Faktor (Datenerhebung; 2014); Wechselrate; Wert - *Verwendung Weltbank-Datenbank*



**BIP pro Kopf** (durch Kaufkraftparität konvertiert in int. Dollar 2014): Faktor;  
Wert - *Verwendung Weltbank-Datenbank*

**BIP pro Kopf** (durch Kaufkraftparität konvertiert in Euro 2014): Faktor; Wert -  
*Verwendung Weltbank-Datenbank*

### ***Berechnungsschritte - VSL/VSLY:***

***(Optionale) Rekonversion des VSL in lokale Währungseinheit:***  
Wechselkursrate; Jahr; Wert - *Verwendung Weltbank-Datenbank*

**SCHRITT 1:** Inflationierung der lokalen Währungseinheit in die Werte von  
2014 unter Verwendung des Verbraucherpreisindex (VPI) - *Verwendung*  
*Weltbank-Datenbank*

**SCHRITT 2:** Währungskonversion unter Verwendung der Kaufkraftparität  
(KKP), um lokale Währung in int. Dollar (2014) umzuwandeln - *Verwendung*  
*Weltbank- und OECD-Datenbank*

**SCHRITT 3:** Währungskonversion unter Verwendung der Kaufkraftparität  
(KKP), um int. Dollar (2014) in Euro (2014) umzuwandeln - *Verwendung*  
*Weltbank- und OECD-Datenbank*

**Value of a Statistical Life:** VSL in Euro 2014 (Mittel- ODER Einzelwert;  
Wertebereich; Kommentar)

***(Optional) SCHRITT 4: Konversion*** des 'VSL' in den 'VSLY', unter  
Verwendung der (Rest-)Lebenserwartung für Männer UND/ODER Frauen -  
*Verwendung WHO-Datenbank / 'Life Tables'*

**Diskontierungsfaktor 'r':** Verwendung unterschiedlicher Diskontierungs-  
faktoren - 0 bis 10% - zur Durchführung einer Sensitivitätsanalyse  
(abdiskontierte Werte)

**Value of a Statistical Life Year:** VSLY in Euro 2014 für Männer UND/ODER  
Frauen (un-/abdiskontiert; Werttyp), und relativer Anteil (Wert un-  
/abdiskontiert, Werttyp; Wertebereich für Mittelwert un-/abdiskontiert;  
Kommentar)

**Anmerkungen:** (Zusatz-) Informationen



## Suchalgorithmus

### 1. Literaturidentifizierung

- ↪ Suche mit vordefinierten Schlüsselwörtern in festgelegten Datenbanken unter Berücksichtigung der definierten Sprache, des Zeitraums und der Literaturspezifikationen – basierend auf dem vordefinierten Geltungsbereich:
  - ↪ Nicht-Berücksichtigung irrelevanter Studien; Berücksichtigung relevanter Studien für das Literaturscreening

*[Dokumentation der identifizierten Literatur / Suchresultate als PDF]*

### 2. Literaturscreening

- ↪ Screening der Titel und Abstracts mit vordefinierten Schlagworten:  
Nicht-Berücksichtigung von Studien, die kein Schlagwort im Titel ODER Abstract aufweisen; Berücksichtigung von Studien, die ein Schlüsselwort im Titel ODER Abstract aufweisen

*[Dokumentation der Suchresultate als PDF]*

- ↪ Prüfung durchsuchter Arbeiten nach Duplikaten:  
Entfernung von Duplikaten; Berücksichtigung geprüfter Studien

*[Übernahme der Suchresultate in ein Literaturverwaltungsprogramm (Citavi)]*

- ↪ Prüfung und Zuordnung der berücksichtigten Studien (Titel, Schlagwörter, Abstracts) in vordefinierte Kategorien (Review/Meta-Analyse; originäre Analyse/Methodenpapier; Kommentar; nicht zuordenbar):  
Berücksichtigung von originären Analysen/ Methodenpapieren; Ausschluss von Studien, die zu den anderen



Kategorien zählen (Verwendung der identifizierten Reviews/Meta-Analysen in 3. Referenzsuche)

*[Dokumentation des Screenings / der Suchresultate als PDF]*

### 3. Referenzsuche

- ↪ Suche und Identifizierung geeigneter Studien/Daten in systematischen Reviews/Meta-Analysen
- ↪ Prüfung identifizierter Studien unter Berücksichtigung der definierten Sprache, des Zeitraums und der Literaturspezifikationen – basierend auf dem vordefinierten Geltungsbereich (ausgenommen des definierten Zeitraums):
  - ↪ Berücksichtigung relevanter Studien für das Screening
- ↪ Prüfung identifizierter und gefilterter Studien nach Duplikaten:
  - ↪ Ausschluss von Duplikaten, Berücksichtigung relevanter Studien

*[Dokumentation identifizierter und gefilterter Literatur / Suchresultate als PDF]*

### 4. Bewertung nach Auswahlkriterien

- ↪ Untersuchung der Volltexte mit vordefinierten Auswahlkriterien/ Untersuchungskategorien:
  - ↪ Ausschluss von Studien, die die Auswahlkriterien/ Untersuchungskategorien nicht erfüllen; Berücksichtigung von Studien, die die Auswahlkriterien/Untersuchungskategorien erfüllen

*[Ablage der untersuchten Studien in Projektordner]*

### 5. Anzahl relevanter Studien für den Literaturreview

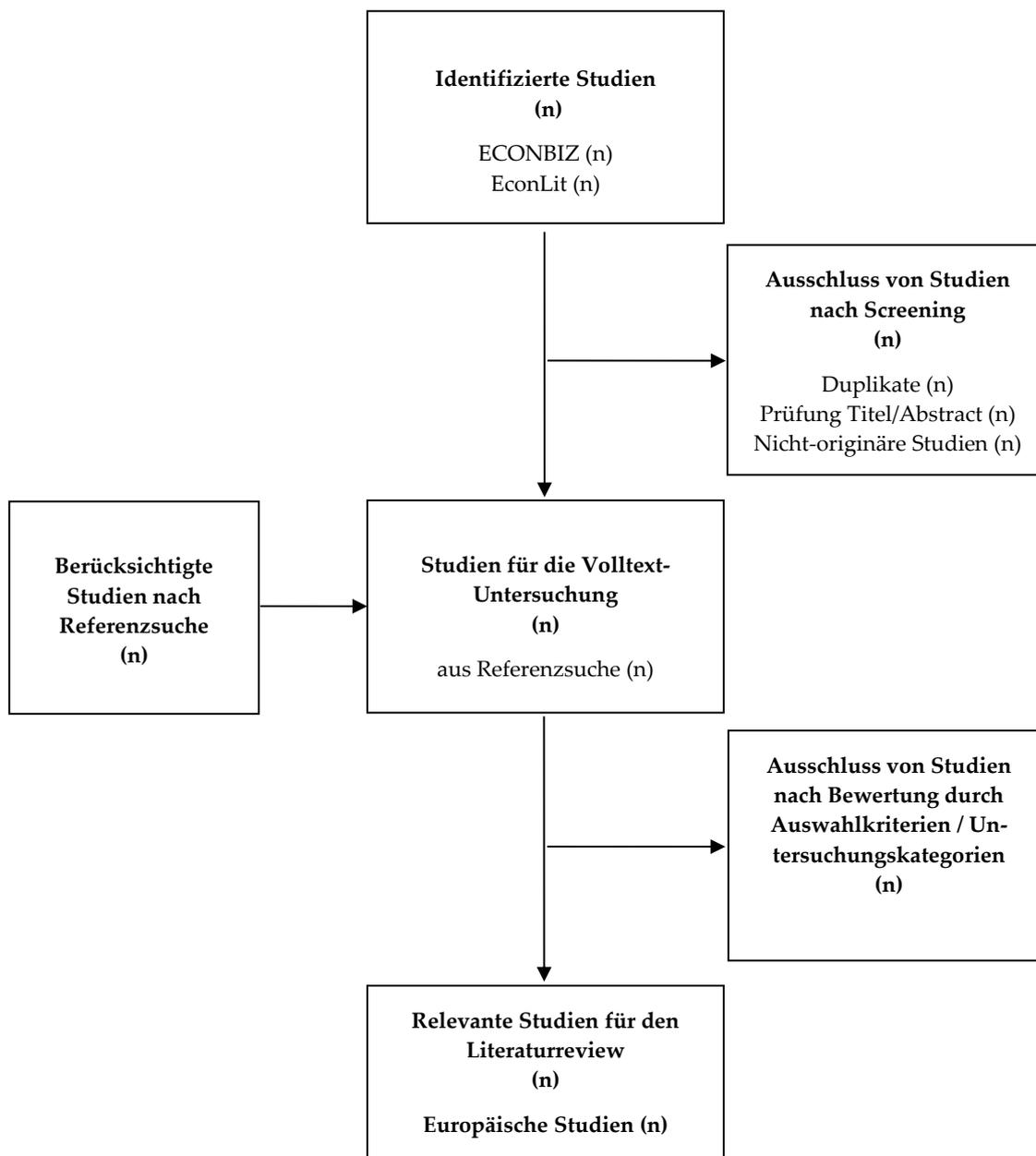
- ↪ Einbeziehung der Suchresultate in den Literaturreview

*[Dokumentation der Datenauswertung anhand eines Excel-Templates (beinhaltet extrahierte, berichtete und berechnete Daten)]*



## Ablaufdiagramm

[Vorlage]





## Externe (Zusatz-)Daten

[Quellen]

### ***Life Tables – Life Expectancy at age\*:***

Verwendung der Datenbank der Weltgesundheitsorganisation (WHO) – Lebenserwartung in bestimmter Altersgruppe;  
Global Health Observatory data repository – by category – Life Tables by Country

[Link: <http://apps.who.int/gho/data/node.main.687?lang=en>]

### ***Life Tables - Probability of dying between ages\*:***

(Sterbewahrscheinlichkeit zwischen dem Beginn einer Altersgruppe x und dem Beginn der nächsten Altersgruppe x+n, wobei n das Intervall der Altersgruppe darstellt)

Verwendung der Datenbank der Weltgesundheitsorganisation (WHO) – Sterbewahrscheinlichkeit in bestimmter Altersgruppe; Global Health Observatory data repository – by category – Life Tables by Country

[Link: <http://apps.who.int/gho/data/node.main.687?lang=en>]

### **Gross Domestic Product (GDP) per Capita:**

Verwendung der Weltbank-Datenbank – Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf in nominaler, lokaler Währungseinheit (*Current Local Currency Unit/LCU*) – Jahr der Datenerhebung verwenden

[Link: <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CN>]



## Datenkalkulation

### **Consumer Price Index (2010 = 100):**

Verwendung der Weltbank-Datenbank – Verbraucherpreisindex (VPI) – BIP pro Kopf in 2014 LCU inflationieren;  
CPI (Laspeyres Formula) – **GDP per Capita** inflated to 2014 LCU  
[Link: <http://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL>]

### **Power Purchasing Parity, GDP<sup>z</sup> (Conversion Factor):**

Verwendung der Weltbank-Datenbank – Kaufkraftparität (KKP), BIP pro Kopf (Konversionsfaktor) – **BIP pro Kopf** durch Verwendung von KKP in 2014 Dollar ODER Euro konvertieren; PPP Conversion Factor, GDP (LCU per international dollar) - **GDP per Capita** converted to 2014 Dollars OR Euros by using PPP (international dollar to Euro)  
[Link: <http://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.PPP>]

### **Exchange Rate (official; LCU per USD, period average):**

Verwendung der Weltbank-Datenbank – offizieller Wechselkurs – (Optionale) Rekonversion (des VSL) in lokale Währung – Jahr der Datenerhebung verwenden;  
(Optional) Reconversion (of VSL) to local currency – using year of reported currency  
[Link: <http://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.FCRF>]

### **Consumer Price Index (2010 = 100):**

Verwendung der Weltbank-Datenbank – Verbraucherpreisindex (Laspeyres-Fomrel) - BIP pro Kopf in 2014 LCU inflationieren;  
CPI (Laspeyres Formula) – **VSL** inflated to 2014 LCU  
[Link: <http://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL>]



### **Power Purchasing Parity, GDP\* (Conversion Factor):**

Verwendung der Weltbank-Datenbank – Kaufkraftparität, BIP pro Kopf (Konversionsfaktor) – **VSL** durch Verwendung von KKP in 2014 Dollar ODER Euro konvertieren;

PPP Conversion Factor, GDP (LCU per international dollar) – **VSL** converted to 2014 Dollars OR Euros by using PPP (international dollar to Euro)

[Link: <http://data.worldbank.org/indicator/PA.NUS.PPP>]

### **Residual Life Expectancy (life expectancy at age\*):**

Verwendung der Datenbank der Weltgesundheitsorganisation (WHO) – Restlebenserwartung in bestimmter Altersgruppe; Global Health Observatory data repository – by category – Life Tables by country

[Link: <http://apps.who.int/gho/data/node.main.687?lang=en>]

\* 'Life tables by country'-Daten liegen für die Jahre 1990, 2000, 2012 und 2013 vor. Das Jahr, welches den Untersuchungszeitraum am geeignetsten abbildet, wurde für die Datenextraktion wie nachfolgend verwendet (externe (Zusatz-) Daten):

1990 / bis (einschließlich) 1995

2000 / 1996 - 2005

2012 / 2006 - 2012

2013 / 2013 - 2015.

# Verwendung des KKP Konversionsfaktors – BIP (PPP Conversion Factor, GDP), der den BIP-Deflator anstatt des VPI (PPP Conversion Factor, Private Consumption) berücksichtigt.



## Formeldarstellung in Textform (Datenberechnung)

### **GDP per capita**

(CPI inflated to 2014 LCUs; World Bank Database; 2010 = 100)

Change Rate = (Factor (2014; LCU) / Factor (Data; LCU)) \* 100 - 100

Inflated Value = *Reported Value* \* (Change Rate \* 0,01 + 1)

### **GDP per capita**

(PPP converted to 2014 Dollar; World Bank Database)

Converted Value (\$) = Inflated Value \* (1 / Factor (2014; LCU per \$))

### **GDP per capita**

(PPP converted to 2014 Euros; World Bank Database)

Converted Value (€) = Converted Value (\$) \* Factor (2014; € per \$)

## ***Estimated VSL (in Tausend)***

(Optional) **Currency Reconversion to LCU**

(World Bank Database; LCU per \$)

Reconverted Value = *Reported VSL* \* Exchange Rate

### **STEP 1: Currency Inflation**

(CPI from World Bank Database; 2010 = 100)

Change Rate = (Factor (2014; LCU) / Factor (Data; LCU)) \* 100 - 100

Inflated Value = *Reported Value* \* (Change Rate \* 0,01 + 1)

### **STEP 2: Currency Conversion to Dollar**

(PPP from World Bank Database)

Converted Value (\$) = Inflated Value \* (1 / Factor (2014; LCU per \$))

### **STEP 3: Currency Conversion to Euro**

(PPP from World Bank Database; Mean OR Single Value)

Converted Value (€) = Converted Value (\$) \* Factor (2014; € per \$)

### **Value Range (Mittel)**

Value (min.; €) = (Converted Value (€) / *Reported VSL (Mean)*) \* *Reported VSL (min.)*

Value (max.; €) = (Converted Value (€) / *Reported VSL (Mean)*) \* *Reported VSL (max.)*



### ***Estimated VSLY (in Tausend, 2014 Euro)***

#### **Value for men (Männer)**

Undiscounted Value = Converted VSL (Mean, Single) / *Residual* Life Expectancy (men)

Discounted Value = (Converted VSL (Mean, Single) \* (1 + Discount Factor)<sup>(Residual Life Expectancy (men) - 1)</sup> \* Discount Factor) / (((1 + Discount Factor)<sup>Residual Life Expectancy (men)</sup> - 1)

#### **Value for women (Frauen)**

Undiscounted Value = Converted VSL (Mean, Single) / *Residual* Life Expectancy (women)

Discounted Value = (Converted VSL (Mean, Single) \* (1 + Discount Factor)<sup>(Residual Life Expectancy (women) - 1)</sup> \* Discount Factor) / (((1 + Discount Factor)<sup>Residual Life Expectancy (women)</sup> - 1)

#### **Value relative share sex (relativer Geschlechteranteil)**

Undiscounted Value = (*Undiscounted* VSLY (men) \* Male relative share) + (*Undiscounted* VSLY (women) \* (1 - Male relative share))

Discounted Value = (*Discounted* VSLY (men) \* Male relative share) + (*Discounted* VSLY (women) \* (1 - Male relative share))

#### **(Mittel) Value Range relative share sex (relativer Geschlechteranteil)**

##### Undiscounted

Value (min.) = (*Undiscounted* VSLY relative share / Converted VSL (mean)) \* Converted VSL (min.)

Value (max.) = (*Undiscounted* VSLY relative share / Converted VSL (mean)) \* Converted VSL (max.)

##### Discounted

Value (min.) = (*Discounted* VSLY relative share / Converted VSL (mean)) \* Converted VSL (min.)

Value (max.) = (*Discounted* VSLY relative share / Converted VSL (mean)) \* Converted VSL (max.)



### Anhang 3: VSL und VS LY - Herleitung und Konversion

Zukünftiger Gesamtwert einer konstanten Zahlung (hier: VS LY)  
von  $i = 1$  bis  $t$  (jeweils zu Beginn des Jahres):

$$F_t = a + a \cdot q + a \cdot q^2 + \dots + a \cdot q^{t-1} = \sum_{i=1}^t a \cdot q^{i-1}$$

F = zukünftiger Wert

q = Wachstumsfaktor =  $1 + r$ , wobei r die Diskontierungsrate ist

a = VS LY

t = Restlebenserwartung

Herleitung (unter der Annahme, dass  $r \neq 0$ ):

$$\begin{aligned} F_t - q \cdot F_t &= a + a \cdot q + a \cdot q^2 + \dots + a \cdot q^{t-1} - a \cdot q - a \cdot q^2 - \dots \\ &\quad - a \cdot q^t \\ (1 - q) \cdot F_t &= a \cdot (1 + q + q^2 + \dots + q^{t-1} - q - q^2 - \dots - q^t) \\ (1 - q) \cdot F_t &= a \cdot (1 - q^t) \end{aligned}$$

$$F_t = a \cdot \frac{1 - q^t}{1 - q}$$

Der zukünftige Wert **abdiskontiert** ergibt den VSL ( $P_t$ ):

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{F_t}{q^{t-1}} \\ P_t &= \frac{a \cdot (1 - q^t)}{q^{t-1} \cdot (1 - q)} \\ a &= \frac{P_t \cdot q^{t-1} \cdot (1 - q)}{1 - q^t} \end{aligned}$$

;  $r \neq 0$

Bei Verwendung der Notationen VSL, VS LY and r:

$$VS LY = \frac{VSL_{Alter} \cdot (1 + r)^{t-1} \cdot (1 - 1 - r)}{1 - (1 + r)^t}$$



$$VSLY = \frac{VSL_{Alter} \cdot (1+r)^{t-1} \cdot r}{(1+r)^t - 1} \quad ; r \neq 0$$

Der zukünftige Wert undiskontiert ergibt den VSL (SUMME von i = 1 bis t):

$$VSL = SUMME \left( \frac{VSLY}{(1+r)^i} \right)$$

$$VSL = SUMME (VSLY) = t \cdot VSLY \quad ; (1+r)^i = 1$$

Konversion in VSLY:

$$VSLY = \frac{VSL_{Alter}}{t} \quad ; r = 0$$



## Anhang 4: Box Plot-Grafiken

### Erläuterung zur Darstellungsweise im Dokument

Die Fühler des Box Plot stellen die Minimalwerte bzw. die Maximalwerte der Verteilung dar, sofern keine Ausreißer vorhanden sind. Wenige Ausreißer führen zu einer hohen Spannweite und würden somit die Fühler des Box Plot sehr stark strecken. Als Ausreißer sind Werte definiert, welche mehr als das 1,5-fache des Quartilsabstand (= 75% Quartil – 25% Quartil) von den Grenzen der Box entfernt sind. Existieren solche Ausreißer, werden die Fühler der Box auf eine Entfernung des 1,5-fache des Quartilsabstand von den Boxgrenzen beschränkt.

In den Grafiken sind die Ausreißer nicht gesondert abgebildet. Bei der Ermittlung der Werte der Box (Median, 1. und 3. Quartil) hingegen wurden alle Daten – auch die Werte der Ausreißer – berücksichtigt, da hier nicht der konkrete Wert eines Ausreißers von Interesse ist, sondern lediglich der Umstand, dass dieser Wert unterhalb bzw. oberhalb der Box liegt. Es ist für die Box unerheblich, wie weit der Wert außerhalb liegt. Mit anderen Worten: Die Berechnung des Median, des 1. und 3. Quartils läuft nicht über die Merkmalswerte, sondern über die Häufigkeiten.

### Formal:

Der Quartilsabstand ist definiert als:

$$D_Q = x_{0,75} - x_{0,25}$$

Falls  $x_{max} \leq x_{0,75} + 1,5 \cdot D_Q$ , so stellt der obere Fühler den Maximalwert der Verteilung dar, ansonsten ist der obere Fühler an der Stelle  $x_{0,75} + 1,5 \cdot D_Q$ .



Gilt umgekehrt für  $x_{min} \geq x_{0,25} - 1,5 \cdot D_Q$ , so stellt der untere Fühler den Minimalwert dar, ansonsten ist der untere Fühler an der Stelle  $x_{0,25} - 1,5 \cdot D_Q$ .

Gilt für den oberen Fühler  $x_{0,75} + 1,5 \cdot D_Q$  bzw. für den unteren Fühler  $x_{0,25} - 1,5 \cdot D_Q$ , so existieren Ausreißer, die nicht in der Grafik abgebildet sind.



© INNOVAL<sup>HC</sup> • Wiesbaden 2017  
ISBN 978 3 941609 32 7

Discussion Paper Series Editors:  
Michael Schlander and Oliver Schwarz

INNOVAL<sup>HC</sup>  
Institute for Innovation & Valuation in Health Care  
Institut für Innovation & Evaluation im Gesundheitswesen e.V.

Prof. Dr. Michael Schlander (Chairman)  
Prof. Dr. Oliver Schwarz (Vice Chairman)  
Prof. Dr. G.-Erik Trott (Vice Chairman)

Official Site: Luitpoldstraße 2-4 • D-63739 Aschaffenburg  
Registered at Vereinsregister Aschaffenburg VR 1371

Recognized as a not-for-profit organization by  
(als gemeinnützig anerkannt vom) Finanzamt Aschaffenburg

Office Address: An der Ringkirche 4 • D-65197 Wiesbaden (Germany)

[www.innoval-hc.com](http://www.innoval-hc.com)





**Working Paper**

**No. 34**

July 2017