

*Fragestellungen im Rahmen des Klimawandels sind gekennzeichnet durch eine Vielzahl von Unsicherheiten. Insbesondere beinhaltet die Quantifizierung von Klimarisiken im Rahmen probabilistischer Aussagen hohe Unsicherheiten hinsichtlich der Wahrscheinlichkeiten zukünftiger Entwicklungen (Szenarien). Wir stellen Methoden der Entscheidungstheorie unter verschiedenen Stufen von Unsicherheit vor und skizzieren mögliche Anwendungen im Kontext der Klimapolitik.*

# Verschiedene Unsicherheitsstufen

Methoden der Entscheidungstheorie  
im Rahmen der Klimapolitik  
Von Björn Fischbach, Antje Mahayni  
& Rüdiger Kiesel

Der gegenwärtige Klimawandel ist gekennzeichnet durch eine Vielzahl von Unsicherheiten. Neben den physischen Auswirkungen, zum Beispiel durch Stürme, Fluten, Dürren und Extremwetterereignisse, ergeben sich zahlreiche wirtschaftlich relevante Unsicherheiten durch politische, soziale und regulatorische Reaktionen.

Insbesondere beinhaltet die Quantifizierung von Klimarisiken im Rahmen probabilistischer Aussagen hohe Unsicherheiten hinsichtlich der Wahrscheinlichkeiten zukünftiger Entwicklungen (Szenarien).<sup>1</sup> Daher sind quantitative Ansätze in der akademischen und vor allem öffentlichen Diskussion hochgradig umstritten. Eine systematische Modellierung der verschiedenen Stufen der Unsicherheit fehlt bisher weitgehend.<sup>2</sup> In diesem Artikel

werden wir die systematische Unsicherheitsmodellierung an zwei Beispielen der Klimapolitik (sozialer Diskontierungsfaktor<sup>3</sup> und Emissionsvermeidung) diskutieren.

Ein Ansatzpunkt sind Modelle, welche eine realistische Beschreibung von Risikopräferenzen, Zeitpräferenzen und Ambiguitätsaversion berücksichtigen, und eine intertemporale Nutzenmaximierung gegenwärtiger und zukünftiger Generationen verfolgen. Insbesondere sollen in der Analyse die Auswirkungen von verschiedenen Annahmen über die dem Entscheidungsproblem zugrundeliegenden Präferenzen, die unter Umständen gegenteilige Effekte erzeugen können, berücksichtigt werden.<sup>4</sup>

Da die heutigen klimapolitischen Entscheidungen langfristige Auswirkungen besitzen, kommt der Diskontierung (Gewichtung) von weit in der Zukunft lie-



Antje Mahayni. Foto: Vladimir Unkovic

genden Konsequenzen eine besondere Bedeutung zu. So bezeichnet auch Nordhaus (2007) den sozialen Diskontierungsfaktor als die wichtigste Entscheidungsvariable im Rahmen klimapolitischer Vorschläge.<sup>5</sup> Stern (2007) nutzt einen Diskontierungsfaktor von 1,4 Prozent und erhält einen zehnmal höheren Carbon Preis im Vergleich zu Nordhaus (2008), der einen Diskontierungsfaktor von 5,5 Prozent vorschlägt.<sup>6</sup> Ein besonderer Fokus unserer Ausführungen widmet sich den Auswirkungen verschiedener Präferenzannahmen auf die Bestimmung des sozialen Diskontierungsfaktors.

### Grundlagen der Entscheidungstheorie

In diesem Abschnitt umreißen wir zunächst einige entscheidungstheoretischen Grundlagen. Wir beziehen uns auf Entscheidungsprobleme in einer Risikosituation, das heißt unter Kenntnis von objektiven oder subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen auf dem für die Problemstellung relevanten Zustandsraum.

Dabei nutzen wir das sogenannte Bernoulli-Prinzip, welches auf Daniel Bernoulli (1738) zurück geht und von John von Neumann und Oskar Morgenstern (1944) formalisiert wurde.<sup>7</sup> Es erfordert, dass für jeden Entscheidungsträger eine Nutzenfunktion  $u$  (utility function) existiert und dass verschiedene mögliche Aktionen aufgrund des zugehörigen erwarteten Nutzens  $E[u]$  (expected utility) beurteilt werden können. Die charakteristische Nutzenfunktion  $u$  wird auch als Bernoulli-Nutzen- oder Risikopräferenzfunktion bezeichnet. Nach dem Bernoulli-Prinzip maximiert ein Entscheidungsträger seinen erwarteten Nutzen. Er wählt also diejenige Alternative, die den höchsten erwarteten Nutzen liefert. Grundsätzliche Risikoeinstellungen wie Risikoaversion, Risikofreude und Risikoneutralität spiegeln sich in einer konkaven, konvexen, beziehungsweise linearen Nutzenfunktion wider.

Betrachten wir zwei Aktionen und bezeichnen ihre zufallsabhängigen Ergebnisse mit  $X_1$  und  $X_2$ . Die Zufallsvariablen  $X_1$  und  $X_2$  könnten etwa die Endwerte einer Investitionsmöglichkeit in Bezug auf einen bestimmten Investitionshorizont oder Konsummöglichkeiten repräsentieren. Ein Entscheidungsträger mit gegebener Nutzenfunktion  $u$  wird nun die erste Aktion vorziehen, falls gilt

$$E[u(X_1)] > E[u(X_2)].$$

Ein Investor wird als risikoavers bezeichnet, falls er den (sicheren) Erwartungswert einer Lotterie (Zufallsvariablen) der Lotterie selbst vorzieht. Zieht ein Investor hingegen das Lotteriespiel dem Erhalt des entsprechenden Erwartungswertes vor, so ist er risikofreudig. Ist der Investor indifferent zwischen der Lotterie selbst und ihrem Erwartungswert, so nennt man ihn risikoneutral.

Unter dem Sicherheitsäquivalent  $s$  einer Lotterie (einer Zufallsvariablen)  $X$  wird derjenige Betrag verstanden, dessen sicherer Erhalt als ebenso gut erachtet wird wie das Spielen der Lotterie selbst. Da der sichere Erhalt ( $s$  ist keine Zufallsvariable) den Erwartungswertoperator überflüssig macht, gilt  $E[u(s)] = u(s)$  und wir erhalten als Bestimmungsgleichung für das Sicherheitsäquivalent

$$u(s) = E[u(X)] \text{ bzw. } s = u^{-1}(E[u(X)]).$$

An dieser Stelle sind auch Kennzahlen zur Beschreibung der Risikoaversion bedeutsam. Betrachten wir zunächst das Arrow-Pratt-Maß  $ara(x)$  zur absoluten Risikoaversion:

$$ara(x) = -\frac{u''(x)}{u'(x)}.$$

Es gibt die absolute Risikoaversion an einer Stelle  $x$  an. In Bezug auf die Definition des Arrow-Pratt-Maßes ist anzumerken, dass ein geeignetes Maß für die Risikoaversion nicht nur auf der ersten Ableitung  $u'$  oder auf der zweiten Ableitung  $u''$  der Risikonutzenfunktion basieren kann.  $u' > 0$  bedeutet „mehr Geld ist besser“ und  $u'' < 0$  bedeutet abnehmenden Grenznutzen. Relative Risikoaversion ergibt sich durch die Multiplikation der absoluten Risikoaversion an der Stelle  $x$  mit dem Wert  $x$ .

$$rra(x) = -\frac{u''(x)x}{u'(x)}.$$

Besonders beliebte Klassen von Nutzenfunktionen basieren auf einer konstanten absoluten (relativen) Risikoaversion. In Kurzform werden diese Klassen mit *CARA* für eine konstante absolute Risikoaversion („constant absolute risk aversion“) und *CRRA* für eine konstante relative („constant relative risk aversion“) Risikoaversion bezeichnet. Im Vordergrund der folgenden Ausführungen stehen die *CRRA*-Nutzenfunktionen. Wir definieren eine *CRRA*-Nutzenfunktion  $u$  gemäß<sup>8</sup>

$$u(x) = \frac{x^{1-\gamma}}{1-\gamma} \text{ für } x > 0 \text{ und } \gamma > 0 (\neq 1).$$

$\gamma$  bezeichnet den konstanten Level der relativen Risikoaversion, auch Risikoaversionsparameter genannt. Je höher  $\gamma$ , desto stärker ist die Risikoaversion ausgeprägt.

Wie bereits einleitend beschrieben, ist es bei der Bewertung von klimapolitischen Maßnahmen unabdingbar, deren Auswirkungen auf mehrere Generationen zu betrachten.

Zusätzlich zu der oben beschriebenen Risikopräferenz bezüglich eines Zeitpunktes müssen somit auch intertemporale Effekte bzw. Risikoeinstellungen hinsichtlich des Konsums zu verschiedenen Zeitpunkt-

ten (sog. Konsumpfade) berücksichtigt werden. Eine intertemporale Risikoaversion lässt sich durch folgende Aussage charakterisieren: Ist der Entscheidungsträger indifferent zwischen zwei Konsumpfaden, so bevorzugt er diese gegenüber Konsumpfaden, die sich aus den gegebenen Konsumpfaden durch eine Lotterie (Mischung) an einem oder mehreren Zeitpunkten ergeben. Auch intertemporale Präferenzen können mittels Nutzenfunktionen formalisiert werden. Weitere Ausführungen hierzu erfolgen in Abschnitt „Rekursive Präferenzen in Klimamodellen“.

Schließlich kann eine Unsicherheit hinsichtlich der Wahrscheinlichkeitsverteilung bestehen, die zur Modellierung der Unsicherheit genutzt wird. Im Kontext von klimapolitischen Maßnahmen ist dies besonders offensichtlich und bedeutsam, da eine hohe Unsicherheit über die Wahrscheinlichkeiten besteht, mit denen sich die Konsequenzen aus diesen Maßnahmen manifestieren. Bereits Ellsberg hat in seiner Arbeit „Risk, ambiguity and the Savage axioms“ festgestellt, dass Entscheidungsträger häufig eine Aversion gegenüber Situationen besitzen, bei denen Unsicherheiten über die Wahrscheinlichkeiten bestehen, auch wenn diese ansonsten hinsichtlich der Wahrscheinlichkeiten der Gesamt-Konsequenzen vergleichbar sind.<sup>9</sup> Mit anderen Worten: Ein Ambiguitätsaverser Entscheidungsträger, der indifferent zwischen zwei Zufallsvariablen mit bekannter Wahrscheinlichkeitsverteilung ist, bevorzugt diese gegenüber jeglicher (zufällig gezogenen) Mischung aus diesen Zufallsvariablen. In unseren Ausführungen werden wir den sogenannten Smooth Ambiguity-Ansatz von Klibanoff et al. nutzen.<sup>10</sup> Dabei wird anstelle einer möglichen Wahrscheinlichkeitsverteilung eine parametrisierte Klasse von Wahrscheinlichkeitsverteilungen verwendet und die Unsicherheit über die wahre Wahrscheinlichkeitsverteilung durch eine weitere Wahrscheinlichkeitsverteilung auf dem Parameterraum modelliert. Auch in diesem Fall kann die Aversion hinsichtlich Ambiguität durch eine Nutzenfunktion (bzw. Ambiguitätsfunktion) beschrieben werden.<sup>11</sup> Wir werden diese Modellierung im Abschnitt „Ambiguität und Unsicherheit“ diskutieren.

### Ramsey-Gleichung und intertemporale Diskontierung

*Der soziale Diskontierungsfaktor und die Ramsey-Gleichung*

Die zentrale Fragestellung der intertemporalen Diskontierung bezieht sich auf die heutige Bewertung des Nutzens unterschiedlicher Konsum- und Investitionsentscheidungen zu verschiedenen Zeitpunkten. Insbesondere soll eine Vergleichbarkeit der Nutzenwerte, die sich auf unterschiedliche Zeitpunkte beziehen, erreicht werden. Auf der einen Seite sind heutige Investitionen in

Maßnahmen zur Emissionsreduzierung mit Kosten verbunden, die den Konsum und die Investitionen in andere Wirtschaftssparten verringern. Andererseits hat weiterer Emissionsausstoß möglicherweise zur Folge, dass steigende Klimaschäden zu zukünftigen Kosten führen.

Wie bereits zu Beginn erwähnt, besitzt die Wahl des richtigen Diskontierungsfaktors eine zentrale Bedeutung für die Entscheidungsfindung. In der Finanzierungs- und Investitionstheorie wird üblicherweise auf einen „risikolosen Zinssatz“ zurückgegriffen, der sich aus Marktkonditionen ableiten lässt. Diese Herangehensweise ist in Bezug auf Klimapolitik insbesondere aus zwei Gründen problematisch. Zum einen sind die Konsequenzen von heutigen Aktionen mit großen Unsicherheiten verbunden. Zum anderen beträgt die Zeitspanne zwischen Ursache und Auswirkung Generationen. Die Verwendung eines eher auf kurzfristigeren Effekten beruhenden Marktinzinses ist somit kritisch anzusehen, so dass eine alternative Herangehensweise in Betracht gezogen werden muss.

Um die intertemporale Verteilung des Konsums zwischen heute und der Zukunft zu vergleichen, bedienen wir uns der Ramsey-Gleichung.<sup>12</sup> Hierbei wird die Diskontierungsrate durch mehrere Faktoren charakterisiert, die im Folgenden näher erläutert werden.

Eine entscheidende Rolle spielt dabei die *reine Zeitpräferenz*. Üblicherweise wird angenommen, dass der Entscheidungsträger heutigen Konsum dem zukünftigen Konsum vorzieht. Hierbei spricht man von Kurzsichtigkeit beziehungsweise „Ungeduld“. Je weiter der betrachtete Konsum in der Zukunft liegt, desto niedriger wird er gewichtet. Rein bedeutet in diesem Zusammenhang, dass die Präferenz unabhängig von der Risikoeinschätzung vorgenommen wird.

Ein weiterer Faktor ist die *wachstumsbedingte Zeitpräferenz*. Im Allgemeinen wird eine positive Wachstumsrate unterstellt. Dies impliziert, dass in der Zukunft mehr Konsum zur Verfügung steht als heute. Folglich wird heutiger Konsum gegenüber zukünftigem Konsum präferiert, da von einer „reicheren“ Zukunft ausgegangen wird.

Ein weiterer Bestandteil ist die Unsicherheit. Offensichtlich muss die Frage berücksichtigt werden, wie sicher wir sind, dass uns der zukünftige Konsum wirklich zur Verfügung steht. Je weiter der Konsum in der Zukunft liegt, desto größer ist die hiermit verbundene Unsicherheit und desto geringer ist dessen Wert, wenn wir ihn mit heutigem Konsum vergleichen.

Jede der oben genannten Komponenten besitzt einen Einfluss auf die Diskontierung des Nutzens von zukünftigem Konsum. Zur Herleitung des Diskontierungsfaktors betrachten wir ein Zwei-Perioden Modell mit den Zeitpunkten  $t=1,2$ . In jeder Periode steht der Konsum  $c_1$  bzw.  $c_2$  zur Verfügung. Zudem besteht die Möglichkeit, einen (kleinen) Anteil  $\varepsilon$  in Periode 1 zu investieren, um einen sicheren Ertrag  $\varepsilon e^r$  in Periode 2<sup>13</sup> zu erzielen, der

den Gesamtnutzen unverändert lässt. Jeder mögliche Konsumpfad liefert einen Nutzen, der durch eine additive Nutzenfunktion  $U(c_1, c_2)^{14}$  dargestellt wird. Es ist also

$$U(c_1, c_2) = u(c_1) + e^{-\delta} u(c_2)$$

Der Parameter  $\delta$  spiegelt dabei die reine Zeitpräferenz wieder, da wir heutigen Konsum gegenüber späterem Konsum vorziehen, weil wir „ungeduldig“ sind. Des Weiteren wird angenommen, dass die eindimensionale Nutzenfunktion steigend und konkav ist ( $u'(c) > 0$  und  $u''(c) < 0$ ). Das bedeutet, höherer Konsum führt zu höherem Nutzen, gleichzeitig ist der Grenznutzen abnehmend.

Wird in  $t=1$  ein kleiner Anteil  $\varepsilon$  investiert, um in Periode 2 den sicheren Ertrag  $\varepsilon e^r$  zu erhalten, so ergibt sich die Nutzenänderung  $\Delta U$  zu

$$\Delta U = -\varepsilon \frac{\partial U(c_1, c_2)}{\partial c_1} + \varepsilon e^r \frac{\partial U(c_1, c_2)}{\partial c_2}$$

In der Grenzbetrachtung soll sich keine Nutzenänderung ergeben. Wird  $\Delta U=0$  gesetzt, so folgt

$$e^r = e^{\delta} \frac{u'(c_1)}{u'(c_2)} \quad (1)$$

Diese Gleichung wird auch als Euler-Gleichung des Konsums bezeichnet. Sie beschreibt die optimale intertemporale Konsumallokation eines nutzenmaximierenden Haushalts. Die soziale Diskontierungsrate kann nun aus der Euler-Gleichung des Konsums hergeleitet werden:

$$r = \delta + \log \left( \frac{u'(c_1)}{u'(c_2)} \right) \quad (2)$$

Diese Rate charakterisiert den sicheren marginalen Trade-Off zwischen der Zukunft  $dc_2$  und der Gegenwart  $dc_1$ , welcher den Gesamtnutzen unverändert lässt.

Auch die Wachstumsrate der Ökonomie<sup>15</sup> lässt sich in dieser Schreibweise darstellen:

$$g = \log \left( \frac{c_2}{c_1} \right) \quad (3)$$

Wird für die Funktion  $u(c)$  eine CRRA-Nutzenfunktion<sup>16</sup> mit

$$u(c) = \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

unterstellt, so ergibt sich zusammen mit Gleichung (1)

$$e^r = \frac{c_1^{-\gamma}}{e^{-\delta} c_2^{-\gamma}} \quad (4)$$

Benutzen wir die Wachstumsrate der Ökonomie in Gleichung (2), so ergibt sich für den Diskontierungsfaktor die Ramsey-Gleichung

$$r = \delta + \gamma g \quad (5)$$

Die Ramsey-Gleichung separiert den Diskontierungsfaktor  $r$  in zwei Komponenten, von denen die erste die reine Zeitpräferenzrate  $\delta$  darstellt. Je größer  $\delta$  gewählt wird, desto wichtiger ist heutiger Konsum im Gegensatz zu späteren. Dem zu Folge steigt auch der Diskontierungsfaktor  $r$ . Ein höherer Diskontierungsfaktor bedeutet, dass zukünftige Zahlungsströme einen gegenwärtig geringeren Wert besitzen. Gerade in Bezug auf Klimapolitik wird in der Literatur eine kontroverse Diskussion geführt, welcher Wert dem Parameter  $\delta$  zugeordnet werden soll. Hierbei stehen sich der Utilitarismus und die normative Sichtweise gegenüber. In der Tradition der Utilitaristen ist es unethisch, zukünftige Generationen zu bestrafen, nur weil sie zu einem anderen Zeitpunkt leben. Sie plädieren daher für  $\delta=0$ . Im Gegensatz hierzu argumentiert die normative Position, dass die relative Ethik der Akteure eine wichtigere Rolle spielt und dementsprechend ein Wert  $\delta > 0$  angemessen ist. In der Literatur findet man Werte zwischen 0,8 und 2.<sup>17</sup>

Die zweite Komponente der Ramsey-Gleichung ergibt sich aus dem Produkt der Wachstumsrate und dem Level der relativen Risikoaversion. Je größer die Wachstumsrate  $g$  ist, desto mehr Konsum steht uns in der nächsten Periode zur Verfügung. Dies bedeutet gleichzeitig, dass wenig Interesse darin besteht, auf heutigen Konsum zu verzichten, um in der Zukunft davon zu profitieren. Dies schlägt sich ebenfalls in einem höheren Diskontierungsfaktor nieder. In der Literatur wird dazu häufig die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Verbrauchs herangezogen. Betrachtet man die verschiedenen Studien von Freeman & Groom (2016),<sup>18</sup> so bewegt sich die Wachstumsrate zwischen 1 und 2,3 Prozent.

Der Parameter  $\gamma$  spielt sowohl in der Ramsey-Gleichung, als auch in unserer Nutzenfunktion eine Rolle. In der Nutzenfunktion spiegelt  $\gamma$  die relative Risikoaversion wieder. Andererseits hat  $\gamma$  Einfluss auf die Diskontierungsrate  $r$  und damit auf die intertemporale Verteilung des Konsums. Die Abhängigkeit von  $\gamma$  hat zur Folge, dass durch die Wahl der CRRA-Nutzenfunktion nur zwei unterschiedliche Fälle abgebildet werden können. Zum einen bedeutet ein niedriges  $\gamma$  eine gewisse Bereitschaft, Risiko einzugehen (niedrige Risikoaversion) und gleichzeitig eine höhere Bereitschaft heutigen Konsum in die Zukunft zu verschieben (niedriger Diskontierungsfaktor). Andererseits bedeutet ein hohes  $\gamma$  eine hohe Risikoaversion und gleichzeitig wenig Bereitschaft, auf heutigen Konsum zu verzichten. Durch die CRRA-Nutzenfunktion ist es nicht möglich, eine Kombination aus starker Risikoaversion und hoher Zukunftsorientierung abzubilden. Daher ist im Rahmen der Klimapolitik ein Modell, das nur auf einer CRRA-Nutzenfunktion basiert, ungeeignet. Benötigt wird eine flexiblere Parame-

trisierung, die eine Trennung von Risikopräferenzen und der Präferenz zur zeitlichen Substitution von Konsum erlaubt. Wir werden eine geeignete Erweiterung des Modells im Abschnitt „Rekursive Präferenzen in Klimamodellen“ vorstellen.

### Unsicheres Wachstum

Zu Beginn des Kapitels wurde die Bedeutung des Diskontierungsfaktors  $r$  herausgestellt und es erfolgte eine Motivation der Ramsey-Gleichung ( $r = \delta + \gamma g$ ). Der Diskontierungsfaktor hängt somit insbesondere von den Annahmen über die Wachstumsrate  $g$  ab. Betrachtet man die historische Entwicklung der Wirtschaft und das hiermit verbundene Wachstum, so wird deutlich, dass auch dieser Parameter mit Schwankungen verbunden ist, sei es durch wirtschaftliche Schocks oder politische Risiken. Die Unterstellung einer konstanten Wachstumsrate erscheint somit zweifelhaft, so dass in der Modellierung ein stochastisches Wachstum zu berücksichtigen ist.

Die Nutzenfunktion beinhaltet nun ein zufälliges Element, da unser Konsum in Periode 2 nicht mehr mit einer bekannten Rate  $g$  wächst, sondern mit einer zufälligen Rate  $\tilde{g}$ , deren Erwartungswert mit  $g$  notiert wird. Wird nun der Konsum der zweiten Periode gemäß der klassischen Erwartungsnutzentheorie mit dem Erwartungsnutzen bewertet, so ergibt sich:

$$U(c_1, c_2) = u(c_1) + e^{-\delta} E[u(c_2)] \quad (6)$$

Die Funktion  $U$  lieferte im ersten Abschnitt Gleichung (4). Analoge Überlegungen führen nun zu

$$e^r = e^{\delta} \cdot \frac{u'(c_1)}{E[u'(c_2)]} \Leftrightarrow r = \delta - \log \frac{E[u'(c_2)]}{u'(c_1)} \quad (7)$$

Wird der Spezialfall betrachtet, dass der Konsum der zweiten Periode sich zu  $c_2 = c_1 e^{\tilde{g}}$  ergibt und  $\tilde{g}$  normalverteilt mit endlichem Erwartungswert  $g$  und Varianz  $\sigma^2$  angenommen,<sup>19</sup> dann gilt für eine Funktion  $v(\tilde{g}) = -e^{-A\tilde{g}}$  mit ACR:

$$E[v(\tilde{g})] = -\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int e^{-As} e^{-\frac{(s-g)^2}{2\sigma^2}} ds$$

Durch Umschreiben des Integrals ergibt sich

$$E[v(\tilde{g})] = -e^{-A(g - A\sigma^2)} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int e^{-\frac{(s - (g - A\sigma^2))^2}{2\sigma^2}} ds$$

Die Funktion

$$f(s) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(s - (g - A\sigma^2))^2}{2\sigma^2}\right)$$

beschreibt die Dichte einer normalverteilten Zufallsvariable mit Erwartungswert  $g - A\sigma^2$  und Varianz  $\sigma^2$ . Das Integral über der Dichtefunktion besitzt somit den Wert 1 und der obige Ausdruck vereinfacht sich zu

$$E[v(\tilde{g})] = -e^{-A(g - \frac{1}{2}A\sigma^2)} = v\left(g - \frac{1}{2}A\sigma^2\right)$$

beziehungsweise

$$E[e^{-A\tilde{g}}] = e^{-A(g - \frac{1}{2}A\sigma^2)} \quad (8)$$

Unter Ausnutzung von Gleichung (8) ergibt sich eine Erweiterung der Ramsey-Gleichung. In Bezug auf eine CRRA-Nutzenfunktion mit der Ableitung  $u'(c) = c^{-\gamma}$  folgt

$$r = \delta - \log \frac{E[u'(c_2)]}{u'(c_1)} = \delta - \log \frac{E[e^{-\tilde{g}\gamma} c_1^{-\gamma}]}{c_1^{-\gamma}} = \delta - \log(E[e^{-\tilde{g}\gamma}]) \quad (9)$$

und weiter mit Gleichung (8) und  $A = \gamma$

$$r = \delta - \log(E[e^{-\tilde{g}\gamma}]) = \delta - \log(e^{-\gamma(g - 0,5\gamma\sigma^2)}) = \delta + \gamma g - 0,5\gamma^2 \sigma^2 \quad (10)$$

Die Unsicherheit über den richtigen Diskontierungsfaktor wird hierbei durch die Unsicherheit in der Wachstumsrate widerspiegelt. Als Maß für die Unsicherheit einer Zufallsvariable dient die Varianz. Je größer die Varianz, desto größer ist die Unsicherheit. Die obige Erweiterung der Ramsey-Gleichung stellt einen Zusammenhang zwischen der Unsicherheit beziehungsweise der Varianz und dem Diskontierungsfaktor dar. Je größer die Varianz  $\sigma^2$  ist, desto geringer fällt der Diskontierungsfaktor aus. Die Bereitschaft, zu Gunsten zukünftigen Konsums auf heutigen zu verzichten, wächst mit steigender Varianz.

### Rekursive Präferenzen in Klimamodellen

#### Ramsey-Modell mit intertemporaler Risikoaversion

Im vorherigen Abschnitt wurde deutlich, dass eine reine Anwendung von additiven CRRA-Nutzenfunktionen nicht die Möglichkeit beinhaltet, zwischen Risiko und Zeitpräferenzen zu unterscheiden. Eine Separierung dieser Einflussfaktoren besitzt jedoch in Bezug auf klimapolitische Entscheidungen eine besondere Relevanz. Um Risikoaversion und die Aversion gegen die intertemporale Variation im Konsum zu trennen, wird im Folgenden die Nutzenfunktion (6) mittels einer streng monoton wachsenden und konkaven Funktion  $f$  transformiert. In Bezug auf die Bewertung von heutigem und zukünftigen Konsum wird unterstellt, dass

$$U(c_1, c_2) = u(c_1) + e^{-\delta} f^{-1} E[f(u(c_2))] \quad (11)$$

$u$  bezeichnet analog zum vorherigen Kapitel die Nutzenfunktion eines bestimmten Konsums und die Konkavität von  $u$  beschreibt die Aversion gegen intertemporale Variation im Konsum. Die Konkavität von  $f$  hingegen bestimmt die Aversion gegen Nutzenverluste und -gewinne. Im Standardmodell wird unterstellt, dass

$$f(z) = ((1-\gamma)z)^{\frac{1-\rho}{1-\gamma}} \quad (12)$$

Hierbei kann  $\rho$  als eine Maßzahl für die relative Risikoaversion angesehen werden. Traeger (2014) definiert die relative intertemporale Risikoaversion  $rira(z)$  wie folgt

$$rira(z) = -\frac{f''(z)}{f'(z)}|z| = \begin{cases} 1 - \frac{1-\rho}{1-\gamma} & \gamma < 1, \\ \frac{1-\rho}{1-\gamma} - 1 & \gamma > 1. \end{cases} \quad (13)$$

Analoge Überlegungen zu denjenigen im Rahmen von Gleichung (9) liefert nachfolgende Erweiterung der Gleichung (10):

$$r = \delta + \gamma g - \gamma^2 \frac{\sigma^2}{2} - rira|1 - \gamma^2| \frac{\sigma^2}{2}. \quad (14)$$

Entscheidungsträger werden somit unter Berücksichtigung einer Unsicherheit über die Wachstumsrate und bei Unterstellung einer positiven intertemporalen Risikoaversion ( $rira > 0$ ) den zukünftigen Konsum mit einer niedrigeren Rate diskontieren. Entsprechenderweise ist ein intertemporal risikoaverser Entscheidungsträger bereit, bereits in Projekte mit einer niedrigeren Ertragsrate zu investieren. Im Rahmen der Klimapolitik bedeutet dies, dass der Nutzen zukünftigen Konsums weniger stark diskontiert und damit im Vergleich zu gegenwärtigem Konsum höher gewichtet wird.

#### Ein einfaches klimapolitisches Modell

Im vorhergehenden Abschnitt wurde der Konsum  $c_t$  und  $c_2$  für die beide Perioden  $t=1,2$  als deterministisch angenommen und war daher im Vorfeld bekannt. In einem erweiterten Modell<sup>20</sup> wird nun der Konsum in die zwei Teile,  $y_t$  und  $e_t$  unterteilt. Während die Variable  $y_t$  einen exogenen Wert abbildet, ist  $e_t$  eine endogene Kontrollvariable, die bei unserer Betrachtung die  $CO_2$  Emissionen in Periode  $t$  repräsentiert. Für den Konsum in Periode 1 gilt daher

$$c_1 = y_1 + e_1.$$

Wir bezeichnen den Anfangsbestand an Schadstoffen in der Atmosphäre mit  $m_0$ . Bei dem Übergang von einer Periode zur nächsten verbleibt ein Anteil  $q$  (mit  $0 < q < 1$ ) der Schadstoffe in der Atmosphäre. Zusätzlich erhöht

sich die Verschmutzung durch die getätigten Emissionen. Wir erhalten für die Schadstoffbelastung die Gleichung  $m_t = qm_{(t-1)} + e_t$  für  $t=1,2$ . Durch den getätigten Konsum in Periode 1 und die damit verbundenen Emissionen verringert sich der Konsum in Periode 2 durch Klimaschäden um  $D(\tilde{x}) = m_2(1-\tilde{x})$ . Der Klimaschaden ist proportional zur Schadstoffbelastung  $m_2$  und repräsentiert die Konsequenzen von Konsum und Emissionen. Der Parameter  $\tilde{x}$  ist hierbei eine Zufallsvariable, die die Unsicherheit zwischen Emissionen und daraus resultierenden Klimaschäden beschreibt. Für den Konsum der einzelnen Perioden ergibt sich

$$\begin{aligned} c_1 &= y_1 + e_1 = y_1 + m_1 - qm_0 \\ c_2 &= y_2 + e_2 - D(\tilde{x}) = y_2 - qm_1 + \tilde{x}m_2. \end{aligned}$$

Im Gegensatz zu dem Modell aus dem vorhergehenden Abschnitt ist der Konsum in der zweiten Periode  $\tilde{c}_2$  nicht mehr deterministisch, sondern unterliegt dem Zufall. Um den Nutzen des zufälligen Konsums zu berechnen, benutzen wir die Nutzenfunktion entsprechend der Gleichung (14).

Wählen wir wieder die Funktion  $f$  aus Gleichung (12) und die Nutzenfunktion

$$u(c) = \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

so ergibt sich für das erweiterte zwei-Perioden Modell:

$$U(c_1, \tilde{c}_2) = \frac{c_1^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \frac{e^{-\delta}}{1-\gamma} E[\tilde{c}_2^{1-\gamma}] \quad (15)$$

Diese Nutzenfunktion separiert die Risikoaversion von der intertemporalen Substitution. Benutzen wir diese Präferenzannahmen um das Bewertungsfunktional  $U$  über die zwei Perioden zu maximieren, erhalten wir als Lösung für den optimalen Konsum in der ersten Periode

$$c_1^*(\gamma, \rho) = \frac{y_2/q + y_1 - qm_0}{1 + e^{-\delta/\gamma} (C[\rho]q)^{1/\gamma-1}}$$

gilt. Für den optimalen Konsum in der zweiten Periode ergibt sich

$$C(c_2^*) = (y_2 - qm_1)C[\rho]$$

Das Sicherheitsäquivalent  $C(c_2^*)$  beschreibt dabei den sicheren Konsum, dessen Nutzen äquivalent zum Nutzen des risikobehafteten zukünftigen Konsums ist.<sup>21</sup> Um die Lösung genauer zu analysieren, betrachten wir die totale Ableitung von  $c_1^*$  bezüglich der zwei Parameter  $\gamma$  und  $\rho$ :

$$dc_1^* = \frac{\partial c_1^*}{\partial \gamma} d\gamma + \frac{\partial c_1^*}{\partial \rho} d\rho \quad (16)$$

Risikoaversionseffekt:

$$\frac{\partial c_1^*(\gamma, \rho)}{\partial \rho} < 0 \text{ genau dann, wenn } \gamma > 1$$

Intertemporaler Substitutionseffekt:  $\frac{\partial c_1^*(\gamma, \rho)}{\partial \gamma} > 0$  genau

dann, wenn  $e^{-\delta} qC[\rho] > 1$ .

Der Risikoaversionseffekt wirkt sich negativ auf den Konsum der ersten Periode aus, genau dann, wenn  $\gamma > 1$ , was im Allgemeinen angenommen werden kann. Mit steigender Risikoaversion wächst die Furcht vor zukünftigen Klimaschäden. Um diese zu vermeiden, werden Konsum und die damit verbundenen Emissionen reduziert.

Der intertemporale Substitutionseffekt wirkt in die entgegengesetzte Richtung, genau dann, wenn  $e^{-\delta} qC[\rho] > 1$  bzw.  $C(c_2^*) > c_1^*$  gilt. Es kann ohne weiteres angenommen werden, dass das erwartete Wachstum positiv ist. Steigender Substitutionseffekt bedeutet, dass ein möglichst gleichmäßig verteilter Konsum angestrebt wird. Der Konsum verschiebt sich aus der reicheren Zukunft in die Gegenwart, da eine positive Wachstumsrate vorliegt. Die getrennte Untersuchung der Effekte zeigt, dass beide in entgegengesetzte Richtung wirken.

#### Ambiguität und Unsicherheit

Ein weiterer Kritikpunkt an den bisherigen Modellen ist die Annahme, dass die Unsicherheit über zukünftige Entwicklungen durch eine einzige Wahrscheinlichkeitsverteilung beschrieben werden kann. Gerade im Zusammenhang mit dem Klimawandel ist diese Annahme nicht haltbar – schon im IPCC-Report<sup>22</sup> finden sich verschiedene Szenarien, die zu unterschiedlichen Verteilungen (der Temperatur und der Schäden) führen. In der Literatur gibt es verschiedene Ansätze diese zusätzlichen Unsicherheiten abzubilden. Wir folgen hier dem Modell der ‚Smooth Ambiguity Aversion‘ von Klivanoff, Marinacci, & Mukerji (2005).<sup>23</sup> Dabei wird die Unsicherheit der zukünftigen Wahrscheinlichkeitsverteilung durch eine Unsicherheit der zweiten Ordnung modelliert. Die Wahrscheinlichkeitsverteilung für zukünftige Ereignisse wird durch eine Wahrscheinlichkeitsverteilung über die möglichen Wahrscheinlichkeitsverteilungen für zukünftige Ereignisse ersetzt. Wir demonstrieren den Effekt verschiedener Wahrscheinlichkeitsverteilungen im nächsten Abschnitt und leiten dann im folgenden Abschnitt eine Ramsey-Gleichung im neuen Modell her.

#### Unsicherheit in der Schadensverteilung

In unserem erweiterten Ramsey Modell mit intertemporaler Risikoaversion hängt der Konsum in Periode 2 von

der Zufallsvariable  $\tilde{x}$  ab. Durch diesen Parameter wird die physikalische Unsicherheit zwischen Emissionsausstoß und daraus resultierenden Klimaschäden abgebildet. Die Verteilung der Zufallsvariable ist aber keinesfalls eindeutig oder bekannt. Tatsächlich gibt es in der Literatur eine Vielzahl an unterschiedlichen Modellen, um die Schadensfunktion abzubilden. Der IPCC-Bericht formuliert unter anderem unterschiedliche Klimaszenarien. Die Szenarien unterscheiden sich in der zukünftigen Entwicklung der Treibhausgaskonzentration in der Atmosphäre und jedes dieser Szenarien ist verknüpft mit einer anderen Schadensverteilung.

Neben der physikalischen Unsicherheit, ausgedrückt durch die Variable  $\tilde{x}$  gibt es also auch noch eine Modellsicherheit beziehungsweise Ambiguität bezüglich der Verteilungsfunktion, ausgedrückt durch eine ganze Klasse an Verteilungen  $\tilde{X}$  mit  $\tilde{x} \in X$ . In diesem Abschnitt betrachten wir die Auswirkungen der verschiedenen Schadensfunktionen und analysieren die unterschiedlichen Parameter des Zwei-Perioden Modells aus dem vorherigen Kapitel.

Für die Schadensfunktionen betrachten wir insgesamt drei unterschiedliche Lognormalverteilungen  $y \sim LN(\mu, \sigma^2)$ . In Abbildung (1) sind die Verteilungen abgebildet. Die Parameter  $\mu$  und  $\sigma$  sind genau so gewählt, dass die Erwartungswerte der Verteilung gleich sind. Die Verteilungen unterscheiden sich aber in ihrer Varianz. Die größte Varianz hat die erste Schadensfunktion, während die dritte Schadensfunktion die geringste Varianz hat. Den Erwartungswert  $m$  und die Varianz  $v$  für die Lognormalverteilung erhält man wie folgt:

$$m = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)$$

$$v = \exp(2\mu + \sigma^2)(\exp(\sigma^2) - 1)$$

Die Schadensverteilungen  $\tilde{x}$  entstehen dann aus einer Verschiebung der Lognormalverteilung. Es gilt  $\tilde{x} = 1 - \gamma$ .

Im Base Case benutzen wir für das zwei-Perioden-Modell die folgenden Parameter:

| $\delta$ | $\gamma$ | $\rho$ | $y_1$ | $y_2$                        | $q$  | $m_0$ |
|----------|----------|--------|-------|------------------------------|------|-------|
| 0.05     | 6        | 2      | 31    | $31 \cdot e^{0.02 \cdot 45}$ | 0.95 | 52    |

Wir betrachten einen Zeitraum von 45 Jahren. Der Parameter  $y_1=31$ , der einen exogenen Wert abbildet, entspricht dem aktuellen globalen Konsum in \$ Trillionen/Jahr. Wir gehen davon aus, dass dieser pro Jahr um zwei Prozent wächst, so dass wir für die zweite Periode  $y_2=31 \cdot e^{0.02 \cdot 45}$  erhalten. Der aktuelle Emissionsausstoß beträgt  $m_0=52$  Gt  $CO_2$ e/Jahr. Nachfolgend sind die Ergebnisse für verschiedene Parametereinstellungen aufgeführt. Die Tabellen (2–4) zeigen die Ergebnisse für verschiedene Parametereinstellungen, wobei der jeweils andere Parameter dem Wert aus dem Base Case entspricht.



Björn Fischbach. Foto: Vladimir Unkovic

Wir analysieren zunächst den Parameter  $\gamma$ , der die Zeitpräferenz bzw. die Aversion gegen intertemporale Substitution widerspiegelt. Je höher der Wert ist, desto höher ist die Aversion gegen eine Verschiebung des Konsums in die zweite Periode. Da wir in unserem Modell von einem wachsenden exogenen Wert ausgehen (die Wachstumsrate beträgt 2%), steht in der zweiten Periode mehr Konsum zur Verfügung als in der ersten. Ein hoher Wert für  $\gamma$  bewirkt also, dass man mehr in Periode 1 konsumiert, um Substitution des Konsums in die zweite Periode zu vermeiden.

Der Risikoaversionsparameter  $\rho$  wirkt genau in die entgegengesetzte Richtung. Je größer die Risikoaversion ist, desto mehr fürchtet man den ungewissen Schaden in der zweiten Periode. Um diesen Schaden möglichst gering zu halten, reduziert man mit steigender Risikoaversion den Konsum und damit den Emissionsausstoß in der ersten Periode.

Als letztes vergleichen wir noch die unterschiedlichen Schadensfunktionen. In dem Szenario, das zur unsicheren Schadensfunktion (in unserem Fall Schadensfunktion 1) führt, ist die Gefahr vor zukünftigen Schäden am größten. Daher wird der Konsum in Periode 1 reduziert, um Schäden zu vermeiden.

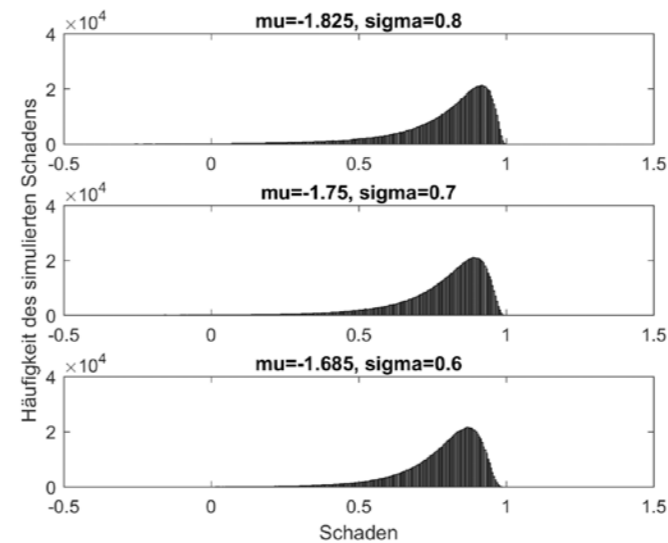
#### Die Ramsey-Gleichung unter Unsicherheit

Um die Unsicherheit bezüglich der Wahrscheinlichkeitsverteilung zu erfassen, wird nun eine Wahrscheinlichkeitsverteilung über die möglichen Wahrscheinlichkeitsverteilungen eingeführt. Traeger (2014) spricht in diesem Zusammenhang von einer Unsicherheit der zweiten Ordnung verglichen mit dem Risiko der ersten Ordnung.<sup>24</sup> Dazu parametrisieren wir die möglichen Wahrscheinlichkeitsverteilungen durch einen Parameter  $\theta \in \Theta$  und bestimmen mit einer weiteren Wahrscheinlichkeitsverteilung  $\mu$  auf dem Raum  $\Theta$  die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Wahrscheinlichkeitsverteilung tatsächlich eintritt (im letzten Abschnitt werden wir Wahrscheinlichkeiten für die Szenarien festlegen). Die Nutzenfunktion ergibt sich nun zu

$$U(c_1, \theta, \mu) = u(c_1) + e^{-\delta} \Phi^{-1} \left\{ \int_{\Theta} \Phi[f^{-1} \mathbb{E}_{\theta}[f(u(c_2))]] d\mu(\theta) \right\}. \quad (17)$$

$u$  ist wie vorher die Nutzenfunktion eines bestimmten Konsums und die Konkavität von  $u$  beschreibt die Aversion gegen intertemporale Variation im Konsum. Die Konkavität von  $f$  hingegen bestimmt die Aversion gegen Nutzenverluste und -gewinne. Schließlich beschreibt  $\Phi$  die Aversion gegen Ambiguität. Der Koeffizient für die relative Ambiguitätsaversion  $raa$  ergibt sich über

$$raa = - \frac{\Phi''(z)}{\Phi'(z)} z. \quad (18)$$



(1) Simulierte Schadensfunktionen  $\tilde{x}$  mit unterschiedlichen Standardabweichungen.

Im üblichen Modell verwenden wir

$$\Phi(z) = [\rho z]^{\rho}, \quad (19)$$

und es ist

$$raa = \begin{cases} 1 - \rho & \text{für } \rho > 0 \\ \rho - 1 & \text{für } \rho < 0 \end{cases} \quad (20)$$

Wir betrachten nun Unsicherheit über die Wachstumsrate, die als normalverteilte Zufallsvariable modelliert wird.<sup>25</sup> Somit ist  $\theta \sim N(g, \tau^2)$  und der Parameter  $g$  kann als erwartete Wachstumsrate interpretiert werden. Die Anwendung des üblichen Ansatzes liefert eine Erweiterung der Gleichung (10) zu

$$r = \delta + \gamma g - \gamma^2 \frac{\sigma^2 + \tau^2}{2} - rira |1 - \gamma^2| \frac{\sigma^2}{2} - raa |1 - \gamma^2| \frac{\tau^2}{2}. \quad (21)$$

Die ersten beiden Terme entsprechen denjenigen aus der Standard Ramsey-Gleichung. Der dritte Term stellt eine Erweiterung für das Risiko dar, nun mit einer größeren Varianz, da die Unsicherheit zweiter Ordnung  $\tau^2$  einbezogen wird. Der letzte Term beschreibt den Einfluss der Risikoaversion auf Ambiguität. Damit reduziert sich der Diskontierungsfaktor noch um einen Term der proportional zu  $raa$ , der Varianz  $\tau^2$  und dem Korrekturterm  $|1 - \gamma^2|$  ist.

Insgesamt sehen wir also, dass die Berücksichtigung von Ambiguität wiederum den sozialen Diskontierungsfaktor reduziert und damit den zukünftigen Konsum höher gewichtet. Hierdurch wird der Verzicht auf heuti-

gen Konsum zugunsten klimaschützender Maßnahmen wahrscheinlicher.

#### Ambiguität im zwei-Perioden-Modellen

In diesem Abschnitt illustrieren wir die Auswirkungen der Ambiguitätsaversion auf die Konsum- und Mitigationsentscheidungen. Wir betrachten das klimapolitische Modell aus dem vorherigen Abschnitt, wobei die Nutzenmaximierung über eine vereinfachte Version der Nutzenfunktion (17) erfolgt. Die Unsicherheit bezieht sich auf drei mögliche Schadensfunktionen, die wir weiter oben definiert haben und über deren tatsächliches Eintreten wir diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen legen. Die Ergebnisse sind in Tabelle (5) zusammengefasst.

Schadensfunktion 1 prognostiziert einen weitaus größeren Schaden als Schadensfunktion 3. Diese Tatsache spiegelt sich in den Ergebnissen wieder. Die erste Verteilung  $\theta_1 = (7/9, 1/9, 1/9)$  ordnet Schadensverteilung 1 am meisten Gewicht zu. Im Gegensatz dazu gewichtet Verteilung  $\theta_3 = (1/9, 1/9, 7/9)$  Schadensfunktion 3 am meisten. Der Konsum in Periode 1 fällt deutlich geringer aus, je wahrscheinlicher man einen hohen Schaden erwartet. Schließlich kann durch geringeren Konsum und damit verbundene geringere Emissionen der zukünftige Schaden reduziert werden. Die Aversion gegen Ambiguität (im Sinne von Aversion gegen steigende Varianz im Konsum bei gleichem Erwartungswert) steigt nach Gleichung (20) mit sinkenden Werten von  $\rho$ . Unsere Ergebnisse zeigen, dass dies zu höherem Konsum in der ersten Periode führt, das heißt die Neigung zur Emissionsverminderung sinkt.

#### Zusammenfassung

In unserem Artikel haben wir die Auswirkungen von Unsicherheit auf Emissionsverminderungsmaßnahmen untersucht. Es zeigt sich, dass das Standardmodell der Nutzenmaximierung im Rahmen klimapolitischer Entscheidungen unzulänglich ist. Verschiedene Aspekte der Risikoaversion haben unterschiedliche und durchaus gegenläufige Auswirkungen auf klimapolitische Entscheidungen. Insbesondere die Trennung zwischen Risikoaversion und intertemporaler Substitution erscheint zwingend notwendig. Bei der Analyse der Ramsey-Gleichung zeigt sich, dass zunehmende Unsicherheiten bezüglich zukünftiger Entwicklungen ein Absinken des sozialen Diskontierungsfaktors bewirken und damit die Interessen zukünftiger Generationen stärker berücksichtigt werden.

| Schadensfunktion 1 |          |         |         |         |         |         |
|--------------------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                    | $\gamma$ |         |         | $\rho$  |         |         |
|                    | 3        | 4       | 5       | 2       | 4       | 6       |
| Periode 1          | 32.7350  | 32.8612 | 32.9369 | 32.9873 | 31.6374 | 31.4858 |
| Periode 2          | 33.8252  | 33.6787 | 33.5908 | 33.5322 | 31.6021 | 31.3891 |

(T2) Konsumverteilung unter Schadensfunktion 1.

| Schadensfunktion 2 |          |         |         |         |         |         |
|--------------------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                    | $\gamma$ |         |         | $\rho$  |         |         |
|                    | 3        | 4       | 5       | 2       | 4       | 6       |
| Periode 1          | 33.7149  | 33.9626 | 34.1110 | 34.2098 | 33.2921 | 32.3203 |
| Periode 2          | 35.9657  | 35.6492 | 35.4596 | 35.3333 | 33.9763 | 32.5711 |

(T3) Konsumverteilung unter Schadensfunktion 2.

| Schadensfunktion 3 |          |         |         |         |         |         |
|--------------------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                    | $\gamma$ |         |         | $\rho$  |         |         |
|                    | 3        | 4       | 5       | 2       | 4       | 6       |
| Periode 1          | 37.1185  | 37.7730 | 38.1627 | 38.4211 | 34.2460 | 33.7806 |
| Periode 2          | 44.3126  | 43.1404 | 42.4425 | 41.9796 | 35.3874 | 34.6949 |

(T4) Konsumverteilung unter Schadensfunktion 3.

|                         | $\Theta$                                  |   |   |   |   |
|-------------------------|---|---|---|---|---|
|                         | $(\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3})$ | $(\frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6})$ | $(\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3})$ | $(\frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6})$ | $(\frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3})$ |
| $\varphi = \frac{1}{3}$ | 33.9147                                   | 34.4648                                   | 36.3818                                   | 39.8006                                   | 41.3475                                   |
| $\varphi = \frac{2}{3}$ | 33.5776                                   | 33.9557                                   | 35.3742                                   | 37.7849                                   | 39.0941                                   |
| $\varphi = 2$           | 33.2080                                   | 33.3832                                   | 34.1235                                   | 35.0044                                   | 35.5166                                   |

(T5) Ergebnisse für den Konsum in der ersten Periode. Beachte:  $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$ , mit  $\theta_i$  spiegelt die Wahrscheinlichkeit für Schadensfunktion  $i$  wider.

## Summary

Climate Change features a variety of uncertainties. Besides the physical implications, e.g. increased frequency and severity of storms, floods, draughts and extreme weather events, there are many economically relevant uncertainties in terms of political, social and regulatory reactions. In particular, the quantification of climate risk in a probabilistic framework carries high uncertainties for probabilities of future developments (scenarios). As a consequence, quantitative approaches are highly controversial in the academic and in particular in the public discussion. So far a systematic approach to the various degrees of uncertainty (ambiguity) is missing. In this article, we use a decision-theoretic approach motivated from the asset pricing literature to provide a systematic classification of the various effects of uncertainty and apply it to questions arising in the context of climate policy. In particular, we find that it is necessary

to use a separation of risk and time preferences (in the spirit of the approach of Epstein-Zin, 1989) as well as an explicit inclusion of the aversion towards ambiguity. We illustrate our approach by discussing the social discount factor and a two-period (generation) stock pollutant model.

## Anmerkungen

- 1) Vgl. etwa Smith & Stern (2011).
- 2) Siehe etwa die Klassifikationen im IPCC Report, Kunreuther et al. (2014).
- 3) Der soziale Diskontierungsfaktor gewichtet den derzeitigen Nutzen gegenüber dem (erwarteten) zukünftigen Nutzen von Konsum- und Investitionsentscheidungen für die Gesellschaft.
- 4) Ein etablierter Ansatz zur Trennung zwischen Risiko- und Zeitpräferenzen findet sich etwa in Epstein&Zin (1989).
- 5) Vgl. Nordhaus (2007).
- 6) Stern (2007), Nordhaus (2008).
- 7) Bernoulli (1738), von Neumann/Morgenstern (1944).
- 8) Die erweiterte Definition setzt  $u(x)=\log(x)$  falls  $x>0$  und  $u(x)=-\infty$  falls  $x\leq 0$ .
- 9) Ellsberg (1961).
- 10) Klibanoff et al. (2005).
- 11) In der Literatur findet sich ein solcher Ansatz auch zur Berücksichtigung von Modellrisiken, d.h. Entscheidungen sollen in Anbetracht möglicher Abweichungen von getroffenen Modellannahmen robust bleiben.
- 12) Die Ramsey-Gleichung beruht auf der Arbeit von Ramsey (1928).
- 13) Wir nehmen einen Zeitschritt von 1 an.
- 14) Unsere Ausführungen gelten analog für allgemeine Nutzenfunktionen  $U$ .
- 15) Wir unterstellen hier zunächst einen sicheren Konsumpfad.
- 16) Für  $\gamma=1$  gilt  $u(c)=\ln(c)$ .
- 17) Für eine ausführliche Diskussion dieser Problematik sowie eine Übersicht über die verschiedenen Interpretationen und der Parameterwahlen (auch bezüglich der weiteren Parameter) sei an dieser Stelle auf Freeman & Groom (2016) verwiesen.
- 18) Freeman & Groom (2016).
- 19) Für eine allgemeine Darstellung verweisen wir auf Gollier (2011).
- 20) Ha-Duong & Treich (2004).
- 21) Formal ist das Sicherheitsäquivalent eines unsicheren Konsums  $c$  bei Nutzenfunktion  $v$  durch  $c=v^{-1}(E v(c))$  definiert (siehe auch den ersten Abschnitt dieses Textes).
- 22) Van Vuuren et al. (2011).
- 23) Klibanoff et al. (2005).
- 24) Traeger (2014).
- 25) D.h.  $\Theta=R$

## Literatur

- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 937–969.
- Freeman, M. C., & Groom, B. (2016). *Discounting for Environmental Accounts Report for the Office for National Statistics* November 2016.
- Gollier, C. (2011). *Pricing the future: The economics of discounting and sustainable development*. Unpublished manuscript, to appear with Princeton University Press, Princeton, NJ, USA.
- Ha-Duong, M., & Treich, N. (2004). Risk aversion, intergenerational equity and climate change. *Environmental and Resource Economics*, 28(2), 195–207.
- Klibanoff, P., Marinacci, M., & Mukerji, S. (2005). A smooth model of decision making under ambiguity. *Econometrica*, 73(6), 1849–1892.

- Kunreuther, H., Gupta, S., Bosetti, V., Cooke, R., Dutt, V., Ha-Duong, M., Held, H., Llanes-Regueiro, J., Patt, A., & Shittu, E. (2014). Integrated risk and uncertainty assessment of climate change response policies.
- Nordhaus, W. (2007). A Review of the Stern Review on the Economics of Climate Change. *Journal of economic literature*.
- Nordhaus, W. D. (2008). A question of balance: economic modeling of global warming. In: Yale University Press New Haven.
- Ramsey, F. P. (1928). A mathematical theory of saving. *The Economic Journal*, 38(152), 543–559.
- Smith, L. A., & Stern, N. (2011). Uncertainty in science and its role in climate policy. *Phil. Trans. R. Soc. A*, 369(1956), 4818–4841.
- Stern, N. H. (2007). *The economics of climate change: the Stern review*: cambridge University press.
- Traeger, C. P. (2014). Why uncertainty matters: discounting under intertemporal risk aversion and ambiguity. *Economic Theory*, 56(3), 627–664.
- Van Vuuren, D. P., Edmonds, J., Kainuma, M., Riahi, K., Thomson, A., Hibbard, K., Hurtt, G. C., Kram, T., Krey, V., & Lamarque, J.-F. (2011). The representative concentration pathways: an overview. *Climatic change*, 109(1–2), 5.

## Die Autor\*innen

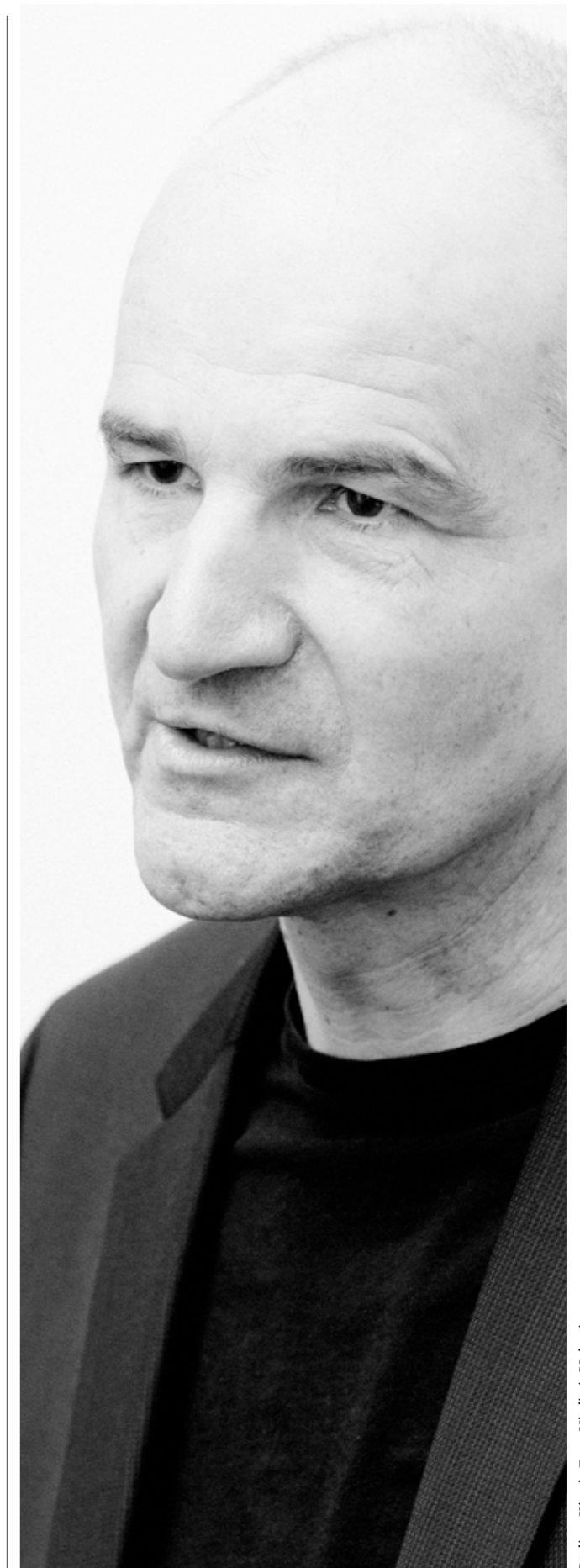
**Björn Fischbach** studierte Mathematik an der Universität Duisburg-Essen und ist aktuell wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Energiehandel und Finanzdienstleistungen von Rüdiger Kiesel. Als Stipendiat ist er Mitglied des interdisziplinären Forschungsprojektes „Big Risks“. Schwerpunkt des Projektes ist die Erforschung des Umgangs der Öffentlichkeit mit sozialen Risiken im 21. Jahrhundert, wie zum Beispiel dem Klimawandel.

**Antje Mahayni** ist seit Juli 2007 Inhaberin des Lehrstuhls für Versicherungsbetriebslehre und Risikomanagement an der Betriebswirtschaftlichen Fakultät der Universität Duisburg-Essen. Nach ihrem Studium der Volkswirtschaftslehre an der Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn arbeitete sie bei Professor Dieter Sondermann als wissenschaftliche Mitarbeiterin und verfasste ihre Dissertationsschrift zum Thema „Analyse der Effektivität von Absicherungsstrategien in unvollständigen Finanzmarktmodellen“. Die *Venia Legendi* für Betriebswirtschaftslehre erhielt sie im Jahr 2006 vom Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn.

**Rüdiger Kiesel** ist seit 2009 Inhaber des Lehrstuhls für „Energiehandel und Finanzdienstleistungen“ an der Universität Duisburg-Essen. Daneben ist er Gastprofessor an der Fakultät für Mathematik der Universität Oslo. Von 2002 bis 2009 war er Direktor des Instituts für „Finanzmathematik“ an der Universität Ulm. Zwischen 1996 und 2002 war er Lecturer und Reader für „Versicherungs- und Finanzmathematik“ am Birkbeck College, University of London und der London School of Economics.

Seine Forschungsschwerpunkte sind Risikomanagement für Energieversorger, Modellierung von Elektrizitätsmärkten, Auswirkungen des Klimawandels auf Finanzmärkte, Bewertung und Strukturierung von Derivaten (für Zins-, Kredit- und Energiemärkte), Methoden des

Risikotransfers und Strukturierung von Risiken (Securisation). Rüdiger Kiesel ist Ko-Autor der Springer Monographie „Risk-Neutral Valuation“ (nun in der zweiten Auflage) und hat mehr als sechzig wissenschaftliche Arbeiten publiziert. Er spricht häufig auf internationalen Konferenzen und hat verschiedene Konferenzen und Workshops für Praktiker organisiert.



# DuEPublico

Duisburg-Essen Publications online

UNIVERSITÄT  
DUISBURG  
ESSEN

*Offen im Denken*

ub | universitäts  
bibliothek

Dieser Text wird über DuEPublico, dem Dokumenten- und Publikationsserver der Universität Duisburg-Essen, zur Verfügung gestellt. Die hier veröffentlichte Version der E-Publikation kann von einer eventuell ebenfalls veröffentlichten Verlagsversion abweichen.

**DOI:** 10.17185/duepublico/70328

**URN:** urn:nbn:de:hbz:464-20190802-105118-1

Erschienen in: UNIKATE 52 (2018), S. 30-41

Alle Rechte vorbehalten.