ERNST-MORITZ-ARNDT-UNIVERSITÄT GREIFSWALD

Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät
Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere

Demographischer Wandel, medizinischer Fortschritt und Ausgaben für Gesundheitsleistungen – eine theoretische Analyse

Walter Ried[♣]
Universität Greifswald

Diskussionspapier 09/2006
November 2006

♣ Frühere Fassungen dieses Beitrags wurden an der TU Dresden, den Universitäten Greifswald und Rostock sowie auf der Jahrestagung 2006 des Gesundheitsökonomischen Ausschusses beim Verein für Socialpolitik vorgetragen. Ich danke den Teilnehmern, insbesondere Roland Eisen, für zahlreiche Anregungen und hilfreiche Kommentare.

Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht die Auswirkungen des demographischen Wandels, der durch eine Erhöhung der Lebenserwartung infolge des medizinischen Fortschritts ausgelöst wird, auf die altersspezifischen Ausgaben für Gesundheitsleistungen. Dazu werden stationäre Zustände in einem Modell mit überlappenden Generationen betrachtet, das die Mortalität im Lebenszyklus explizit erfasst. Darüber hinaus wird zugelassen, dass sowohl die altersspezifische Mortalität als auch die Gesundheitsausgaben davon abhängen können, ob bereits früher eine letale Erkrankung vorgelegen hat oder nicht.

Die Analyse unterscheidet zwischen einem direkten Ausgabeneffekt des medizinischen Fortschritts, der sich auf die Periode bezieht, in welcher die Verringerung der Sterblichkeit aufgetreten ist, und später anfallenden indirekten Effekten. Dabei zeigt sich, dass insbesondere das Vorzeichen eines indirekten Effekts nicht allgemein bestimmt werden kann. Der indirekte Effekt lässt sich in einen Inzidenz- und zwei Behandlungsausgabeneffekte zerlegen, deren Vorzeichen jeweils von dem Einfluss einer früheren letalen Erkrankung abhängt. Bei permanentem medizinischem Fortschritt können Bedingungen identifiziert werden, die jeweils zu einer bestimmten Veränderung der altersspezifischen Gesundheitsausgaben führen.

JEL-Klassifikation: I12, J11, O33

Schlagworte: demographischer Wandel, medizinischer Fortschritt, altersspezifische Ausgaben für Gesundheitsleistungen

1. Einführung

Der medizinische Fortschritt erweitert die Möglichkeiten, die Bevölkerung eines Landes mit Gesundheitsleistungen zu versorgen. Dies kann einerseits eine Verbesserung des Heilungsprozesses oder -ergebnisses bei Erkrankungen betreffen, die nicht mit einem Todesrisiko verbunden sind. Andererseits führen Verringerungen der altersbezogenen Sterblichkeitsraten dazu, dass die Altersstruktur einer Bevölkerung sich verändert und unter sonst gleichen Umständen ihr mittleres Alter zunimmt. Zusammen mit im Zeitablauf zurückgehenden Fertilitätsraten resultiert daraus ein Prozess der „doppelten Alterung“, der für eine Vielzahl von entwickelten Industriestaaten kennzeichnend ist.[1]

Während die Erhöhung der mittleren Lebenserwartung, die durch die Verringerung der Sterblichkeit zustande kommt, für ein Individuum *per se* durchaus positiv zu bewerten sein mag, ist damit auch die Gefahr höherer Gesundheitsausgaben verbunden. Gerade bei einer überwiegend einkommensabhängigen Finanzierung der Krankenversicherung können damit ungünstige Nebenwirkungen verbunden sein. Für den Effekt auf die Gesundheitsausgaben ist es nützlich, zwischen der Anzahl der Individuen und dem Profil der altersspezifischen Ausgaben zu unterscheiden. Während der Effekt auf die erste Größe gut zu prognostizieren ist, erweist sich die Vorhersage der Veränderung des Ausgabenprofils als bedeutend schwieriger.

In einer Querschnittsbetrachtung steigen die Ausgaben für Gesundheitsleistungen pro Kopf - zumindest nach einem Schwellenalter – typischerweise mit dem Lebensalter.[2] Dieser Zusammenhang hat jedoch keine Implikationen für die Veränderung des Ausgabenprofils im Zeitablauf.[3] Dies liegt daran, dass ein für ein Kalenderjahr ermitteltes Ausgabenprofil lediglich über die momentane Struktur der altersspezifischen Gesundheitsausgaben informiert. Für die Entwicklung im Zeitablauf kommt es jedoch darauf an, in welcher Weise sich diese Ausgaben pro Kopf verändern, wenn die betrachteten Altersklassen von neuen Kohorten besetzt werden.

Es verwundert daher nicht, dass in der Literatur verschiedene Hypothesen zur Entwicklung der Struktur der altersspezifischen Gesundheitsausgaben diskutiert und empirisch getestet werden.[4] Diese Hypothesen gelangen zu jeweils unterschiedlichen Aussagen bezüglich der Entwicklung der Gesundheitsausgaben pro Kopf in den höheren Altersklassen, wenn eine Verringerung der Sterblichkeit infolge des medizinischen Fortschritts dazu führt, dass diese im Zeitablauf relativ – d.h. im Verhältnis zur Bevölkerung insgesamt – stärker besetzt werden. Zunächst impliziert die *Kompressionsthese* eine Verringerung der altersspezifischen Gesundheitsausgaben pro Kopf, da die zusätzlichen Lebensjahre überwiegend bei guter Gesundheit verbracht werden.[5] Die *Medikalisierungsthese* gelangt zur entgegen gesetzten Aussage und führt dies auf einem im Durchschnitt schlechten Gesundheitszustand derjenigen Individuen zurück, die infolge der verringerten Sterblichkeit länger leben können.[6] Schließlich liegt

[1] Für Deutschland vgl. z.B. Statistisches Bundesamt (2006), Ulrich (2003).

[2] Dies zeigen z.B. die Daten des Bundesversicherungsamts zu den Leistungsausgaben der Krankenkassen für ihre Versicherten, die in den Risikostrukturausgleich eingehen, vgl. Bundesversicherungsamt (2004).

[3] Vgl. z.B. Richardson (2004).

[4] Die Aufzählung der Thesen ist keineswegs vollständig, vgl. Enquete-Kommission „Demographischer Wandel“ (2002).

[5] Zur Kompressionsthese vgl. z.B. Fries (1980).

[6] Zur Medikalisierungsthese z.B. Verbrugge (1984).

eine Versteilerung des Ausgabenprofils vor, wenn die Wachstumsraten der altersspezifischen Gesundheitsausgaben positiv ausfallen und mit dem Alter steigen.[7]

Es ist in der Literatur üblich, Prognosen der künftigen Gesundheitsausgaben als „rein demographisch" zu bezeichnen, wenn ein festes Ausgabenprofil mit der veränderten Altersstruktur der Bevölkerung verknüpft wird.[8] Allerdings stößt diese Interpretation zumindest dann auf Schwierigkeiten, wenn die Veränderung der Altersstruktur maßgeblich durch den medizinischen Fortschritt bzw. die dadurch bewirkte Erhöhung der Lebenserwartung getrieben wird. In diesem Fall bedingen beide Faktoren einander, so dass eine Trennung in der beschriebenen Weise einigermaßen willkürlich erscheint.

Ein wesentliches Ziel des vorliegenden Beitrags besteht darin, die langfristigen Zusammenhänge zwischen dem medizinischen Fortschritt, der dadurch bewirkten Änderung der Altersstruktur und den altersspezifischen Ausgaben für Gesundheitsleistungen in einem Modell zu untersuchen, das explizit die Konsequenzen einer verringerten Sterblichkeit in einem Lebensalter berücksichtigt. Unter welchen Umständen resultiert daraus ein positiver Effekt für die Gesundheitsausgaben pro Kopf in einem höheren Lebensalter? Wann kommt kein derartiger Effekt zustande? Wann ergibt sich ein negativer Effekt?

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Im folgenden Abschnitt wird das Modell vorgestellt und an einem Beispiel kurz erläutert. Der dritte Abschnitt ist vornehmlich der Analyse der Ausgabeneffekte einer verringerten altersbezogenen Sterblichkeit gewidmet. Im letzten Abschnitt werden die Ergebnisse diskutiert und Ansatzpunkte für die künftige Forschung skizziert.

2. Das Modell

2.1 Allgemeine Darstellung

Im Folgenden wird ein Modell mit überlappenden Generationen in diskreter Zeit vorgestellt, das die Auswirkungen einer Erhöhung der Lebenserwartung abbildet, die durch den medizinisch-technischen Fortschritt zustande kommt. Die Analyse ist mortalitätsbezogen, andere gesundheitliche Outcomes werden – jedenfalls, was den Einfluss des medizinischen Fortschritts, angeht – nicht explizit untersucht. In jeder Periode kommen Mitglieder einer neuen Generation auf die Welt, die dann eine maximale Anzahl von Perioden als Lebenszeit erleben *können*. Allerdings ist die Lebenszeit stochastisch, d.h. ein Mitglied einer Generation ist in jeder Periode seines Lebens einem Sterberisiko ausgesetzt, das jeweils durch das Zusammenspiel von zwei Faktoren entsteht: Der Wahrscheinlichkeit, sich eine Krankheit zuzuziehen, die tödlich enden kann, und der Wahrscheinlichkeit, dass die darauf abgestimmte medizinische Behandlung erfolglos bleibt. Dieser Ansatz ermöglicht es, zwischen den Kosten der Behandlung von Patienten und ihrem medizinischen Ergebnis zu trennen. Zugleich wird dadurch die Unsicherheit berücksichtigt, die bezüglich des Outcomes einer medizinischen Behandlung

7 Zur Versteilerungsthese vgl. Buchner und Wasem (2000) sowie Buchner (2002).

8 Vgl. z.B. Postler (2003), Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2004), S. 255.

gerade bei letalen Krankheiten, also bei Krankheiten mit potentiell tödlichem Ausgang trotz adäquater medizinischer Behandlung, typischerweise herrscht.

Es werden lediglich stationäre Zustände untersucht. Dies bedeutet, dass man zur Kennzeichnung der Mitglieder einer Generation lediglich das Lebensalter bzw. die Lebensperiode benötigt und von einer expliziten Betrachtung des Kalenderjahres absehen kann. Dadurch wird die Analyse vereinfacht und es ist möglich, langfristige Beziehungen herauszuarbeiten. Andererseits ist der Verzicht auf eine Untersuchung nicht-stationärer Zustände mit dem Nachteil verbunden, dass die Dynamik des Modells und z.B. die Frage der Stabilität ausgeblendet werden. Da die Altersstruktur im Vordergrund steht, werden weiterhin die Geburten und damit die Stärke einer Kohorte zu Beginn ihrer Lebenszeit nicht explizit betrachtet.

Jedes Individuum wird zu Beginn einer Periode geboren und verstirbt am Ende derselben oder einer späteren Lebensperiode. Für die Lebenszeit T eines Mitglieds einer Generation wird angenommen, dass diese nach oben durch eine endliche Zahl Ω begrenzt ist:

(1) $$1 \leq T \leq \Omega .$$

Wie oben bereits angedeutet, handelt es sich bei den explizit betrachteten Krankheiten stets um letale Krankheiten. Andererseits können Individuen, die in einer Lebensperiode *in diesem Sinn* nicht von einer Krankheit befallen werden, durchaus noch krank werden und Ausgaben für (z.B. kurative) Gesundheitsleistungen verursachen. D_t ist eine Variable, die anzeigt, ob eine letale Krankheit in einer Periode t vorliegt bzw. vorlag oder nicht. Es handelt sich hierbei jeweils um eine nicht näher bezeichnete Krankheit, deren Behandlung stets mit einem gewissen Todesrisiko verbunden ist. Wenn diese Krankheit vorliegt, gilt $D_t = d_t$, andernfalls trifft $D_t = \overline{d}_t$ zu. Es gilt also:

(2) $$D_t = \{d_t, \overline{d}_t\}.$$

Im folgenden wird zugelassen, dass die Krankheits-Vorgeschichte in Bezug auf das Auftreten einer letalen Krankheit in früheren Lebensperioden Auswirkungen auf ein Individuum in seiner aktuellen Lebensperiode haben kann. Unter einer Vorgeschichte versteht man die früheren Ausprägungen der Variable D_t. Für ein *dann noch lebendes* Individuum wird in einer Periode bzw. einem Lebensalter t die Menge aller Vorgeschichten mit H_t bezeichnet:

(3a) $$H_t = D_1 \otimes D_2 \otimes ... \otimes D_{t-1} .$$

Eine spezielle Vorgeschichte wird mit h_t bezeichnet. Es handelt sich um einen Vektor, der für die ersten t-1 Lebensperioden jeweils angibt, ob die letale Krankheit vorlag oder nicht. Das i-te Element dieses t-1-dimensionalen Vektors heißt $h_{t,i}$ (wobei $1 \leq i \leq t-1$ gelten muss). Für dieses gilt definitionsgemäß:

(3b) $$h_{t,i} \in \{d_i, \overline{d}_i\}.$$

Weiterhin bezeichnet man für $t \rangle i$ mit $h_{t,-[i,t-1]}$ die ersten i-1 Elemente dieses Vektors:

(3c) $$h_{t,-[i,t-1]} = \left(h_{t,1},...,h_{t,i-1}\right).$$

In einer Periode t kann etwa die Wahrscheinlichkeit des Auftretens der letalen Krankheit bei einem dann noch lebenden Individuum von seiner Vorgeschichte abhängen. Gegeben eine bestimmte Vorgeschichte h_t, gilt für die zugehörige bedingte Wahrscheinlichkeit einer Erkrankung $\rho\left(d_t \middle| h_t\right)$:

(4a) $$0 \langle \rho\left(d_t \middle| h_t\right) \langle 1; \quad 2 \leq t \leq \Omega - 1.$$

Für die dazu komplementäre Wahrscheinlichkeit, dass ein in Periode t noch lebendes Individuum nicht von der letalen Krankheit befallen wird, gilt:

(4b) $$\rho\left(\overline{d}_t \middle| h_t\right) = 1 - \rho\left(d_t \middle| h_t\right).$$

In der letzten Periode der maximalen Lebensdauer erkranken alle dann noch lebenden Individuen an der letalen Krankheit, d.h. es gilt:

(4c) $$\rho\left(d_\Omega \middle| h_\Omega\right) = 1 \quad \forall h_\Omega \in H_\Omega.$$

Wenn eine letale Krankheit auftritt, sichert eine adäquate medizinische Behandlung das Überleben mit einer Wahrscheinlichkeit $e\left(d_t \middle| h_t\right)$, die ebenfalls von der Vorgeschichte des Individuums abhängen kann::

(5a) $$0 \langle e\left(d_t \middle| h_t\right) \langle 1; \quad 2 \leq t \leq \Omega - 1.$$

Wenn die letale Krankheit nicht auftritt, überlebt das Individuum mit Sicherheit die betrachtete Periode. Für die zugehörige Überlebens-Wahrscheinlichkeit gilt daher:

(5b) $$e\left(\overline{d}_t \middle| h_t\right) = 1.$$

In der letzten Periode der maximalen Lebensdauer beträgt die Überlebenswahrscheinlichkeit allerdings Null im Falle einer letalen Erkrankung:

(5c) $$e\left(d_\Omega \middle| h_\Omega\right) = 0 \quad \forall h_\Omega \in H_\Omega.$$

Zusammen sichern die Bedingungen (4c) und (5c), dass Ω tatsächlich die maximale Lebenszeit bezeichnet.

In der ersten Lebensperiode kann es noch keine Vorgeschichte geben. Entsprechend ist auch keine Bedingung bei der Wahrscheinlichkeit einer Erkrankung und der zugehörigen Wahrscheinlichkeit des Überlebens bei adäquater medizinischer Behandlung zu berücksichtigen. Die Wahrscheinlichkeit einer letalen Erkrankung lautet daher $\rho\left(d_1\right) = \rho_1$, die zugehörige Wahrscheinlichkeit des Überlebens wird mit $e\left(d_1\right) = e_1$ bezeichnet und es gilt:

(6) $$0 \langle \rho_1, e_1 \langle 1.$$

Nun können die unbedingten (d.h. lediglich die Geburt des Individuums voraussetzenden) Wahrscheinlichkeiten der möglichen Vorgeschichten h_t bestimmt werden. Jede derartige Vorgeschichte setzt, wie oben erwähnt, voraus, dass das Individuum mindestens bis einschließlich dieser Periode lebt. Für die Wahrscheinlichkeit $P(h_t)$ gilt dann:

(7a) $$P(h_t) = \rho(h_{t,1}) \cdot e(h_{t,1}) \cdot \prod_{i=2}^{t-1} \rho\left(h_{t,i} \middle| h_{t,-[i,t-1]}\right) \cdot e\left(h_{t,i} \middle| h_{t,-[i,t-1]}\right).$$

Weiterhin gilt für die unbedingte Wahrscheinlichkeit $P(T \geq t)$, dass ein Individuum für mindestens t Perioden lebt:

(7b) $$P(T \geq t) = \sum_{h_t \in H_t} P(h_t),$$

wobei die Summation über die insgesamt 2^{t-1} möglichen Vorgeschichten erfolgt, die ein Individuum erlebt haben kann, wenn seine Lebenszeit nicht kleiner als t Perioden ausfällt. Daraus folgt aufgrund des Satzes von Bayes für die bedingten Wahrscheinlichkeiten der möglichen Vorgeschichten:

(7c) $$P(h_t | T \geq t) = \frac{P(h_t)}{P(T \geq t)}.$$

Mit Hilfe dieser Wahrscheinlichkeiten kann die (wiederum auf das Überleben bis mindestens einschließlich der betrachteten Lebensperiode) bedingte Wahrscheinlichkeit $P(h_t, d_t | T \geq t)$ angegeben werden, dass ein Individuum eine bestimmte Vorgeschichte aufweist und an der letalen Krankheit leidet. angegeben werden:

(8a) $$P(h_t, d_t | T \geq t) = P(h_t | T \geq t) \cdot \rho(d_t | h_t).$$

Damit gilt für die Wahrscheinlichkeit einer letalen Krankheit insgesamt:

(8b) $$\rho_t = P(d_t | T \geq t) = \sum_{h_t \in H_t} P(h_t | T \geq t) \cdot \rho(d_t | h_t).$$

Wie die Notation bereits vermuten lässt, handelt es sich um das Analogon zur Wahrscheinlichkeit ρ_1 der ersten Lebensperiode, das nun aber die Struktur der überlebenden Individuen bezüglich der Vorgeschichte zu berücksichtigen hat.

Die Ausgaben für Gesundheitsleistungen, die ein Individuum in einer Periode t seiner Lebenszeit in Anspruch nimmt, können sowohl von seiner Vorgeschichte als auch davon abhängen, ob die letale Krankheit in der betrachteten Periode auftritt. Gegeben eine bestimmte Vorgeschichte h_t, ist daher nur noch zwischen den beiden Ausgabengrößen $L(d_t | h_t)$ und $L(\overline{d}_t | h_t)$ zu unterscheiden.

Für die Untersuchung eines Ausgabenprofils benötigt man die erwarteten Ausgaben für Gesundheitsleistungen in Abhängigkeit vom Lebensalter. Zur Ermittlung dieser Größe ist es sinnvoll, zunächst die erwarteten Gesundheitsausgaben bezogen auf eine bestimmte Vorgeschichte zu betrachten. Bei einem Individuum, das mindestens t Perioden lang lebt und eine Vorgeschichte h_t aufzuweisen hat, hängen die Ausgaben für Gesundheitsleistungen in dieser Lebensperiode nur noch davon ab, ob die letale Krankheit auftritt oder nicht:

(9a)
$$E_t(L_t|h_t) = \rho(d_t|h_t)\cdot L(d_t|h_t) + \rho(\bar{d}_t|h_t)\cdot L(\bar{d}_t|h_t)$$
$$= \rho(d_t|h_t)\cdot L(d_t|h_t) + [1-\rho(d_t|h_t)]\cdot L(\bar{d}_t|h_t).$$

Hier wie auch nachfolgend zeigt das Subskript beim Operator E diejenige Lebensperiode an, auf deren Beginn sich die Bildung des Erwartungswerts bezieht.

Für die erwarteten Gesundheitsausgaben eines Individuums, das mindestens t Perioden lebt, sind alle möglichen Vorgeschichten zu berücksichtigen:

(9b)
$$E_t(L_t|H_t) = \sum_{h_t \in H_t} P(h_t|T \geq t)\cdot E_t(L_t|h_t).$$

Die Vorgeschichte kann auf mehrere Weisen diese mittleren altersspezifischen Gesundheitsausgaben beeinflussen. Zunächst liegt mit der Wahrscheinlichkeit $P(h_t|T \geq t)$ ein Effekt vor, dessen Höhe maßgeblich von den Wahrscheinlichkeiten einer letalen Krankheit in früheren Lebensperioden und den zugehörigen Überlebenswahrscheinlichkeiten bei adäquater medizinischer Behandlung abhängt. Wenn die Wahrscheinlichkeit einer letalen Krankheit in der aktuellen Lebensperiode oder die Gesundheitsausgaben in diesem Fall oder bei Abwesenheit einer derartigen Krankheit von der Vorgeschichte abhängen, entsteht ein weiterer Effekt.

Für die nachfolgende Analyse ist es nützlich, eine Zerlegung der erwarteten Gesundheitsausgaben $E_t(L_t|H_t)$ in Lebensperiode t zu betrachten, die darauf beruht, dass die Möglichkeit einer letalen Erkrankung in einer früheren Lebensperiode j (mit t>j) berücksichtigt wird. Damit wird neben der Bedingung $T \geq t$ nun zusätzlich die Bedingung $h_{t,j} = d_j$ aufgenommen. Zunächst gilt für die Wahrscheinlichkeit, dass ein mindestens t Perioden lang lebendes Individuum eine Vorgeschichte aufweist, welche diese weitere Bedingung erfüllt:

(10)
$$P(h_{t,j} = d_j|T \geq t) = \frac{\sum\limits_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j}=d_j}} P(h_t)}{P(T \geq t)} = \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j}=d_j}} P(h_t|T \geq t)$$
$$= 1 - \frac{\sum\limits_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j}=\bar{d}_j}} P(h_t)}{P(T \geq t)} = 1 - \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j}=\bar{d}_j}} P(h_t|T \geq t) = 1 - P(h_{t,j} = \bar{d}_j|T \geq t).$$

Diese Beziehungen zeigen, dass die Ereignisse $h_{t,j} = d_j$ und $h_{t,j} = \bar{d}_j$, bezogen auf alle Vorgeschichten $h_t \in H_t$, eine Partition darstellen.

Die bedingte Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte, wenn eine schwere Erkrankung in einr früheren Lebensperiode j vorlag, kann wie folgt definiert werden:

(11a)
$$h_t \in H_t \text{ und } h_{t,j} = d_j \quad \Rightarrow \quad P(h_t|T \geq t; h_{t,j} = d_j) = \frac{P(h_t|T \geq t)}{P(h_{t,j} = d_j|T \geq t)}.$$

Diese bedingten Wahrscheinlichkeiten sind genau dann positiv, wenn eine Vorgeschichte die letale Erkrankung in Lebensperiode j beinhaltet.

Ebenso gilt für die bedingte Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte, welche keine schwere Erkrankung in der früheren Lebensperiode j enthält:

(11b) $$h_t \in H_t \text{ und } h_{t,j} = \bar{d}_j \quad \Rightarrow \quad P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = \bar{d}_j\right) = \frac{P\left(h_t \middle| T \geq t\right)}{P\left(h_{t,j} = \bar{d}_j \middle| T \geq t\right)}.$$

Diese bedingten Wahrscheinlichkeiten sind genau dann positiv, wenn eine Vorgeschichte *keine* letale Erkrankung in Lebensperiode j beinhaltet.

Nun definiert man die auf diese Ereignisse bedingten erwarteten Gesundheitsausgaben. Für den Erwartungswert gegeben $h_{t,j} = d_j$ gilt:

(12a) $$E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) = \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| h_t\right).$$

Ebenso gilt für die erwarteten Gesundheitsausgaben in Lebensperiode t unter der Voraussetzung, dass keine letale Erkrankung in der früheren Lebensperiode j aufgetreten ist:

(12b) $$E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = \bar{d}_j\right) = \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = \bar{d}_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = \bar{d}_j\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| h_t\right).$$

Damit folgt für die erwarteten Gesundheitsausgaben in einer Lebensperiode t:

(13) $$\begin{aligned} E_t\left(L_t \middle| H_t\right) = {} & P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) \\ & + P\left(h_{t,j} = \bar{d}_j \middle| T \geq t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = \bar{d}_j\right). \end{aligned}$$

2.2 Ein Beispiel

Zur Veranschaulichung wird das Beispiel der dritten Lebensperiode betrachtet, wobei die maximale Lebensdauer mindestens vier Perioden beträgt, d.h. es gilt $\Omega \geq 4$. Diese Annahme stellt sicher, dass die betrachtete Periode nicht zwingend die letzte Lebensperiode darstellt. Weiterhin beinhaltet mehr als eine Vorgeschichte eine letale Erkrankung in der Vorperiode.

Individuen, die zu Beginn ihrer dritten Lebensperiode noch leben, können insgesamt vier verschiedene Vorgeschichten aufweisen. Diese werden wie folgt nummeriert:

(14a) $$h_3^{(1)} = (d_1, d_2),$$

(14b) $$h_3^{(2)} = (\bar{d}_1, d_2),$$

(14c) $$h_3^{(3)} = (d_1, \bar{d}_2),$$

(14d) $$h_3^{(4)} = (\bar{d}_1, \bar{d}_2).$$

Für die Menge aller Vorgeschichten gilt damit:

(14e) $$H_3 = \{(d_1, d_2), (\overline{d}_1, d_2), (d_1, \overline{d}_2), (\overline{d}_1, \overline{d}_2)\}.$$

Die zugehörigen unbedingten Wahrscheinlichkeiten lauten:

(15a) $$P\left(h_3^{(1)}\right) = \rho_1 \cdot e_1 \cdot \rho\left(d_2 \middle| d_1\right) \cdot e\left(d_2 \middle| d_1\right),$$

(15b) $$P\left(h_3^{(2)}\right) = (1 - \rho_1) \cdot \rho\left(d_2 \middle| \overline{d}_1\right) \cdot e\left(d_2 \middle| \overline{d}_1\right),$$

(15c) $$P\left(h_3^{(3)}\right) = \rho_1 \cdot e_1 \cdot \rho\left(\overline{d}_2 \middle| d_1\right) = \rho_1 \cdot e_1 \cdot \left[1 - \rho\left(d_2 \middle| d_1\right)\right],$$

(15d) $$P\left(h_3^{(4)}\right) = (1 - \rho_1) \cdot \rho\left(\overline{d}_2 \middle| \overline{d}_1\right) = (1 - \rho_1) \cdot \left[1 - \rho\left(d_2 \middle| \overline{d}_1\right)\right].$$

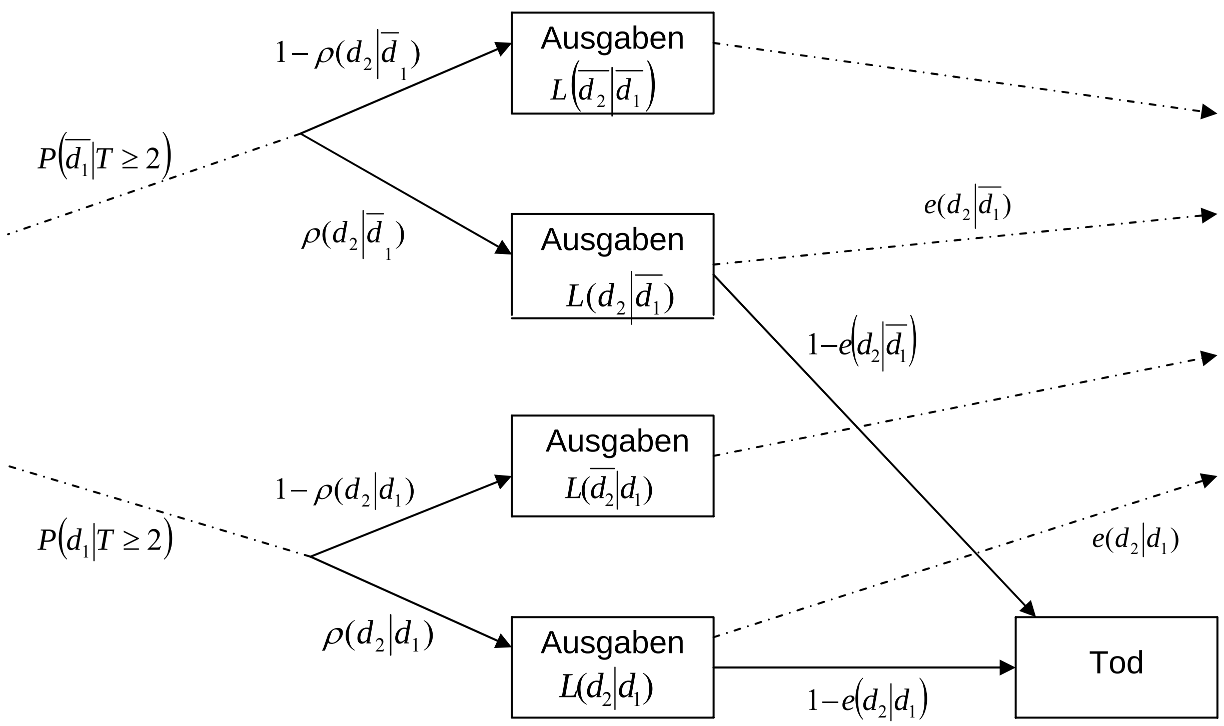
Somit gilt für die Wahrscheinlichkeit, mindestens drei Perioden lang zu leben:

(16) $$P(T \geq 3) = \sum_{i=1}^{4} P\left(h_3^{(i)}\right) = \rho_1 \cdot e_1 \cdot \left[\rho\left(d_2 \middle| d_1\right) \cdot e\left(d_2 \middle| d_1\right) + 1 - \rho\left(d_2 \middle| d_1\right)\right]$$
$$+ (1 - \rho_1) \cdot \left[\rho\left(d_2 \middle| \overline{d}_1\right) \cdot e\left(d_2 \middle| \overline{d}_1\right) + 1 - \rho\left(d_2 \middle| \overline{d}_1\right)\right].$$

Die bedingten Wahrscheinlichkeiten $P\left(h_3^{(i)} \middle| T \geq 3\right)$ der einzelnen Vorgeschichten können dann anhand von (7c) berechnet werden.

Abbildung 1 zeigt die vorherige zweite Lebensperiode, bei der bezüglich der Vorgeschichte nur das Auftreten bzw. die Abwesenheit einer letalen Krankheit in der ersten Lebensperiode zu berücksichtigen ist.

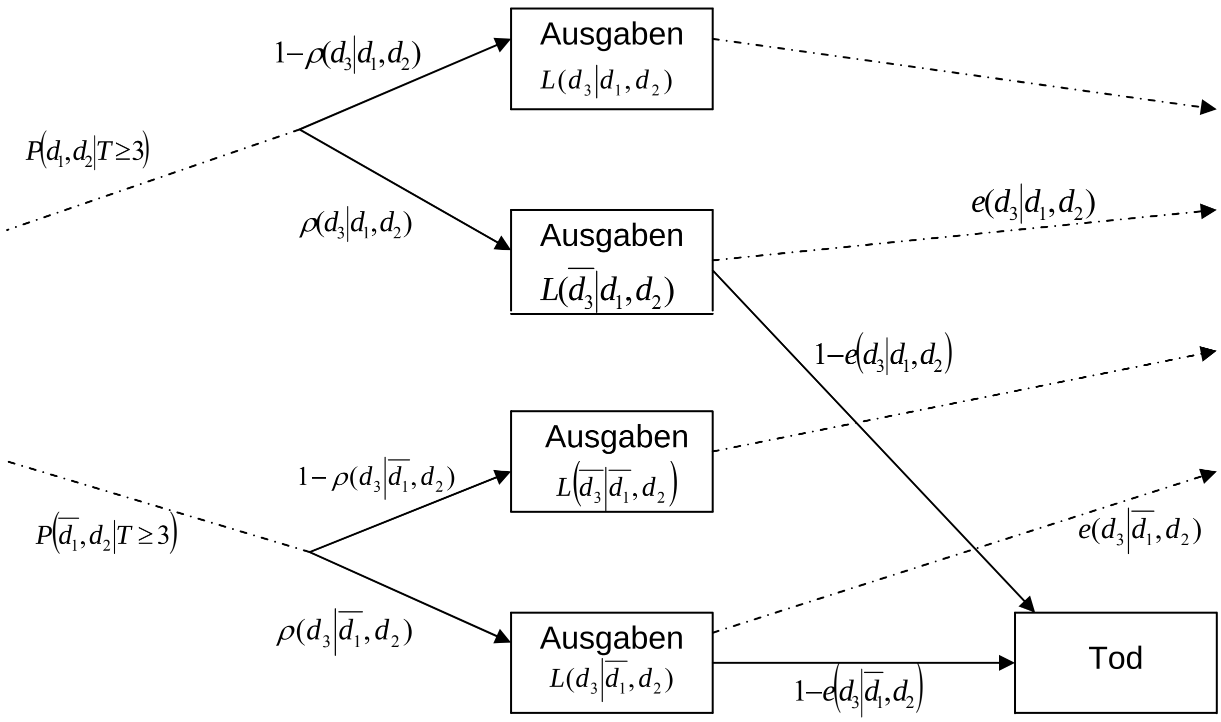
Abb. 1: Modell-Bevölkerung im stationären Zustand: Lebensperiode 2



Gegeben eine bestimmte Vorgeschichte, entscheidet die zugehörige bedingte Inzidenz, mit welcher Wahrscheinlichkeit eine letale Erkrankung in der zweiten Lebensperiode auftritt. Im Falle einer solchen Erkrankung erfolgt eine adäquate medizinische Behandlung nach dem aktuellen Stand des Wissens, die mit einer möglicherweise von der Vorgeschichte abhängigen Wahrscheinlichkeit das Überleben sichert. Wenn keine letale Erkrankung auftritt, erlebt das Individuum mit Sicherheit auch die dritte Lebensperiode.

Im Gegensatz dazu umfasst die Menge H_3 in der dritten Lebensperiode bereits vier Elemente. Abb. 2a zeigt die möglichen Verläufe unter der Prämisse, dass in der zweiten Lebensperiode eine letale Erkrankung aufgetreten ist und erfolgreich behandelt wurde.

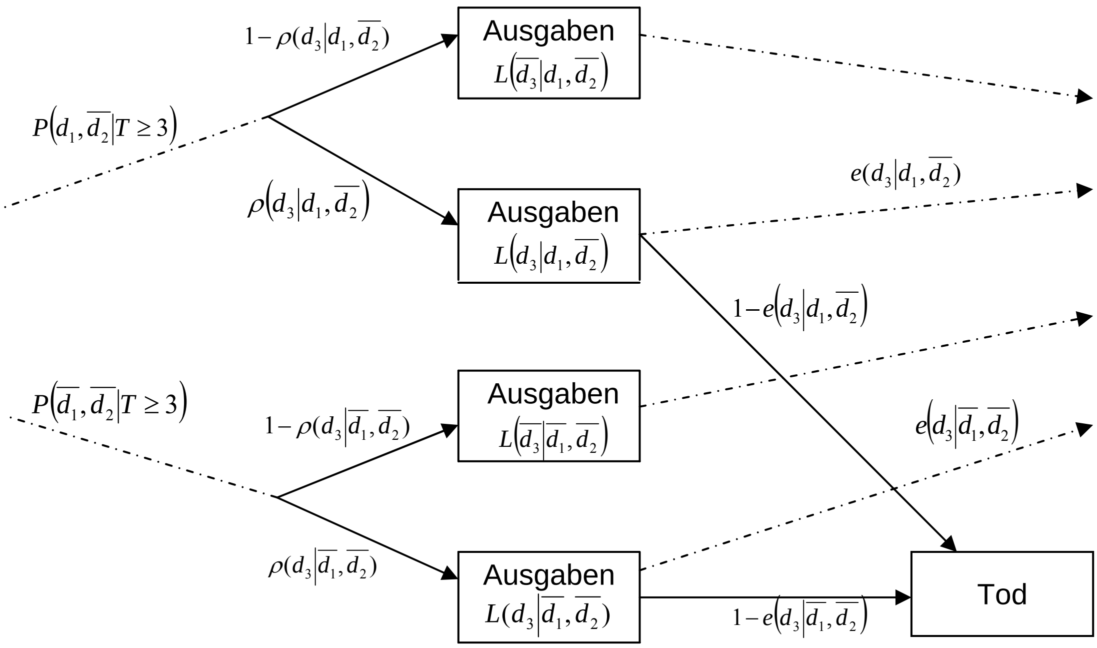
Abb. 2a: Modell-Bevölkerung im stationären Zustand: Lebensperiode 3, Erkrankung in Lebensperiode 2



Ein Vergleich mit Abb. 1 zeigt, dass die Struktur der möglichen Ereignisse gegeben eine bestimmte Vorgeschichte unverändert geblieben ist. Wiederum können sowohl die Wahrscheinlichkeit des Auftretens einer letalen Erkrankung als auch die Wahrscheinlichkeit einer erfolgreichen Behandlung dieser Erkrankung von der Vorgeschichte abhängen.

Abb. 2b vervollständigt die Darstellung der dritten Lebensperiode, indem sie die möglichen Pfade eines Individuums veranschaulicht, das in der vorherigen Periode keine letale Erkrankung aufgetreten ist.

Abb. 2b: Modell-Bevölkerung im stationären Zustand:
Lebensperiode 3, keine Erkrankung in Lebensperiode 2



Nun werde bei den Vorgeschichten der dritten Lebensperiode noch berücksichtigt, ob in der zweiten Periode die letale Krankheit aufgetreten ist oder nicht. Zunächst gilt:

(17a) $$P\left(h_{3,2} = d_2 \middle| T \ge 3\right) = P\left(h_3^{(1)} \middle| T \ge 3\right) + P\left(h_3^{(2)} \middle| T \ge 3\right).$$

Damit lassen sich die bedingten Wahrscheinlichkeiten derjenigen auf die dritte Lebensperiode bezogenen Vorgeschichten definieren, für die zusätzlich die Bedingung $h_{3,2} = d_2$ erfüllt ist:

(17b) $$P\left(h_3^{(1)} \middle| T \ge 3; h_{3,2} = d_2\right) = \frac{P\left(h_3^{(1)} \middle| T \ge 3\right)}{P\left(h_{3,2} = d_2 \middle| T \ge 3\right)},$$

(17c) $$P\left(h_3^{(2)} \middle| T \ge 3; h_{3,2} = d_2\right) = \frac{P\left(h_3^{(2)} \middle| T \ge 3\right)}{P\left(h_{3,2} = d_2 \middle| T \ge 3\right)}.$$

Ebenso kann man die komplementäre Bedingung $h_{3,2} = \overline{d}_2$, dass die letale Krankheit in der zweiten Lebensperiode *nicht* aufgetreten ist, berücksichtigen. Hierfür gilt:

(18a) $$P\left(h_{3,2} = \overline{d}_2 \middle| T \ge 3\right) = P\left(h_3^{(3)} \middle| T \ge 3\right) + P\left(h_3^{(4)} \middle| T \ge 3\right).$$

Die zugehörigen bedingten Wahrscheinlichkeiten lauten:

(18b) $$P\left(h_3^{(3)} \middle| T \ge 3; h_{3,2} = \overline{d}_2\right) = \frac{P\left(h_3^{(3)} \middle| T \ge 3\right)\left(1-e\left(d_3 \middle| \overline{d_1},\overline{d_2}\right)\right)}{P\left(h_{3,2} = \overline{d}_2 \middle| T \ge 3\right)},$$

(18c) $$P\left(h_3^{(4)} \middle| T \ge 3; h_{3,2} = \overline{d}_2\right) = \frac{P\left(h_3^{(4)} \middle| T \ge 3\right)}{P\left(h_{3,2} = \overline{d}_2 \middle| T \ge 3\right)}.$$

Für die erwarteten Gesundheitsausgaben gilt, wenn in der zweiten Lebensperiode eine letale Krankheit erfolgreich behandelt worden ist:

(19a) $$E_3\left(L_3 \middle| H_3; h_{3,2} = d_2\right) = \sum_{i=1}^{2} P\left(h_3^{(i)} \middle| T \geq 3; h_{3,2} = d_2\right) \cdot E_3\left(L_3 \middle| h_3^{(i)}\right).$$

Andererseits erhält man für die erwarteten Gesundheitsausgaben, wenn in der zweiten Lebensperiode keine letale Krankheit aufgetreten ist:

(19b) $$E_3\left(L_3 \middle| H_3; h_{3,2} = \overline{d}_2\right) = \sum_{i=3}^{4} P\left(h_3^{(i)} \middle| T \geq 3; h_{3,2} = \overline{d}_2\right) \cdot E_3\left(L_3 \middle| h_3^{(i)}\right).$$

3. Effekte einer Verringerung der Sterblichkeit auf die altersspezifischen Ausgaben für Gesundheitsleistungen

3.1 Medizinischer Fortschritt

In Bezug auf den medizinischen Fortschritt wird angenommen, dass dieser eine Verringerung der Sterblichkeit an der letalen Krankheit in einer Lebensperiode j bewirkt. Dabei wird ferner $j \rangle \Omega - 1$ unterstellt, so dass die (in Bezug auf die Ausgangslage) „neuen Überlebenden“ die Chance haben, mehr als eine zusätzliche Lebensperiode zu erleben. Es wäre durchaus möglich, eine Verringerung der Sterblichkeit nicht nur auf eine Lebensperiode, sondern auch auf eine bestimmte Vorgeschichte zu beschränken. Um jedoch die Wirkungen des medizinischen Fortschritts in einem bestimmten Lebensalter auf nachfolgende Perioden möglichst allgemein diskutieren zu können, wird diese zweite Einschränkung nicht vorgenommen.

Genauer wird unterstellt, dass in einer Lebensperiode j der medizinische Fortschritt für eine gleichmäßige relative Erhöhung der Überlebenswahrscheinlichkeiten sorgt, d.h. es gilt, wenn $\widetilde{h}_j \in H_j$ eine spezielle Vorgeschichte bezeichnet:

(20a) $$\frac{d\left[e\left(d_j \middle| h_j\right)\right]}{e\left(d_j \middle| h_j\right)} = \frac{d\left[e\left(d_j \middle| \widetilde{h}_j\right)\right]}{e\left(d_j \middle| \widetilde{h}_j\right)} = c_j \rangle 0; \quad \forall h_j \in H_j .$$

Damit sind zugleich unterschiedliche relative Effekte auf die Sterblichkeitsraten verbunden:

(20b) $$\frac{d\left[1 - e\left(d_j \middle| h_j\right)\right]}{1 - e\left(d_j \middle| h_j\right)} = -c_j \cdot \frac{e\left(d_j \middle| h_j\right)}{1 - e\left(d_j \middle| h_j\right)}; \quad \forall h_j \in H_j .$$

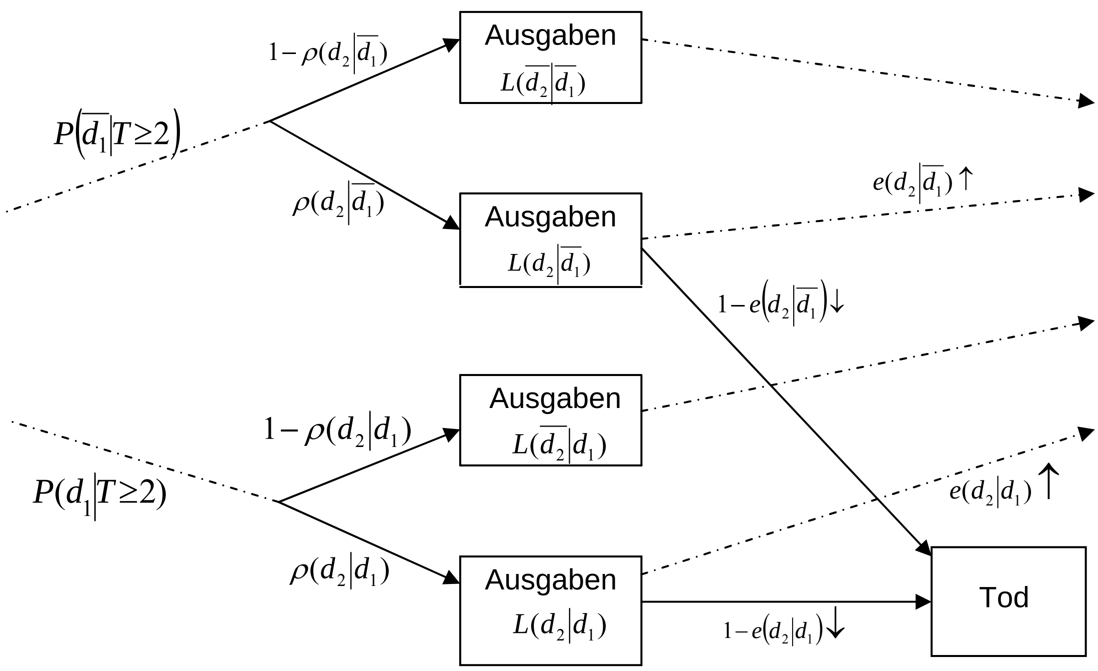
Konkret fällt die relative Verringerung der Sterblichkeit an der letalen Krankheit in Lebensperiode j umso größer aus, je höher die Überlebenswahrscheinlichkeit bezogen auf die Vorgeschichte in der Ausgangslage ist.

Alle übrigen parametrisch vorgegebenen Wahrscheinlichkeiten des Modells bleiben unverändert. Damit hat der betrachtete medizinische Fortschritt keinen Einfluss auf die auf eine Vorgeschichte bedingten Wahrscheinlichkeiten einer letalen Erkrankung in Lebensperiode j oder später. Dasselbe gilt für die bedingten Wahrscheinlichkeiten des Überlebens einer letalen Erkrankung in späteren Lebensperioden. Insofern werden im neuen stationären Zustand in jeder späteren Lebensperiode „neue Überlebende“ anzutreffen sein, d.h. Individuen, die in der Ausgangslage ohne medizinischen Fortschritt bereits in Lebensperiode j verstorben wären.

Tatsächlich lässt sich die letzte Aussage noch präziser fassen. Die „neuen Überlebenden“ in einer späteren Lebensperiode t sind durchweg Individuen, deren Vorgeschichte das Ereignis $h_{t,j} = d_j$ beinhaltet. Damit verändert der in einer früheren Lebensperiode j wirkende medizinische Fortschritt die Struktur der Individuen, die mindestens bis zu einer späteren Lebensperiode t leben, bezüglich ihrer Vorgeschichten. Konkret werden die bedingten Wahrscheinlichkeiten derjenigen Vorgeschichten, für welche $h_{t,j} = d_j$ gilt, zunehmen, während die bedingten Wahrscheinlichkeiten der anderen Vorgeschichten (die $h_{t,j} = \overline{d}_j$ erfüllen) sinken.

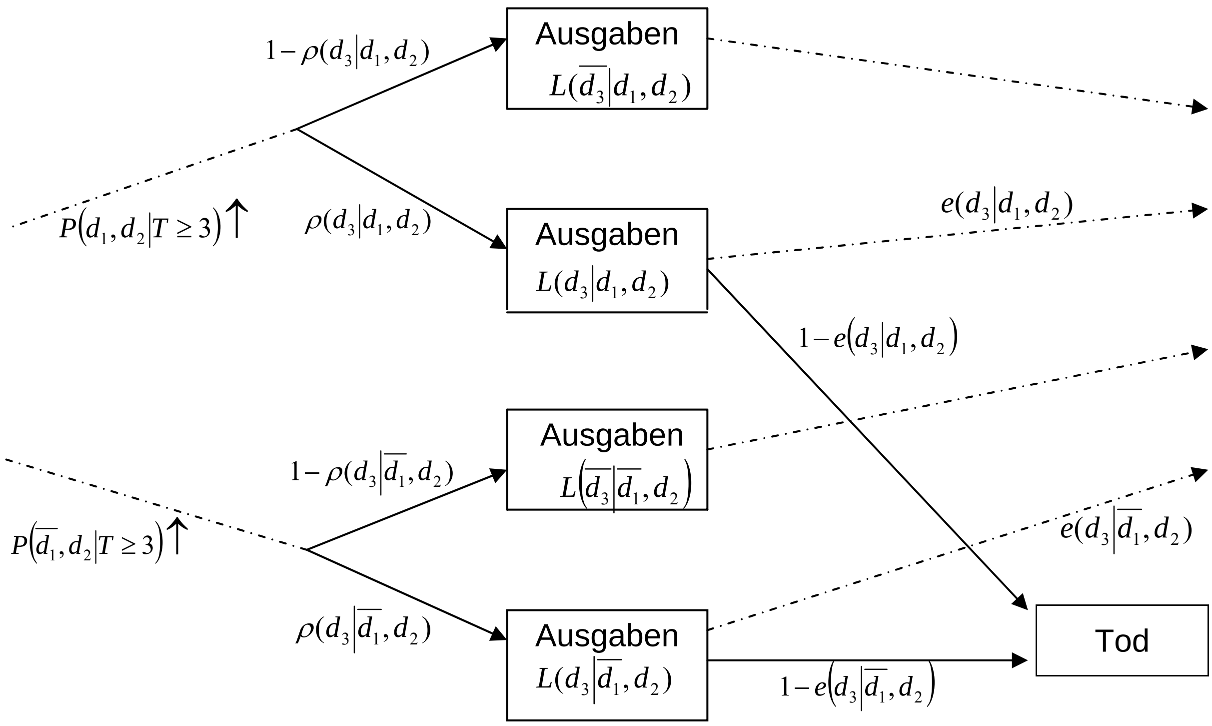
Zur Veranschaulichung betrachte man das Beispiel einer gleichmäßigen relativen Erhöhung der auf die Vorgeschichte bedingten Überlebenswahrscheinlichkeiten in der zweiten Lebensperiode. Zunächst veranschaulicht Abbildung 3 die Auswirkungen in derselben Periode.

Abb. 3: Effekte des medizinischen Fortschritts: Lebensperiode 2



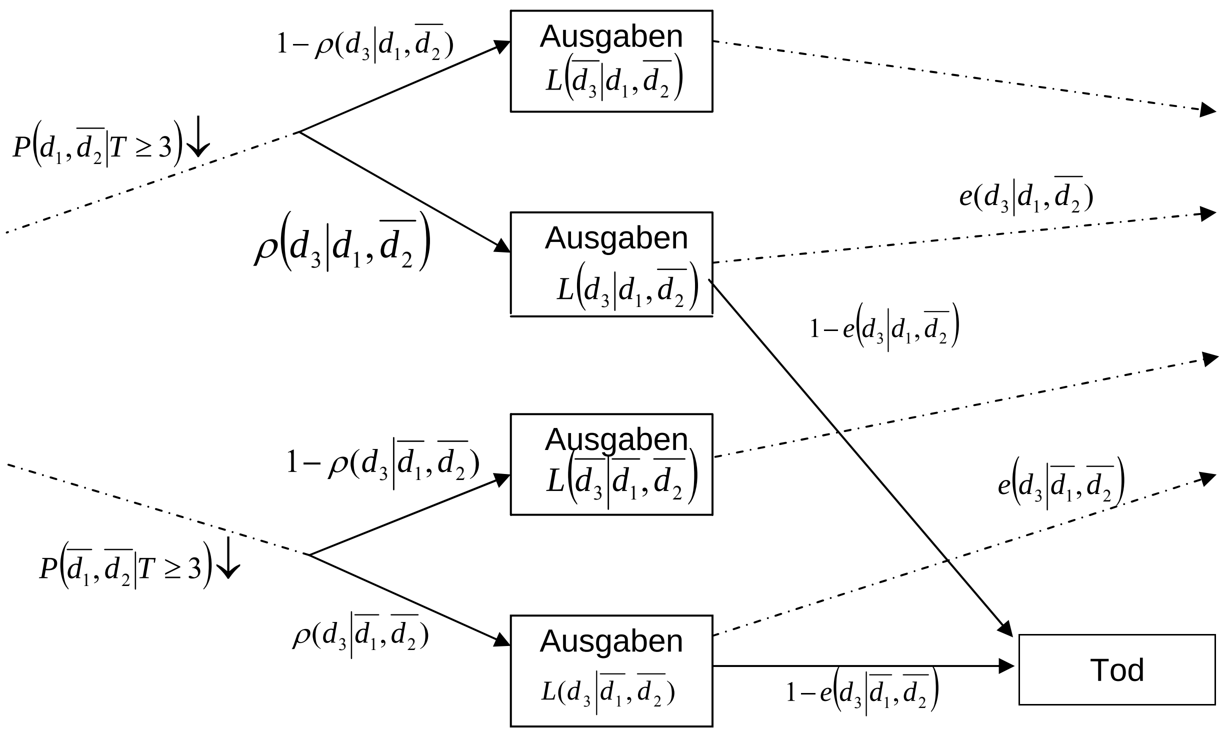
Abbildungen 4a zeigt die Veränderung der Struktur der Individuen in der nachfolgenden dritten Lebensperiode unter der Voraussetzung, dass eine letale Erkrankung in der zweiten Lebensperiode erfolgreich behandelt werden konnte. Durch die Erhöhung der Überlebenswahrscheinlichkeiten in der Vorperiode erhöhen sich die Wahrscheinlichkeiten derjenigen Vorgeschichten, die dieses Ereignis enthalten.

Abb. 4a: Effekte des medizinischen Fortschritts in Lebensperiode 3, Erkrankung in Lebensperiode 2



Gleichzeitig verringern sich die Wahrscheinlichkeiten derjenigen Vorgeschichten, die keine letale Erkrankung in der zweiten Lebensperiode beinhalten:

Abb. 4b: Effekte des medizinischen Fortschritts in Lebensperiode 3, keine Erkrankung in Lebensperiode 2



Welche Ausgabeneffekte gehen von dieser Art des medizinischen Fortschritts aus? Dies wird am Beispiel der mittleren bzw. der erwarteten altersspezifischen Gesundheitsausgaben eines Individuums untersucht. Zunächst können die Ausgaben für die adäquate medizinische Behandlung der letalen Krankheit in Lebensperiode j steigen. Wenn dies der Fall ist, liegt unter sonst gleichen Umständen ein positiver *direkter Ausgabeneffekt* vor. Ferner kann die Veränderung der Struktur der Individuen in späteren Lebensperioden Einfluss auf die zugehörigen erwarteten Gesundheitsausgaben nehmen. Derartige Veränderungen werden als *indirekte Ausgabeneffekte* bezeichnet.

Der medizinische Fortschritt kann neben den sogleich näher zu analysierenden Effekten, die sich auf die Mortalität beziehen, auch Auswirkungen auf die Morbidität haben. Letzteres wäre etwa dann der Fall, wenn durch eine verbesserte Behandlung der Heilungsprozess von Patienten gefördert würde. Auch dann können grundsätzlich ein direkter Ausgabeneffekt sowie weitere, indirekte Ausgabeneffekte entstehen. Während der erste Effekt sich qualitativ nicht von dem entsprechenden Effekt bei der oben beschriebenen Variante des medizinischen Fortschritts unterscheidet, besteht bezüglich eventueller indirekter Effekte ein wichtiger Unterschied: Zwar impliziert ein indirekter Effekt von Null in einer (späteren) Lebensperiode ebenfalls keine Veränderung der altersbezogenen Gesundheitsausgaben pro Kopf. Allerdings bleibt dann auch die Anzahl der Köpfe unverändert, was bei der ersten Spielart des medizinischen Fortschritts per definitionem ausgeschlossen ist. Damit ist ein indirekter Effekt von Null bei einer fortschrittsbedingten Verringerung der Morbidität gleichbedeutend mit der Konstanz der gesamten Gesundheitsausgaben in einem Lebensalter, während eine Verringerung der Mortalität dann mit höheren absoluten Ausgaben einhergeht.

3.2 Direkter Effekt

Um einen direkten Ausgabeneffekt erfassen zu können, wird nun zusätzlich die Abhängigkeit der Ausgaben für die Behandlung der letalen Krankheit in Lebensperiode j von der zugehörigen Wahrscheinlichkeit des Überlebens berücksichtigt. Anstelle von $L(d_j|h_j)$ wird daher nun die Ausgabengröße $L[d_j|h_j;e(d_j|h_j)]$ betrachtet. Speziell wird angenommen, dass die Elastizität der Ausgaben für die Behandlung der letalen Erkrankung in einer Lebensperiode j bezüglich der zugehörigen Überlebenswahrscheinlichkeit für jede Vorgeschichte identisch ist:[9]

$$\text{(21a)} \qquad \frac{d\{L[d_j|h_j;e(d_j|h_j)]\}}{L[d_j|h_j;e(d_j|h_j)]} = k_j \cdot \frac{d[e(d_j|h_j)]}{e(d_j|h_j)}; \quad k_j > 0; \quad \forall h_j \in H_j .$$

Dies impliziert zusammen mit (20a), dass die absolute Erhöhung der Ausgaben für die Behandlung der letalen Krankheit umso größer ausfällt, je höher diese Ausgaben bei einer Vorgeschichte in der Ausgangslage waren:

9 Die Annahme einer positiven Elastizität der Behandlungskosten impliziert, dass es sich bei der infolge des medizinischen Fortschritts veränderten Behandlung vorrangig um eine Produktinnovation handelt. Dies schließt nicht aus, dass die Behandlungskosten in Bezug auf die ursprüngliche Überlebenswahrscheinlichkeit sinken können.
Allgemeiner ist auch denkbar, dass diese Elastizität Null beträgt oder sogar negativ ausfällt. Wie die nachstehende Analyse zeigt, läge in diesem Fall kein direkter Effekt oder sogar ein negativer direkter Effekt des medizinischen Fortschritts vor.

(21b) $$d\left\{L\left[d_j \middle| h_j; e\left(d_j \middle| h_j\right)\right]\right\} = c_j \cdot k_j \cdot L\left[d_j \middle| h_j; e\left(d_j \middle| h_j\right)\right].$$

Daher ergibt sich für den Effekt auf die erwarteten Gesundheitsausgaben in Lebensperiode j, gegeben eine konkrete Vorgeschichte:

(22) $$d\left[E_j\left(L_j \middle| h_j\right)\right] = \rho\left(d_j \middle| h_j\right) \cdot d\left\{L\left[d_j \middle| h_j; e\left(d_j \middle| h_j\right)\right]\right\} = c_j \cdot k_j \cdot \rho\left(d_j \middle| h_j\right) \cdot L\left[d_j \middle| h_j; e\left(d_j \middle| h_j\right)\right].$$

Daraus folgt für den Effekt auf die gesamten erwarteten Ausgaben in Lebensperiode j:

(23) $$\begin{aligned} d\left[E_j\left(L_j \middle| H_j\right)\right] &= \sum_{h_j \in H_j} P\left(h_j \middle| T \geq j\right) \cdot d\left[E_j\left(L_j \middle| h_j\right)\right] \\ &= c_j \cdot k_j \cdot \sum_{h_j \in H_j} P\left(h_j \middle| T \geq j\right) \cdot \rho\left(d_j \middle| h_j\right) \cdot L\left[d_j \middle| h_j; e\left(d_j \middle| h_j\right)\right]. \end{aligned}$$

Zur Interpretation dieses Effekts ist es hilfreich, (8a) und (8b) mit Hilfe des Satzes von Bayes zu verknüpfen und die zusätzlich auf die letale Erkrankung in Lebensperiode j bedingte Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte wie folgt zu definieren:

(24a) $$P\left(h_j \middle| T \geq j; d_j\right) = \frac{P\left(h_j, d_j \middle| T \geq j\right)}{P\left(d_j \middle| T \geq j\right)} = \frac{P\left(h_j, d_j \middle| T \geq j\right)}{\rho_j}.$$

Ebenso definiert man die bedingte Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte, wenn aktuell keine letale Erkrankung aufgetreten ist:

(24b) $$P\left(h_j \middle| T \geq j; \bar{d}_j\right) = \frac{P\left(h_j, \bar{d}_j \middle| T \geq j\right)}{P\left(\bar{d}_j \middle| T \geq j\right)} = \frac{P\left(h_j \middle| T \geq j\right) \cdot \left[1 - \rho\left(d_j \middle| h_j\right)\right]}{1 - \rho_j}.$$

Die Bedingung des Auftretens einer letalen Krankheit in Lebensperiode j bzw. deren Abwesenheit induzieren somit zwei Wahrscheinlichkeitsverteilungen auf dem Raum der Vorgeschichten. Für die erwarteten Gesundheitsausgaben eines Individuums unter der Bedingung, dass in der laufenden Lebensperiode eine letale Erkrankung auftritt, gilt:

(25a) $$E_j\left(L_j \middle| H_j; d_j\right) = \sum_{h_j \in H_j} P\left(h_j \middle| T \geq j; d_j\right) \cdot L\left[d_j \middle| h_j; e\left(d_j \middle| h_j\right)\right].$$

Ebenso erhält man für die erwarteten Gesundheitsausgaben unter der komplementären Bedingung, dass in der laufenden Lebensperiode keine letale Erkrankung auftritt:

(25b) $$E_j\left(L_j \middle| H_j; \bar{d}_j\right) = \sum_{h_j \in H_j} P\left(h_j \middle| T \geq j; \bar{d}_j\right) \cdot L\left(\bar{d}_j \middle| h_j\right).$$

Mit diesen Definitionen ergibt sich für die erwarteten Gesundheitsausgaben:

(26) $$\begin{aligned} E_j\left(L_j \middle| H_j\right) &= \sum_{h_j \in H_j} P\left(h_j \middle| T \geq j\right) \cdot E_j\left(L_j \middle| h_j\right) \\ &= P\left(d_j \middle| T \geq j\right) \cdot E_j\left(L_j \middle| H_j; d_j\right) + P\left(\bar{d}_j \middle| T \geq j\right) \cdot E_j\left(L_j \middle| H_j; \bar{d}_j\right) \\ &= \rho_j \cdot E_j\left(L_j \middle| H_j; d_j\right) + \left(1 - \rho_j\right) \cdot E_j\left(L_j \middle| H_j; \bar{d}_j\right). \end{aligned}$$

Damit erhält man für den direkten Ausgabeneffekt des medizinischen Fortschritts in einer Lebensperiode j:

(27) $$d\left[E_j\left(L_j\middle|H_j\right)\right]=c_j\cdot k_j\cdot\rho_j\cdot E_j\left(L_j\middle|H_j;d_j\right).$$

Neben den beiden Parametern c_j und k_j beeinflussen zwei weitere Größen die Höhe dieses Ausgabeneffekts: Die mittlere Wahrscheinlichkeit ρ_j, an der letalen Krankheit in der aktuellen Lebensperiode zu leiden, und die mittleren Ausgaben für die Behandlung dieser Krankheit.

3.3 Indirekte Effekte

In einer späteren Lebensperiode t (mit t>j) ist zunächst die Veränderung der unbedingten Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte h_t zu ermitteln, sofern diese eine letale Erkrankung in der Lebensperiode j beinhaltet. Unter der Voraussetzung, dass h_j die ersten Komponenten der betrachteten Vorgeschichte bezeichnet, gilt:[10]

(28a) $$h_{t,j}=d_j\quad\Rightarrow\quad d\left[P(h_t)\right]=\frac{\partial\left[P(h_t)\right]}{\partial\left[e\left(d_j\middle|h_j\right)\right]}\cdot d\left[e\left(d_j\middle|h_j\right)\right]=\frac{P(h_t)}{e\left(d_j\middle|h_j\right)}\cdot c_j\cdot e\left(d_j\middle|h_j\right).$$

Dies impliziert für die zugehörige relative Änderung:

(28b) $$h_{t,j}=d_j\quad\Rightarrow\quad d\left\{\ln\left[P(h_t)\right]\right\}=\frac{d\left[P(h_t)\right]}{P(h_t)}=c_j\,.$$

Das gilt auf jede Vorgeschichte h_t zu, die eine letale Erkrankung in Lebensperiode j beinhaltet.

Wenn jedoch keine letale Erkrankung in Lebensperiode j aufgetreten ist, ergibt sich keine Veränderung der unbedingten Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte:

(28c) $$h_{t,j}=\overline{d}_j\quad\Rightarrow\quad d\left[P(h_t)\right]=0\,.$$

Und damit:

(28d) $$h_{t,j}=\overline{d}_j\quad\Rightarrow\quad d\left\{\ln\left[P(h_t)\right]\right\}=\frac{d\left[P(h_t)\right]}{P(h_t)}=0\,.$$

Daraus folgt für die Veränderung der Wahrscheinlichkeit, eine spätere Lebensperiode t zu erleben:

(29a) $$d\left[P(T\geq t)\right]=\sum_{h_t\in H_t}d\left[P(h_t)\right]=c_j\cdot\sum_{\substack{h_t\in H_t\\ h_{t,j}=d_j}}P(h_t).$$

---

10 Dies impliziert $h_j=h_{t,-[j,t-1]}$.

Aufgrund von (10) gilt:

(29b) $$d\left[P(T \geq t)\right] = P(T \geq t) \cdot c_j \cdot \frac{\sum\limits_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j}=d_j}} P(h_t)}{P(T \geq t)} = P(T \geq t) \cdot c_j \cdot P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right),$$

was für die relative Änderung der Wahrscheinlichkeit, mindestens t Lebensperioden zu erleben, impliziert:

(29c) $$d\{\ln[P(T \geq t)]\} = \frac{d\left[P(T \geq t)\right]}{P(T \geq t)} = c_j \cdot P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right).$$

Damit fällt die relative Änderung dieser Wahrscheinlichkeit umso größer aus, je größer die Wahrscheinlichkeit ist, unter den bis mindestens einschließlich der Lebensperiode t Überlebenden Individuen anzutreffen, die eine letale Erkrankung in einer früheren Lebensperiode j überlebt haben.

Nun betrachte man den Effekt auf die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Vorgeschichten in Lebensperiode t. Für Vorgeschichten mit einer letalen Erkrankung in Lebensperiode j nimmt diese Wahrscheinlichkeit zu. Aus $h_{t,j} = d_j$ folgt:

(30a) $$d\left[P(h_t | T \geq t)\right] = P(h_t | T \geq t) \cdot \left[c_j - c_j \cdot P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right)\right].$$

Dies ist äquivalent zu:

(30b) $$d\left[P(h_t | T \geq t)\right] = P(h_t | T \geq t) \cdot c_j \cdot P\left(h_{t,j} = \overline{d}_j \middle| T \geq t\right).$$

Aus (30a) folgt für die zugehörige relative Änderung:

(30c) $$\frac{d\left[P(h_t | T \geq t)\right]}{P(h_t | T \geq t)} = c_j \cdot \left[1 - P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right)\right].$$

Andererseits sinken die bedingten Wahrscheinlichkeiten der übrigen Vorgeschichten, weil aus $h_{t,j} = \overline{d}_j$ folgt:

(30d) $$d\left[P(h_t | T \geq t)\right] = -P(h_t | T \geq t) \cdot c_j \cdot P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right).$$

Dies impliziert eine relative Verringerung gemäß:

(30e) $$\frac{d\left[P(h_t | T \geq t)\right]}{P(h_t | T \geq t)} = -c_j \cdot P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right).$$

Mit diesen Informationen kann der indirekte Ausgabeneffekt ermittelt werden.

Satz 1: Für den indirekten Ausgabeneffekt des durch (20a) beschriebenen medizinischen Fortschritts in einer späteren Lebensperiode t gilt:

(31) $$d\left[E_t(L_t | H_t)\right] = c_j \cdot P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t, h_{t,j} = d_j\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right].$$

Zunächst ist klar, dass ein indirekter Effekt lediglich über den Einfluss auf die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Vorgeschichten zustande kommen kann, da die auf eine Vorgeschichte bedingten erwarteten Gesundheitsausgaben unverändert bleiben. Aus der Definition (9b) der erwarteten Gesundheitsausgaben folgt zunächst, wenn man (30a) und (30d) verwendet:

(32a) $$d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right] = c_j \cdot \left[\sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j}=d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| h_t\right) - P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right]$$

Für die erste Summe in Klammern gilt aber aufgrund von (10) und (12a):

(32b) $$\sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j}=d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| h_t\right) = P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot \sum_{h_t \in H_t} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| h_t\right)$$

$$= P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t, h_{t,j} = d_j\right).$$

Damit ist (31) gezeigt.

Das Vorzeichen des indirekten Ausgabeneffekts ergibt sich demnach aus dem Vergleich der erwarteten Gesundheitsausgaben für die „neuen Überlebenden“ und alle Überlebenden. Wenn Individuen, die eine letale Erkrankung in einer früheren Lebensperiode j überstanden haben, im Durchschnitt höhere (bzw. niedrigere) Ausgaben für Gesundheitsleistungen in einer späteren Lebensperiode t verursachen, liegt ein positiver (bzw. negativer) indirekter Ausgabeneffekt vor.

Insbesondere hängt das Vorzeichen des indirekten Ausgabeneffekts *nicht* davon ab, ob die „neuen Überlebenden“ ihre zusätzlichen Lebensperioden bei guter Gesundheit verbringen und damit – absolut gesehen – nur geringfügige Gesundheitsausgaben verursachen oder nicht.[11] Vielmehr kommt es darauf an, ob die „neuen Überlebenden“ *relativ* zu den Individuen, die bereits in der Ausgangslage überlebt haben, hohe oder niedrige Gesundheitsausgaben aufweisen. Weiterhin folgt aus (30c) und (30e), dass die spezielle Art des medizinischen Fortschritts, die hier mit (20a) untersucht wird, die Struktur der Individuen, für welche $h_{t,j} = d_j$ bzw. $h_{t,j} = \overline{d}_j$ gilt, jeweils bezüglich ihrer Vorgeschichte unverändert lässt. Daher ist der indirekte Ausgabeneffekt genau dann positiv (bzw. negativ), wenn die erwarteten Gesundheitsausgaben in Lebensperiode t für Individuen mit $h_{t,j} = d_j$ höher (bzw. niedriger) liegen als für Individuen, deren Vorgeschichte die Bedingung $h_{t,j} = \overline{d}_j$ erfüllt.

11 Im Modell könnte man „gute Gesundheit“ mit einer geringen Wahrscheinlichkeit einer letalen Erkrankung identifizieren.

Die letzte Aussage wird unmittelbar ersichtlich, wenn man auf eine alternative Darstellung des indirekten Ausgabeneffekts zurückgreift, die sich ergibt, wenn man anstelle von (30a) nun (30b) verwendet. Mit der ansonsten gleichen Vorgehensweise, die bei der Ermittlung von (31) angewendet wurde, erhält man:

(33) $$d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right] = c_j \cdot P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot P\left(h_{t,j} = \overline{d}_j \middle| T \geq t\right) \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = \overline{d}_j\right)\right].$$

Da die Faktoren des Produkts vor der eckigen Klammer ohne Ausnahme positiv sind, hängt das Vorzeichen des indirekten Ausgabeneffekts allein von der Differenz der erwarteten Gesundheitsausgaben $E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right)$ und $E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = \overline{d}_j\right)$ ab.

3.4 Weitere Analyse indirekter Effekte

Zur Vorbereitung ist es hilfreich, die Darstellung indirekter Effekte gemäß (31) weiter umzuformen. Genauer geht es darum, die erwarteten Ausgaben für Gesundheitsleistungen jeweils zu zerlegen, indem als weitere Bedingung das Auftreten bzw. das Ausbleiben der letalen Erkrankung in der betrachteten Lebensperiode berücksichtigt wird. Für die erwarteten Ausgaben aller Individuen, die mindestens t Lebensperioden erleben, gilt aufgrund von (26):

(34) $$E_t\left(L_t \middle| H_t\right) = \rho_t \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right) + \left(1 - \rho_t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; \overline{d}_t\right).$$

Um eine ähnliche Zerlegung der erwarteten Ausgaben derjenigen Individuen zu erhalten, die eine letale Erkrankung in der früheren Lebensperiode j überstanden haben, geht man von folgender Darstellung dieser Größe aus:

(35a) $$E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) = \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \rho\left(d_t \middle| h_t\right) \cdot L\left(d_t \middle| h_t\right) + \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \left[1 - \rho\left(d_t \middle| h_t\right)\right] \cdot L\left(\overline{d}_t \middle| h_t\right).$$

Für die Wahrscheinlichkeit, in Lebensperiode t die letale Krankheit zu bekommen, gilt:

(35b) $$\rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) = \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \rho\left(d_t \middle| h_t\right).$$

Die Wahrscheinlichkeit $\rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)$ bezeichnet die Inzidenz der letalen Erkrankung bei denjenigen Individuen, die in der früheren Lebensperiode j die letale Erkrankung überstanden haben. Damit lässt sich die bedingte Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte definieren, wenn als zusätzliche Bedingung eine letale Erkrankung in Lebensperiode t berücksichtigt wird:

$$(35c) \qquad P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) = \frac{P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \rho\left(d_t \middle| h_t\right)}{\sum\limits_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \rho\left(d_t \middle| h_t\right)}$$

$$= \frac{P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \rho\left(d_t \middle| h_t\right)}{\rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)}.$$

In gleicher Weise erhält man die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Vorgeschichten, wenn keine letale Erkrankung in Lebensperiode t aufgetreten ist. Insgesamt gilt für die Wahrscheinlichkeit der Abwesenheit einer letalen Erkrankung:

$$(36a) \qquad 1 - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) = 1 - \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \rho\left(d_t \middle| h_t\right)$$

$$= \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \left[1 - \rho\left(d_t \middle| h_t\right)\right].$$

Daraus folgt für die zugehörige bedingte Wahrscheinlichkeit einer Vorgeschichte:

$$(36b) \qquad P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j; \overline{d}_t\right) = \frac{P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot \left[1 - \rho\left(d_t \middle| h_t\right)\right]}{1 - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)}.$$

Mit Hilfe von (35b) und (36b) erhält man aus (35a):

$$(37a) \quad E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) = \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) \cdot \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) \cdot L\left(d_t \middle| h_t\right)$$

$$+ \left[1 - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)\right] \cdot \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j; \overline{d}_t\right) \cdot L\left(\overline{d}_t \middle| h_t\right).$$

Nun definiert man die folgenden bedingten Erwartungswerte:

$$(37b) \qquad E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) = \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) \cdot L\left(d_t \middle| h_t\right),$$

$$(37c) \qquad E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \overline{d}_t\right) = \sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j; \overline{d}_t\right) \cdot L\left(\overline{d}_t \middle| h_t\right).$$

Beide Größen beziehen sich ausschließlich auf Individuen, die in der früheren Periode j die letale Erkrankung überstanden haben. $E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right)$ bezeichnet die erwarteten Ausgaben für Gesundheitsleistungen unter der Bedingung, dass in Periode t eine letale Erkrankung aufgetreten ist, während $E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \overline{d}_t\right)$ die entsprechende Größe unter der komplementären Bedingung darstellt.

Insgesamt ergibt sich dann für die erwarteten Ausgaben für Gesundheitsleistungen in (37a):

(37d)
$$E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) = \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) + \left[1 - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)\right] \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \bar{d}_t\right).$$

Mit Hilfe von (34) und (37d) erhält man nach wenigen Umformungen die Zerlegung:

(38)
$$\begin{aligned} &E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t\right) \\ &= \left[\rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) - \rho_t\right] \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; \bar{d}_t\right)\right] \\ &\quad + \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right)\right] \\ &\quad + \left[1 - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)\right] \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \bar{d}_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; \bar{d}_t\right)\right]. \end{aligned}$$

Damit sind drei Teileffekte im Hinblick auf das Vorzeichen des durch (31) beschriebenen indirekten Effekts zu unterscheiden. Zunächst fällt der indirekte Effekt unter sonst gleichen Voraussetzungen größer aus, wenn eine letale Erkrankung in der früheren Lebensperiode j die erwarteten Gesundheitsausgaben bei einer letalen Erkrankung in der aktuellen Periode t erhöht. Dann gilt:

(39a)
$$E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right) \rangle\ 0.$$

Umgekehrt bewirkt ein negatives Vorzeichen dieser Differenz ceteris paribus einen kleineren indirekten Effekt.

Ganz ähnliche Aussagen gelten, wenn stattdessen die Bedingung des Ausbleibens der letalen Erkrankung in der aktuellen Lebensperiode t unterstellt wird. Wiederum ergibt sich ein größerer indirekter Effekt, wenn eine frühere letale Erkrankung die erwarteten Gesundheitsausgaben in der aktuellen Periode erhöht. Unter dieser Voraussetzung gilt:

(39b)
$$E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \bar{d}_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; \bar{d}_t\right) \rangle\ 0.$$

Wiederum sorgt ein negatives Vorzeichen für einen kleineren indirekten Effekt.

Die beiden angesprochenen Teileffekte stellen *Behandlungsausgabeneffekte* dar. Im Gegensatz dazu hängt das Vorzeichen des *Inzidenzeffekts* noch vom Vergleich der erwarteten Gesundheitsausgaben mit und ohne letale Erkrankung in der aktuellen Periode ab. Zunächst sei angenommen, dass eine letale Erkrankung in Periode t zu höheren erwarteten Gesundheitsausgaben führt. Dann erhöht der Inzidenzeffekt den indirekten Effekt, wenn eine letale Erkrankung in der früheren Lebensperiode j mit einer höheren Inzidenz der letalen Erkrankung in der aktuellen Periode verbunden ist. Dann gilt:

(39c)
$$\left[\rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) - \rho_t\right] \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; \bar{d}_t\right)\right] \rangle\ 0.$$

Andererseits verringert der Inzidenzeffekt den indirekten Effekt, wenn eine frühere letale Erkrankung die Inzidenz der letalen Erkrankung in der aktuellen Periode reduziert. Schließlich erhält man die umgekehrten Aussagen bezüglich des Inzidenzeffekts, wenn die erwarteten Gesundheitsausgaben in der aktuellen Periode ohne die letale Erkrankung höher ausfallen als bei deren Auftreten.

Nun werden drei Spezialfälle kurz diskutiert, deren Voraussetzungen jeweils dafür sorgen, dass nicht alle Teileffekte auf den indirekten Effekt von Null verschieden sind. Im ersten Spezialfall wird angenommen, die Vorgeschichte hätte in einer späteren Lebensperiode t keinen Einfluss auf diejenigen Größen, die für die Ermittlung der erwarteten Gesundheitsausgaben relevant sind. In diesem Fall, der vorrangig zur Orientierung dient, gilt also:

(40)
$$\begin{aligned} \rho(d_t|h_t) &= \rho_t & \forall h_t \in H_t \\ L(d_t|h_t) &= L(d_t) & \forall h_t \in H_t \\ L(\overline{d}_t|h_t) &= L(\overline{d}_t) & \forall h_t \in H_t \end{aligned} .$$

Wenn die Vorgeschichte keinen Einfluss ausübt, ist zu vermuten, dass die Veränderung der Struktur der überlebenden Individuen, die durch den medizinischen Fortschritt in einer früheren Lebensperiode j ausgelöst wird, ebenfalls ohne Effekt bleibt. Dies bestätigt

Satz 2: Unter den Voraussetzungen (40) gilt für den indirekten Ausgabeneffekt des medizinischen Fortschritts in einer späteren Lebensperiode t:

(41)
$$d\left[E_t\left(L_t|H_t\right)\right] = 0 .$$

Wenn man (40) verwendet und die Definitionen (34), (35b) und (37d) nutzt, erhält man:

(41)
$$\begin{aligned} \rho(d_t|h_{t,j} = d_j) &= \rho_t \\ E_t\left(L_t|H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) &= E_t\left(L_t|H_t; d_t\right) . \\ E_t\left(L_t|H_t; h_{t,j} = d_j; \overline{d}_t\right) &= E_t\left(L_t|H_t; \overline{d}_t\right) \end{aligned}$$

Daraus folgt unmittelbar, dass die in (38) dargestellte Differenz und damit auch der indirekte Effekt gemäß (31) Null betragen muss.

Ein weiterer Spezialfall, der allerdings weniger Restriktionen als der soeben betrachtete Fall auferlegt, liegt vor, wenn die Ausgaben für Gesundheitsleistungen nur davon abhängen, ob die letale Krankheit auftritt oder nicht. Es gilt also:

(42)
$$\begin{aligned} L(d_t|h_t) &= L(d_t) & \forall h_t \in H_t \\ L(\overline{d}_t|h_t) &= L(\overline{d}_t) & \forall h_t \in H_t \end{aligned} .$$

Welche Konsequenzen ergeben sich daraus? Wenn die Vorgeschichte keinen Effekt auf die Gesundheitsausgaben im Falle einer letalen Erkrankung bzw. bei deren Ausbleiben hat, kann die Veränderung der Struktur der Individuen aufgrund des medizinischen Fortschritts lediglich die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Vorgeschichten beeinflussen. Dies legt die Vermutung nahe, dass Umfang und Vorzeichen eines indirekten Ausgabeneffekts allein vom Inzidenzeffekt abhängen werden.

Satz 3: Unter den Voraussetzungen (42) wird das Vorzeichen des indirekten Ausgabeneffekts durch den Inzidenzeffekt bestimmt. Es gilt:

$$\text{(43a)} \qquad L(d_t) > L(\bar{d}_t) \;\Rightarrow\; d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right] \overset{>}{\underset{<}{=}} 0 \;\Leftrightarrow\; \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) \overset{>}{\underset{<}{=}} \rho_t \,,$$

$$\text{(43b)} \qquad L(d_t) < L(\bar{d}_t) \;\Rightarrow\; d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right] \overset{>}{\underset{<}{=}} 0 \;\Leftrightarrow\; \rho_t \overset{>}{\underset{<}{=}} \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right).$$

Im Gegensatz zum ersten Spezialfall sind nun lediglich die Ausgaben für Gesundheitsleistungen unabhängig von der Vorgeschichte. Dies impliziert:

$$\text{(44a)} \qquad \begin{aligned} E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) &= E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right) = L(d_t) \\ E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \bar{d}_t\right) &= E_t\left(L_t \middle| H_t; \bar{d}_t\right) = L(\bar{d}_t) \end{aligned}.$$

Wenn man diese Beziehungen in (38) verwendet, erhält man:

$$\text{(44b)} \qquad E_t\left(L_t \middle| H_t, h_{t,j} = d_j\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t\right)$$

$$= \left[\rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) - \rho_t\right] \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) + \left[\rho_t - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)\right] \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \bar{d}_t\right)$$

$$= \left[\rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) - \rho_t\right] \cdot L(d_t) + \left[\rho_t - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)\right] \cdot L(\bar{d}_t).$$

Unter Berücksichtigung von (31) impliziert diese Darstellung (43a) und (43b).

Abschließend wird lediglich angenommen, dass die frühere letale Erkrankung in Lebensperiode j keinen Einfluss auf die Inzidenz der letalen Erkrankung in der aktuellen Periode t hat:

$$\text{(45a)} \qquad \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) = \rho_t \,.$$

Wie man anhand von (38) sieht, kommt es dann für das Vorzeichen des indirekten Effekts auf die Differenz der mittleren Ausgaben für Gesundheitsleistungen an. Genauer gilt nun die Zerlegung:

$$\text{(45b)} \qquad E_t\left(L_t \middle| H_t, h_{t,j} = d_j\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t\right)$$

$$= \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right) \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; d_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right)\right]$$

$$+ \left[1 - \rho\left(d_t \middle| h_{t,j} = d_j\right)\right] \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j; \bar{d}_t\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t; \bar{d}_t\right)\right].$$

Wenn beide Behandlungsausgabeneffekte nichtnegativ sind und zumindest ein Teileffekt strikt positiv, erhält man einen positiven indirekten Effekt. Umgekehrt fällt der indirekte Effekt wenigstens dann negativ aus, wenn beide Teileffekte nichtpositiv sind und ein Teileffekt strikt negativ. In allen übrigen Fällen weisen die beiden Teileffekte entgegengesetzte Vorzeichen auf. Dann kommt es für das Vorzeichen des indirekten Effekts darauf an, welcher der beiden Teileffekte überwiegt.

Allgemeiner lässt sich das Vorzeichen eines indirekten Effekts anhand weniger Informationen bestimmen, wenn man sich auf die Zerlegung (38) stützt und die drei Teileffekte kein unterschiedliches Vorzeichen aufweisen. Diese Fälle liefern hinreichende Bedingungen für einen vom Vorzeichen her eindeutigen indirekten Ausgabeneffekt des medizinischen Fortschritts.[12] Zur Veranschaulichung sei angenommen, die erwarteten Gesundheitsausgaben in einer Lebensperiode t fielen bei Auftreten einer letalen Erkrankung höher aus als bei deren Ausbleiben. Unter dieser Voraussetzung ergibt sich zumindest dann ein positiver indirekter Ausgabeneffekt, wenn eine letale Erkrankung in der früheren Lebensperiode j mit einer höheren aktuellen Inzidenz einer solchen Erkrankung einhergeht und höhere mittleren Gesundheitsausgaben sowohl im Falle einer letalen Erkrankung in Periode t als auch bei deren Ausbleiben verursacht. Tatsächlich reicht es für einen positiven indirekten Effekt aus, dass einer der drei Teileffekte positiv ausfällt, wenn die übrigen Teileffekte jeweils nichtnegativ sind.

3.5 Permanenter medizinischer Fortschritt

Bislang wurde angenommen, dass der medizinische Fortschritt lediglich in einer Lebensperiode die Überlebenswahrscheinlichkeiten im Falle einer letalen Erkrankung in der beschriebenen Weise erhöht. Welche Auswirkungen ergeben sich, wenn stattdessen ein permanenter medizinischer Fortschritt unterstellt wird, der in jeder Lebensperiode mit Ausnahme der letzten Periode wirksam ist? Dann überlagern sich in einer Lebensperiode t (mit $1 \leq t \leq \Omega-1$) der direkte Effekt, der auf die Kosten der Erhöhung der aktuellen Überlebenswahrscheinlichkeit im Falle einer letalen Erkrankung zurückzuführen ist, und die indirekten Effekte, die auf die Erhöhung dieser Wahrscheinlichkeiten in früheren Lebensperioden zurückgehen. Der Gesamteffekt auf die altersspezifischen Ausgaben für Gesundheitsleistungen ergibt sich dann als Saldo dieser Effekte.

Konkret wird nun vorausgesetzt, dass der medizinische Fortschritt in jeder Lebensperiode in derselben Weise wirkt, die zuvor am Beispiel einer Lebensperiode j beschrieben wurde. Damit gilt für eine Lebensperiode t ($1 \leq t \leq \Omega-1$):

(46a)
$$\frac{d\left[e\left(d_t | h_t\right)\right]}{e\left(d_t | h_t\right)} = c_t \rangle\ 0; \quad \forall h_t \in H_t \,,$$

(46b)
$$\frac{d\left\{L\left[d_t | h_t ; e\left(d_t | h_t\right)\right]\right\}}{L\left[d_t | h_t ; e\left(d_t | h_t\right)\right]} = k_t \cdot \frac{d\left[e\left(d_t | h_t\right)\right]}{e\left(d_t | h_t\right)}; \quad k_t \rangle\ 0; \quad \forall h_t \in H_t \,.$$

Unter diesen Voraussetzungen kann der Gesamteffekt auf die altersspezifischen Ausgaben für Gesundheitsleistungen in einfacher Weise ermittelt werden, da sowohl der direkte Effekt als auch die indirekten Effekte denjenigen Effekten entsprechen, die in den Abschnitten 3.2 und 3.3 ermittelt worden sind.

---

12 Wenn sämtliche Teileffekte Null betragen, ergibt sich als Grenzfall ein indirekter Ausgabeneffekt von Null.

Zunächst gilt für den direkten Effekt in einer Lebensperiode t, wenn man (27) anwendet:

(47) $$d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right] = c_t \cdot k_t \cdot \rho_t \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right).$$

Die Voraussetzung einer positiven Elastizität k_t der Behandlungskosten bezüglich der Überlebenswahrscheinlichkeit impliziert einen positiven direkten Ausgabeneffekt.[13] Das Ausmaß des Effekts hängt nicht nur von dieser Elastizität ab, sondern auch vom Umfang der relativen Erhöhung der Überlebenswahrscheinlichkeiten, der Inzidenz der letalen Erkrankung in der aktuellen Periode und schließlich den erwarteten Ausgaben für Gesundheitsleistungen im Falle einer derartigen Erkrankung. Wenn einer der genannten Faktoren größer wird, ergibt sich unter sonst gleichen Umständen ein höherer direkter Ausgabeneffekt.

Bei der Ermittlung der indirekten Ausgabeneffekte des permanenten medizinischen Fortschritts ist zu beachten, dass in einer Lebensperiode t die Erhöhungen der Überlebenswahrscheinlichkeiten in allen früheren Lebensperioden wirksam werden können. Man erhält für den *gesamten* indirekten Ausgabeneffekt:

(48b) $$d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right] = \sum_{j=1}^{t-1} P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot c_j \cdot$$

$$\left[\sum_{\substack{h_t \in H_t \\ h_{t,j} = d_j}} P\left(h_t \middle| T \geq t; h_{t,j} = d_j\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| h_t\right) - \sum_{h_t \in H_t} P\left(h_t \middle| T \geq t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| h_t\right)\right]$$

$$= \sum_{j=1}^{t-1} P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot c_j \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right].$$

Dieser Effekt fällt zumindest dann positiv aus, wenn eine letale Erkrankung in einer früheren Lebensperiode stets zu höheren erwarteten Gesundheitsausgaben in der betrachteten Lebensperiode t führt, also sämtliche indirekten Ausgabeneffekte positiv sind.

Insgesamt führt ein permanenter medizinischer Fortschritt der oben beschriebenen Art zu folgendem Effekt auf die erwarteten Gesundheitsausgaben in einer Lebensperiode t:

(49) $$d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right] = c_t \cdot k_t \cdot \rho_t \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t; d_t\right)$$

$$+ \sum_{j=1}^{t-1} P\left(h_{t,j} = d_j \middle| T \geq t\right) \cdot c_j \cdot \left[E_t\left(L_t \middle| H_t; h_{t,j} = d_j\right) - E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right].$$

Obwohl der direkte Ausgabeneffekt gemäß Voraussetzung stets positiv ausfallen muss, ist es durchaus möglich, dass die altersspezifischen Gesundheitsausgaben infolge eines negativen Gesamteffekts sinken. Dazu bedarf es allerdings eines hinreichend negativen indirekten Ausgabeneffekts.

---

13 Wenn allerdings die Verbesserung der Überlebenswahrscheinlichkeiten vorrangig eine Prozessinnovation darstellt, sinken die Ausgaben für die Behandlung der letalen Erkrankung. Daraus ergibt sich ein negativer direkter Ausgabeneffekt, dessen absolute Höhe in der im Text geschilderten Weise von den übrigen Faktoren abhängt.

Es ist auch durchaus möglich, dass eine durch permanenten medizinischen Fortschritt bewirkte Alterung der Bevölkerung keinen Effekt auf die altersspezifischen Gesundheitsausgaben bewirkt und damit ein im Zeitablauf unverändertes Ausgabenprofil impliziert. Unter der Voraussetzung eines positiven direkten Ausgabeneffekts ist dazu ein negativer indirekter Ausgabeneffekt erforderlich, der insgesamt gerade den direkten Effekt kompensiert. Diese Möglichkeit ist insbesondere dann gegeben, wenn eine frühere letale Erkrankung zu geringeren mittleren Gesundheitsausgaben heute im Falle einer erneuten letalen Erkrankung oder bei deren Ausbleiben führt.

Dies führt auf eine andere Interpretation der „rein demographischen“ Analysen, die die Entwicklung der künftigen Ausgaben für Gesundheitsleistungen unter der Annahme eines konstanten Ausgabenprofils abschätzen. Anstatt von den Auswirkungen des medizinischen Fortschritts abzusehen – wie häufig behauptet wird –, implizieren derartige Analysen einen bestimmten Zusammenhang für seine Ausgabeneffekte. Insbesondere liefern „rein demographische“ Analysen keine Untergrenze für die tatsächliche Entwicklung der altersspezifischen Gesundheitsausgaben, da diese auch bei permanent wirkendem Fortschritt sinken können.

Zum Abschluss werden anhand von (49) kurz Bedingungen identifiziert, unter denen jeweils eine der in der Literatur diskutierten Hypothesen zutrifft, die sich auf den Zusammenhang zwischen den Auswirkungen des medizinischen Fortschritts und den altersspezifischen Gesundheitsausgaben beziehen. Dazu wird angenommen, dass die erwarteten Gesundheitsausgaben in einer Lebensperiode im Falle einer letalen Erkrankung höher sind als bei deren Ausbleiben.

Bei permanentem medizinischem Fortschritt gilt die Kompressionsthese, wenn der gesamte indirekte Ausgabeneffekt negativ ausfällt und den direkten Ausgabeneffekt mehr als kompensieren kann. Dies ist zumindest dann möglich, wenn eine frühere letale Erkrankung eine geringere Inzidenz einer (erneuten) letalen Erkrankung heute impliziert und außerdem zu geringeren erwarteten Gesundheitsausgaben heute im Falle einer letalen Erkrankung oder bei deren Ausbleiben führt.

Umgekehrt trifft die Medikalisierungsthese zu, wenn die indirekten Ausgabeneffekte ebenfalls nichtnegativ ausfallen. Dies kann auf positiven Inzidenzeffekten oder auf positiven Behandlungsausgabeneffekten beruhen, die jeweils durch eine frühere letale Erkrankung verursacht werden können.

Schließlich kann es beispielsweise dann zu einer Versteilerung des Ausgabenprofils kommen, wenn die indirekten Ausgabeneffekte in der Summe Null betragen. Dann erhält man für die Wachstumsrate der altersspezifischen Gesundheitsausgaben, wenn man (34) nutzt:

$$\text{(50)} \qquad \frac{d\left[E_t\left(L_t \middle| H_t\right)\right]}{E_t\left(L_t \middle| H_t\right)} = \frac{c_t \cdot k_t \cdot \rho_t \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t ; d_t\right)}{E_t\left(L_t \middle| H_t\right)} = \frac{c_t \cdot k_t}{1 + \dfrac{\left(1-\rho_t\right) \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t ; \bar{d}_t\right)}{\rho_t \cdot E_t\left(L_t \middle| H_t ; d_t\right)}} .$$

Diese Wachstumsrate wird positiv von der Inzidenz ρ_t der letalen Erkrankung in der aktuellen Lebensperiode beeinflusst. Unter sonst gleichen Umständen sorgt daher eine mit dem Lebensalter steigende Inzidenz schwerer Erkrankungen für eine Versteilerung des Ausgabenprofils bei permanentem medizinischem Fortschritt.

4. Diskussion

Die Arbeit hat die Auswirkungen einer durch den medizinischen Fortschritt verursachten Verringerung der altersbezogenen Sterblichkeit auf die altersspezifischen Ausgaben für Gesundheitsleistungen untersucht. Dazu wurde ein Modell mit überlappenden Generationen verwendet, welches diese Ausgabengrößen durch die erwarteten Gesundheitsausgaben abbildet, die für ein Individuum zu Beginn einer Lebensperiode definiert werden können. Für den medizinischen Fortschritt wurde angenommen, dass der direkte Ausgabeneffekt positiv ist und somit die Verbesserung der Überlebensrate als zentrales gesundheitliches Ergebnis zu einem positiven Preis erkauft wird.[14]

Das Vorzeichen der indirekten Ausgabeneffekte ergibt sich hingegen innerhalb des Modells und ist allgemein unbestimmt. In einem Spezialfall, in dem die zentralen Parameter nicht davon abhängen, ob und wann in der Vergangenheit eine letale Erkrankung aufgetreten ist (und erfolgreich behandelt werden konnte), betragen die indirekten Effekte stets Null. Allerdings sind die Voraussetzungen dieses Resultats als sehr restriktiv einzustufen. Es ist vielmehr davon auszugehen, dass frühere Erkrankungen eine Rolle für die Wahrscheinlichkeit einer letalen Erkrankung oder die zugehörigen Gesundheitsausgaben spielen. Dabei bleibt jedoch offen, welches Vorzeichen der indirekte Effekt dann aufweist: Wenn die „neuen Überlebenden“ im Mittel mehr (bzw. im Mittel weniger) Ressourcen des Gesundheitswesens in Anspruch nehmen als die „alten Überlebenden“, resultiert ein positiver (bzw. ein negativer) indirekter Ausgabeneffekt.

In der Arbeit wurde zwischen dem direkten Effekt und den indirekten Effekten des medizinischen Fortschritts auf die Gesundheitsausgaben auch in zeitlicher Hinsicht unterschieden, da der Fortschritt lediglich in einer Lebensperiode die Sterblichkeit verringerte. Allgemeiner ist jedoch davon auszugehen, dass dies in mehreren Perioden geschieht. In einer Lebensperiode werden sich dann ein direkter und mehrere indirekte Ausgabeneffekte überlagern. Wenn es zutrifft, dass der direkte Ausgabeneffekt (im Mittel) positiv ausfällt, bedarf es dann überwiegend negativer indirekter Ausgabeneffekte, damit insgesamt keine Veränderung der altersspezifischen Gesundheitsausgaben entsteht.

Die Analyse kann somit begründen, weshalb eine „rein demographische“ Analyse der künftigen Gesundheitsausgaben, die von einem in der Zeit unveränderten Ausgabenprofil ausgeht, den medizinischen Fortschritt nicht notwendigerweise ausblendet. Vielmehr ist es so, dass derartige Analysen zumindest implizit eine ganz bestimmte Hypothese über das Zusammenspiel von verringerter Sterblichkeit und den damit verbundenen direkten sowie indirekten Ausgabeneffekten unterstellen.

---

[14] Grundsätzlich ist auch ein negativer direkter Ausgabeneffekt denkbar. Dies würde bedeuten, dass die Verringerung der Sterblichkeit infolge einer verbesserten Behandlung zugleich mit geringerem Aufwand einherginge.

Weiterhin kann die Analyse hinreichende Bedingungen identifizieren, unter denen die altersspezifischen Gesundheitsausgaben im Zeitablauf steigen oder sinken. Neben dem direkten Ausgabeneffekt spielt hierfür der insgesamt wirkende indirekte Ausgabeneffekt die zentrale Rolle. Dieser wiederum konnte auf Inzidenz- und Behandlungsausgabeneffekte zurückgeführt werden. Wenn eine frühere letale Erkrankung heute stets die Inzidenz einer letalen Erkrankung positiv beeinflusst und auch zu höheren erwarteten Behandlungsausgaben im Falle einer erneuten letalen Erkrankung oder bei deren Ausbleiben führt, muss der indirekte Ausgabeneffekt positiv ausfallen. Umgekehrt ergibt sich ein negativer indirekter Ausgabeneffekt aufgrund des medizinischen Fortschritts, wenn diese Teileffekte jeweils ein negatives Vorzeichen aufweisen.

Außerdem können anhand des hier vorgestellten Modells die Unterschiede zu einer Verringerung der altersspezifischen Sterblichkeit durch eine bessere primäre Prävention identifiziert werden. Während der medizinische Fortschritt die Inzidenz der letalen Erkrankung in derselben Lebensperiode nicht verringern kann, leistet die primäre Prävention genau dies. Dadurch sinken die Gesundheitsausgaben, wenn man annimmt, dass durch die Behandlung der letalen Erkrankung höhere Ausgaben entstehen als bei ihrer Abwesenheit.[15]

Das Modell kann auch dazu verwendet werden, Zusammenhänge zu bevölkerungsbezogenen Größen herzustellen. Beispielsweise sorgen eine mit dem Lebensalter steigende Inzidenz der letalen Erkrankung und ein medizinischer Fortschritt, der das Ausgabenprofil unverändert lässt, für eine im Zeitablauf steigende Inzidenz dieser Erkrankung in der Bevölkerung. Allerdings kann daraus nicht geschlossen werden, dass auch die Anteile der fortschrittsbedingt stärker besetzten Altersklassen ohne Ausnahme steigen müssen.

Mit Hilfe des Modells kann auch ein Beitrag zur Diskussion um die Rolle der so genannten Sterbekosten geleistet werden. Grundsätzlich ist es möglich, die oben vorgestellte Analyse zu erweitern, indem die Gesundheitsausgaben getrennt nach – bezogen auf eine Lebensperiode – Überlebenden und Verstorbenen untersucht werden. Der Sterbekostenansatz geht davon aus, dass die Ausgaben für Verstorbene besonders hoch ausfallen, weil ausschließlich für diese besonders aufwändige Gesundheitsleistungen erbracht werden.[16] Im Gegensatz dazu unterstellt der hier vertretene Ansatz, dass dies auch für einen Teil der Überlebenden zutrifft. Dies erscheint plausibel: Da die Entscheidung über eine medizinische Behandlung ex ante erfolgen muss, d.h. bevor möglicherweise *trotz* adäquater medizinischer Versorgung der Tod eintritt, werden ex post auch einige Überlebende hohe Gesundheitsausgaben verursacht haben.

---

[15] Dies bedeutet jedoch nicht, dass die primäre Prävention dem medizinischen Fortschritt stets vorzuziehen wäre. Zunächst ist auch die Prävention typischerweise mit Kosten verbunden, auch wenn diese außerhalb des Gesundheitswesens anfallen. Außerdem erfordert die Prävention Anstrengungen auch derjenigen Individuen, bei denen sich dies ex post als unnötig herausstellt.

[16] Zum Sterbekostenansatz vgl. z.B. Breyer (1999), Breyer und Felder (2006) sowie aus empirischer Sicht Stearns und Norton (2004).

Literatur

Breyer, F., Lebenserwartung, Kosten des Sterbens und die Prognose der Gesundheitsausgaben, Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften 50 (1999), S. 53-65.

Breyer, F. und **Felder, S.**, Life expectancy and health care expenditures: A new calculation for Germany using the costs of dying, Health Policy, Vol. 75 (2006), S. 178-186.

Breyer, F. und **Ulrich, V.**, Gesundheitsausgaben, Alter und medizinischer Fortschritt: Eine Regressionsanalyse, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 220 (2000), S. 1-17.

Buchner, F., Versteilerung von Ausgabenprofilen in der Krankenversicherung, Nomos Verlag, Baden-Baden 2002.

Buchner, F. und **Wasem, J**., Versteilerung der alters- und geschlechtsspezifischen Ausgabenprofile von Krankenversicherern, Diskussionspapier 1/00, Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät, Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald 2000.

Bundesversicherungsamt, Risikostrukturausgleich: Jahresausgleich 2004, im Internet verfügbar unter http://www.bva.de/.

Enquete-Kommission „Demographischer Wandel“, Abschlussbericht, Kapitel F: Gesundheit, Pflege und soziale Dienste, BT-Drucksache 14/8800, Berlin 2002.

Postler, A., Modellrechnungen zur Beitragssatzentwicklung in der Gesetzlichen Krankenversicherung. Auswirkungen von demographischem Wandel und medizinisch-technischem Fortschritt, DP 298, Universität Duisburg-Essen, Duisburg 2003.

Richardson, J., Ageing and Health Care: Inexorable Costs versus Modest Adaptation, Centre for Health Economics, WP 150, Monash University 2004.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland, Jahresgutachten 2004/05, Berlin 2004.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 11. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung - Annahmen und Ergebnisse, Wiesbaden 2006 (bearbeitet von M. Eisenmenger, O. Pötzsch und B. Sommer).

Stearns, S.C. und **Norton, E.C.,** Time to include time to death? The future of health care expenditure predictions, Health Economics, Vol. 13 (2004), S. 315-327.

Ulrich, V., Demographische Effekte auf Ausgaben und Beitragssatz der GKV, in: **Albring, M**. und **Wille, E**. (Hrsg.), Die GKV zwischen Ausgabendynamik, Einnahmeschwäche und Koordinierungsproblemen, Peter Lang Verlag 2003, Frankfurt/Main u. a. O., S. 59-83.

Ernst-Moritz-Arndt-Universität Greifswald

Rechts- und Staatswissenschaftliche Fakultät
Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere

Bisher in 2006 erschienen:

01/06 Jan Körnert: „Analyse der Finanzmärkte der USA in den fünf Bankenkrisen der National Banking-Ära (1863-1913)“

02/06 Jan Körnert: „Theoretisch-konzeptionelle Grundlagen zur Balanced Scorecard“

03/06 Grajewski, Piotr: „Prozessorganisation – gegenwärtige Herausforderung“ „Organizacje procesowa – wspólczesne wyzwanie“

04/06 Mirschel, Stefan: „Die Optionsbewertungsformel von COX, ROSS und RUBINSTEIN im Zustandsgrenzpreismodell – Ein dualitätstheoretischer Nachweis“

05/06 Körnert, Jan: „Liquidity and solvency problems during the banking crises of the National Banking Era“

06/06 Döring, Ralf: “Ressourceninput und der Input ökologischer Leistungen in der Kapitaltheorie“

07/06 Treu, Johannes: „Zur Regulierung von Banken und die Zwangslage protektiver Maßnahmen“

08/06 Mirschel, Stefan: „Dualitätstheoretische Untersuchung des Einigungsbereichs von Optionsgeschäften auf unvollkommenen Märkten

Weitere Diskussionspapiere lassen sich im Internet finden unter:
http://www.rsf.uni-greifswald.de/forschfak/paper.html