

## 1. はじめに

医療費の増加に歯止めをかけようと医療費の総額管理の議論が行われているが、マクロ的な観点から、医療支出の増加が国民所得や GDP などどの程度反応したものなのかについて検討した研究は少ないように思われる。

今回の研究では Hall and Jones(2004)のモデルに依存して我が国の医療支出と GDP の関係や寿命を延ばすための限界費用 (Marginal Cost of Saving a Life) について分析する。Marginal Cost of Saving a Life は後に述べるようにこれまで多くの研究蓄積がある Value of Life に対応するものである。そこで、モデルの概要やシミュレーションの結果を示す前に特に海外で研究が盛んに行われている Value of Life の推計に関するサーベイをおおなうことにする。

## 2. Value of Life の推計に関するサーベイ

健康や安全に関するリスクは我々の生活を構成する一部であるが、できればそのリスクを取り除きたいと誰もが思うのである。完全にリスクフリーな世界が理想ではあるが、しかしながら我々は利用できる資源の制約を受けている。資源を無限に利用できるのであればすべてのリスクに対して完全にリスクフリーな世界を作るのは可能かもしれないが、資源の制約を受ける現実世界ではそのような世界は望めない。すべてのリスクに対して無限の資源を振り向けることができない以上、どのリスクにどれだけの資源を振り分けるかという問題が重要となる。利用できる資源をどのリスクにどれだけ振り分けるかについて考察する場合、リスクを軽減するためにかかるコストとリスクの軽減から得られるベネフィットの比較をすることが有益である。

表 1、2 に示されている数値は厚生労働省の簡易生命表にある死因別死亡確率と特定死因を除去した場合の平均余命の伸びの推移である。死亡率という観点からはやはり悪性新生物、心疾患、脳血管疾患は交通事故での死亡率よりも高い。また、特定要因を除去した場合の平均余命の伸びが高いのも悪性新生物、心疾患、脳血管疾患である。しかし、それらの疾患による死亡率を引き下げるためにはかなりの費用が要することが想像できる。一方、交通事故での死亡率を引き下げるには制限測度を引き下げたり、あるいは飲酒運転の罰金を引き上げたりすることでかなりの効果をあげることができるかもしれない。制限測度の引き下げや飲酒運転の罰金の引上げには費用はそれほどかからないので、費用対効果という観点からは悪性新生物、心疾患、脳血管疾患からの死亡リスクより交通事故からの死亡リスクを引き下げる努力をすることが望ましいかもしれない。利用できる資源、また

は政策的に利用できる財源は決まっているため、どのリスクを軽減するかについて優先順位をつけなければいけない。リスク軽減に関する優先順位を決定する場合、費用対効果分析が必要になってくる。

ここで、生命に関するリスクに対しての費用対効果分析には Value of a Statistical Life と呼ばれるものがある。本稿の目的は Value of a Statistical Life に関するサーベイを行うとともに今後のこの分野の展望について考察することである。

表1 死因別死亡確率の推移（0歳・65歳・80歳）

（単位：％）

主要死因	年齢	男					女				
		平成	14年	15年	16年	17年	平成	14年	15年	16年	17年
悪性新生物 (がん)	0歳	30.05	30.12	29.85	30.46	29.88	20.57	20.56	20.5	20.94	20.54
	65	29.27	29.45	29.26	29.8	29.3	18.53	18.63	18.6	18.98	18.63
	80	21.78	22.12	22.13	22.69	22.44	14.34	14.51	14.62	14.95	14.64
心疾患 (心臓病)	0歳	14.42	14.68	14.77	14.53	14.88	18.5	18.78	19.02	18.88	19.17
	65	14.79	15.04	15.09	14.83	15.16	19.3	19.57	19.81	19.67	19.97
	80	15.75	16.01	16.05	15.79	16.03	20.17	20.49	20.73	20.63	20.91
脳血管疾患 (脳卒中)	0歳	13.04	12.55	12.36	11.9	11.57	16.62	16.12	15.68	15.13	14.52
	65	13.89	13.33	13.1	12.57	12.18	17.28	16.72	16.24	15.67	15.01
	80	15.18	14.52	14.19	13.6	13.14	18.13	17.48	16.95	16.38	15.64
肺炎	0歳	11.52	11.65	12.02	12.08	12.46	11.15	11.26	11.74	11.46	12.01
	65	13.15	13.26	13.7	13.73	14.14	11.88	11.97	12.46	12.18	12.75
	80	16.74	16.8	17.25	17.31	17.8	13.31	13.41	13.91	13.59	14.24
不慮の事故	0歳	4.09	3.95	3.86	3.78	3.82	2.88	2.82	2.83	2.74	2.75
	65	3.24	3.15	3.11	3.06	3.11	2.65	2.61	2.62	2.54	2.53
	80	3.09	2.99	2.95	2.87	2.92	2.44	2.42	2.41	2.36	2.35
交通事故(再掲)	0歳	1.16	1.09	1.01	0.98	0.91	0.54	0.51	0.48	0.45	0.42
	65	0.57	0.55	0.52	0.51	0.47	0.37	0.35	0.33	0.32	0.29
	80	0.38	0.37	0.36	0.33	0.29	0.21	0.19	0.19	0.17	0.17
自殺	0歳	2.56	2.61	2.79	2.64	2.65	1.12	1.1	1.14	1.08	1.06
	65	0.89	0.85	0.85	0.84	0.82	0.57	0.56	0.55	0.5	0.47
	80	0.51	0.48	0.48	0.49	0.46	0.35	0.34	0.31	0.29	0.27
腎不全	0歳	1.87	1.89	1.89	1.89	1.9	2.38	2.43	2.43	2.41	2.43
	65	2.08	2.09	2.1	2.09	2.1	2.51	2.56	2.56	2.54	2.55
	80	2.46	2.48	2.48	2.48	2.47	2.69	2.74	2.73	2.71	2.73
肝疾患	0歳	1.46	1.41	1.41	1.41	1.41	0.85	0.82	0.83	0.83	0.85
	65	0.94	0.91	0.92	0.96	0.96	0.78	0.74	0.75	0.75	0.77
	80	0.55	0.55	0.55	0.55	0.54	0.57	0.54	0.56	0.55	0.59
糖尿病	0歳	1.05	1.09	1.06	1.05	1.08	1.14	1.17	1.18	1.11	1.17
	65	0.99	1.04	1.01	1	1.03	1.15	1.18	1.19	1.12	1.18
	80	0.82	0.85	0.79	0.79	0.81	1.02	1.05	1.08	1.02	1.06
高血圧性疾患	0歳	0.51	0.5	0.45	0.46	0.44	1.1	1.03	0.99	0.98	0.92
	65	0.57	0.55	0.49	0.5	0.48	1.17	1.1	1.05	1.04	0.98
	80	0.72	0.68	0.61	0.62	0.58	1.33	1.25	1.19	1.16	1.1
結核	0歳	0.34	0.31	0.3	0.29	0.29	0.16	0.15	0.14	0.15	0.14
	65	0.35	0.32	0.32	0.31	0.3	0.16	0.15	0.15	0.16	0.14
	80	0.36	0.34	0.33	0.33	0.34	0.15	0.14	0.13	0.15	0.14
老衰	0歳	2.29	2.31	2.18	2.13	2.02	6.42	6.48	6.23	6.36	6.17
	65	2.68	2.7	2.55	2.49	2.36	6.92	6.97	6.7	6.83	6.63
	80	4.12	4.12	3.87	3.74	3.55	8.43	8.45	8.07	8.19	7.96
3大死因 (悪性新生物、 心疾患、脳血管疾患)	0歳	57.51	57.35	56.98	56.88	56.33	55.69	55.46	55.2	54.96	54.23
	65	57.94	57.81	57.44	57.2	56.63	55.11	54.92	54.66	54.32	53.61
	80	52.71	52.64	52.37	52.08	51.62	52.64	52.49	52.3	51.95	51.2

出所：厚生労働省（2006）「平成17年簡易生命表」

表2 特定死因を除去した場合の平均余命の伸び（0歳・65歳・80歳）

（単位：年）

主要死因	年齢	男					女				
		平成	14年	15年	16年	17年	平成	14年	15年	16年	17年
悪性新生物 (がん)	0歳	4.12	4.11	4.04	4.15	4	3.05	3.04	3.01	3.11	3.02
	65	3.11	3.14	3.1	3.18	3.07	2.01	2.04	2.02	2.08	2.03
	80	1.39	1.43	1.43	1.5	1.45	1.03	1.06	1.06	1.1	1.07
心疾患 (心臓病)	0歳	1.54	1.58	1.59	1.57	1.6	1.67	1.71	1.73	1.72	1.73
	65	1.19	1.22	1.22	1.21	1.22	1.57	1.61	1.63	1.62	1.63
	80	0.9	0.93	0.93	0.93	0.92	1.35	1.4	1.42	1.43	1.43
脳血管疾患 (脳卒中)	0歳	1.26	1.22	1.2	1.16	1.13	1.48	1.45	1.4	1.36	1.29
	65	1.09	1.05	1.03	0.99	0.95	1.38	1.35	1.3	1.26	1.19
	80	0.87	0.84	0.82	0.79	0.75	1.2	1.17	1.13	1.1	1.03
肺炎	0歳	0.87	0.88	0.91	0.92	0.94	0.81	0.82	0.86	0.84	0.88
	65	0.91	0.92	0.96	0.97	0.99	0.82	0.83	0.87	0.85	0.89
	80	0.94	0.96	0.99	1.01	1.02	0.81	0.83	0.86	0.85	0.89
不慮の事故	0歳	0.75	0.72	0.68	0.66	0.66	0.41	0.39	0.38	0.37	0.38
	65	0.26	0.26	0.25	0.25	0.25	0.22	0.22	0.22	0.21	0.22
	80	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15
交通事故(再掲)	0歳	0.33	0.31	0.28	0.27	0.25	0.14	0.13	0.11	0.11	0.11
	65	0.06	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
	80	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.02
自殺	0歳	0.7	0.73	0.8	0.76	0.78	0.31	0.31	0.34	0.32	0.34
	65	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.07	0.07	0.07	0.06	0.06
	80	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
腎不全	0歳	0.15	0.15	0.14	0.14	0.15	0.18	0.18	0.18	0.18	0.18
	65	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.18	0.18	0.18	0.18	0.18
	80	0.12	0.13	0.13	0.13	0.13	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16
肝疾患	0歳	0.26	0.25	0.25	0.24	0.25	0.12	0.12	0.11	0.12	0.12
	65	0.1	0.09	0.09	0.1	0.1	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08
	80	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
糖尿病	0歳	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.12	0.12	0.12	0.11	0.12
	65	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.1	0.11	0.1	0.1	0.11
	80	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
高血圧性疾患	0歳	0.04	0.04	0.03	0.03	0.03	0.07	0.06	0.06	0.06	0.06
	65	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06
	80	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06
結核	0歳	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.01	0.01	0.01	0.02
	65	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02
	80	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
3大死因 (悪性新生物、 心疾患、脳血管疾患)	0歳	8.82	8.81	8.71	8.74	8.49	7.95	7.96	7.9	7.94	7.68
	65	7.12	7.15	7.05	7.08	6.85	6.61	6.65	6.6	6.62	6.39
	80	4.38	4.44	4.39	4.43	4.28	4.95	5.02	5.01	5.05	4.84

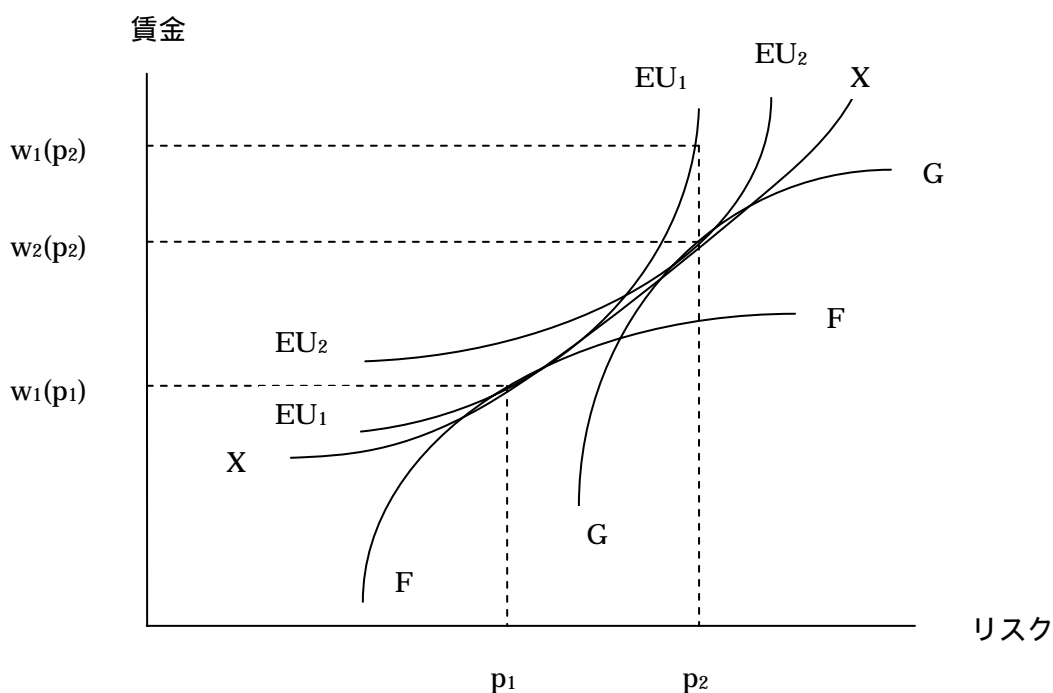
出所：厚生労働省（2006）「平成17年簡易生命表」

## 2.2. ヘドニック賃金法による推計

Value of a Statistical Life を推計する方法はいくつかあるが、海外で多く行われている方法としてまずヘドニック賃金法による推計がある。ヘドニック賃金法は仕事に関するリス

ク以外の種々の要因をコントロールした後、労働者がリスクに対して受け入れる賃金プレミアムはどの程度なのかを推計する方法である。賃金プレミアムは企業側の労働需要と労働者側の労働供給の両方で決まる。

図1 賃金とリスクの関係



より安全な労働環境を提供することは企業にとって費用のかかることである。同一の利潤を維持するために、企業は安全な労働環境を提供する費用を相殺するように賃金を低く抑える必要がある。従って、企業は提示する賃金水準はリスクに対して増加関数となる。安全性を高めリスクを低くすることはその費用分、賃金を引き下げなければいけない。逆に安全性に費用をかけない場合、リスクは高まるが、安全性を高めるための費用がかからないので賃金を高くできる。したがって、企業が提示する賃金水準はリスクの増加関数となる。図1には2つの異なる企業のオファー曲線が示されている。労働者はリスクを所与として最も賃金の高いオファー曲線を好む。

労働供給側の特徴は選好に関してのいくつかの制約で決められる。ここではフォン・ノイマン＝モルゲンシュテルン型の期待効用関数で考える。 $U(w)$ は健康な状態のときの効用、 $V(w)$ は疾病のときの効用とする。重要な仮定となるのは、同じ所得でも疾病のときよりも健康なときのほうが効用は高い( $U(w) > V(w)$ )という仮定と所得の限界効用は正( $U'(w)$ 、 $V'(w) > 0$ )という仮定である。人々が危険回避的という仮定( $U''(w)$ 、 $V''(w) < 0$ )は必ず

しも必要ではない。

労働者は期待効用を最大にするように賃金とリスクの組み合わせを選択する。図 1 における労働者 1 の最適な job risk は期待効用  $EU_1$  と  $FF$  が接する点であり、労働者 1 の場合も期待効用  $EU_2$  と  $GG$  が接する点である。 $EU_1$  曲線と  $EU_2$  曲線の傾きは以下のように証明できる。労働者の一定の期待効用を保つための賃金とリスクの組み合わせは以下の  $Z$  を一定に保つ賃金とリスクの組み合わせである。

$$Z = (1-p)U(w) + pV(w)$$

一定の期待効用を保つための賃金とリスクの組み合わせの曲線の傾きである wage-risk tradeoff は以下のように与えられる。

$$\frac{dw}{dp} = -\frac{Z_p}{Z_w} = \frac{U(w) - V(w)}{(1-p)U'(w) + pV'(w)} > 0$$

このことから、リスクが上昇するにともなって要求される賃金も上昇することが分かる。

図 1 における点  $(p_1, w_1)$  や点  $(p_2, w_2)$  は期待効用曲線と賃金オファー曲線の接する点を表している。労働市場のデータを用いて観察できるのはそれらの点であり、労働者の期待効用曲線や企業の賃金オファー曲線そのものを観察できるわけではない。計量的には wage-risk tradeoff の軌跡を推計するということになる。ヘドニック賃金法は wage-risk tradeoff の軌跡（図 1 でいえば  $XX$ ）を推計する方法である。

観測される  $(p_i, w_i)$  は労働供給と労働需要の双方によって影響を受ける。推計される  $\partial w/\partial p$  は  $XX$  線と接する期待効用の傾きに等しい。推計された傾きはリスクに対する marginal willingness to accept であり、安全に対する marginal willingness to pay でもある。 $XX$  線は企業の賃金オファー曲線と労働者の期待効用が接する点でもある。企業側からみた場合、推計された傾きは安全の marginal cost であり、リスクを低く抑えずにすむ marginal cost の減少分でもある。したがって  $\partial w/\partial p$  の傾きはリスクに対する企業側の価格であり労働者側の価格でもある。仮に  $XX$  線が線形である場合、観測された tradeoff rate はリスクのすべての水準において同一ということになる。

推計される tradeoff の軌跡の形状は企業側と労働者側の双方の要因で決定されることになる。図 1 においては企業側、労働者側ともに異質な企業や労働者からなる場合が示されている。仮にすべての労働者が同一であるなら期待効用はたとえば  $EU_1$  のみで示される。したがって観察される  $(p_i, w_i)$  は  $EU_1$  と企業の賃金オファー曲線の接点であり、その形状は期待効用  $EU_1$  を近似することになる。逆にすべての企業が同一である場合、賃金オファー曲線は 1 つとなる（たとえば  $FF$  曲線のみ）。したがって観察される  $(p_i, w_i)$  は賃金オファー曲線を近似することになる。

異質な労働者と異質な企業が存在するケースでは  $XX$  曲線は賃金オファー曲線でも期待効用曲線でもどちらも推計できない。 $XX$  曲線は単に企業の賃金オファー曲線と労働者の期待効用曲線の接点の軌跡を現すことになる。任意に与えられる  $(p_i, w_i)$  での  $\partial w/\partial p$  の値は、あるリスク水準のもとでの特定の労働者と企業に関する局所的な tradeoff ということ

になる。

## 2.2. 一般的な推計式

ヘドニック賃金法における推計式、または図1で示されたXX線を示す賃金方程式の特定化は次の式を推計するのが一般的となっている。

$$w_i = \alpha + \sum_{m=1}^M \psi_m x_{im} + \gamma_0 p_i + \gamma_1 q_i + \gamma_2 q_i WC_i + u_i$$

ここで  $w_i$  は労働者  $i$  の賃金率 (自然対数をとることが多い)、 $\alpha$  は定数項、 $x_{im}$  は個人の属性や仕事の特性 ( $m = 1, \dots, M$ ) を表わす変数、 $p_i$  は労働者  $i$  の仕事の死亡リスク、 $q_i$  は労働者  $i$  の仕事の死亡リスク以外のリスク (死には至らないが働けなくなったりするリスクなど)、 $WC_i$  は労働災害などの時に支払われる給付、 $u_i$  は誤差を示している。

ヘドニック賃金法による Value of a Statistical Life の推計は主に米国で盛んに行われてきたが、1970年代まではヘドニック賃金法による推計はあまり良い結果が得られていなかった。理由としては1970年代までは個人に関する情報が多く含まれているマイクロ・データがなかったことが挙げられる。マイクロ・データは産業別データに比べて労働者本人の仕事や個人属性について多くの情報を提供する。仮に個人による仕事のリスクに対する態度や考え、あるいは職種による仕事のリスクをマイクロ・データより知ることができたら、( $p_i$ 、 $w_i$ ) についてより正確な情報を得ることができる。しかし、産業別データではそれらについてあくまでも平均的な情報しか得ることができない。そのため、ヘドニック賃金法による精緻な推計にはマイクロ・データが欠かせないことになる。

次に推計に用いる実際の変数に関する留意点などについて考察する。まず、非説明変数の賃金率であるが、実際の推計には年収や週当たりの賃金率、または時間当たりの賃金率が用いられている。労働者にとっては税引き前の所得より税引き後の所得のほうが重要であるという意見があるが、ヘドニック賃金法による Value of a Statistical Life の推計の歳には税引き前でも税引き後でもそれほど影響はないようである。

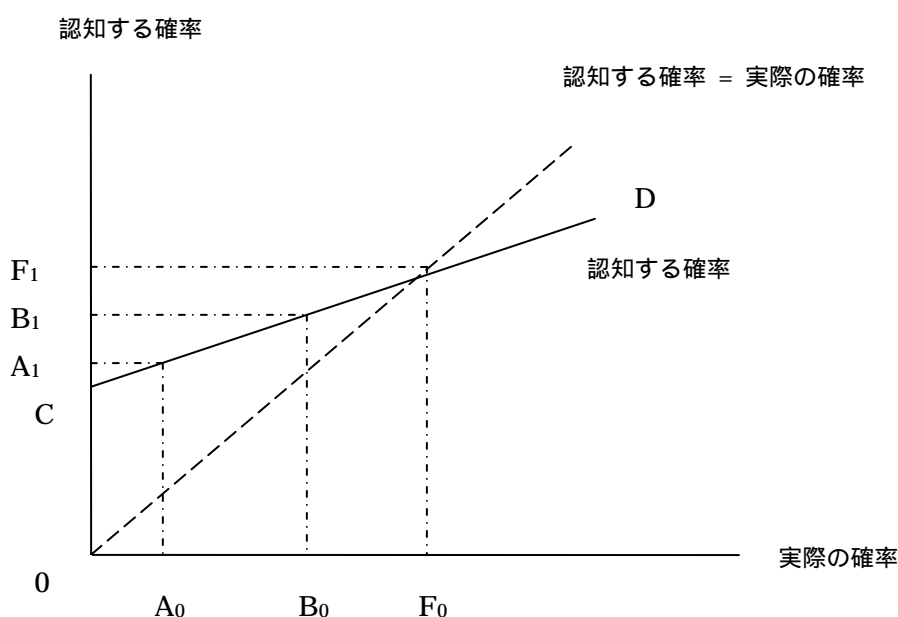
推計式の説明変数には個人の属性や仕事の特徴などを用いられるが、最も重要な説明変数は死亡リスク  $p$  である。この死亡リスク  $p$  の変数が死亡リスクと賃金の tradeoff の推計の基本となる。理想的なリスクの尺度は仕事の死亡リスクに対する労働者と企業の主観的評価を反映することである。しかしながら実際問題として我々は不完全な尺度の変数しか利用することができない。実際の推計の段階で一般的に行われる方法としては、産業や職業ごとのリスクに関する客観的な尺度 (産業ごとあるいは職業ごとの死亡率など) を労働者の職業にマッチさせる形でリスクの変数を作成している。

リスクの主観的な評価を正確に表す変数が実際には利用が難しいことの他にリスクを労働者本人が正確に認識していないという問題も起こりうる。心理学や経済学ではリスクに対する個人の評価にはバイアスが存在するといことがしばしば述べられる。個人は起こる確率の低い事象 (例えば雷に打たれる確率) に対し過大評価する傾向があり、逆に高い確

率で起こる事象(心臓病による死亡確率)に対し過小評価する傾向があるとされている。

認知されるリスクと実際のリスクの関係は図2のように示される。図2における CD 線は小さなリスクの場合は実際のリスクより上に位置し、大きなリスクの場合は実際のリスクより下に位置する。ここでリスクの増分が  $A_0B_0$  であるケースを考えてみる。この場合、労働者はリスクの増分は  $A_0B_0$  よりも低い  $A_1B_1$  と認識する。その結果、リスクの増分を補償する賃金の要求は本来よりも小さいものとなる。この場合、任意に与えられる死亡リスク  $p$  において  $\partial w/\partial p$  の値は小さいものとなり、推計される期待効用と賃金オファー曲線の接点の軌跡(図1では XX 線)にも影響を与える。推計される XX 線に対する影響は、実際のリスクと認識されるリスクのズレが期待効用曲線や賃金オファー曲線がどの程度変化させるかに依存することになる。

図2 実際のリスクと認知されるリスクの関係



### 2.3. Value of a Statistical Life の推計値

労働市場を利用した Value of Life の推計方法は直接的な推計方法であるが、推計結果は論文によってかなり異なっている。表3には労働市場を利用した Value of Life の推計結果がまとめられている。Smith (1974) では産業レベルのデータが用いられているが、その他の研究では個票レベルのデータが用いられている。大規模な個票データの利点は仕事のリスクを教育や経験といった要因を除いて分析することが可能になる点である。しかしな

がら、Brown (1980) が指摘するように、大規模な個票データでも推計上の問題点を回避することが難しいこともある。ヘドニック賃金法では仕事の死亡リスクを産業や職業ごとの死亡率を元に作成することが多いが、その死亡率が労働者や企業の主観的な死亡リスクの適切な代理変数になっているかどうかについて確実なことがいえない。もし適切な代理変数でない場合、メジャーメント・エラーが生じてしまうことになる。

表 2 ヘドニック賃金法を用いた Value of Life の推計の研究

著者(年)	サンプル	リスクの変数	リスクの平均	Value of Life(100万ドル)
R. S Smith (1974)	Industry data: Census of Manufacturers, U.S. Census, Employment and Earnings	Bureau of Labor Statistics (BLS)	データなし	7.2
Viscusi (1978a, 1979)	Survey of Working Conditions (SWC)	BLS	0.0001	4.1
Charle Brown (1980)	National Longitudinal Survey	Society of Actuaries	0.002	1.5
Viscusi (1981)	Panel Study of Income Dynamics	BLS	0.0001	6.5
Craig Olson (1981)	CPS	BLS	0.0001	5.2
Richard Butler (1983)	S.C. Workers' Compensation Data	S.C. Workers' Compensation Claims Data	0.00005	1.1
J. Paul Leigh & Roger Folsom (1984)	Panel Study of Income Dynamics, Quality of Employment Survey (QES)	BLS	0.0001	9.7, 10.3
Moore & Viscusi (1988a)	Panel Study of Income Dynamics	BLS, NIHOSH National Traumatic Occupational Fatality Suevey	0.00005, 0.00008	2.5, 7.3
Moore & Viscusi (1988b)	QES	BLS	0.00006	7.3
John Garen (1988)	Panel Study of Income Dynamics	BLS	データなし	13.5
Jean-Michel Cousineau, Robert Lacroix & Marie Girard (1988)	Labor, Canada Survey	Quebec Compensation Board	0.00001	3.6
Viscusi & Moore (1989)	Panel Study of Income Dynamics	NIHOSH National Traumatic Occupational Fatality	0.0001	7.8
Moore & Viscusi (1990a)	Panel Study of Income Dynamics	NIHOSH National Traumatic Occupational Fatality	0.0001	16.2
Moore & Viscusi (1990b)	Panel Study of Income Dynamics	NIHOSH National Traumatic Occupational Fatality	0.0001	16.2
Thomas Kniesner & John Leeth (1991)	Two-digit mgf. data, Japan. Two-digit mgf. data, Australia. CPS U.S.	Yearbook of Labor Statistic, Japan. Industrial Accident data, Australia. NIHOSH National Traumatic Occupational Fatality	0.00003, 0.00001, 0.0004	7.6, 3.3, 0.6
Douglas Gegax, Gerking & Schulze (1991)	Authors' mail survey	Worker's asseeed fatality risk at work	0.0009	1.6

表 2 に示されている研究はヘドニック賃金法という点では同じであるが、需要側と供給側の要因を 1 本の推計式に含めた単純な推計式と需要側と供給側の推計式からなる構造方程式体系を推計する研究に分けられる。構造方程式体系を推計しているものは Brown (1980) Biddle and Zarkin(1988) Viscusi and Moore(1989) Moore and Viscusi(1990b)



1990c) Hersch and Viscusi (1990) などである。構造方程式体系を推計する場合、複雑な推計をする必要があり、その上、データに多くの情報が含まれている必要がある。構造方程式の推計はそれらの困難があるにもかかわらず、シンプルなヘドニック賃金法の推計よりも推計結果の頑強性が低いようである。

推計された wage-risk tradeoff はデータや手法の違いによって値が異なっている。Value of Life は普遍的に一定の値にならなければいけないわけではないが、用いたサンプルによって値は異なっている。表 2 掲載した研究における Value of Life の推計値をまとめるとすると推計値の多くは 300 万ドルから 700 万ドルの範囲に入るようである。以上の結果は Value of Life の推計値はある程度、幅を持って考える必要があるようである。

死亡リスクのケースと同様に、疾病リスクの wage-risk tradeoff についても多くの研究で推計されている。推計の方法は死亡リスのときと同じである。表 3 にはそれぞれの研究の推計結果などが示されている。疾病リスクのケースでの wage-risk tradeoff であるが、疾病のタイプが重篤な場合、value of injury の値が大きくなる傾向がある。表 3 に示されている研究の推計結果をみると、疾病の重篤度などで値は変わるが、2 万 5000 ドルから 5 万ドルの間に入っている。就労を失う疾病での値は高い値となり 5 万ドル付近の value of injury の値が推計結果となっている。

表 3 ヘドニック賃金法を用いた Value of Injury の推計の研究

著者(年)	サンプル	死亡に至らないリスクの変数リスクの平均	Value of Injury(ドル)
Viscusi (1978a, 1979)	Survey of Working Conditions (SWC)	Bureau of Labor Statistics (BLS)	0.032 20038-38560
Viscusi (1978b)	Survey of Working Conditions (SWC)	BLS	0.032 47993-49332
Olson (1981)	Current Population	BLS	0.035 18725-25194
Viscusi (1981)	Panel Study of Income Dynamics	BLS	0.032 46200
Leigh & Folsom (1984)	Panel Study of Income Dynamics, Quality of Employment Survey (QES)	BLS	0.074, 0.066 92281-106390
Viscusi & O'Connor (1984)	Authors' chemical worker survey	Workers' assessed injury and illness rate	0.1 13810-17761
Viscusi & Moore (1987)	QES	BLS	0.038, 0.097 55100, 21800, 35400
Biddle & Zarkin (1988)	QES	BLS	0.037 131495, 121550
Cousineau, Lacroix & Girard (1988)	Labor, Canada Survey	Quebec Compensation	0.069 なし
John Garen (1988)	Panel Study of Income Dynamics	BLS	なし 21021
Hersch & Viscusi (1990)	Authors' survey	Workers' assessed injury rate	0.059 56537, 30781, 92245
Viscusi & Evans (1990)	Authors' chemical worker survey	Workers' assessed injury and illness rate	0.1 18547, 28880
Michael French & David Kendall (1992)	Current Population Survey	Federal Railroad Administration injury data	0.048 38159

## 2.4. その他の推計方法

先ほどまでは労働市場の行動から Value of Life を推計する方法について述べてきたが、他の市場の行動から Value of Life を推計する方法もある。我々は人々の消費、移動、娯楽といった行動からもリスクを受けている。消費には体に悪い物を食べ健康を害するリスクもあるし、移動には交通事故にあうリスクがある。また娯楽のリスクとは喫煙による健康を害するリスクが代表的であろう。もしそれらのリスクを軽減するため消費を抑制したり、移動を制限したり、喫煙量を減らしたりする行動を識別できれば、money-risk tradeoff を推計することが可能になる。労働市場の分析の利点は労働者の所得や賃金が観測されることであり、また我々は完全ではないにしてもある程度は個々人によって異なるリスクを測ることができた。労働市場以外の分析の不利な点は、リスクからの便益や費用の金銭的な価値などが直接観察できないことである。例えば、一般道のスピード制限を高めると移動時間の短縮となり便益を受けるが、その便益を金銭的に表すものが直接は観察できないのである。したがって推計を行う際にはリスクからの便益や費用に関する金銭的な値について作成あるいは類推する必要がでてくる。

表4には労働市場以外のデータで Value of Life を推計した研究がまとめられている。これらの研究では money-risk tradeoff の推計に、高速道路における測度制限、火災警報器の設置、喫煙行動、土地の価格(土壌汚染のケース)、自動車の安全度などが用いられている。推計された Value of Life は60万ドルから400万ドルの範囲となっている。推計値が一番低かった研究は火災警報器の購入の情報を用いた研究であり、一番高かったのは車の安全度を利用した研究であった。

表4 労働市場以外での Value of Life の推計の研究

著者(年)	リスクの性質	Monetary Tradeoffの要素	Value of Life(100万ドル)
Debapriya Ghosh, Dennis Lees, & William Seal (1975)	高速道路の事故率	移動時間の短縮の価値	0.07
Glenn Blomquist (1979)	自動車の死亡事故	シートベルトの不効用	1.2
Rachel Dardis (1980)	火災探知機なしでの火災死亡リスク	火災探知機の購入価格	0.6
Paul R. Portney (1981)	大気汚染の死亡率への影響	土地価格	0.8
Pauline Ippolito & Richard Ippolito (1984)	喫煙のリスク	喫煙のリスクの金銭的評価	0.7
Christopher Garbacz (1989)	火災探知機なしでの火災死亡リスク	火災探知機の購入価格	2
Atkinson & Halvorsen (1990)	自動車事故	新車の購入価格	4
Orley Ashenfelter & Michael Greenstone (2004)	速度制限引き上げと自動車死亡事故	移動時間の短縮の価値	1.54
古川俊一・磯崎肇(2004)	自動車の安全性	自動車の購入価格	8億円~10億円

ヘドニック賃金法や労働市場以外の行動から Value of Life を推計する方法のほかに人々のリスクの金銭評価などを直接聞き推計する survey method もある。後者の研究については後ほど説明することにし、労働市場以外の行動から Value of Life を推計した研究の手法を概観する。まずは Ashenfelter and Greenstone(2004)の研究の概略を述べることにする。

Ashenfelter and Greenstone(2004)はアメリカ連邦政府が 1987 に速度制限を時速 55 マイルから 65 マイルに引き上げる政策を行ったのを利用して、Value of Life の推計を行っている。Ashenfelter and Greenstone(2004)の研究では制限速度の引き上げは移動時間の短縮から得られる便益と死亡率の上昇という費用に着目したものである。

まず  $h$  を  $m$  マイル移動するのに使う時間とすると  $(h/m)=(1/s)$  は  $m$  マイル移動するのに必要とする平均時間である。かりに時間当たりの費用が  $w$  (一般的には賃金率に等しい  $w$ ) とすると以下の式は 1 マイルあたり平均の移動コストとなる。 $c$  は 1 マイルを移動する金銭的価値ともいえる。

$$c = w \times \left( \frac{h}{m} \right) \quad (1.1)$$

次に移動時間のコスト  $c$  を速度の上昇で引き下げる効果と速度の上昇で死亡率を高める効果のバランスを考える。移動の総コストは以下のように示すことができる。

$$g = g \left( c, f \left( \frac{c}{w} \right) \right) \quad (1.2)$$

ここで、 $g_1 > 0, g_2 > 0, f = (F/m)$  は 1 マイルあたりの死亡率であり、関数  $f(c/m) = f(h/m) = f(1/s)$  は速度を上げたときにどれだけ死亡率が上昇するかを示したものである。また  $f' < 0$  である。総費用に対する移動時間の低下の効果は次のように示すことができる。

$$\frac{dg}{d \left( \frac{h}{m} \right)} = g_1 w + g_2 f' \quad (1.3)$$

速度の上昇による移動コストの低下の効果は  $g_1 w$  であり、一方、速度の上昇による死亡率の上昇のコストの効果は  $g_2 f'$  で表わされる。したがって、 $-g_1 w dh > g_2 df$  となれば速度の上昇は望ましいということになり、以下の式を満たすときである。

$$-w \times \left( \frac{dh}{df} \right) > \left( \frac{g_2}{g_1} \right) \quad (1.4)$$

仮に移動の総時間と死亡コストを最小にする速度があるとすれば以下の式を満たすことになる。

$$V \equiv \frac{-w}{f'} = \left( \frac{g_2}{g_1} \right) \equiv V^* \quad (1.5)$$

上の式が満たされるとき、移動時間の節約の金銭的価値を限界的な死亡率で割った値、 $V \equiv w/f'$ 、は金銭的な評価をした移動費用と死亡の代替率、 $V^* \equiv (g_2/g_1)$ 、に等しくなる。 $V^* \equiv (g_2/g_1)$ は value of a statistical life と呼ばれるものである。

ここまでの議論ではドライバーの最適な速度の決定に関するものであった。計量分析では制限速度の変更を用いるため、制限速度がドライバーの速度の決定に与える影響を次に考察している。速度制限  $L$  は個人  $i$  の最適な速度の選択に影響を与えるだけでなく、他のドライバーの速度にも影響を与え、その結果、死亡率に影響を与える。速度制限の影響を考慮した移動の総費用関数は次のように修正される。

$$g^i = g^i(c^i(L), f^i((c/w)(L))) \quad (1.2a)$$

ここで  $c^i(L)$  は個人  $i$  の 1 マイルあたり平均の移動コストに与える速度制限  $L$  の影響を考慮している。また  $f^i((c/w)(L))$  は個人  $i$  の死亡率が速度制限  $L$  にどれだけ影響をうえるかを表わしている ( $(c/w)(L)$  の影響)。個人  $i$  にとっての移動費用の低下と死亡率の上昇をバランスさせる最適な速度制限は以下の式を満たすことになる。

$$V^i \equiv -w^i / (df^i / dL) = (g_2^i / g_1^i) \equiv V^{*i} \quad (1.5a)$$

ここで留意しなければならないのは、速度制限の社会的決定の分析において観測される結果は median voter となるドライバーの value of a statistical life ということである。社会的な政策を行う場合、政策の決定は median driver(voter)によって決定されるため、速度制限を引き上げるかどうかの決定は median driver(voter)の選好に依存するからである。したがって、以下で推計される value of a statistical life は median driver(voter)の選好を反映したものと解釈したほうが無難なようである。

以上の議論をもとに推計を行うが、留意すべき点として、速度の上昇の結果から得られる死亡率あたりの節約される移動時間の金銭的評価はあくまでも  $V \equiv w/f'$  であって value of a statistical life  $V^* \equiv (g_2/g_1)$  ではない。一般的に、推計される死亡率あたりの節約される移動時間の金銭的評価は value of a statistical life の範囲を提供するのみということは留意すべき点である。

ここで仮に median driver(voter)に速度制限を  $\bar{S}$  から  $\bar{S}'$  に引き上げる政策が提示されたとする。この制限速度の引き上げは地区  $i$  (median voter  $i$  の地区)における移動時間のコスト  $w$   $h_i$  の引き下げと死亡率の上昇  $f_i$  をもたらす。したがって以下のようにその関係を表わせる。

$$\begin{aligned} V_i &= -w(\Delta h_i / \Delta f_i) \\ &= \alpha + \beta Z_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (1.6)$$

ここで、 $Z_i$  は速度の上昇が死亡率あたりのコストに与える影響で観察できる要因、 $\varepsilon_i$  は観察できない要因である。(2.6) 式の左辺は (2.5) 式の  $V$  の離散的な尺度といえる。

$i$  地区の median driver(voter)の value of a statistical life  $V^*$  は次のように近似できると仮定している。

$$V_i^* = \alpha' + \beta' X_i + \varepsilon_i' \quad (1.7)$$

ここで、 $X_i$ は value of a statistical life に与える影響で観察できる要因、 $\varepsilon_i$ は観察できない要因である。(2.4)式の不等号から、 $V_i > V^*$  のときより早い制限速度が適用されることになる。早い制限速度が適用される確率は次のようになる。

$$\begin{aligned} \Pr(\text{Adoption}) &= \Pr(V_i > V_i^*) \\ &= \Pr(\varepsilon_i - \varepsilon_i' < \alpha - \alpha' + \beta Z_i - \beta' X_i) \end{aligned} \quad (1.8)$$

速度制限の引き上げを適用した地区の平均的な  $V$  の価値  $E(V|\text{Adoption}) = E(V|V>V^*)$  は少なくとも引き上げを適用した地区と適用しなかった地区の平均的な value of a statistical life  $E(V^*)$  よりも大きい。したがって、速度制限の引き上げを適用した地区から得られる死亡率あたりの節約される移動時間コストの平均の値は value of a statistical life の平均の値より大きい。あるいは value of a statistical life の平均の値の上限を提供する。より一般的には、(1.6)式の左辺は速度制限の引き上げを適用した観測されるものだけであるため(1.6)式のパラメータの推計はセレクション・バイアスが生じる。

ここで  $\varepsilon_i$  と  $\varepsilon_i'$  は同時正規分布と仮定すると、(1.9)式がプロビット関数を用いて推計することができる。

$$\Pr(\text{Adoption}) = F\left[\frac{\alpha - \alpha' + \beta Z_i - \beta' X_i}{\sigma}\right] \quad (1.9)$$

ここで  $\sigma$  は  $(\text{var}(\varepsilon_i - \varepsilon_i'))^{1/2}$  で、 $F[\cdot]$  は正規密度関数である。ここで注意すべき点はプロット推計から得られるのは  $(\alpha - \alpha')/\sigma$ 、 $\beta/\sigma$ 、 $\beta'/\sigma$  であり、 $\alpha$ 、 $\alpha'$  を個別に推計することはできない。しかしながら幸いにも  $V_i$  は観測されるため Heckman(1979)の selection corrected regression method を用いれば (1.6) 式を次のように推計することが出来る。

$$E(V_i|\text{Adoption}) = \alpha + \beta Z_i + \rho \sigma_\varepsilon \lambda_i \quad (1.10)$$

ここで  $\rho$  は  $\varepsilon_i$  と  $\varepsilon_i'$  の相関係数であり、 $\lambda_i = (X_i, Z_i) = f(\mu' W_i) / F(\mu' W_i)$ 、 $\mu'$  は  $[\alpha - \alpha', \beta, \beta']$  より構成されるベクトルであり、 $W_i$  は  $[1, X_i, Z_i]$  より構成されるベクトルである。(1.9)式と(1.10)式から  $\alpha$  と  $\beta$  を推計することが可能となる。その得られたパラメータをもとに value of a statistical life  $V^*$  を算出することになる。

具体的な推計式であるが、以下の(1.11)式をまずは推計する。

$$\ln(\text{Hours of Travel})_{srt} = \ln(\text{vmt})_{srt} + \ln(\text{Fatalities})_{srt} + U_{srt} \quad (1.11)$$

ここで  $U_{srt} = \varepsilon_{sr} + \varepsilon_{rt} + \mu_{st} + \varepsilon_{srt}$  である。また  $s$  はレファレンス地区を表し、 $r$  は道路のタイプ、 $t$  は年を表す。非説明変数は移動時間の対数をとったものを用いている。説明変数は自動車での移動距離の対数や、死亡率の対数などである。重要なパラメータは(1.11)式で推計される  $\rho$  である。 $\rho$  は死亡率に対する移動時間の弾力性である。

Ashenfelter and Greenstone(2004)ではまず OLS で(1.11)式を推計しているが、速度(または移動時間)と死亡率の相関を OLS 推計のもとでは見て取れないとしている。単純な OLS 推計では相関が見出せない理由には、道路の安全度が落ちると死亡率を下げるため人々がスピードを落として運転するためだと考えられるとしている。これは速度(または

移動時間)と死亡率に内生性の問題が発生している可能性があり、単純な OLS では優位な推計結果が得られなかった可能性ある。そこで Ashenfelter and Greenstone(2004)では識別問題を解決するために操作変数法を用いて推計を行っている。操作変数の候補となる変数としては、ドライバーの速度の変化に影響を与えるが、死亡率には影響を与えない変数である。ただし、この死亡率はスピードの変化の効果は除かれたものである。このような条件に適する変数としては制限速度を時速 65 マイルへ引上げを行ったかどうかの変数が最も妥当であろうとしている。Ashenfelter and Greenstone(2004)では(2.12a)式と(2.12b)式の二つの誘導系の推計を行っている。また操作変数に制限速度を時速 65 マイルへ引上げを行ったかどうかの変数を用いて(1.11)式の推計も行っている。

$$\ln(\text{Fatalities})_{\text{srt}} = \beta_{\text{F}} \ln(\text{vmt})_{\text{srt}} + \beta_{\text{F1}} \ln(65 \text{ mph limit in force})_{\text{srt}} + \epsilon_{\text{srt}} \quad (1.12a)$$

$$\ln(\text{Hours of Travel})_{\text{srt}} = \beta_{\text{H}} \ln(\text{vmt})_{\text{srt}} + \beta_{\text{H1}} \ln(65 \text{ mph limit in force})_{\text{srt}} + \epsilon'_{\text{srt}} \quad (1.12b)$$

ここで  $\text{IV} = \beta_{\text{H}} / \beta_{\text{F}}$  である。Indicator variable 1 は制限速度を時速 65 マイルへ引上げを行った場合に 1、行わなかった場合は 0 の値をとる変数である。

(1.11)式の推計式をもとに V、または死亡率あたりの節約される移動時間の金銭的評価を算出すると 111 万ドルから 242 万ドルとなっている。また、Ashenfelter and Greenstone(2004)では V ではなくより正確な Value of a statistical life  $V^*$  を推計するために、まず時速 65 マイルの制限速度へ引上げを行った 21 州の V を推計している。次に制限速度引上げの決定におよぼす要因(その地区の交通量や賃金など)のパラメータを(1.9)式にもとづきプロビット分析で推計を行っている。そのプロビット分析から得られた情報や推計した 21 州の V などを用い、ヘックマンの selection corrected regression method より  $\beta'$  と  $\beta$  を推計している。推計した値をもとに value of a statistical life  $V^*$  を算出すると 94 万ドルから 154 万ドルの間となっている。Ashenfelter and Greenstone(2004)で算出された value of a statistical life は労働市場を利用したヘドニック賃金法での推計の場合よりは低い値となっているが、表 4 で示した労働市場以外での value of a statistical life の推計の研究の中には、他の研究の推計結果とそれほど変わらない結果となっている。

我が国において労働市場以外の行動から Value of Life を推計した研究は少ないが、一つの研究として古川・磯崎(2004)がある。以下では古川・磯崎(2004)の研究の概要をまとめることにする。古川・磯崎(2004)では購入時の自動車の価格と、購入する自動車の死亡率や負傷率との関係から Value of a statistical life の値を推計している。推計式の前にまずはモデルの概要を説明する。自動車の価格は安全性を含めた性能指標のベクトルで表わされるものと仮定している。その仮定のもと自動車の第 i 番目の特性量を  $z_i$  とすれば、自動車の特性ベクトルは次のように表わされる。

$$(z_1, z_2, z_3, \dots, z_n) \quad (1.13)$$

完全競争の仮定のもと、財の価格と特性ベクトルの関係は以下のように表わされ、

$$p = p(z_i) \quad i = 1, \dots, n \quad (1.14)$$

これを所与として消費者は、最適な特性ベクトルをもった自動車を選択すると考える。

具体的な死亡率と価格の関係の推計のためには価格と特性ベクトル全体との関係  $p = p(z_i)$  を推計する必要がある。 $p = p(z_i)$  は安全性を表わす特性ベクトル  $R$  とその他の特性ベクトル  $\tilde{X}$  から構成されると仮定し、 $p = p(z_i)$  を次のように表わしている。

$$p = p(R, \tilde{X}) \quad (1.15)$$

ここで死亡率は単に車種ごとの安全性だけではなく、年齢、性別、事故暦、シートベルト着用率などの運転者の特性  $D$  も影響を与えるであろう。死亡率  $r$  とそれらの変数の関係を  $r = f(R, D)$  とし、死亡率  $r$  が安全性  $R$  に対し単調であると仮定すると  $R$  は  $r = F(R, D)$  の逆関数  $R = g^{-1}(r, D)$  で表わされることになる。この関係を (1.15) 式に代入すると死亡率と車の価格のヘドニック回帰モデルが次の式のようにかける。

$$p = h(r, D, \tilde{X}) \quad (1.16)$$

(1.16) 式の関係を用いて自動車の購入価格と死亡率を回帰し value of a statistical life の推計を行っている。

古川・磯崎 (2004) では車種別の価格指標及び性能指標のデータは JAF (1998) 『JAF 監修 車えらびガイドブック 1998 年版』(JAF 出版社) を用い、自動車の車種別の死亡率及び運転者の特性に関するデータは (財) 交通事故分析センター (2002) 『交通事故と運転者の車両の相関についての分析結果(平成 13 年度)』を用いている。サンプル数は 159 で、内訳は 1BOX&ミニバン 24 台、RV (SUV) 21 台、スポーツ・スペシャリティ 18 台、セダン 54 台、ワゴン 29 台、軽ファミリー 13 台である。具体的な推計には次の推計式を用いている。

$$p = \beta_1 + \beta_2 r + \beta_{3i} D_i + \beta_{4j} \tilde{X}_j + \varepsilon \quad (1.17)$$

ここで、 $p$  は車種ごとの価格、 $r$  は死亡率、 $D_i$  は運転者の特性  $i$ 、 $\tilde{X}$  は安全性以外の性能指標、 $\beta$  はパラメータ、 $\varepsilon$  は誤差項である。推計した  $\hat{\beta}_2$  をもとに value of a statistical life を算出している。基準モデルでは説明変数として、死亡率 (1 乗、2 乗)、室内長×室内幅×室内高 (対数、1 乗、2 乗、3 乗)、エンジン出力/重量、男性比率、24 歳以下比率 (対数)、飲酒比率、事故暦、シートベルト着用率などを用いて推計を行っている。推計結果から value of a statistical life は約 9.9 億円と推定されている。またモデルと 2 として基準モデルのエンジン出力/重量のかわりにエンジン出力を用いた推計結果からは value of a statistical life は約 7.9 億円となっている。この結果を表 4 で比較すると労働市場以外の行動から Value of Life を推計した研究の中では高い値となっているが、労働市場から Value of Life を推計した研究 (表 3) とはそれほど変わらない値となっている。

上述の推計方法はいずれも市場で決定される実際のデータを利用したものであったが、その他の推計方法として人々のリスクの金銭評価などを直接聞き推計する survey method もある。実際のデータを用いて推計する場合、純粋な money-risk tradeoff を推計することは実際には難しい。例えば、労働市場のデータでは、リスク以外の要因も賃金に影響を与えており、wage-risk tradeoff の推計の値からリスク以外の要因を完全に除去するのはかなり困難なことである。一方、survey method ではリスクの金銭的評価を直接聞くので、純粋な money-risk tradeoff、または個人の安全に対する willingness to pay やリスクに対する willingness to accept を比較的容易に推計できる利点がある。Survey method の 1 つめとして contingent valuation method がある。これは回答者にリスクが上昇する場合、どの程度の賃金の上昇ならそのリスクの上昇を受け入れますかということを経験的に聞くやり方である。2 つめには、paired comparison というのがある。これは、例えば wage-risk の組み合わせ (  $p_i, w_i$  ) をいくつか聞き、その回答から人々の選好を類推する方法である。3 つめにはくじを提示しそのくじの選択から人々の選好を類推する方法である。例えば Viscusi, Magat, and Huber ( 1991 ) では、生と死のくじと気管支炎の状態が無差別になるような生または死の確率を推計することで慢性気管支炎の価値についての分析を行っている。式で表すとすると以下の式を満たす正または死の確率  $s$  を推計するということになる。

$$U(\text{慢性気管支炎}) = sU(\text{生}) + (1-s)V(\text{死})$$

推計結果については表 5 にまとめている。

表 5 質問調査法を用いた Value of Life の推計の研究

著者(年)	リスクの性質	調査方法	Value of Life(100万ドル)
Jan Acton (1973)	救急車のサービス改善と心臓発作後の生存	Willingness to pay	0.1
Jones-Lee (1976)	飛行機の安全	Willingness to pay	15.6
Gerking, deHaan, & Schulz (1988)	仕事における死亡リスク	Willingness to pay, Willingness to accept	3.4, 8.8
Jones-Lee (1989)	自動車事故	Willingness to pay	3.8
Viscusi, Magat, & Huber (1991)	自動車事故	Paired comparison	2.7, 9.7
Ted Miller & Jagdish Guria (1991)	交通安全	Contingent valuation	1.2

### 3 . Marginal Cost of Savings a Life の推計と国民医療費

モデルを用いた分析の前にまず、我が国の国民医療費や寿命についてのデータを見ることにする。



- 国民医療費の範囲

ここではまず、我が国の国民医療費の範囲について述べる。用いるデータは厚生労働省『国民医療費』である。

『国民医療費』における国民医療費は、当該年度内の医療機関等における傷病の治療に要する費用を推計したものであり、この額には診療費、調剤費、入院時食事療養費、訪問看護療養費のほかに、健康保険等で支給される移送費等も含まれている。一方、『国民医療費』のデータにおいては国民医療費の範囲を傷病の治療費に限っているため、(1)正常な妊娠や分娩等に要する費用、(2)健康の維持・増進を目的とした健康診断・予防接種等に要する費用、(3)固定した身体障害のために必要とする義眼や義肢等の費用は含まれていない。また、患者が負担する入院時室料差額分、歯科差額分等の費用は計上していない。

- 推計方法の概要

『国民医療費』の推計について触れておく。国民医療費は、公費負担制度によって国又は地方公共団体の負担する「公費負担医療給付分」と医療保険制度、労災保険等の給付としての「医療保険等給付分」、老人保健法による医療としての「老人保健給付分」について原則として当該年度内の診療についての支払確定額を用い、医療費の給付に伴う患者の一部負担額と医療費の全額を患者が支払う全額自費については推計し、算出したものである。

また、財源別は上記推計結果を各制度において負担すべき者に振り当て、診療種類別のうち病院 - 一般診療所別、年齢階級別及び傷病分類別は、上記推計結果を各種調査による割合を用いて按分し推計している。

ここで、財源別医療費には公費、保険料、その他と分けられる。公費とは公費負担医療制度、医療保険制度、老人保険制度等への国庫負担金及び地方公共団体の負担金である。保険料とは医療保険制度、老人保険制度、労災保険等の給付費のうち、事業主と被保険者や国民健康保険の被保険者が保険料(税)として負担すべき額である。その他とは、患者負担及び原因者負担(公害健康被害の補償等に関する法律による補償給付及び医薬品副作用被害救済制度による救済給付)である。

一方、診療種類別国民医療費は一般診療医療費、歯科診療医療費、薬局調剤医療費、入院時食事医療費、訪問看護医療費がある。一般診療医療費とは、医科診療にかかる診療費、健康保険等給付対象となる柔道整復師・はり師による治療費、移送費、補装具等である。歯科診療医療費とは歯科診療にかかる診療費。薬局調剤医療費とは医師の発行する処方箋により保険薬局を通じて支給される薬剤等の額(調剤基本料等技術料と薬剤料の合計)。入院時食事医療費とは入院時食事療養費及び標準負担額の合計額。訪問看護医療費とは訪問看護医療費、老人訪問看護療養費及びそれぞれの基本利用料の合計額である。

● 国民医療費の推移

さて、ここで我が国の国民医療費の推移について見ることにする(表6)。まず、昭和30年(1955年)の国民医療費は2,388億円であり、国民一人当たり医療費は2,700円である。国民医療費の国民所得に対する割合は3.42%である。昭和40年(1965年)の国民医療費は1兆1,124億円であり、国民一人当たり医療費は1万1,400円である。国民医療費の国民所得に対する割合は4.18%である。昭和50年(1975年)の国民医療費は6兆4,779億円であり、国民一人当たり医療費は5万7,900円である。国民医療費の国民所得に対する割合は5.22%である。昭和60年(1985年)の国民医療費は16兆159億円であり、国民一人当たり医療費は13万2,300円である。国民医療費の国民所得に対する割合は6.13%である。平成7年(1995年)の国民医療費は26兆9,577億円であり、国民一人当たり医療費は21万4,700円である。国民医療費の国民所得に対する割合は7.2%である。平成15年(2004年)の国民医療費は31兆5,375億円であり、国民一人当たり医療費は24万7,100円である。国民医療費の国民所得に対する割合は8.55%である。

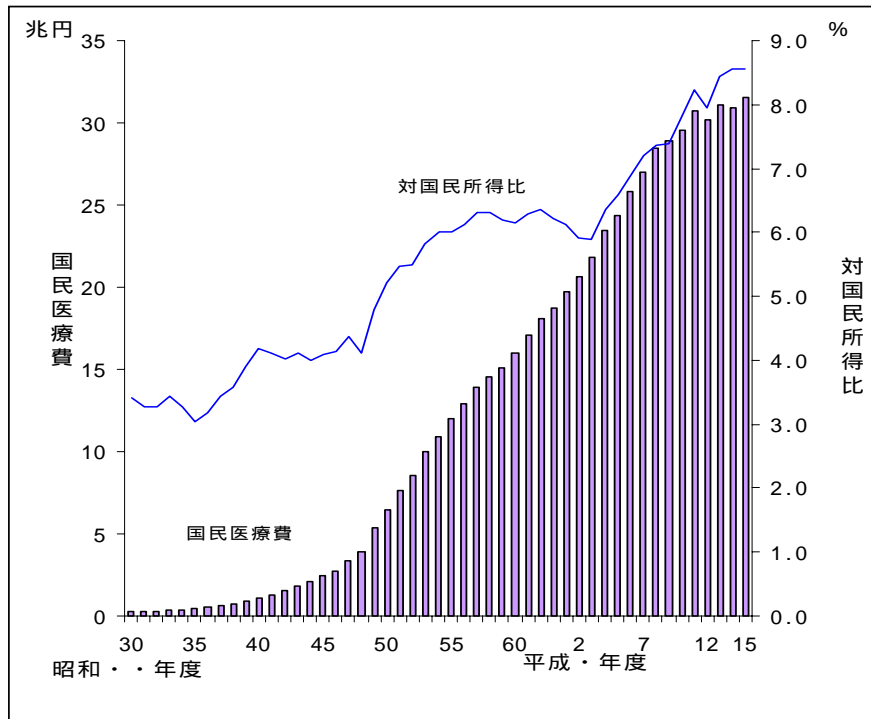
図3は国民医療費の国民所得に対する割合などをプロットしたものである。図を見ると昭和40年ごろから徐々に上昇し昭和50年に入ると急激にその上昇率が高まる。昭和63年から平成3年頃まではいったんその水準が低下するが、それ以降は再度急激に上昇している。平成15年のデータでは国民医療費の国民所得に対する割合は8.55%となっている。

表6 国民医療費の推移

年次	国民医療費		国民一人当たり医療費		国民所得		国民医療費の国民所得に対する割合(%)
	(億円)	対前年度増減率(%)	(千円)	対前年度増減率(%)	(億円)	対前年度増減率(%)	
昭和29年度	2 152	...	2.4	...	...	...	...
30	2 388	11.0	2.7	12.5	69 733	...	3.42
40	11 224	19.5	11.4	17.5	268 270	11.5	4.18
50	64 779	20.4	57.9	19.1	1 239 907	10.2	5.22
60	160 159	6.1	132.3	5.4	2 610 890	7.4	6.13
61	170 690	6.6	140.3	6.0	2 680 934	2.7	6.37
62	180 759	5.9	147.8	5.3	2 818 190	5.1	6.41
63	187 554	3.8	152.8	3.4	3 039 679	7.9	6.17
平成元年度	197 290	5.2	160.1	4.8	3 222 073	6.0	6.12
2	206 074	4.5	166.7	4.1	3 483 454	8.1	5.92
3	218 260	5.9	176.0	5.6	3 710 808	6.5	5.88
4	234 784	7.6	188.7	7.2	3 693 236	0.5	6.36
5	243 631	3.8	195.3	3.5	3 690 327	0.1	6.60
6	257 908	5.9	206.3	5.6	3 740 795	1.4	6.89
7	269 577	4.5	214.7	4.1	3 742 775	0.1	7.20
8	284 542	5.6	226.1	5.3	3 867 937	3.3	7.36
9	289 149	1.6	229.2	1.4	3 913 411	1.2	7.39
10	295 823	2.3	233.9	2.1	3 792 644	3.1	7.80
11	307 019	3.8	242.3	3.6	3 733 403	1.6	8.22
12	301 418	1.8	237.5	2.0	3 790 659	1.5	7.95
13	310 998	3.2	244.3	2.9	3 683 742	2.8	8.44
14	309 507	0.5	242.9	0.6	3 621 183	1.7	8.55
15	315 375	1.9	247.1	1.8	3 686 591	1.8	8.55

出所：厚生労働省『国民医療費』

図3 国民医療費の推移

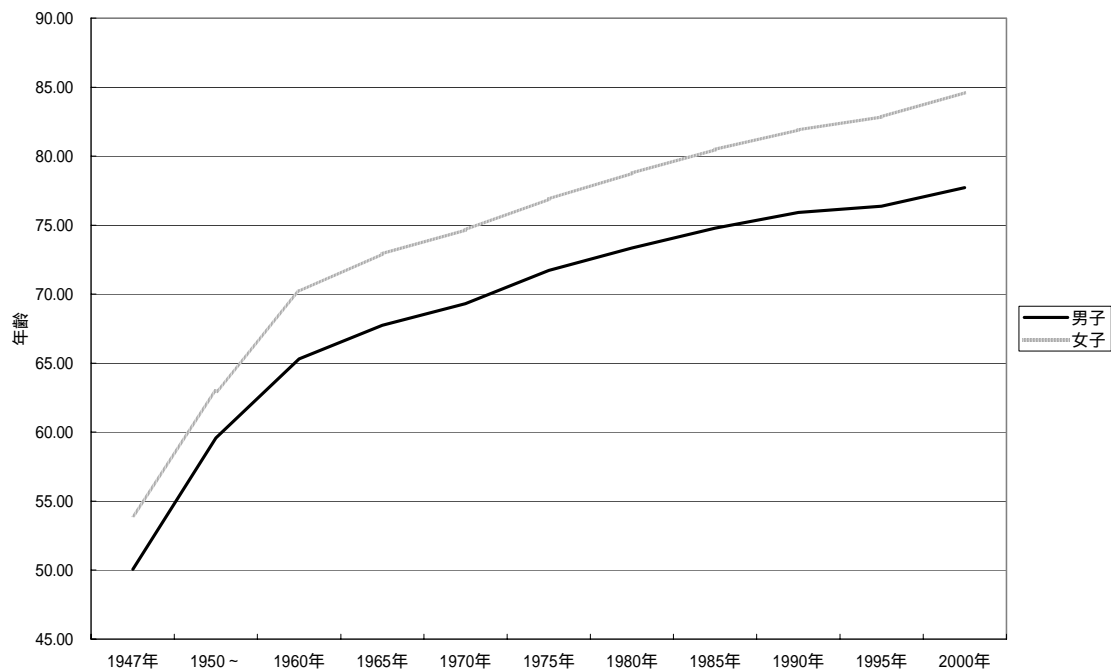


出所：厚生労働省『国民医療費』

● 平均余命

我が国の平均余命については図4に示している。昭和22年(1947年)では男子の平均余命が50.06であり女子は53.96であった。昭和25年~27年(1950年~1952年)では男子の平均余命が59.57であり女子は62.97となる。昭和35年(1960年)になると男子の平均余命は65.32であり女子は70.19となる。昭和40年(1965年)では男子の平均余命は67.74であり女子は72.29である。昭和45年(1970年)では男子の平均余命は69.31であり女子は74.66。昭和50年(1975年)では男子の平均余命は71.73であり女子は76.89。昭和55年(1980年)では男子の平均余命は73.35であり女子は78.76。昭和60年(1985年)では男子の平均余命は74.78であり女子は80.48。平成になると、平成2年(1990年)では男子の平均余命は75.92であり女子は81.90となる。平成7年(1995年)では男子の平均余命は76.38であり女子は82.85である。平成12年(2000年)では男子の平均余命は77.72であり女子は84.60となっている。

図4 平均余命の推移



出所：厚生労働省『完全生命表』

● 死亡率

死亡率についてまとめたのが表2である。年齢別死亡率の特徴的な点はまず0歳～4歳の死亡率の改善が進んだ点が挙げられる。昭和25年(1950年)での0歳～4歳の男子の死亡率は2.09%で女子は1.92%であったが昭和45年(1970年)における0歳～4歳の男子の死亡率は0.43%で女子は0.32%となった。直近のデータでは平成16年(2004年)の0歳～4歳の男子の死亡率は0.08%で女子は0.07%となっている。もちろん、昭和25年(1950年)から平成16年(2004年)の間で高齢者の死亡率の改善も大幅に進んだ。

表7 年齢別死亡率

単位：‰

年齢	1920年	1930年	1940年	1950年	1970年	1980年	1990年	2000年	2004年
男									
総数	25.7	18.6	17.4	11.5	7.7	6.8	7.4	8.6	9.0
0～4	72.0	47.1	37.4	20.9	4.3	2.2	1.4	1.0	0.8
5～9	6.2	4.1	3.9	2.2	0.6	0.3	0.2	0.1	0.1
10～14	3.9	2.7	2.7	1.2	0.4	0.2	0.2	0.1	0.1
15～19	10.7	7.3	8.2	2.5	1.1	0.7	0.6	0.5	0.4
20～24	13.8	9.2	12.2	4.9	1.3	0.9	0.8	0.7	0.6
25～29	13.5	7.8	9.2	5.7	1.4	0.9	0.7	0.7	0.6
30～34	13.8	7.0	7.8	5.4	1.7	1.0	0.8	0.9	0.8
35～39	13.8	7.9	8.1	6.0	2.5	1.6	1.2	1.1	1.1
40～44	15.1	10.2	9.7	7.2	3.5	2.5	1.8	1.8	1.7
45～49	17.7	14.3	13.5	9.6	5.0	4.4	3.2	3.0	2.8
50～54	24.5	20.0	20.1	13.7	8.0	6.3	5.1	4.7	4.6
55～59	32.6	28.8	28.8	20.9	13.2	9.2	8.7	7.5	6.7
60～64	47.4	43.4	43.0	31.7	21.8	15.1	13.2	11.3	10.3
65～69	70.2	61.9	62.6	51.7	37.5	25.3	19.5	18.2	16.1
70～74	103.0	96.4	96.1	78.6	60.9	43.6	33.3	28.8	26.5
75～79	151.7	138.3	139.2	114.6	98.2	75.5	58.0	45.8	43.6
80～84	217.8	203.2	208.2	178.2	151.3	122.6	100.2	80.8	71.7
85～89		280.6		259.2	232.6	190.4	165.5	132.1	124.4
90～94		364.9		407.6	283.1	284.6	252.1	207.3	
95～99	241.0	344.7	243.7	421.7	460.0	399.6	366.6	305.8	209.8
100歳以上		774.2		640.3	585.1	574.9	566.8	482.1	
女									
総数	25.1	17.7	15.6	10.4	6.2	5.6	6.0	6.8	7.3
0～4	66.8	42.6	33.8	19.2	3.2	1.7	1.1	0.8	0.7
5～9	7.2	4.4	4.0	2.0	0.4	0.2	0.1	0.1	0.1
10～14	5.9	3.8	3.4	1.2	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1
15～19	13.9	8.7	8.4	2.5	0.4	0.3	0.2	0.2	0.2
20～24	17.0	10.1	9.2	4.4	0.7	0.4	0.3	0.3	0.3
25～29	17.0	8.9	8.4	5.1	0.9	0.5	0.3	0.3	0.3
30～34	15.7	8.6	7.8	4.9	1.0	0.6	0.5	0.4	0.4
35～39	14.5	9.2	8.3	5.3	1.4	0.9	0.7	0.6	0.6
40～44	13.9	9.7	8.9	6.0	2.1	1.3	1.0	1.0	0.9
45～49	13.5	10.7	10.1	7.5	3.1	2.1	1.7	1.5	1.4
50～54	17.6	13.7	14.0	10.3	4.8	3.3	2.5	2.3	2.2
55～59	22.7	18.7	18.4	14.4	7.5	4.9	3.7	3.2	3.0
60～64	33.5	28.1	27.3	22.1	12.2	7.8	5.7	4.7	4.2
65～69	50.4	42.4	41.5	35.7	21.0	13.4	9.4	7.5	6.7
70～74	78.7	69.6	70.0	56.3	37.5	24.8	16.9	12.5	11.2
75～79	118.5	106.5	108.7	87.3	67.3	47.4	32.0	22.7	19.9
80～84	184.3	160.7	173.6	143.1	115.5	87.7	62.1	43.4	38.1
85～89		237.0		217.7	192.6	151.1	117.6	82.0	75.4
90～94		320.2		332.2	268.7	244.6	197.5	143.0	
95～99	192.4	212.0	200.1	305.3	422.7	381.4	308.8	231.6	152.1
100歳以上		837.9		541.8	677.9	491.3	468.7	373.8	

出所：厚生労働省『人口動態統計』

#### 4. モデルの概要

##### 4.1 基本モデル

生涯の効用関数は次のとおり。

$$U(c, x) = \int_0^{\infty} e^{-(1/x)t} u(c) dt = xu(c) \quad (2.1)$$

個人は所得  $y$  を消費  $c$  と医療支出  $h$  に振り分ける。

$$c + h = y \quad (2.2)$$

健康生産関数は個人の健康状態 (state of health) を決定する。

$$x = f(h) \quad (2.3)$$

Social planner は(2.2)を制約条件に(2.1)を最大化する。したがって最適な配分は次の最適化問題を解くことで得られる。

$$\max_{c,h} f(h)u(c) \quad s.t. \quad c + h = y \quad (2.4)$$

最適配分は消費に対する医療支出の比率と健康生産関数の弾力性と効用関数の弾力性の比率が等しくする。  $s \equiv h/y$  とすると、最適配分は次のようになる。

$$\frac{s^*}{1-s^*} = \frac{h^*}{c^*} = \frac{\eta_h}{\eta_c} \quad (2.5)$$

ここで、  $\eta_h \equiv f'(h)\frac{h}{x}$ 、  $\eta_c \equiv u'(c)\frac{c}{u}$  である。

次に効用関数を特定化して議論する。効用関数を次のように特定化する。

$$u(c) = b + \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (2.6)$$

ここで、  $b$  は定数であり  $\gamma$  は相対的危険回避度あるいは異時点間の代替の弾力性である。

$L(c, x) \equiv U(c, x)/u'(c)$  とすると、最適配分は次のように示すことができる。

$$s^* = \eta_h \frac{L(c^*, x^*)/x^*}{y} \quad (2.7)$$

最適な医療シェアは the value of a year of life  $L/x$  を一人当たり所得で割ったものと比例的になる。もし効用関数を(2.6)のように定式化すると the value of a year of life は次を満たすことになる。

$$\frac{L(c, x)}{x} = bc^\gamma - \frac{c}{\gamma-1} \quad (2.8)$$

$\gamma > 1$  の場合、the value of a life year の成長率は消費の成長率の  $\gamma$  倍に近づく。したがって、  $\gamma$  が 1 より大きい場合、the value of a year of life は消費のよりも早く増加することになる。

## 4.2 ダイナミックモデル

### ● 健康状態と効用関数

まず、年齢毎の健康状態 (state of health) を  $x_{a,t}$  とする。ここで、  $a$  は年齢で  $t$  は年を表す。死亡率は健康状態の逆数  $1/x_{a,t}$  と考える。したがって個人の生存確率は  $1-1/x_{a,t}$  となる。

個人の健康状態は医療支出  $h_{a,t}$  によって生み出されると考える。また、健康状態に関しては年齢や年も影響を与えると考える。

$$x_{a,t} = f(h_{a,t}; a, t) \quad (2.9)$$

効用関数は以下を仮定して議論を進める。

$$u(c_{a,t}, x_{a,t}) = b + \frac{c_{a,t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \alpha \frac{x_{a,t}^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (2.10)$$

ここで  $c_{a,t}$  は消費、 $\gamma$  は相対的危険回避度（または異時点間の代替の弾力性）、 $\alpha$  と  $b$  は quality of life のパラメータ、 $b$  は定数項である（ $\gamma > 1$  の場合、 $b$  が正の値と仮定すると効用の消費に対する弾力性が消費水準とともに低下していく）。

#### ● Social planner の最適化問題

Social planner は以下の社会厚生を最大化するように消費と医療支出の配分を決定する。

$$\sum_{t=0}^{\infty} \sum_{a=0}^{\infty} N_{a,t} \beta^t u(c_{a,t}, x_{a,t}) \quad (2.11)$$

ここで  $N_{a,t}$  は  $t$  年に  $a$  歳の人々の人数、 $\beta$  は将来の割引率を表している。

Social planner の最適化問題は次のようになる。

$$V_t(N_t) = \max_{\{h_{a,t}, c_{a,t}\}} \sum_{a=0}^{\infty} N_{a,t} u(c_{a,t}, x_{a,t}) + \beta V_{t+1}(N_{t+1}) \quad (2.12)$$

制約条件

$$\sum_{a=0}^{\infty} N_{a,t} (y_t - c_{a,t} - h_{a,t}) = 0 \quad (2.13)$$

$$N_{a+1,t+1} = \left(1 - \frac{1}{x_{a,t}}\right) N_{a,t} \quad (2.14)$$

$$N_{0,t} = N_0 \quad (2.15)$$

$$x_{a,t} = f(h_{a,t}; a, t) \quad (2.16)$$

$$y_{t+1} = e^{g_y} y_t \quad (2.17)$$

$\lambda_t$  をラグランジェ乗数とする。最適な資源配分は以下の最適化の一階の条件を満たす。

$$u_c(c_{a,t}, x_{a,t}) = \lambda_t \quad (2.18)$$

$$\beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial N_{a+1,t+1}} \cdot \frac{f'(h_{a,t})}{x_{a,t}^2} + u_x(c_{a,t}, x_{a,t}) f'(h_{a,t}) = \lambda_t \quad (2.19)$$

$v_{a,t} \equiv \frac{\partial V_t}{\partial N_{a,t}}$  とし、(4.18)、(4.19)式を整理すると寿命の延ばすための限界便益 (marginal benefit of saving a life) と寿命を延ばすための限界費用 (marginal cost of saving a life) が求まる。

$$\frac{\beta v_{a+1,t+1}}{u_c} + \frac{u_x x_{a,t}^2}{u_c} = \frac{x_{a,t}^2}{f'(h_{a,t})} \quad (2.20)$$

(2.20)式を利用して Marginal Cost of Saving a Life を計算する。

- また、value function を微分すると、social value of life が以下の recursive equation を満たすことが分かる。

$$v_{a,t} = u(c_t, x_{a,t}) + \beta \left(1 - \frac{1}{x_{a,t}}\right) v_{a+1,t+1} + \lambda_t (y_t - c_t - h_{a,t}) \quad (2.21)$$

#### 4.3 Static Model との関係

ここで dynamic model と static model の関係について整理する。所得  $y$  が一定で時間と年齢によって変化しない health production function を  $f(h)$ 、 $\beta = 1$  とし、また効用関数は所得のみに依存すると考えると、Bellman equation は次のように書きなおせる。

$$V(y) = \max_{c,h} u(c) + (1 - 1/f(h))V(y) \quad s.t. \quad c + h = y \quad (2.22)$$

定常状態のみを考えると、value function は次のようになる。

$$V(y) = \max_{c,h} f(h)u(c) \quad s.t. \quad c + h = y \quad (2.23)$$

したがって先ほど示した static model と同じになる。

### 5. 定量分析

#### 5.1 Health Production Function の推計

- 健康生産関数の特定化と推計

健康状態は死亡率 ( $m_{a,t}$ ) の逆数であり、以下のコブダグラス型に従うと仮定する。

$$x_{a,t} = A_a (z_t h_{a,t} w_{a,t})^{\theta_a} \quad (2.24)$$

$A_a$ 、 $\theta_a$  は年齢によって変わるパラメータである。 $z_t$  は医療支出の健康状態改善 (死亡率改善) の効率性を表している。 $w_{a,t}$  は  $z_t$  や  $h_{a,t}$  以外の健康状態に与える変数である。

ここで  $s_{a,t} \equiv h_{a,t}/y_t$  とすると health production function は次のように書きなおせる。



$$x_{a,t} = A_a (z_t y_t \cdot s_{a,t} \cdot w_{a,t})^{\theta_a} \quad (2.25)$$

このように変形することで年齢別の死亡率を 3 つの要因に分解できる。一つ目は  $z_t y_t$  で技術革新が与える影響。二つ目は  $s_{a,t}$  で一人当たり所得でみた医療支出の割合の上昇が与える要因。三つ目は  $w_{a,t}$  でその他の観察できない要因が与える影響である。3 つ目の要因には教育水準や、環境汚染、喫煙率などが例に挙げられる。

さて、(2.24)式の定式化により(4.20)式の右辺は  $h_{a,t} x_{a,t} / \theta_a$  となり  $\theta_a$  が推計できれば  $h_{a,t}$  や  $x_{a,t}$  に実際の値を代入することにより年齢毎の marginal cost of saving a life を計算できる。

(2.24)式は対数をとると次のような式になる。

$$\log x_{a,t} = \log A_a + \theta_a (\log z_t + \log h_{a,t} + \log w_{a,t}) \quad (2.26)$$

(2.24)式を推計することで  $\theta_a$  を求める。 $h_{a,t}$  に関しては医療支出という実際のデータを用い、効率性を表す変数  $z_t$  に関しては年率何%上昇するかということに仮定を設ける。

推計方法は GMM を用いる。ここで観測されない項目  $w_{a,t}$  がタイムトレンドを持っているのであれば、(2.26)式の推計にタイムトレンドを操作変数としてそのまま用いることが出来る。しかし  $w_{a,t}$  がタイムトレンドを持つことほぼ確実である。つまり死亡率の低下の要因には技術革新や医療支出の増加のほかの要因も影響を与えているということである。タイムトレンドを操作変数に用いるのが妥当な推計になるように他の情報を利用する。

まず  $w_{a,t}$  を以下のように分解する。

$$\log w_{a,t} = g_{w,a} t + \eta_{a,t} \quad (2.27)$$

$g_{w,a}$  は死亡率に他の要因(教育など)が与える影響である。 $\eta_{a,t}$  はトレンドを持たないランダムなものである。

(2.26)式と(2.27)式を用いると過ぎの推計式になる。

$$\log x_{a,t} = \log A_a + \theta_a (\log z_t + \log h_{a,t} + g_{w,a} t) + \varepsilon_{a,t} \quad (2.28)$$

ここで  $\varepsilon_{a,t} \equiv \theta_a \eta_{a,t}$  はリニアトレンドと直交となる。したがって、もし  $g_{w,a}$  が既知であるならば、リニアタイムトレンドを  $\theta_a$  の推計の操作変数として用いることができる。

ここで  $\mu$  は既知という仮定から  $g_{w,s}$  を計算することが出来る。 $1-\mu$  を死亡率低下のトレンドの  $w_{a,t}$  で説明される部分とする。

$$1 - \mu = \frac{g_{w,a}}{g_z + g_{h,a} + g_{w,a}} \quad (2.29)$$

$\mu$  が既知であり、また  $g_z$ 、 $g_{h,a}$  もデータから分かるので  $g_{w,a}$  が計算できるので、(2.28)式をうまく推計することができる。

## 5.2 Marginal Cost of Saving a Life の推計

- 以上のように求められた値を用いて Hall and Jones(2004)では Marginal Cost of Saving a Life を計算している。

表 8 Marginal Cost of Saving a Life (thousands of 2000 dollars)

age	1950	1980	2000	Robust	Per Year of Growth	
				Maximum	Life Saved	Rate
				2000	2000	1950-2000
0-4	10	160	590	790	8	7.8
10-14	270	2320	9830	13110	152	7.2
20-24	1170	3840	8520	11360	155	4
30-34	500	2120	4910	6540	108	4.6
40-44	160	740	1890	2520	52	4.9
50-54	70	330	1050	1400	39	5.4
60-64	50	280	880	1180	47	5.9
70-74	40	280	790	1050	67	6.2
80-84	40	340	750	1000	125	6.1
90-94	50	420	820	1090	379	5.6

出所：Hall and Jones(2004)

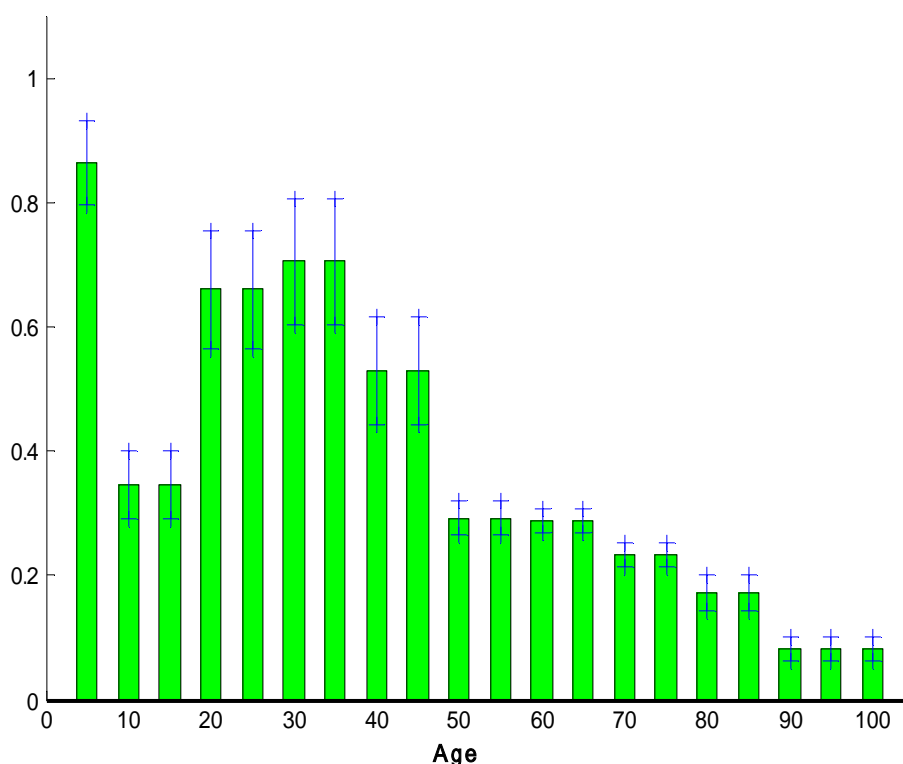
Hall and Jones(2004)ではこの推計した Marginal Cost of Saving a Life を Value of a statistical life(VSL)と解釈して他の研究との比較を行っている。Viscusi and Aldy(2003)や Ashenfelter and Greenstone(2004)、Murphy and Topel(2005)で VSL を推計しているが、それらの研究では\$2 million から\$9 million の間であり Hall and Jones(2004)の推計はそれらのレンジの低い部類に属する。

さて、本稿では Hall and Jones(2004)のモデルを用いて Marginal Cost of Saving a Life を推計することを目的としている。Marginal Cost of Saving a Life を推計するためには、まず(2.28)式を推計する必要がある。(2.28)式の推計に用いたデータは医療支出に関しては厚生労働省の『国民医療費』のデータを用いている。ここで『国民医療費』のデータで注意すべき点は年齢別の医療費は 1977 年以前は掲載されていない。そのため今回は 1977 年以降のデータを用いて(2.28)式を推計することにした。さらに『国民医療費』のデータの年齢区分は 0-14 歳、15-44 歳、45-64 歳、65 歳以上の 4 区分となっている。後で行うシミュレーションでは年齢階級を 5 歳別にわけてシミュレーションを行っている。シミュレーション分析を『国民医療費』の年齢階級の区分に合わせるのは現在のところ少々困難であったため、今回は『国民医療費』の階級を 5 歳階級ごとに分けて推計を行った。そのため、今回の推計結果にはかなりのバイアスがあることは留意する必要がある。一方、人口や死亡率のデータは厚生労働省『人口動態調査』から得ることにした。人口や死亡率に関し

ては幸い5歳ごとのデータが入手可能である。

さて、(2.28)式の  $\alpha$  は健康状態の医療費に関する弾力性ということができるが、その推計結果を図5に示した。 $\alpha$  の範囲は0.08から0.86となった。 $\alpha$  が高いのは0-4歳、20代、30代、40代で高くなっている。50歳以降から年齢が高くなるにつれて  $\alpha$  が低くなるのは医療費をかけても、その年齢からの平均余命の伸びがすくないことを意味している。今回の推計とHall and Jones(2004)の推計の値を比較するといずれの年齢でも今回の推計値のほうがHall and Jones(2004)の推計値より高い結果となっている。今回の推計結果がHall and Jones(2004)よりも高い理由としては、日本の医療費支出がアメリカよりも低いにもかかわらず、平均余命の伸びはアメリカよりも高かったために、健康状態の医療費に関する弾力性の値はアメリカより日本のほうが高いという結果になったと思われる。

図5 健康状態の医療費に関する弾力性の推計



推計した  $\alpha$  や実際の医療費、死亡率のデータをもとに Marginal Cost of Savings a Life を算出した。結果は表9に示したとおりである。Value of a Statistical Life の推計の場合、年齢ごとの算出は一般的におこなわれないが、(2.20)式をもとにした Marginal Cost of Savings a Life の算出には年齢ごとの  $\alpha$  などを用いるため、年齢ごとの Marginal Cost of Savings a Life も算出が可能になる。2000年の値でもっとも数値が大きかったのは10-14

歳のカテゴリーで次に高いのが 20-24 のカテゴリーである。10-14 歳のカテゴリーの Marginal Cost of Savings a Life は約 4 億 8601 万円となった。また死亡率の改善に対して医療費や医療の技術進歩の貢献が低いケース（ $\mu$  の値が低い場合）あるいは死亡率の改善に対するその他の要因（教育水準の上昇など）の貢献が高いケースでの 10-14 歳のカテゴリーの Marginal Cost of Savings a Life の値は約 6 億 4801 億円となった。20-24 歳のカテゴリーでは  $\mu$  が高いケースでは約 8261 万円となり  $\mu$  が低いケースでは約 1 億 1015 万円となった。Marginal Cost of Savings a Life は(2.20)式から分かるように Value of a Statistical Life に対応したものである。Value of a Statistical Life を推計している Viscusi and Aldy(2003)や Ashenfelter and Greenstone(2004)、Murphy and Topel(2005)では Value of a Statistical Life の値は 200 万ドルや 900 万ドルの間である。今回推計した Marginal Cost of Savings a Life の値は 10-14 歳のカテゴリーの値だと 200 万ドルから 900 万ドルの間に入るがそれ以外の年齢カテゴリーだと 200 万ドル以下になる。またどの年齢カテゴリーでみたも Hall and Jones(2004)の推計した Marginal Cost of Savings a Life の値より小さい値となっている。今回推計した Marginal Cost of Savings a Life が小さい値をとっている理由は、まず健康状態の医療費に関する弾力性  $\alpha$  の推計値が高いことがあげられる。

Marginal Cost of Savings a Life の算出は(2.20)式の右辺から  $h_{a,t}x_{a,t}/\theta_a$  を用いて算出される。

表 9 わが国の Marginal Cost of Saving a Life の推計

age	1980	2000	Robust	Per Year of
			Maximum	Life Saved
			2000	2000
0-4	42.9	128.1	170.7	1.6
10-14	1763.4	4860.1	6480.1	67.9
20-24	614.8	826.1	1101.5	13.4
30-34	418.3	553.8	738.4	10.7
40-44	269.9	377.1	502.9	8.9
50-54	323.7	733.3	977.8	22.3
60-64	151.2	332.5	443.3	13.8
70-74	63.7	284.9	379.8	17.8
80-84	37.5	182.7	243.6	19.8
90-94	38.4	150.5	200.6	32.1

(単位: 10万円)

そのため健康状態の医療費に関する弾力性  $\alpha$  の推計値が高いと Marginal Cost of Savings a Life の値は小さいものとなる。そのほかにも日本の医療費はアメリカの医療費よりも低いため  $h_a$  の値が低くなり Marginal Cost of Savings a Life の値も小さくなる。

表 9 には算出した Marginal Cost of Savings a Life の値を各年齢別の平均余命で割った値も載せている。これは平均余命あたりの Marginal Cost of Savings a Life であるが、0-4

歳のカテゴリーでは 16 万であるのに対し 90-94 歳では 321 万となっている。

● モデルから導かれる医療支出と現実の医療支出の比較

ここでは、シミュレーションに必要なパラメータの値を定め、モデルから導かれる医療支出を求める。そのシミュレーションから求めた値と実際の医療支出を比較することでモデルの妥当性を吟味する。表 10 にはシミュレーションのケース分けを示している。基準ケースでは異時点間の代替の弾力性を 2、Value of Statistical Life を 3 億円、Quality of Life のパラメータを 0、医療支出の健康状態改善の効率性  $z$  の成長率を 0、死亡に対する技術進歩や医療費の貢献度  $\mu$  を  $2/3$  としてシミュレーションを行った。基準ケースからの変更点をそれぞれまとめている。ケース 2 では  $\alpha = 2.5$ 、ケース 3 では  $\alpha = 1.5$ 、ケース 4 では  $\alpha = 1.01$  にそれぞれ変更してシミュレーションを行った。次にケース 5、ケース 6 では基準ケースから  $VSL = 4$  億円、 $VSL = 5$  億円とそれぞれ変更してシミュレーションを行った。ケース 7 では  $\alpha = 2.396$ 、 $\beta = 1.051$ 、ケース 8 では  $g_z = 0.01$ 、ケース 9 では  $\mu = 1/2$  へと基準ケースからそれぞれ変更しシミュレーションを行った。それぞれのシミュレーションの結果は図 6 のようになった。

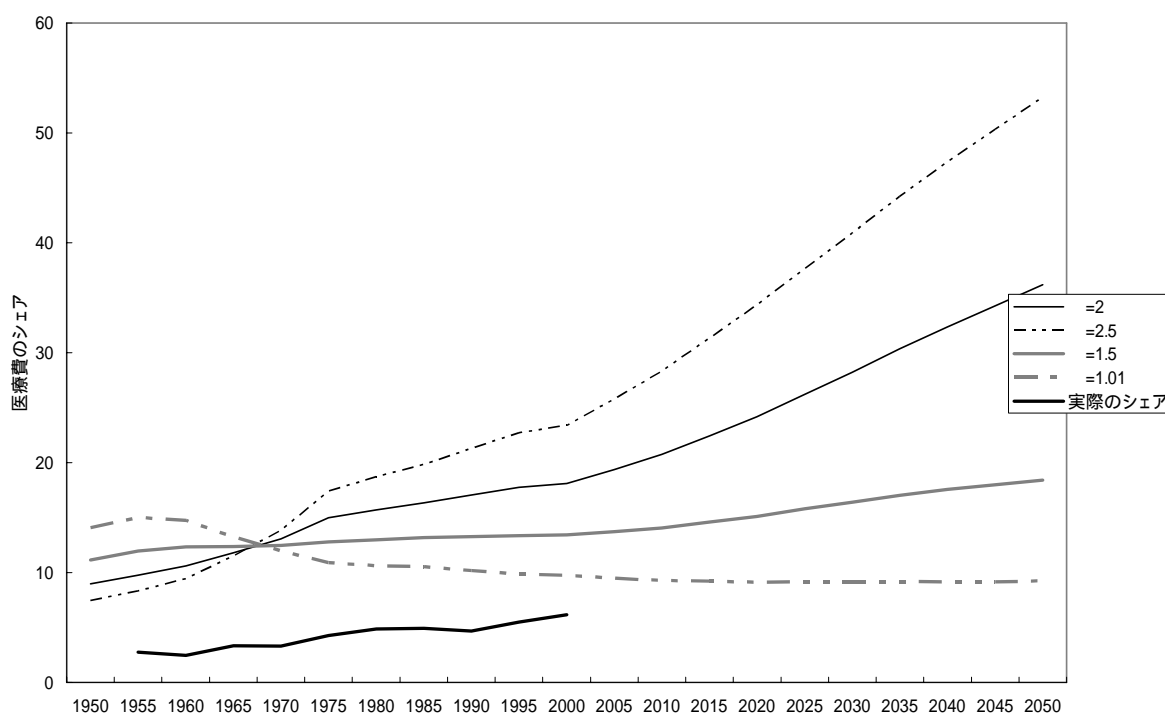
表 10 シミュレーションのケース分け

ケース	異時点間の代替の弾力性 ( $\alpha$ )	Value of Statistical Life (VSL)	Quality of Life のパラメータ ( $\beta$ )	医療支出の健康状態改善の効率性( $z$ )の成長率	死亡率に対する技術進歩や医療費の貢献度 ( $\mu$ )
1 (基準ケース)	2	3億円	0	0	$2/3$
	変更点				
2	$\alpha = 2.5$				
3	$\alpha = 1.5$				
4	$\alpha = 1.01$				
5	$VSL = 4$ 億円				
6	$VSL = 5$ 億円				
7	$\alpha = 2.396$ 、 $\beta = 1.051$				
8	$g_z = 0.01$				
9	$\mu = 1/2$				

実際の医療費のシェアとシミュレーションからもとまる医療費のシェアを比較すると、モデルから算出された医療費のシェアはいずれも実際の値より高い結果となった。我が国の 2000 年時点における医療費の対 GDP 比は 6.15% である。モデルからもとまる 2000 年の医療費のシェアをみると  $\alpha = 2.5$  のとき 23.39%、 $\alpha = 2$  のとき 18.1%、 $\alpha = 1.5$  のとき 13.4%、 $\alpha = 1.01$  のとき 9.77% となっている。ここで  $\alpha = 1.01$  のときに医療費のシェアが低下してくるのは所得が増加し消費が増加することによる限界効用の逓減分の度合いが低いことに起因するものである。シミュレーションの結果からいずれのケースも実際の医療費のシェアの推移をうまくトレースできていないように思われる。実際の医療費のシェアの動きに近いのは  $\alpha = 2$  の基準ケースのときであるが、水準がモデルから算出される値が実際の値よりだいぶ高いものとなっている。我が国の医療費はアメリカにくらべ今までのと

ころかなり低い値で推移している。今回のシミュレーションのモデルではこれまでのところ低く推移している我が国の医療費の動きをうまく描写しているとは言いにくい。うまく描写するための工夫が今後求められるところである。

図 6 医療費のシェアのシミュレーション結果 1



また図 7 では Value of Statistical Life の値を変えたり、Quality of Life を含めたり、また医療支出の健康状態改善の効率性  $z$  や技術進歩や医療費の貢献度  $\mu$  の値を変えたりしてシミュレーションを行った。シミュレーションの結果は図 6 の結果と同じようにいずれのケースでも実際の医療費のシェアをかなり上回る結果となっている。図 6 や図 7 のシミュレーションの結果から、モデルから導かれる医療費のシェアは我が国の実際の医療費のシェアを現在のところうまくトレースできてないといわざるを得ない。うまくトレースできてない原因はパラメータの設定に問題があるのか、あるいは  $\alpha$  の推計に問題があるのか、モデルの構造に問題があるのか、まだ解明できていない。予想の一つとしては、死亡に対する技術進歩や医療費の貢献度  $\mu$  の値が低い、つまり死亡率（ここでは死亡率の逆数の健康状態を示す値となり、死亡率が低ければ健康状態が良いということになっている）に対して医療の技術進歩や医療費以外の要因の貢献が大きいケースでは我が国の医療のシェアの推移をもう少しうまくトレースできると思われる。しかし、これはあくまでも一つの予想なので、モデルと実際の医療費のシェアの乖離のより詳しい検討は今後の課題とする。

図7 医療費のシミュレーション結果2

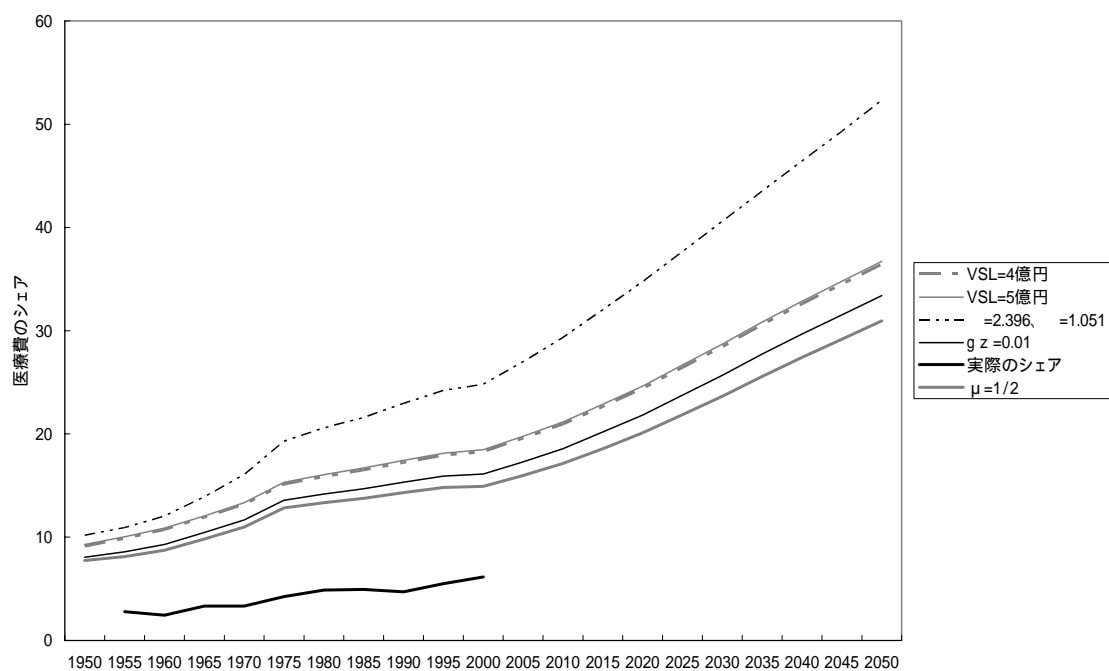
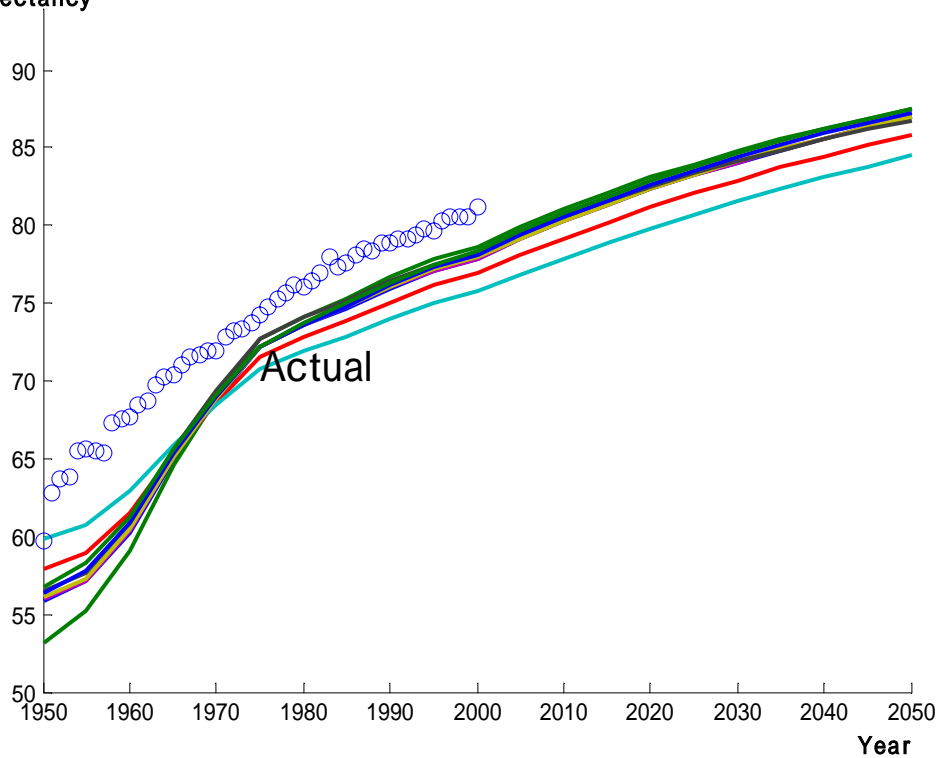


図8 平均余命のシミュレーション

Life Expectancy



一方、図 8 にはモデルから導かれる平均余命をそれぞれのケース分けの場合の結果を掲載している。医療費のシェアとは逆にモデルから導かれる平均余命は実際の我が国の平均余命よりも過小な値となっている。図 8 の結果からも医療の技術進歩や医療費の増加以外の要因が我が国の平均余命に強く影響を与えていることが予想される。

## 6. まとめ

本稿では海外で研究の蓄積がある Value of Life の推計に関するサーベイを行うとともに、Hall and Jones(2004)のモデルに依存して我が国の医療支出と GDP の関係や寿命を延ばすための限界費用(Marginal Cost of Saving a Life)についての分析を行った。Marginal Cost of Saving a Life は Value of Life に対応したものである。これまで多くの研究蓄積がある Value of Life、あるいは Value of a Statistical Life の推計には大きくわけて 3 つの方法がある。一つ目には労働市場に着目し、仕事上での死亡や負傷リスクは賃金プレミアムとして賃金に反映されると考え、賃金と死亡について推計を行うヘドニック賃金法から Value of a Statistical Life を推計する方法がある。二つ目としては労働市場以外で消費者などの行動から Value of a Statistical Life を推計する方法がある。具体的には速度制限の上昇にともなう移動時間の短縮の金銭的な価値を自動車事故による死亡事故の上昇との関係から Value of a Statistical Life を推計したり、あるいは自動車の安全性と購入時の自動車の価格との関係系から Value of a Statistical Life を推計したりする。三つ目にはリスクの金銭評価などを直接聞き推計する survey method がある。survey method ではリスクの金銭的評価を直接聞くので、純粋な money-risk tradeoff、または個人の安全に対する willingness to pay やリスクに対する willingness to accept を比較的容易に推計できる利点がある。Survey method には contingent valuation method などがある。ヘドニック賃金法を用いた先行研究の推計では Value of a Statistical Life の値は比較的高めに算出されており 300 万ドルから 700 万ドルの間である。一方、労働市場以外で推計をおこなった海外の先行研究では 60 万ドルから 400 万ドルの間となっている。我が国で Value of a Statistical Life を推計した研究は少ないが古川・磯崎(2004)は労働市場以外のデータで推計している。推計結果は 8 億円から 10 億円となっており、海外の先行研究より高めの値が推計されている。Survey method による Value of a Statistical Life の推計は研究によって値がかなりことなるケースがあるが、多くは 200 から 300 万ドルとなっている。

次に Hall and Jones(2004)のモデルに依存して Marginal Cost of Saving a Life を推計し医療支出と GDP の関係について分析した。まず、我が国の医療費や死亡率のデータをもとに Marginal Cost of Savings a Life を算出した。算出結果は 10-14 歳のカテゴリーの Marginal Cost of Savings a Life は約 4 億 8601 万円となった。近年の研究で、Value of a Statistical Life を推計している Viscusi and Aldy(2003)や Ashenfelter and Greenstone(2004)、Murphy and Topel(2005)では Value of a Statistical Life の値は 200



万ドルや 900 万ドルの間である。今回推計した Marginal Cost of Savings a Life の値は 10-14 歳のカテゴリーの値だと 200 万ドルから 900 万ドルの間に入るがそれ以外の年齢カテゴリーだと 200 万ドル以下になる。またどの年齢カテゴリーでみたも Hall and Jones(2004)の推計した Marginal Cost of Savings a Life の値より小さい値となっている。今回推計した Marginal Cost of Savings a Life が小さい値をとっている理由は、まず健康状態の医療費に関する弾力性  $\alpha$  の推計値が高いことがあげられる。また、我が国の医療費がアメリカの医療費よりも低いことも影響を与えている。最後に推計したパラメータをもとに我が国の医療費についてシミュレーションを行った。シミュレーションの結果はモデルから得られる医療費のシェアは実際の我が国の医療費のシェアをかなり上回る結果となった。したがってモデルから導かれる医療費のシェアは我が国の実際の医療費のシェアを現在のところうまくトレースできていない。うまくトレースできてない原因はパラメータの設定に問題があるのか、あるいは  $\alpha$  の推計に問題があるのか、モデルの構造に問題があるのか、まだ解明できていない。予想の一つとしては、死亡率に対して医療の技術進歩や医療費以外の要因の貢献が大きいケースでは我が国の医療のシェアの推移をもう少しうまくトレースすることができると思われる。しかし、これはあくまでも一つの予想なので、モデルと実際の医療費のシェアの乖離のより詳しい検討は今後の課題とする。

#### 参考文献

- Acton, Jan P. (1973) Evaluating public programs to save lives: The case of heart attacks, R-950-RC. Santa Monica: The Rand Corporation.
- Ashenfelter, Orlye. and Michael Greenston. (2004) "Using Mandated Speed Limits to Measure the Value of a Statistical Life," *Journal of Political Economy*, 112 (1), S226-267. Part2.
- Atkinson, Scott E. and Halborsen, Robert. "The Valuation of Risks to Life: Evidence from the Market for Automobiles," *Review of Economics and Statistics*, 72(1), pp.133-136.
- Biddle, Jeff E. and Zarkin, Gary. (1988) "Worker Preferences and Market Compensation for Job Risk," *Review of Economics and Statistics*, 70(4), pp.660-667.
- Blomquist, Glenn. (1979) "Value of Life Saving: Implications of Consumption Activity," *Journal of Political Economy* 87(3), pp.540-558.
- Dardis, Rachel. (1980) "The Value of a Life: New Evidence from the Marketplace," *American Economics Review*, 70(5), pp.1077-1082.
- Brown, James N. (1983) "Structural Estimation in Implicit Markets," in *The measurement of labor cost*. Ed.: Jack E. Triplett. Chicago: University of Chicago Press, pp.123-151.

- Butler, Richard J. (1983) "Wage and Injury Rate Responses to Shifting Levels of Workers' Compensation," in *Safety and the work force*. Ed.: John D. Worrall. Ihtaca: ILR Press, pp.61-86.
- Cousineau, Jean-Michel; Lacroix, Robert and Girard, Anne-Marie. (1988) "Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials." University of Montreal Working Paper.
- French, Michael T. and Kendall, David L. (1992) "The Value of Job Safety for Railroad Workers," *Journal of Risk and Uncertainty*, pp.175-185.
- 古川俊一・磯崎肇(2004) 「統計的生命価値と規制政策評価」、『日本評価研究』第4巻第1号、pp.53-65.
- Garbacz, Christopher. (1989) "Smoke Detector Effectiveness and the Value of Saving a Life," *Economic Letters*, 31(3), pp.281-286.
- Garen, John E. (1988) "Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness," *Review of Economics and Statistics*, 91(2), pp.332-340.
- Gegax, Douglas; Gerking, Shelby and Schulze, William. (1991) "Perceived Risk and the Marginal Value of Safety," *Review of Economics and Statistics*, 73(4), pp.589-596.
- Gerking, Shelby; deHaan, Menno H. and Schulze, William. (1988) "The Marginal Value of Job Safety: A Contingent Valuation Study," *Journal of Risk and Uncertainty*, 1(2), pp.185-199.
- Ghosh, Debapriya; Lees, Dennis and Seal, William. (1988) "Optimal Motorway Speed and Some Valuations of Time and Life," *Manchester School of Economics and Social Studies*, 43(2), pp.134-143.
- Hall, Robert E. and Charles I. Jones. (2004) "The Value of Life and the Rise in Health Spending," NBER Working Paper 10737.
- Heckman, James J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47(1), pp153-162.
- Hersch, Joni and Viscusi, W. Kip. (1990) "Cigarette Smoking, Seatbelt Use, and Differences in Wage-Risk Tradeoffs," *Journal of Human Resource*, 25(2), pp.202-227.
- Ippopito, Pauline M. and Ippolito, Richard A. (1984) "Measuring the Value of Life Saving from Consumer Reactions to New information," *Journal of Public Economics*, 25(1/2), pp.53-81.
- Jones-Lee, Michael W. (1976) *The value of life: An economic analysis*. Chicago: University of Chicago Press.
- Jones-Lee, Michael W. (1989) *The economics of safety and physical risk*. Oxford: Basil Blackwell.
- Kniesner, Thomas J. and Leeth, John D. (1991) "Compensating Wage Differentials for

- Fatal Injury Risk in Australia, Japan, and the United States,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 4(1), pp.75-90.
- Leigh, J. Paul and Folsom, Roger N. (1984) “Estimates of the Value of Accident Avoidance at the Job Depend on the Concavity of the Equalizing Differences Curve,” *Quarterly Review of Economics and Business*, 24(1), pp.56-66.
- Miller, Ted and Guria, Jagadish. (1991) “The Value of Statistical Life in New Zealand.” Report to the Ministry of Transport, Land Transport Division.
- Moore, Michael J. and Viscusi, W. Kip. (1988a) “Doubling the Estimated Value of Life: Results Using New Occupational Fatality Data,” *Journal of Policy Analysis and Management*, 7(3), pp.476-490.
- Moore, Michael J. and Viscusi, W. Kip. (1988b) “The Quantity-Adjusted Value of Life,” *Economic Inquiry*, 26(3), pp.369-388.
- Moore, Michael J. and Viscusi, W. Kip. (1990a) “Discounting Environmental Health Risk: New Evidence and Policy Implications,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 18(2), pp.S51-62.
- Moore, Michael J. and Viscusi, W. Kip. (1990b) “Model for Estimating Discount Rates for Long-Term Health Risk Using Labor Market Data,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 3(4), pp.381-401.
- Murphy, Kevin M. and Robert Topel. (2005) “The Value of Health and Longevity,” NBER Working Paper 11405.
- Olson, Graig A. (1981) “An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs,” *Journal of Human Resources*, 16(2), pp.167-185.
- Portney, Paul R. (1981) “Housing Prices, Health Effects, and Valuing Reductions in Risk of Death,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 8(1), pp.72-78.
- Smith, Robert S. (1974) “The Feasibility of an ‘Injury Tax’ Approach to Occupational Safety,” *Law and Contemporary Problems*, 38(4), pp.730-744.
- Viscusi, W. Kip. (1978a) “Labor Market Valuations of Life and Limb: Empirical Estimates and Policy Implications,” *Public Policy*, pp.359-386.
- Viscusi, W. Kip. (1978b) “Wealth Effects and Earnings Premiums for Job Hazards,” *Review of Economics and Statistics*, 60(3), pp.408-416.
- Viscusi, W. Kip. (1979) *Employment hazards: An investigation of market performance*. Cambridge: Harvard University Press.
- Viscusi, W. Kip. (1981) “Occupational Safety and Health Regulation: Its Impact and Policy Alternatives,” in *Research in public policy analysis and management*, Vol.2. Ed.: J. Crecine. Greenwich, CT: JAI Press, pp.281-299.
- Viscusi, W. Kip and Aldy, Joseph E. (2003) “The Value of a Statistical Life: A Critical

- Review of Market Estimates throughout the World," *Journal of Risk and Uncertainty*, 27, 5-76.
- Viscusi, W. Kip and Evans, William N. (1990) "Utility Functions That Depend on Health Status: Estimates and Economic Implications," *American Economics Review*, 80(3), pp.353-374.
- Viscusi, W. Kip., Magat, Wesley A. and Huber, Joel. (1991) "Pricing Environmental Health Risks: Survey Assessments of Risk-Risk and Risk-Dollar Trade-Offs for Chronic Bronchitis," *Journal of Environmental Economics and Management*, 21(1), pp.32-51.
- Viscusi, W. Kip and Moore, Michael J. (1987) "Workers' Compensation: Wage Effects, Benefit Inadequacies, and the Value of Health Losses," *Review of Economics and Statistics*, 69(2), pp.249-261.
- Viscusi, W. Kip and Moore, Michael J. (1989) "Rates of Time Preference and Valuations of the Duration of Life," *Journal of Public Economics*, 38(3), pp.297-317.
- Viscusi, W. Kip and O'Connor, Charles. (1984) "Adaptive Responses to Chemical Labeling: Are Workers Bayesian Decision Makers?" *American Economics Review*, 74(5), pp.942-956.