

項を見ることにする。この項は MRI ダミーとの差を表している。したがって MRI ダミー×診療報酬仮定ダミーの項の係数が優位となれば、コントロール・グループ<sup>17</sup>の MRI ダミーの係数と有意に異なることになる。まず、入院外の推計結果である。結果は MRI ダミー×診療報酬改定ダミーの項はいずれもプラスで有意となっている。この項がいずれもプラスで有意ということは、MRI 使用による医療費の増加をコントロール・グループである 87 年とくらべて抑えることができていないこととなる<sup>18</sup>。しかし係数の大きさを見てみると、MRI ダミー×88 年診療報酬仮定ダミーが 1536.465、MRI ダミー×90 年診療報酬改定ダミーが 1517.511、MRI ダミー×94 年診療報酬改定ダミーが 1313.016、MRI ダミー×96 年診療報酬改定ダミーが 1315.8、MRI ダミー×98 年診療報酬改定ダミーが 1252.204 となっており徐々に低下している。MRI×診療報酬ダミーの係数が徐々に低下しているということは、MRI 使用による医療費の増加の程度が 90 年以降の診療報酬改定のたびごとに低下しているということである。このことから、90 年以降の診療報酬改定は、MRI 使用による医療費の増加の程度を 87 年より低くすることはできなかったものの、MRI 使用による医療費の増加の程度を徐々に低下させたということができる。しかし、88 年と 98 年の MRI 使用に対する診療報酬は少なくとも 500 点、部位や回数によっては 2040 点も引き下げられているにもかかわらず、88 年と 98 年の MRI を使用することによる医療費の増加の程度の差は 284 点分にとどまっていることには注意する必要がある。これは、MRI 使用に対する診療報酬の引き下げ改定の効果は半分程度にとどまるということになる。

次に入院の推計結果であるが、結果は MRI ダミー×診療報酬改定ダミーの項はいずれも有意となっていない。したがって入院の場合、診療報酬改定はとくに影響があったということとは言えない。

#### [表 7 挿入]

次に MRI 使用に対する診療報酬の改定が MRI の使用回数に与えた影響については表 8 のような結果になった。ここで、 $\log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1})$  の項の係数は診療報酬の使用回数に対する弾力性と考えることが出来る。この項の係数がプラスとなれば MRI 使用に対する診療報酬のマイナス改定が MRI の使用を抑制したことになるが、係数がマイナスとなれば MRI 使用に対する診療報酬のマイナス改定が MRI の使用を増加させたことになる。わが国の医療制度は出来高払いであるため、MRI 使用に対する診療報酬がマイナスに改定されたとし

<sup>17</sup> ここでのコントロール・グループは 87 年である。

<sup>18</sup> コントロール・グループである 87 年における MRI ダミーの係数は 182.8363 と低い。その係数が低い理由は次のように考えることができる。87 年における MRI 使用に対する診療報酬の点数は一連につき 2000 点である。一方、CT スキャン使用に対する診療報酬の点数は頭部 1 回目 1600 点、頭部 2 回目以降 1000 点、躯幹 1 回目 1900 点、2 回目以降 1300 点となっている。1 回目の点数に関して言えば、MRI 使用に対する点数とそれほど変わらない。したがって、高度な画像診断が必要となる場合、CT スキャンが多用されたと考えられる。その結果、MRI 使用のレセプトデータが高い医療費とはならなかったと考えられる。

でもMRI使用の回数を増やすことでマイナス改定による収入の減少を相殺することが出来る。したがって、医師にとってはMRI使用に対する診療報酬がマイナスに改定されたとしてもMRI使用の回数を増やす誘因を持つため、 $\log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1})$ の項の係数はマイナスになることが予想される。推計結果は $\log(RM_{i,t}/RM_{i,t-1})$ の項はマイナスで有意となった。したがって、MRI使用に対する診療報酬のマイナス改定はMRIの使用回数を増加させたということが確認された。固定効果モデルにおける係数の大きさは-0.272となった。

[表8挿入]

ここで、簡単な計算を行って、MRIの診療報酬改定による医療費の抑制効果を考察することにする。いま1000人の患者がMRIの診療を行われたとする。また、MRI使用に対する診療報酬は1730点だとする<sup>19</sup>。その時の総点数は173万点(1730点×1000)である。ここでMRI使用に対する診療報酬が10%引き下げられたとする。診療報酬が10%引き下げられると病院におけるMRI使用回数は2.72%増加する(弾力性が-0.272)のでMRIを使用する患者が1027に増えることになる。一方、MRI使用に対する診療報酬の引き下げの医療費へ効果は半分程度にとどまるので、10%の引き下げは実質的に5%の引き下げの効果しかないことになる。したがってMRI使用に対する診療報酬は1730点から1643.5点(1730点×0.95)への引き下げとなる。その時の総点数は168万8203点(1643.5点×1027)となる。173万点から168万8203点への変化は-2.4%である。以上の簡単な計算からではあるが、仮に10%のMRI使用に対する診療報酬の引き下げが行われたとしても、総額でみると2.4%の医療費の抑制効果しか持たないことになる。

## 6. 結論

本稿では、まず、医療の技術進歩として具体的にMRI (Magnetic Resonance Imaging)を取り上げ、MRIが医療費をどの程度引き上げているかを検証した。次にMRIに対する診療報酬の改定がMRIによってもたらされる医療費の増加やMRIの使用回数にどのように影響を与えるのかについて検証を行った。結論をまとめると次のようになる。まず、MRIを使用することで1日当たりの医療費を増加させるのは入院外でも入院でも同じであるが、医療費を増加させる程度は入院外の方が大きい。入院ではMRIが使用された場合、1日当たり4800円程度引き上げるのに対し、入院外では1万4千円程度引き上げる。また、MRI使用に対する診療報酬改定は入院に関して影響は見られないが、入院外では影響が見られた。90年以降の診療報酬改定はMRIを使用することによる医療費の増加の程度を引き下げているという意味で医療費の抑制効果は働いている。しかしながら、MRI使用に対する診

<sup>19</sup> 平成11年におけるMRI使用への診療報酬は頭部1回目1680点、躯幹1回目1800点、四肢1回目1710点であり、それを平均した値が1730点である。

療報酬の引き下げ改定の効果は半分程度にとどまることが確認された。さらに MRI 使用に対する診療報酬の引き下げ改定は MRI 使用回数を増加させることが確認された。また、弾力性は-0.272 となった。簡単な計算をすると、例えば 10%の MRI 使用に対する診療報酬の引き下げが行われたとしても、総額で見ると 2.4%の医療費の抑制効果しか持たないことになる。さらに新たに MRI を導入した病院の MRI 使用による医療費の増加も考慮すると、MRI の診療報酬改定による医療費の抑制効果はさらに小さくなるといえる。

わが国の医療保険制度は出来高払いを原則としているため、MRI のような Cost-increasing な医療の技術進歩が及ぼす医療費の増高に対しては診療報酬の改定をもって対応することになる。しかしながら仮に本稿の推計結果が多くの Cost-increasing な医療の技術進歩にあてはまるとすれば、出来高払いの償還方法をとっているわが国の制度のもとでは、Cost-increasing な医療の技術進歩が及ぼす医療費の増高を診療報酬の改定で抑えることはかなり難しいといえよう。たとえ診療報酬改定による抑制効果があったとしても限定的な効果にとどまる可能性が高いといえよう。このことは、Cost-increasing な医療の技術進歩が及ぼす医療費の増高を抑えるためには出来高払いの償還方法を変更する必要性があるということの意味している。

とはいえ MRI がレントゲン撮影に比べはるかに癌の発見率を高めたように Cost-increasing であっても医療の技術進歩は大きな便益を持っている。したがって、費用面だけでなく便益の面を考慮して医療の技術進歩を研究する必要性があることは言うまでもなく、この点は今後の課題としたい。

#### 参考文献

- 岩本康志 (2002), 「人口高齢化と医療費」, mimeograph
- 泉田信行・中西悟志・漆博雄 (1998), 「医師誘発需要仮説の実証分析—支出関数アプローチによる老人医療費の分析—」, 『季刊社会保障研究』, Vol.33(4), pp.374-381.
- 漆博雄 編 (1998), 『医療経済学』, 東京大学出版会
- 岸田研作 (2001), 「医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説—2 次医療圏、市単位のパネルデータによる分析—」, 『季刊社会保障研究』, Vol.37(3), pp.246-258.
- 厚生労働省 (2002), 『平成 12 年度 国民医療費』
- 鈴木玲子 (1997), 「外来医療費と医師密度」, 『老人医療費レセプトデータ分析事業 1996 年度研究報告書』, (財)公衆衛生振興会, pp.19-34.
- 西村周三 (1987), 『医療費の経済分析』, 東洋経済新報社
- 渡部励・大日康史 (2002), 「社会医療診療行為別調査を用いた人工呼吸器使用期間と医療費への影響に関する分析」, 『日本公衆衛生雑誌』, Vol.49(4), pp.314-323.
- Anderson, G.F., Steinberg, E.P., (1984), "To buy or not to buy: technology acquisition

- under prospective payment" *New England Journal of Medicine*, 311(3), pp.182-185.
- Baker,L.C., (2001), "Managed care and technology adoption in health care: evidence from magnetic resonance imaging" *Journal of Health Economics*, 20(3), pp.935-421.
- Baker,L.C., Phibbs,C.S., (2000), "Managed care, technology adoption, and health care: the adoption of neonatal intensive care. National Bureau of Economic Research. Working Paper no.7883.
- Baker,S.R., (1979), " The diffusion of high technology medical innovation: the computed tomography scanner example" *Social Science and Medicine*, 13D, pp.155-162.
- Cutler,D.M., McClellan,M.B. (1996) "The determinants of technological change in heart attack treatment" National Bureau of Economic Research, Working Paper no.5751.
- OECD (2001), *HEALTH DATA'01*
- Fuchs,Victor R., (1996), "Economics, Values, and Health Care Reform" *American Economic Review*, 86(1), pp.1-24.
- Hillman,A.L., Schwarts,J.S., (1985) " The adoption and diffusion of CT and MRI in the United States. *Medical Care*, 23(11), pp.1283-1294.
- Hillman,A.L., Schwarts,J.S., (1986) "The diffusion of MRI: patterns of siting and ownership in the United States", *American Journal of Roentgenology*, 146, pp.963-969.
- Newhouse,Joseph P., (1992), "Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?" *Journal of Economic Perspectives*, 6(3), pp.3-21.

図1

図1 実質1人あたり医療費

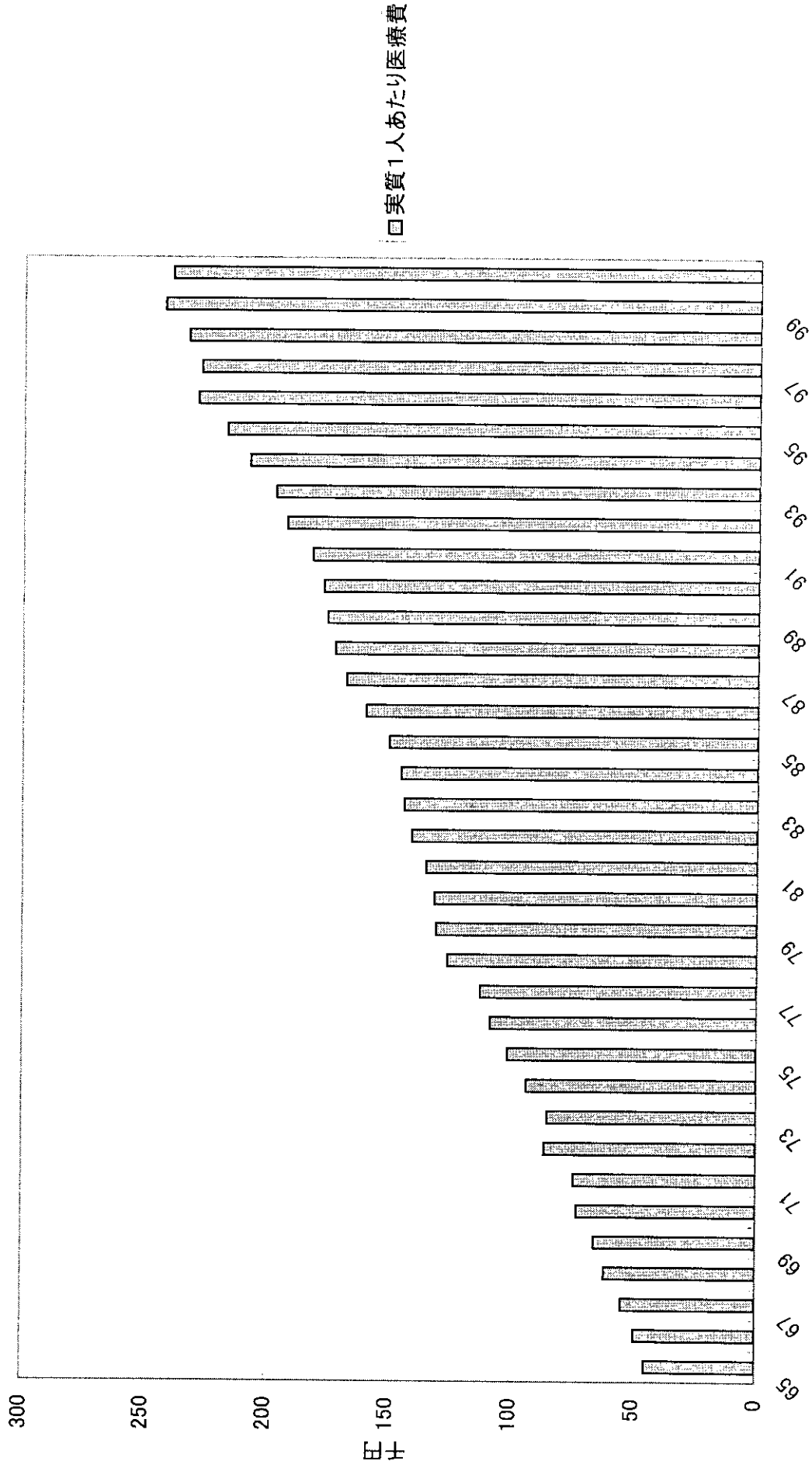


図2 MRI使用回数の推移

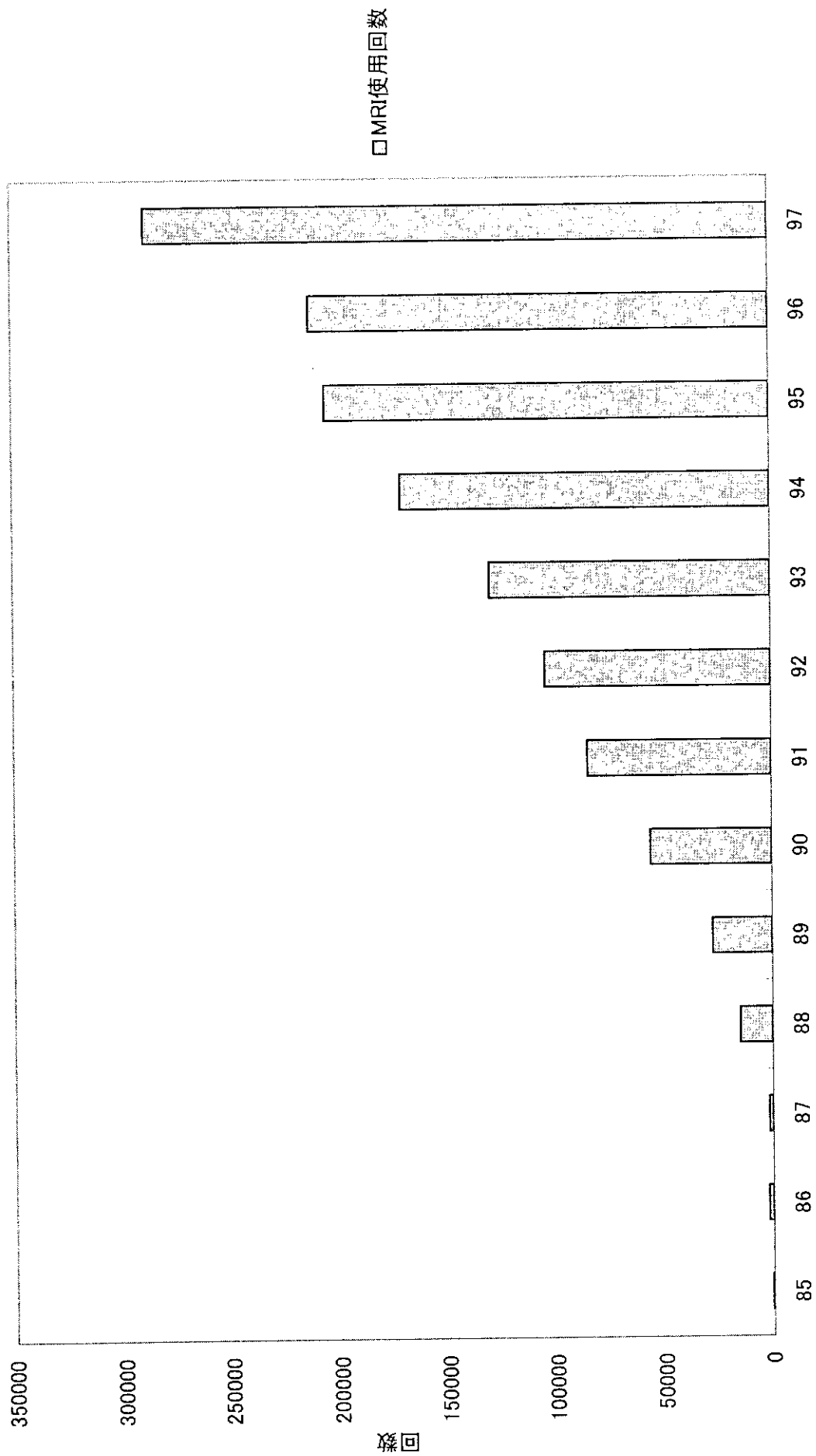


表1 MRI使用に対する診療報酬の改定

1985年 ~ 1987年	2,000点	一連につき
1988年 ~ 1989年	2,300点 2,070点	同一部位、2回目以降
1990年 ~ 1993年	2,100点	一連につき
1994年 ~ 1995年	2,100点 1,050点	同一部位、2回目以降
1996年 ~ 1997年	1,900点 950点 2,000点 1,000点	頭部 1回目 頭部 2回目以降 頭部以外 1回目 頭部以外 2回目以降
1998年 ~ 1999年	1,680点 600点 1,800点 810点 1,710点 560点	頭部 1回目 頭部 2回目以降 躯幹 1回目 躯幹 2回目以降 四肢 1回目 四肢 2回目以降

出所: 厚生労働省保健社会統計課 『診療行為別符号表』

注) 1985年以前にはMRI使用に対する診療報酬点数の記載はない。

表2 記述統計1

	入院外			
	平均	標準偏差	最小	最大
総点数	1624.196	3709.652	3	368693
診療日数	2.706887	3.143029	1	31
一日あたり点数	654.7338	821.2083	3	195660
性別	0.588429	0.492118	0	1
年齢	53.94078	25.15904	0	98
MRI使用	0.002574	0.050671	0	1
感染症及び寄生虫症	0.036076	0.18648	0	1
新生物	0.026845	0.16163	0	1
内分泌、栄養及び代謝疾患並びに免疫障害	0.045215	0.207776	0	1
血液及び造血器の疾患	0.003591	0.059821	0	1
精神障害	0.044011	0.205119	0	1
神経系及び感覚器の疾患	0.12566	0.331465	0	1
循環器系の疾患	0.172344	0.377679	0	1
呼吸器系の疾患	0.122639	0.328023	0	1
消化系の疾患	0.059586	0.236718	0	1
泌尿生殖系の疾患	0.049935	0.21781	0	1
妊娠、分娩及び産じょくの合併症	0.003368	0.057938	0	1
皮膚及び皮下組織の疾患	0.065342	0.247128	0	1
筋骨格系及び結合組織の疾患	0.109911	0.312779	0	1
先天異常	0.001481	0.038454	0	1
周産期に発生した主要病態	0.004133	0.064153	0	1
症状、徴候及び診断名不明確の状態	0.006426	0.079906	0	1
損傷及び中毒	0.031402	0.1744	0	1
歯科診療	0.092037	0.289078	0	1
サンプル数	3157518			

注1)『社会医療診療行為別調査』の個票データより

注2)性別は男性が0、女性が1の変数。MRI使用はMRIを使用した場合が1、使用していない場合が0の変数。

注3)一日あたり点数は総日数を診療日数で割った値である。

注4)表2は87年から99年のデータをプールした値である。



表3 記述統計2

	入院			
	平均	標準偏差	最小	最大
総点数	26676.73	24652.23	151	827302
診療日数	18.79492	11.80224	1	31
一日あたり点数	1921.003	2463.485	11.26667	266930
性別	0.539171	0.498464	0	1
年齢	58.86327	22.70533	0	98
MRI使用	0.017364	0.130622	0	1
感染症及び寄生虫症	0.031357	0.17428	0	1
新生物	0.087301	0.282275	0	1
内分泌、栄養及び代謝疾患並びに免疫障害	0.034486	0.182474	0	1
血液及び造血器の疾患	0.003925	0.062523	0	1
精神障害	0.110145	0.313071	0	1
神経系及び感覚器の疾患	0.073974	0.261729	0	1
循環器系の疾患	0.232145	0.422202	0	1
呼吸器系の疾患	0.062189	0.241498	0	1
消化系の疾患	0.088147	0.283509	0	1
泌尿生殖系の疾患	0.054508	0.227018	0	1
妊娠、分娩及び産じょくの合併症	0.031782	0.175419	0	1
皮膚及び皮下組織の疾患	0.007606	0.086879	0	1
筋骨格系及び結合組織の疾患	0.070621	0.256192	0	1
先天異常	0.003412	0.058314	0	1
周産期に発生した主要病態	0.009809	0.098555	0	1
症状、徴候及び診断名不明確の状態	0.0096	0.097506	0	1
損傷及び中毒	0.068802	0.253117	0	1
歯科診療	0.020192	0.140658	0	1
サンプル数	505541			

注1)『社会医療診療行為別調査』の個票データより

注2)性別は男性が0、女性が1の変数。MRI使用はMRIを使用した場合が1、使用していない場合が0の変数。

注3)一日あたり点数は総日数を診療日数で割った値である。

注4)表2は87年から99年のデータをプールした値である。

表4 記述統計3

	平均	標準偏差	最小	最大
MRI使用回数	56.60611	82.49453	1	3866
MRI使用回数増加比率	1.421649	2.602524	0.011218	113.7059
病床数	316.618	248.163	22	1993
患者総数	4012.524	3482.525	52	46797
医師のMRI使用の限界収入	82.79331	90.78128	1.127883	1193.3
MRI使用の限界収入増加比率	0.752436	0.638482	0.256579	36.44643
サンプル数	3374			

注1)『医療施設調査』、『病院報告』の個票データより。

注2)MRI使用回数増加比率とはt期のMRI使用回数をt-1期のMRI使用回数で割った値である。

注3)医師のMRI使用の限界収入とはMRI使用の診療報酬の点数を病院に勤務する医師数で割った値である(本文の(3)式参照)。

注4)MRI使用の限界収入増加比率とはt期の医師のMRI使用の限界収入をt-1期の医師のMRI使用の限界収入で割った値である。

注5)MRI使用回数、病床数、患者総数、医師のMRI使用の限界収入の記述統計量は96年、99年のデータを用いたものである。

注6)MRI使用回数増加比率、MRI使用の限界収入増加比率の記述統計量は93年、96年、99年のデータを用いたものである。

表5 MRIが一件当たり医療費に与える影響(87年~99年、入院外)

	(1)			(2)	
	係数	標準誤差	標準誤差(ロバスト推計)	係数	標準誤差
性別	-86.02151	(0.899) ***	(0.994) ***	-87.73168	(0.906) ***
年齢	2.066966	(0.075) ***	(0.071) ***	2.440756	(0.076) ***
年齢 <sup>2</sup>	0.0031551	(0.001) ***	(0.001) ***	-0.0023999	(0.001) ***
MRI使用ダミー	1418.593	(8.673) ***	(13.578) ***	1480.575	(8.740) ***
感染症・寄生虫症ダミー	-868.0087	(3.566) ***	(5.850) ***	-290.268	(2.540) ***
内分泌・栄養ダミー	-471.8336	(3.382) ***	(7.091) ***	106.8263	(2.264) ***
血液・造血器ダミー	-520.8313	(7.805) ***	(40.350) ***	56.78789	(7.447) ***
精神障害ダミー	-744.5351	(3.406) ***	(5.713) ***	-167.2862	(2.308) ***
神経系ダミー	-935.5453	(2.962) ***	(5.652) ***	-355.8062	(1.546) ***
循環器系ダミー	-642.4339	(2.890) ***	(5.681) ***		
呼吸器系ダミー	-892.5657	(3.036) ***	(5.737) ***	-314.3742	(1.697) ***
消化系ダミー	-665.0737	(3.230) ***	(5.801) ***		
泌尿生殖器ダミー	-371.099	(3.325) ***	(6.522) ***	206.7402	(2.181) ***
妊娠・分娩ダミー	-765.0971	(8.063) ***	(6.526) ***	-190.8817	(7.726) ***
皮膚・皮下組織ダミー	-996.8072	(3.209) ***	(5.642) ***	-418.4782	(1.994) ***
筋骨格系・結合組織系ダミー	-940.4198	(2.992) ***	(5.641) ***	-360.1556	(1.599) ***
先天異常ダミー	-722.8684	(11.734) ***	(25.052) ***	-144.8739	(11.554) ***
周産期ダミー	-810.8444	(7.347) ***	(9.743) ***	-236.1787	(6.962) ***
症状・徴候・診断名不明確ダミー	-833.6834	(6.115) ***	(7.103) ***	-253.52	(5.611) ***
損傷・中毒ダミー	-893.0691	(3.675) ***	(5.814) ***	-315.1404	(2.692) ***
歯科診療ダミー	-849.0293	(3.062) ***	(5.682) ***	-272.1183	(1.753) ***
99年ダミー	132.3354	(2.296) ***	(2.056) ***	143.5888	(2.315) ***
98年ダミー	144.5476	(2.422) ***	(2.301) ***	153.791	(2.442) ***
97年ダミー	121.326	(2.415) ***	(2.125) ***	130.6089	(2.435) ***
96年ダミー	132.2095	(2.413) ***	(2.214) ***	139.6118	(2.433) ***
95年ダミー	120.0821	(2.434) ***	(2.387) ***	126.5392	(2.454) ***
94年ダミー	109.4674	(2.391) ***	(2.162) ***	115.1997	(2.411) ***
93年ダミー	67.55057	(2.345) ***	(1.912) ***	65.90416	(2.365) ***
92年ダミー	86.79696	(2.413) ***	(2.082) ***	91.91602	(2.433) ***
91年ダミー	84.46809	(2.418) ***	(2.038) ***	87.99818	(2.438) ***
90年ダミー	67.99788	(2.450) ***	(2.070) ***	70.98109	(2.470) ***
89年ダミー	49.21476	(2.471) ***	(2.074) ***	50.11829	(2.492) ***
88年ダミー	29.68425	(2.544) ***	(2.030) ***	31.29949	(2.565) ***
定数項	1205.412	(3.924) ***	(6.346) ***	624.9445	(3.019) ***
サンプル数			3157518		

注1) \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準である。

注2) 括弧内は標準誤差である。

注3) (1)、(2)の推計結果はいずれにも都道府県ダミーを含んだものであるが、紙幅の関係上から都道府県ダミーの値は示していない。

表6 MRIが一件当たり医療費に与える影響(87年~99年、入院)

	(1)			(2)	
	係数	標準誤差	標準誤差(ロバスト推計)	係数	標準誤差
性別	-134.64	(6.841)***	(7.013)***	-143.2299	(6.857)***
年齢	9.421647	(0.627)***	(0.592)***	11.91936	(0.627)***
年齢 <sup>2</sup>	-0.1470143	(0.006)***	(0.006)***	-0.1778005	(0.006)***
MRI使用ダミー	481.4292	(25.223)***	(26.437)***	532.0803	(25.261)***
感染症・寄生虫症ダミー	-818.9553	(21.730)***	(14.385)***	-275.741	(19.439)***
内分泌・栄養ダミー	-893.1401	(20.774)***	(15.190)***	-349.7008	(18.378)***
血液・造血器ダミー	-129.4303	(53.268)**	(63.831)**	416.9302	(52.508)***
精神障害ダミー	-1622.034	(14.975)***	(10.054)***	-1080.069	(11.368)***
神経系ダミー	1131.02	(16.387)***	(22.814)***	1677.626	(13.144)***
循環器系ダミー	-720.3979	(13.182)***	(14.314)***		
呼吸器系ダミー	-656.2189	(17.801)***	(14.588)***	-105.3441	(14.796)**
消化系ダミー	-647.9866	(15.720)***	(12.570)***		
泌尿生殖器ダミー	-175.2602	(17.897)***	(16.191)***	366.8397	(15.041)***
妊娠・分娩ダミー	-527.1786	(22.639)***	(16.581)***	2.708003	(20.511)
皮膚・皮下組織ダミー	-988.1333	(39.059)***	(20.137)***	-442.3634	(37.915)***
筋骨格系・結合組織系ダミー	-1136.019	(16.641)***	(12.728)***	-584.3945	(13.399)***
先天異常ダミー	221.6821	(57.501)***	(82.152)***	767.1085	(56.808)***
周産期ダミー	-748.7048	(36.191)***	(38.360)***	-192.4906	(34.852)***
症状・徴候・診断名不明確ダミー	-683.3854	(36.098)***	(25.289)***	-128.2675	(34.766)***
損傷・中毒ダミー	-813.7939	(16.784)***	(14.716)***	-269.9009	(13.649)***
歯科診療ダミー	19.53572	(25.695)	(19.489)***	550.7912	(23.894)***
99年ダミー	936.4141	(16.514)***	(14.909)***	971.8647	(16.552)***
98年ダミー	835.9891	(17.266)***	(16.649)***	875.1933	(17.303)***
97年ダミー	848.647	(17.319)***	(16.505)***	885.5236	(17.358)***
96年ダミー	776.6777	(17.326)***	(14.960)***	806.8971	(17.370)***
95年ダミー	613.241	(17.401)***	(15.521)***	639.5452	(17.447)***
94年ダミー	618.112	(16.471)***	(12.789)***	638.6798	(16.517)***
93年ダミー	308.1257	(18.538)***	(13.283)***	310.5719	(18.595)***
92年ダミー	363.7059	(18.295)***	(12.322)***	380.0923	(18.349)***
91年ダミー	170.9365	(18.119)***	(11.971)***	179.3092	(18.174)***
90年ダミー	162.0392	(18.391)***	(11.868)***	171.7239	(18.446)***
89年ダミー	72.75423	(17.786)***	(10.993)***	75.5739	(17.841)***
88年ダミー	50.94604	(18.149)***	(11.341)***	53.85353	(18.205)***
定数項	2413.68	(27.141)***	(24.633)***	1847.085	(25.141)***
サンプル数			505541		

注1)\*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準である。

注2)括弧内は標準誤差である。

注3)(1)、(2)の推計結果はいずれにも都道府県ダミーを含んだものであるが、紙幅の関係上から都道府県ダミーの値は示していない。

表7 MRI使用の診療報酬改定が一件当たり医療費に与える影響(87年～99年、入院外、入院)

	入院外	入院
	係数	係数
性別	-86.00545 *** (0.899)	-134.4728 *** (6.843)
年齢	2.070707 *** (0.075)	9.381357 *** (0.627)
年齢 <sup>2</sup>	0.0030828 *** (0.001)	-0.1461455 *** (0.006)
MRI使用ダミー	182.8363 *** (31.651)	468.2952 (643.152)
MRI使用ダミー×98年改定ダミー	1252.204 *** (35.139)	-66.39034 (644.603)
MRI使用ダミー×96年改定ダミー	1315.8 *** (36.367)	-7.477897 (644.841)
MRI使用ダミー×94年改定ダミー	1313.016 *** (37.939)	50.81836 (645.347)
MRI使用ダミー×90年改定ダミー	1517.511 *** (37.994)	156.7257 (646.985)
MRI使用ダミー×88年改定ダミー	1536.465 *** (61.343)	349.6888 (663.012)
98年改定ダミー	133.4231 *** (2.115)	894.3793 *** (15.145)
96年改定ダミー	122.3565 *** (2.149)	813.5475 *** (15.406)
94年改定ダミー	110.2759 *** (2.146)	615.1998 *** (15.123)
90年改定ダミー	71.98892 *** (1.989)	248.877 *** (14.554)
88年改定ダミー	35.75408 *** (2.194)	61.46896 *** (15.699)
定数項	1208.422 *** (3.923)	2412.178 *** (27.148)
サンプル数	3157518	505541

注1) \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準である。

注2) 括弧内は標準誤差である。

注3) (1)、(2)の推計結果はいずれにも都道府県ダミーを含んだものであるが、紙幅の関係上から都道府県ダミーの値は示していない。

表8 診療報酬改定がMRI使用回数に与える効果

	固定効果モデル	プールドモデル
MRI使用の限界収入		
増加比率の対数	-0.27235 *** (0.069)	-0.15672 *** (0.047)
病床数の対数	-0.23613 (0.227)	-0.01318 (0.019)
患者数数の対数	0.273549 *** (0.099)	0.134085 *** (0.017)
定数項	-0.82825 (1.392)	-0.90325 *** (0.085)

サンプル数 3374

注1)\*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準である。  
注2)括弧内は標準誤差である。

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」

分担研究報告書

## 所得階層と生活自立不能および要介助リスクおよび在宅期間に関する分析

分担研究者 山田篤裕 慶應義塾大学経済学部

1990年代後半に入って、所得階層と健康指標との相関について、日本においても研究が蓄積されつつある。所得階層と健康指標との間に相関が確認されるならば、介護保険の制度運営において、一層の所得再分配上の配慮が求められる。そこで、①日本における近年の社会経済的地位と健康との相関についての先行研究を概観した上で、② (a)生活自立不能になるリスク、(b)生活自立不能になってから死亡するまでの期間（＝寝たきり期間）、(c)要介助になるリスク、(d)要介助になってから死亡するまでの期間（＝要介助期間）が所得階層で相違しているかどうかについて分析した。また、③死亡前3年間の在宅期間の差異がどのように生じるのかについて、個人属性とともに地域における施設配置との関連からも分析した。

分析の結果、①さまざまな所得指標を用いても、所得階級と、生活自立不能リスクおよびその期間と要介助リスクおよびその期間に系統的な関係はないが、②「生活自立不能」あるいは「要介助」に陥りやすい（陥りにくい）所得階層は、そうした状況に陥った場合には「生活自立不能」や「要介助」期間が短くなる（長くなる）という関係があることを明らかにした。また、③死亡前3年間の「在宅期間」を短くする最大の要因は、脳卒中、転倒・骨折で、各々4ヶ月以上も在宅期間を短くする効果がある。特に後者については、人為的に減らすことが可能であり、バリアフリー対策等が、想像以上に在宅期間を延ばす上で効果を発揮できることを示唆している。さらに、④生前に自宅での死亡を明示的に希望していることも、在宅期間を2ヶ月ほど延ばすので、人々の意識の変化も、今後在宅期間の伸びに大きな影響を与えるものと考えられる。

### A 研究目的

①生活自立不能リスクおよび②その期間と、  
③要介助リスクおよび④その期間と、所得階層との関係を明らかにし、介護保険の制度運営において、一層の所得再分配上の配慮が必

要かどうかを明らかにする。また、個人属性と施設配置が在宅期間にどのような差異をもたらしているかについて定量的に明らかにする。

## B. 研究方法

データは、旧厚生省が実施した『平成7年度人口動態社会経済面調査（高齢者死亡）』の個票を用いた。所得指標としては、①本人または配偶者の就労収入を除いた世帯所得、②夫婦で頭割りした本人または配偶者の年金・恩給額、③OECD等価尺度と65歳時点での勤労所得で調整した本人または配偶者の年金・恩給額（置換率）の三種類を用いた。生活自立不能リスクおよびその期間と要介助リスクおよびその期間について survival analysis を行った。また、死亡前3年間の在宅月数を説明する重回帰分析を行った。

## C 研究結果

三種類の所得指標を用いても、①所得階級と、生活自立不能リスクおよびその期間と要介助リスクおよびその期間に系統的な関係は見出せないが、②「生活自立不能」あるいは「要介助」に陥りやすい（陥りにくい）所得階層では、そうした状況に陥った場合に「生活自立不能」や「要介助」期間は短くなる（長くなる）という関係を明らかにした。また、③死亡前3年間の「在宅期間」を短くする最大の要因は、脳卒中、転倒・骨折で、各々4ヶ月以上も在宅期間を短くする効果があること、さらに、④生前に自宅での死亡を明示的に希望していることや、⑤地域に（往診除く）訪問診療がある場合、在宅期間を1、2ヶ月ほど

延ばすことを明らかにした。

## D. 考察

所得指標と「生活自立不能」や「要介助」になるリスクとの系統的でない関係は、「健康の上限効果（health ceiling effects）」の存在を示唆している。また、同一所得階層における「生活自立不能」や「要介助」になるリスクと、その期間との関係が普遍化可能であるならば、分析結果は、介護保険料を長く支払うものほど、介護サービスを長く受ける可能性があるということを示唆している。

## E 結論

介護保険の制度運営において、所得再分配上の配慮が一層必要かについては、本稿の分析からは示唆されなかった。

また転倒・骨折については、人為的に減らすことが可能であるので、バリアフリー対策等は、在宅期間を延ばす上で予想以上の効果を期待できる。また死亡場所に関する人々の意識の変化も、在宅期間に大きな影響を与える。

## F. 研究発表

なし。

## G. 知的所有権の取得状況

なし。



## 所得階層と生活自立不能および要介助リスクおよび在宅期間に関する分析

— 人口動態統計社会経済面調査（高齢者死亡）を用いた研究 —

慶應義塾大学経済学部 山田篤裕

### 研究目的

本稿では、①日本における近年の社会経済的地位と健康との相関についての先行研究を概観した上で、②平成7年度人口動態統計社会経済面調査（高齢者死亡）の個票データを用いて、所得階層による健康リスクの相違について明らかにする。ここで健康リスクとは、具体的には「生活自立不能」あるいは「要介助」になるリスク及びそれらの状態が「持続する期間（死亡時まで）」を指すものとする。加えて、③死亡前3年間の在宅期間の差異がどのように生じるのかについても、個人属性および地域における施設配置との関連から明らかにする。

もし、所得階層と健康との間に相関が確認されるならば、介護保険の制度運営（保険料徴収や自己負担等）において、健康に与える所得分布の影響の観点からも一層の所得再分配上の配慮が求められる、という政策的インプリケーションが得られることが期待される。

### 先行研究

近年、いくつかの先行研究により、日本において社会経済的地位と健康との間に相関があることが確認されつつある。こうした研究は、低所得者層からの保険料徴収の在り方について、いくつかの政策的インプリケーションを与えている。すなわち、保険料を徴収すること自体が所得分配（分布）の変化をもたらし、その変化を通じて健康水準に影響を与える可能性が示唆されている。ただし、これから述べるように、社会経済的地位が、どのようなメカニズムで実際に健康水準に影響を与えるのかについては、日本のデータでははっきりと実証されているわけではない。また、早見（2001）が指摘するように、1990年代後半でも、こうした問題意識で行われた日本の研究はほとんど存在していない。2000年以降になって、そうした研究がようやく出はじめてきているが、社会経済的地位と健康指標との関係は欧米諸国での研究にみられたように単調な関係ではないことが明らかになりつつある。

社会経済的地位と健康との関係については、国際比較研究により国民所得の絶対的な水準と寿命や乳幼児死亡率などの一国を代表する指標が相関を持つことなどが従来確認されてきた。しかしながら、一国内の社会経済的地位の格差と健康水準の格差との関係についての分析は、比較的近年—1990年代後半—になって盛んになってきた。とはいえ、社会階

級と健康との関係を明らかにして、イギリス議会で大きな議論を呼び起こした *Black Report* (ブラック報告) は、既に 1982 年に出版 (普及版) されている。このブラック報告は、日本でも武川 (1983) によって早くから紹介され知られている。報告は、主として死亡率を健康の指標として用い、社会階級によってどのような相違があるか明らかにしている。具体的には、①男女ともすべての年齢階層において、社会階級により死亡率に差異 (特に呼吸系の病気) があり、②幼児死亡率の全体的な減少にもかかわらず死亡率の差は拡大しており (1959-63 と 1970-72)、③不平等はヘルスサービスの利用にも存在 (特に予防サービス) し、④事故死 (子供の死因の 3 分の 1) にも大きな差異があることが明らかにされている。なお、ここでは社会階級 (社会経済的地位) は職業によって分類されている。社会経済的地位が、健康水準の格差と相関を持つことについて、報告は 4 つの説明方法を区別している。すなわち、①健康も社会階層も人為的な概念であるため、それらの関連は人為的、②健康が良いか悪いかにより社会階層が定まる (自然淘汰および社会淘汰的説明)、③社会階層の物質的側面 (=収入、住居、財産など) が健康に影響を与える (唯物論的・構造論的説明)、④所属する社会階層のライフスタイルが不健康な行動を強いる (文化論的・行動論的説明)、という区別である。

この説明方法の第三と第四のどちらが妥当かについて、深谷 (2001) は健康指標として、①老研式活動能力指標 (客観的) と②健康度自己評価 (主観的) の二つを用い、「社会階層」を示す説明変数として 50 歳時点での職業、社会階層の物質的側面を示すものとして年金収入と住居の有無、「ライフスタイル」を示すものとして健康維持習慣および学歴を用いた分析を行っている。データは東京都 23 区内に居住する高齢者 (65 歳以上) に対して 1996 年に行った調査を用いている。その結果は、客観的健康指標への年金額の弱い相関 (10%有意) がライフスタイル要因 (健康維持習慣、学歴) を代入すると消え、主観的健康指標は年金額やライフスタイル要因による影響を受けないことを示している。すなわち、ブラック報告の第四の説明方法を支持する結果を得ている。

同じく 65 歳以上高齢者を対象とて、近藤 (2000) は、健康指標として「要介護」を用いた研究を行っている。データは、1998 年度の人口 4 万人都市の全高齢者を対象としている。また、社会経済的地位として、「給与控除後の総所得 (=住民税の課税対象額)」を用いて、年齢や性別をコントロールした上でロジット分析を行っている。その結果、年齢が 5 歳上がると、要介護リスクは 1.8 倍、そして所得が 100 万円下がると 1.7 倍になり、すなわち、100 万円の所得減少が 5 歳加齢とほぼ等しい効果を持つことを見出している。ただし、筆者が認めている通り、これらの結果に対しては、要介護状態になったから所得が減少したという関係を逆に捉えているのではないかという批判が有りうる。これに対して、筆者は、①就労者割合が高齢者は低い上、全部年齢層で要介護者高齢者割合は高いこと、②年金支給開始後に要介護状態になっても給付額は減少しないこと、さらに③このような因果関係をもたらす過去の研究蓄積があることを指摘して反論している。近藤 (2002) は、近藤 (2000) で使用されていない別の図表を用いて、性別、年齢毎の各所得階級における「要介護出現

者頻度」を示しているが、両論文が指摘していない点で、興味深いのは、男性では、どの年齢階層においても、要介護者出現頻度と所得階級は、所得が上がるほど低くなるという関係（つまり単純な右下がりの関係）があるのだが、女性の場合には最高所得階級において、要介護者出現頻度がやや高くなるという関係（つまり左右逆の J 型の関係）がある、という事である。

以上の日本の二つの研究はクロス・セクション・データを用いていたが、同じく日本の高齢者を分析対象とした Liang *et al* (2002) の研究は、アメリカのミシガン大学と都立老人総合研究所が共同で開発しているパネルデータ（全国調査で 1987 から 99 年までの 5 波）を用いて、①「死亡」および②「基底となる健康属性（身体機能の状態、主観的健康度、認知障害）」の差異に対する社会経済的地位の影響を分析している。社会経済的地位を示す変数として、教育、所得、住居形態の 3 変数が選択されている。「死亡」を被説明変数とするハザード分析では、①最低所得層、最低教育層と比較して、他の所得層、教育層の死亡率は確かに低い、が、系統的な（つまり所得や教育水準が高いほど死亡率が低いというような）関係はなく、「健康の上限効果（health ceiling effects）」の存在を示唆していること、②教育の効果や世帯所得の効果は、基底となる健康属性（身体機能の状態、主観的健康度、認知障害）を代入すると有意でなくなること、③住居形態については有意でないこと、④有配偶状況と就労状況を含む社会関係変数は高齢死亡の重要な予測変数であることを見出している。また高齢死亡の予測変数として有力な「基底となる健康属性」を被説明変数とした分析では、①高い教育は、高い身体機能的状態と、低い認知障害を予測すること、②世帯所得は健康属性変数すべてに有意に影響しており、すなわち死亡率への間接効果を持っていること、③住居形態も有意であり、この変数も死亡率に対して間接的効果があること、また④雇用されている人は、より良い機能的状態であることを確認している。筆者らが議論しているように、興味深いのは、これまでの欧米での研究成果とは相違し、日本の高齢男性の間では、高教育がむしろ高い死亡率と結びついているのかという点であり、この点については今後の研究によるさらに検討が加えられるべきであろう。いずれにせよ、時間共変量を用いて、社会経済的地位から健康指標へ、という因果関係を明示的に日本のデータを用いて明らかにした点は大きな貢献である。

さて、これまでの研究は、社会経済的地位の高さ（低さ）の健康指標への影響についての研究である。しかし、先にも述べたように、社会経済的地位の「高さ（低さ）」ではなく、社会経済的地位の「格差の大きさ（小ささ）」の方が健康指標への影響が大きいとする仮説（相対的所得仮説）がある。この仮説に関して、Shibuya *et al* (2002) は、1995 年度の国民生活基礎調査の個票（したがってクロスセクション）を用いて検討している。Shibuya *et al* (2002) の計測式では、社会経済的地位に関する、①地域内の所得格差そのものが人々の健康に影響を与える、②個人の健康には個人所得の絶対的水準が影響を与える、③その地域における平均所得に対する個人所得の比が個人の健康に影響を与える、という三つの仮説のどれが妥当か検討できるように工夫されている。健康指標には主観的健康観、また「格

差」という変数のために必要な地域設定としては「県」を採用し、社会経済的地位の「高さ（低さ）」に関する指標として個人所得（世帯人員数の 0.5 乗を等価尺度として世帯所得を個人所得化）、また社会経済的地位の「格差」に関する指標として、在住する県の所得中央値およびジニ係数を用い、それ以外に、年齢、性、有配偶状況（未婚、結婚、離婚、死別）、前年の健康診断の有無（アメリカの研究では含まれている健康保険の有無は日本の場合には国民皆保険なので含めない）で個人属性をコントロールしている。その結果、①県単位のジニ係数が高いと不健康になるリスクが 14%上昇すること、しかし②個人所得が所得不平等よりも不健康に対してより強い正の影響を与えていること、さらに③在住している県の中位所得が、主観的健康に負の影響を与えていること、を見出していた。つまり、県別中位所得が高いほど主観的健康度は悪くなる一方で、個人所得が高いほど主観的健康度は良くなる、という結果を得ている。このことから、Shibuya et al (2002) では、県別所得に対する相対的な個人所得が影響を与えているのではないかと推測している。

## 分析枠組およびデータ

以上、最近の日本に関する研究を概観してきたが、その際、一つ気づくのは、社会経済的地位の設定の仕方が各々かなり相違していることである。特に、高齢者のデータを扱い、社会経済的地位の変数として所得を採用する場合の問題は、世帯所得と個人所得の関係をどのように調整するかということが問題になる。特に、日本の場合には、欧米諸国と比較して三世同居の割合が高く、さらに高齢になるにつれ、別居していた成人子ども世帯と再同居するというパターンもみられる。そうすると、世帯所得といっても、本人あるいは配偶者以外の所得の占める割合はかなり大きくなる。先行研究サーベイの最後に紹介した Shibuya et al (2002) では、OECD 等価尺度を用いて、世帯所得を（世帯規模を勘案した上で）個人所得に変換するという手順を踏んでいるが、それ以外の研究では（論文から判断する限りは）そうした調整は行われていないようである。また日本の高齢者の場合は、その就労所得の占める割合は、他の OECD 主要国と比較して非常に高く、一方で、不健康な場合には、そうした所得は少ないかあるいは得られないことから、健康状態が所得水準に及ぼす影響を勘案しないと、果たして社会経済的地位の一変数としての所得水準が健康状態に与えている影響を識別できない。本稿では、そうした点に特に留意し、高齢期における社会経済的地位（所得）と健康指標との関係を検討する。

データは、旧厚生省が実施した『平成 7 年度人口動態社会経済面調査（高齢者死亡）』の個票を用いた。調査対象となっているサンプルは、13 都道府県 3 市に住所と有しており、平成 7 年 4 月 1 日から 10 日までの病死者・自然死者であり、死亡時に満 65 歳以上の日本国籍を有する者である。調査は死亡者が居住していた世帯において主に介護をしていた者から訪問面接することで実施された。回収率は 87.2%で、5454 サンプルである。この調査の特徴は、死亡者の死亡直前 1 ヶ月間の生活維持の方法、すなわち収入額の情報が、所得