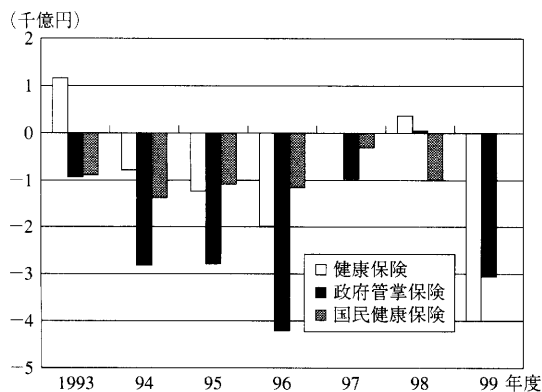


高齢者の世帯構造と医療需要

金子能宏

I はじめに

医療保険制度改革における重要な課題は老人医療費の適正化である。1991年のバブル経済崩壊後、経済成長率が構造的に低下したにもかかわらず、高齢者人口(65歳以上の人口)の増加のために老人医療費が増加を続け、老人保健制度の医療費拠出金制度を通じた健康保険から国民健康保険への財政移転額が増加し、近年では、国民健康保険のみならず、政府管掌健康保険と組合管掌健康保険の財政状況も悪化している(図1)。老人保健制度の適用を受けるためには医療保険の被保険者になる必要があるため、退職した高齢者は国民健康保険の被保険者になり、国民健康保険に占める高齢者の加入率は必然的に健康保険より高くなる。その結果、国民健康保険の総医療費に占める老人医療費の割合は、昭和48年10月の老人医療費無



注) 99年度の健保・政管は予算ベース。

図1 国民健康保険と健康保険組合の財政状況

料化制度創設を契機に20%以上になって以後、平成3年の老人保健法改正による一部負担金の引き上げがなされるまで上昇しつづけた。平成3年度から老人医療費の一部負担金が段階的に引き上げられ(外来の一部負担金は、平成3年の800円/月、平成4年の900円から、平成5・6年度の1,000円に引き上げられた)、老人医療受給対象者一人あたり医療費の対前年度伸び率は、平成4年度に一時的に低下し、平成7年度以後低下傾向を示している。しかし、高齢化率の上昇に伴っ

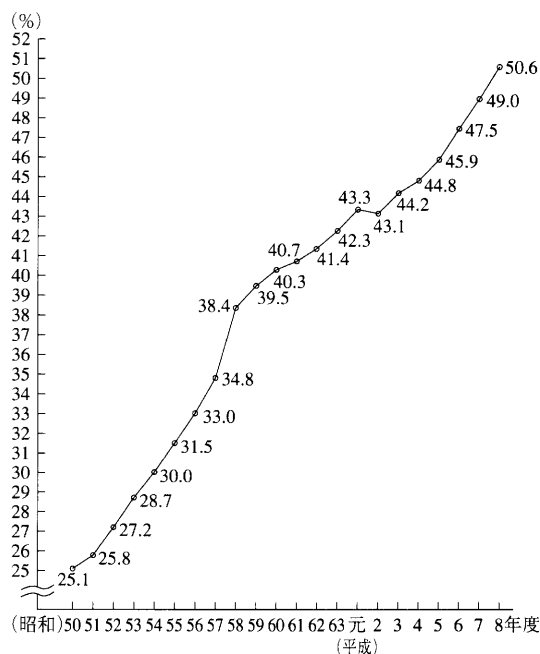


図2 国民健康保険の総医療費に占める老人医療費の割合

て老人医療受給対象者数が増加の一途をたどっているために、国民健康保険の総医療費に占める老人医療費の割合は増加し続け、平成8年度には50.6%にも達している(図2)。

こうした老人医療費の増加傾向と対応するかのよう、1975年以降、総世帯数の伸びよりも速いテンポで高齢者世帯数が増加し、その結果、総世帯数に占める高齢者世帯(65歳以上の者のみで構成するか、またはこれに18歳未満の未婚の者が加わった世帯)の割合も増加した(表1)。このような増加傾向は65歳以上のいる世帯数にも見られるが、65歳以上のいる世帯を世帯構造別に見ると、大きな変化を見出すことができる(表2)。三世帯世帯は1975年から1991年まで増加したが、その後減少した結果、65歳以上のいる世帯に占める三世帯世帯の割合は大きく低下した。これに対して、夫婦のみ世帯と単独世帯が1975年から現在まで顕著に増加し、これらの世帯それぞれが65歳以上のいる世帯に占める割合も上昇した。夫婦と未婚の子供のみの世帯は、この間増加しているが夫婦のみ世帯と単独世帯に比べて増加率が低いために、夫婦と未婚の子供のみの世帯が65歳以上のいる世帯に占める割合の伸びは比較的小さい。

このような高齢者のいる世帯の世帯構造の変化は、高齢者が病気にかかったり寝たきり状態になった場合の看護と介護のあり方を変化させるため、高齢者の医療需要行動に影響を与える可能性がある。すなわち、高齢者の単身世帯では、病気が重くなったり慢性的になって要介護状態や寝たきり状態になることは、子供や親類との同居の可能性がない場合(またはこれを選択しない場合)には家庭生活が営めなくなることを意味する。そのため、単身世帯の高齢者は、病気になった場合に症状が重くならないように絶えず診療行為を受ける必要性が高いため、医療需要が他の世帯に比べて多くなる可能性がある。また、高齢者の夫婦のみ世帯でも、子供や親類との同居を選択しない場合には、夫婦の一方が病気になり、それが重くなったり寝たきり状態になったとき、家庭生活が困難になるため、夫婦以外の者と同居できる場合よりも医療需要が多くなる可能性がある。

また、男女間で平均寿命が違い女性が長寿であること、ならびに男女間の結婚年齢差によって女性の有配偶者割合は年齢が高くなるにしたがい低くなることも留意しなければならない。有配偶者割合を高齢者(65歳以上)の年齢別にみると、男性の有配偶者割合は80歳を超えるまで8割以上

表1 世帯類型別特殊世帯の世帯数(1975~98年)

年次	世帯数(1,000世帯)					割合(%)			
	総数	高齢者 ¹⁾ 世帯	母子世帯 ²⁾	父子世帯 ³⁾	その他の 世帯	高齢者 ¹⁾ 世帯	母子世帯 ²⁾	父子世帯 ³⁾	その他の 世帯
1975	32,877	1,089	374	65	31,349	3.3	1.1	0.2	95.4
1980	35,338	1,684	439	95	33,121	4.8	1.2	0.3	93.7
1985	37,226	2,192	508	99	34,427	5.9	1.4	0.3	92.5
1990	40,273	3,113	543	102	36,515	7.7	1.3	0.3	90.7
1993	41,826	3,913	493	83	37,338	9.4	1.2	0.2	89.3
1994	42,069	4,252	491	90	37,236	10.1	1.2	0.2	88.5
1995	40,770	4,390	483	84	35,812	10.8	1.2	0.2	87.8
1996	43,807	4,866	550	85	38,306	11.1	1.3	0.2	87.4
1997	44,669	5,159	535	79	38,895	11.5	1.2	0.2	87.1
1998	44,496	5,614	502	78	38,302	12.6	1.1	0.2	86.1

出所) 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集1999年』。

注) 厚生省統計情報部『厚生行政基礎調査報告』(1985年以前)及び『国民生活基礎調査報告』(1986年以後)による。全国の世帯及び世帯員を対象とした標本調査。1) 65歳以上の者のみで構成するか、又これに18歳未満の未婚の者が加わった世帯。2) 死別・離別・その他の理由で、現に配偶者のいない65歳未満の女と20歳未満のその子のみで構成している世帯。3) 死別・離別・その他の理由で、現に配偶者のいない65歳未満の男と20歳未満のその子のみで構成している世帯。

表2 世帯構造別 65歳以上のいる世帯数 (1975~98年)

年次	総数	単独世帯	夫婦のみの世帯			親と未婚 の子ども のみの 世帯	三世代 ¹⁾ 世帯	その他 の世帯	65歳以上 の者のみ の世帯
			総数	一方が 65歳未満 の世帯	ともに 65歳以上 の世帯				
世帯数 (1,000 世帯)									
1975	7,118	611	931	487	443	683	3,871	1,023	1,069
1985	9,400	1,131	1,795	799	996	1,012	4,313	1,150	2,171
1990	10,816	1,613	2,314	914	1,400	1,275	4,270	1,345	3,088
1991	11,613	1,816	2,572	901	1,671	1,392	4,472	1,361	3,574
1992	11,884	1,865	2,706	1,002	1,704	1,439	4,348	1,527	3,666
1993	12,187	1,990	2,842	1,036	1,806	1,538	4,377	1,440	3,895
1994	12,853	2,110	3,084	1,079	2,006	1,602	4,491	1,566	4,231
1995	12,695	2,199	3,075	1,024	2,050	1,636	4,232	1,553	4,370
1996	13,593	2,360	3,401	1,069	2,332	1,850	4,323	1,659	4,844
1997	14,051	2,478	3,667	1,145	2,552	1,920	4,245	1,741	5,140
1998	14,822	2,724	3,956	1,244	2,712	2,025	4,401	1,715	5,597
割合 (%)									
1975	100.0	8.6	13.1	6.8	6.2	9.6	54.4	14.4	15.0
1985	100.0	12.0	19.1	8.5	10.6	10.8	45.9	12.2	23.1
1990	100.0	14.9	21.4	8.4	12.9	11.8	39.5	12.4	28.6
1991	100.0	15.6	22.1	7.8	14.4	12.0	38.5	11.7	30.8
1992	100.0	15.7	22.8	8.4	14.3	12.1	36.6	12.8	30.8
1993	100.0	16.3	23.3	8.5	14.8	12.6	35.9	11.8	32.0
1994	100.0	16.4	24.0	8.4	15.6	12.4	34.9	12.2	32.9
1995	100.0	17.3	24.2	8.1	16.1	12.9	33.3	12.2	34.4
1996	100.0	17.4	25.0	7.9	17.2	13.6	31.8	12.2	35.6
1997	100.0	17.6	26.1	8.1	18.0	13.7	30.2	12.4	36.6
1998	100.0	18.4	26.7	8.4	18.3	13.7	29.7	11.6	37.8

出所) 国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集 1999年』。

注) 厚生省統計情報部『厚生行政基礎調査報告』及び『国民生活基礎調査報告』による。

1) 世帯主を中心とした直系三世代以上の世帯。

の水準なのに対して、女性の有配偶者割合は60歳以降急速に低下し、70歳代後半で33.0%である。そのため、年齢の上昇とともに同居率が上昇する傾向が見られるにも拘わらず、高齢者のいる世帯全体に占める割合で見ると高齢者単身世帯の占める割合が増加してしまうのである。もし上に述べた医療需要要因が働くとすれば、このような事実は、高齢者単身世帯の増加とその世帯の医療需要の増加が、老人医療費を増加させる重要な要因となることを示唆している。

本章の目的は、このような高齢者世帯の世帯構造の変化が老人医療費の増加に及ぼす影響を、高齢者個人の医療需要行動と関係付けて実証分析することである。確かに、老人保険医療費の増加を

抑制するために老人医療費の一部負担金が引き上げられたが、国民健康保険に占める老人医療費の割合の上昇が続き、国民健康保険財政の赤字が続いている現状では、その効果は必ずしも明らかではない。近年の医療経済学の発展によって、医療需要の要因には、医師誘発需要、健康資本を蓄積するための健康サービス投資に伴う医療需要など、様々な要因があることが指摘されている。また、もし人々がある一定の健康状態に満足する一方で、それよりも健康状況がよくないときその人は医療サービスを需要すると想定すると、医療サービスを受けるときの自己負担額を適切に設定すれば、社会的に望ましい医療供給をもたらす医療保険制度を設計することができることが知られている。

しかし、医療政策の対象となる国民は、ミクロ経済学が想定する代表的個人とは異なり、個人の健康状態、世帯属性、所得水準などの点で相違する多くの人々から成り立っている。とくに高齢者医療の場合には、高齢者世帯の世帯所得が勤労者世代の世帯所得よりも平均的に低いことから、所得再分配政策の観点から高齢者の自己負担の軽減が図られている。医療費の軽減は、高齢者に疾病が軽いときにも気軽に医療機関に向いて医療サービスを受けて健康を回復することを容易にする反面、健康に対するモラル・ハザードを起こして、健康予防に軽率になり疾病を抱えては医療機関に通うという結果を招くおそれもある。モラル・ハザードが起こる場合には社会的に好ましい水準よりもより多い医療需要が誘発されるために、経済資源の効率的配分に失敗することになる。ただし、モラル・ハザードがどの程度のものであるかは、ミクロ経済学的な分析が前提する個人の効用関数の形状や予算制約の形状に依存する。実際には、効用関数の形状は個人の選好に影響を及ぼす個人属性(学歴や年齢など)、世帯属性(単身か夫婦かの別、子供がいるかどうかなど)などによって異なり、また予算制約の形状は保険料率が応能原則によるものか応益原則によるものかなどによって異なる。

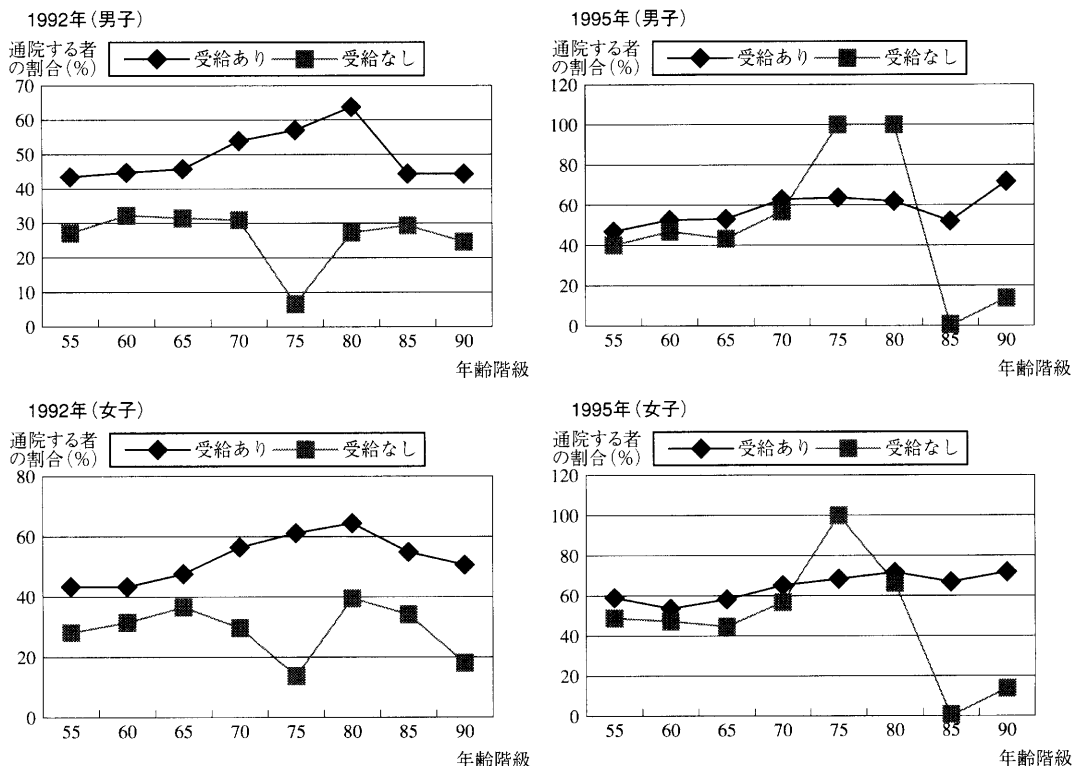
したがって、本稿では、医師誘発需要や所得水準の影響を考慮しながら、高齢者の医療需要に対して世帯構造がどのような影響を及ぼしているかを実証分析する。具体的には、「国民生活基礎調査」を用いて高齢者が通院する確率を被説明変数とする Linear Probability Model を推定することにより、個人属性や医師誘発需要要因をコントロールした上での医療需要に対する世帯構造や自己負担額の影響を実証分析する。以下、Ⅱでは高齢者(55歳以上の個人)の世帯構造と医療需要の動向を通院する者の割合を用いて概観する。ⅢはⅡで示された世帯構造と医療需要との関係がどのような要因によって生じるのかをミクロ経済モデルを用いて分析する。Ⅳでは、ⅡとⅢでの議論を実証するために医療需要確率関数を推定し、Ⅴでまとめと今後の課題を述べる。

Ⅱ 高齢者の世帯構造と医療需要

1 高齢者の世帯構造と受診率の動向

年齢の上昇に伴う就業状況の変化に伴って、高齢者¹⁾の医療保険加入状況も変化する。まず、55歳以上65歳未満の年齢階級では、自営業者が減少し雇用者が増えるという就業構造の変化を反映して、平成4年よりも平成7年の方が高齢者に占める国民健康保険の加入者割合が低下している。「国民生活基礎調査」によれば、雇用者を対象とする政府管掌健康保険と組合健康保険を合わせた健康保険加入者の割合は、55歳階級の男子では5割以上であるが60歳階級では4割に低下する。代わって、加齢とともに国民健康保険加入者の割合が上昇し、65歳階級では国民健康保険加入者割合(平成7年)は男女それぞれ71.5%と76%になり、老人保健制度が適用される70歳階級では男女ともに85%に達する。

老人保健制度が適用される高齢者は、医療保険の保険料負担を免除された上で一部負担金を払うだけで医療給付を受けることができる。こうした医療サービスに対する費用の負担が軽減されることが影響して、70歳以上の高齢者の医療需要はそれよりも若い年齢層の人々よりも大きい。年齢階級別に見た通院する者の割合を示した図3によれば、55歳以上85歳未満では男女ともに加齢により通院する者の割合が上昇している。この傾向は年金受給者と非受給者両方について見られる。しかし、85歳以上の年齢階級では、通院する者の割合が低下している。その理由は、「国民生活基礎調査」が施設に入所した高齢者をサンプルに含まないために、ここに示す通院する者の割合は自宅に住む高齢者の通院する割合であるからである。85歳以上の年齢階級では通院する必要がある健康状態の高齢者が特別養護老人ホームなどに入所する場合が多くなるため、自宅に住む高齢者だけをとった通院する者の割合は、85歳未満の高齢者よりも低い推計値となる。とくに、老人保健制度が適用される70歳を基準に分けてみると、平成7年では、65歳以上70歳未満の通院す



出所)「国民生活基礎調査」平成4年,平成7年より筆者推計。

図3 年齢階級別・年金受給の有無別に見た通院する者の割合 (%)

表3 世帯構造別に見た受診率 (%)

世帯構造	1	2	3	4	5	6	サンプル数
平成4年							
受診率 男	47.18 (5.09)	46.31 (40.10)	35.26 (24.15)	45.45 (1.17)	38.15 (19.16)	42.33 (10.33)	82,816 (100%)
受診率 女	52.82 (15.54)	47.85 (32.93)	39.62 (14.80)	43.02 (3.66)	40.00 (19.76)	41.82 (13.30)	84,569 (100%)
平成7年							
受診率 男	44.13 (6.23)	49.55 (38.72)	39.55 (27.88)	35.14 (1.55)	52.87 (17.72)	54.47 (7.90)	35,670 (100%)
受診率 女	62.46 (17.30)	52.26 (33.28)	44.65 (16.18)	55.36 (5.17)	53.15 (17.02)	57.87 (11.05)	44,888 (100%)

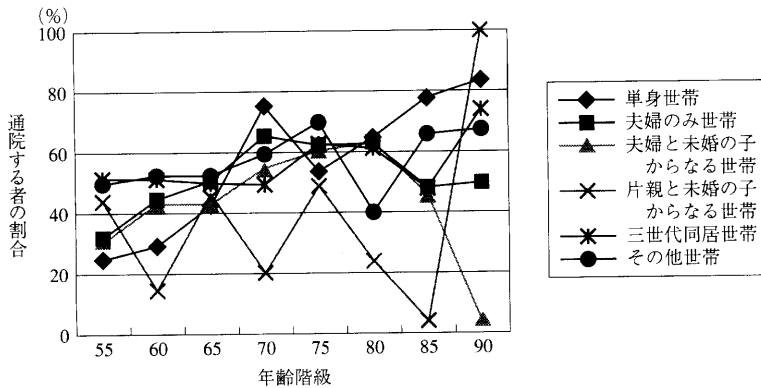
出所)「国民生活基礎調査」平成4年,平成7年より筆者作成。

注) 1. 世帯構造の記号の意味は次の通り。1:単身世帯。2:夫婦のみ世帯。3:未婚の子と夫婦の世帯。4:未婚の子と片親の世帯。5:三世帯世帯。6:その他の世帯。

2. ()内の値はそれぞれの世帯構造がすべての世帯に占める割合 (%)。

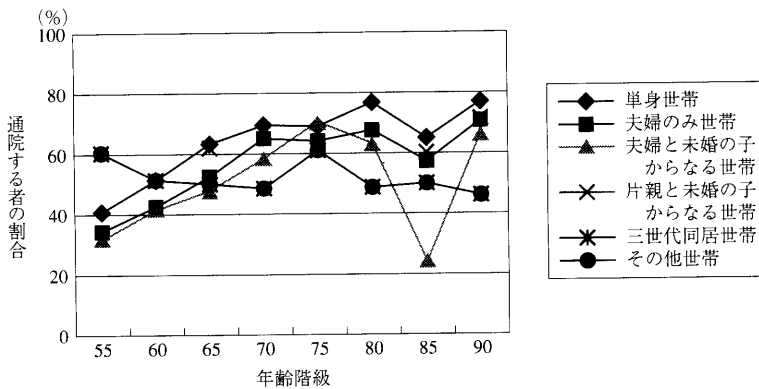
る者の割合は男子48.65%,女子53.69%なのに対して,70歳以上75歳未満の通院する者の割合は男子59.63%,女子61.27%にまで上昇してい

る。
このように通院する者の割合(受診率)は年齢階級が上がるにつれて上昇する傾向があるので,



出所)「国民生活基礎調査」平成7年より筆者作成。
 注) 年齢階級は、55：55～59歳，60：60～64歳，65：65～69歳，70：70～74歳，75：75～79歳，80：80～84歳，85：85～90歳，90：90歳以上を表す。

図4-1 年齢階級別・世帯構造にみた通院する者の割合 (男子)



注) 図4-1に同じ。

図4-2 年齢階級別・世帯構造別にみた通院する者の割合 (女子)

この点を考慮して世帯構造別の医療需要行動を見たものが図4である。この図から、確かに年齢が上がるにつれて受診率も上昇するが、平成4年の男女と平成7年の女性については、単身世帯の受診率が加齢とともに上昇するテンポは他のどの世帯構造の場合よりも高く、グラフが最も上に位置していることが分かる。このような事実は、次の節で示すモデル分析の結果と一致する。その結果とは、もし高齢者単身世帯の危険回避度が他の世帯構造よりも大きいならば単身世帯の高齢者の医療需要は他の世帯構造の人よりも増加するのみならず、自己負担額引き上げにより医療需要を抑制する効果さえも小さくしてしまう可能性があるこ

とである。

ただし、年齢が上がるにつれて所得水準や年金受給者の割合など様々な経済的要因も変化するので、こうした受診率の推移が世帯構造別にどれだけ異なるのかは、このグラフだけでは結論を下すことはできない。したがって、世帯構造が医療需要に及ぼす影響を実証分析するためには、年齢が上がるにつれて変化する所得や年金受給の有無などについて考慮しなければならない。

2 高齢者の所得水準・所得構成

高齢者の平均総所得額は、表4に見られるように、男女とも年齢が上昇するにつれて低下す

る傾向がある。その理由を見るために、所得源泉別の平均所得額を年齢別に見ると、55歳以上65歳未満で引退する者の割合が増加するために、平均雇用者所得が55歳以上65歳未満の年齢階級で

表4 年齢階級別に見た所得源泉別の平均所得額

年齢階級	サンプル数	総所得	雇用所得	事業所得	農業・ 家内労働 所得	年金・ 恩給	資本所得	年金以外 の社会保障 移転	仕送り・ その他の 所得
平成4年 男子									
55	24,159	536.4	552.4	403.5	113.1	163.3	139.8	124.8	105.2
60	21,554	459.9	451.6	442.3	97.8	173.9	177.2	103.0	152.8
65	15,761	371.2	365.9	388.4	67.1	175.5	150.5	91.4	102.6
70	9,447	295.6	307.6	274.9	49.1	173.9	122.0	88.0	84.1
75	6,557	294.7	621.8	247.7	71.0	149.6	115.8	74.2	117.0
80	3,758	247.2	532.2	249.7	20.1	133.3	210.0	70.2	104.2
85	1,273	174.8	183.5	156.3	75.3	126.4	144.1	—	77.3
90	307	198.7	384.7	400.0	—	95.8	124.9	—	88.5
年齢計	82,816	418.5	485.3	383.7	87.2	166.3	150.7	96.6	36.0
平成7年 男子									
55	9,570	650.8	650.9	513.2	114.4	131.6	165.7	135.4	137.9
60	9,128	517.2	485.3	496.4	100.9	167.4	171.0	129.0	104.0
65	7,081	442.2	368.2	400.2	118.0	198.0	198.2	136.7	113.1
70	4,575	390.0	361.9	501.1	85.5	182.6	320.0	101.3	74.3
75	2,913	276.4	327.9	228.7	65.1	179.5	139.9	67.1	81.2
80	1,546	230.3	256.0	239.0	42.5	151.8	100.8	42.6	65.7
85	616	243.9	218.8	119.6	42.3	166.6	184.3	93.0	96.3
90	241	185.3	250.8	215.0	40.0	148.0	101.3	—	20.0
年齢計	35,670	483.9	522.9	461.4	97.5	179.1	192.9	119.7	102.2
平成4年 女子									
55	16,709	480.7	494.7	406.6	107.5	148.3	163.5	120.1	132.0
60	23,262	408.7	399.7	388.4	96.9	164.9	147.6	101.1	107.9
65	18,065	334.2	343.9	355.7	61.3	166.2	147.7	78.4	86.6
70	11,468	251.2	275.1	239.9	40.7	151.4	114.4	70.7	85.7
75	8,476	227.9	422.7	241.6	59.6	130.2	112.5	73.0	76.4
80	4,540	202.6	577.6	176.9	29.1	116.2	161.4	59.2	77.9
85	1,548	154.5	70.7	101.8	44.3	124.0	160.4	76.5	58.8
90	501	165.2	249.5	400.0	12.0	101.6	80.2	99.0	87.0
年齢計	84,569	350.4	419.4	350.1	80.6	151.8	141.8	84.6	93.7
平成7年 女子									
55	7,350	540.3	535.9	579.7	100.1	148.1	182.2	106.8	145.4
60	11,515	431.9	412.7	403.3	107.8	162.6	151.2	123.0	110.4
65	10,414	376.1	322.5	368.5	99.9	182.8	186.1	120.0	98.1
70	7,080	319.0	327.7	494.5	83.3	164.5	278.3	78.8	69.3
75	4,798	230.5	310.3	193.8	54.8	159.1	121.5	76.9	71.9
80	2,389	175.6	295.3	246.3	41.3	124.0	106.1	84.3	54.2
85	1,037	196.7	180.3	109.5	75.0	130.1	216.7	98.8	47.0
90	305	137.2	250.8	215.0	—	88.9	155.0	30.5	60.0
年齢計	44,888	376.6	422.1	427.0	94.1	163.7	181.5	107.5	93.8

出所) 「国民生活基礎調査」平成4年、平成7年より筆者推計。

注) 所得額は年額であり、単位は万円である。

大きく低下し、その後加齢に伴い低下する傾向があり、平均事業所得も加齢に伴う引退を反映して年齢があがるにつれて減少する傾向が見られる。これに対して、年金・恩給の平均額は、55歳階級では少ないが、60歳代70歳代で上昇し、福祉年金などを受給している80歳以上の年齢階級では低下する。80歳代の高齢者については、このような年金・恩給額の低下を補うかのように、仕送り・その他の所得が増加している。

年金制度が高年齢者の就業・引退行動に及ぼす影響に関する実証分析では、年金の受給開始が高年齢者の就業確率を引き下げる、すなわち引退を促進することが明らかにされている。ただし、これらの実証分析の多くでは、こうした年金の引退促進効果に加えて、健康か否かが高年齢者の引退を促進していることが示されている。このように引退が年金受給開始と健康状態（健康でないと認識していること）との相互影響から引き起こされることを反映して、同じ年齢階級の高年齢者であっても、年金を受給している者の方が通院する割合が高いことがわかる（図3を参照）。

世帯構造が医療需要に影響を及ぼしていることを実証分析するためには、このような経済的要因をコントロールした実証分析を行わなければならない。さらに、こうした慎重な実証分析によって世帯構造が医療需要に及ぼす影響を取り出せたとしても、それだけでは、なぜこのような相違が生じているのか経済学的な理由を示すことはできない。そこで、次の節では、ここで示された世帯構造と医療需要との関係がどのような要因によって生じるのかをミクロ経済モデルを用いて分析する。そして、その分析結果を確認するために、IVでLinear Probability Modelを用いた実証分析を行う。

III 世帯構造が医療需要に及ぼす影響

1 経済モデルの前提

Zweifel and Breyer (1997) が示したように、もし人々がある一定の健康状態に満足する一方で、それよりも健康状況がよくないときその人はより

よい健康状態を獲得するために医療サービスを必要すると想定すると、医療サービスを受けるときの自己負担額を適切に設定すれば、社会的に望ましい医療供給をもたらす医療保険を提供することができることが知られている。もちろん、このような結果を導くためにはいくつかの想定が必要である。以下、Zweifel and Breyer (1997) が用いたモデルの前提を説明し、ついで世帯構造と高年齢者の危険回避行動が関係するという想定をおいた場合に、世帯構造が相違すると医療需要がどのように異なるのかを考察する。まず最初に、モデルの前提を述べる。医療保険の対象となる個人と医療保険の保険者の両方が、ある確率でこの個人が病気になることを知っている（病気になる確率： π ）ものとする。個人は、世帯属性と所得が異なるが、（簡単化のために）それ以外の属性については差がないと仮定する。しかし、個人は、病気のときの効用 (u_s) が健康であるときの効用 (u_h) よりも低いために、医療サービスを受けて病気を治してより高い期待効用 (EU) を得るように行動する。このとき、個人は、ある確率で病気になることを知っているのので、医療サービスに対する費用を賄うために保険料 (P) を払って医療保険に加入する。そして、保険者は、加入者である個人がモラル・ハザードを起こして事後的に過度の医療サービスを必要することが起きないように、個人が医療サービスを受けるときに一部自己負担額 (c) を払うような医療保険を提供する。

以上の前提から、個人は、所得 Y から保険料、 $P=P(I)$ を除いた額に医療保険の給付 (I) を加えた額に等しい予算によって医療サービス (M) と医療サービス以外の財（ネットの所得、 y) を消費することができる。ただし、医療サービスを必要するときは自己負担額 (c) を払うので、個人の予算制約は、

$$y + cM = Y - P(I) + I, \quad (1)$$

となる。個人の効用については、さらに、健康なときは医療サービスを必要としないが、病気のときは医療サービスをより多く消費するほど効用が高くなり、健康になると医療サービスの限界効用はゼロになると仮定する。すなわち、

$$u^h_M = \frac{\partial u^h}{\partial M} = 0, \quad u^s_M = \frac{\partial u^s}{\partial M} > 0. \quad (2)$$

したがって、個人の効用関数は、健康なときと病気の時それぞれ次のように表される (h は健康であることを、 s は病気であることを示すサブスクリプト)。

$$\begin{aligned} \text{健康のとき: } u^h &= u^h(0, y), \\ u^h_y &= \frac{\partial u^h}{\partial y} > 0, \quad u^h_{yy} = \frac{\partial^2 u^h}{\partial y^2} < 0. \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{病気のとき: } u^s &= u^s(M, y), \\ u^s_y &= \frac{\partial u^s}{\partial y} > 0, \quad u^s_{yy} = \frac{\partial^2 u^s}{\partial y^2} < 0. \end{aligned} \quad (4)$$

また、病気の時どのような量の医療サービスを必要にしても、病気の時きの消費の限界効用よりも健康なとききの消費の限界効用の方が高いと仮定する。すなわち、

$$u^h_y(0, y) > u^s_y(M, y), \text{ for all } M. \quad (4)$$

そして、医療サービスとこれを除くその他の財の消費 (ネットの所得) とは互いに補完財であると仮定する。すなわち、

$$u^s_{My} = \frac{\partial^2 u^s(M, y)}{\partial M \partial y} \geq 0, \text{ if } M < M^{**}. \quad (5)$$

ここで、 M^{**} は、これだけの医療サービスが必要されると病気が治り個人の効用が健康の時と同じ効用水準になるような医療サービスの量である ($u^s(M^{**}, y) = u^h(M^{**}, y) = u^h(0, y)$)。

個人の期待効用は、病気になる確率でウェイトづけられた病気の時きの効用と健康なとききの効用の期待値として表されるので、

$$EU(M, I) = \pi u^s(M, y) + (1 - \pi) u^h(0, y) \quad (6)$$

となる。個人は予算制約 (1) のもとで期待効用を最大化するので、個人の期待効用最大化問題は、(1) を (6) に代入した期待効用

$$\begin{aligned} EU(M, I) &= \pi u^s(M, Y - P(I) - M + I) \\ &\quad + (1 - \pi) u^h(0, Y - P(I) - M + I), \end{aligned} \quad (7)$$

を最大化するように医療サービスの量 M と医療保険からの便益 I を決めることである。Zweifel and Breyer (1997) が導いたように、この最大化問題の 1 階条件は次のようになる。

$$\frac{\partial EU}{\partial M} = \pi \{ u^s_M(M^*, y) - u^h_M(M^*, y) \} = 0, \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU}{\partial I} &= \pi u^s_y(I - P'(I)) \\ &\quad - (1 - \pi) u^h_y P'(I) \\ &= \pi u^s_y - P'(I) \{ \pi u^s_y + (1 - \pi) u^h_y \} = 0, \end{aligned} \quad (9)$$

個人の最適な医療需要は、これらの 1 階条件を満たす医療サービスの量 M^* として求められる。

2 世帯構造の相違が医療需要に及ぼす影響

以上のようなモデルを用いると、世帯構造の相違が医療需要に及ぼす影響を考察することができる。まず、ここでの分析の前提は、単身世帯の方が病気になった場合に看病や介護に当たってくれる身近な人がいないため不自由を感じる事が深刻になるので、同居者のいるそれ以外の世帯構造 (夫婦世帯、夫婦と未婚の子世帯、片親と未婚の子世帯、三世同居世帯) よりも病気に対して危険回避的な行動をとりやすいと想定する。すなわち、単身世帯の個人の危険回避度が他のどの世帯の個人が示す危険回避度よりも大きいと想定する。このような想定に基づいて以下の分析を行うのは、II の 1 で見たような世帯構造別の受診率の相違が現実に起こりうる要因をマイクロ経済学的に説明するためである。この説明は一つの方法であり、世帯構造別に見てこのような危険回避度の相違があり得るかどうかは、それ自体実証分析の課題となりうるが、この問題は今後の課題としたい。そこで、以下では、モデルから導かれる最適医療需要が、世帯構造別に見た危険回避度の大小によりどのように相違するかを分析する。

医療需要量 (最適な医療サービス量) M^* は、最適化の一階条件 (8) と (9) から導かれる次のような陰関数の解として表すことができる。

$$\begin{aligned} \Phi &= \pi [1 - P'(I)] u^s_y(M^*, y) \\ &\quad - P'(I) (1 - \pi) u^h_y(M^*, y) = 0. \end{aligned} \quad (10)$$

他の条件を所与として、個人の危険回避度の大小が最適医療需要量 M^* にどのような相違をもたらすかは、(10) 式を用いて分析することにより明らかになる。ここで、危険回避度の指標として相対的危険回避度を用い、効用関数は相対的危険

回避度一定であると仮定する。このような仮定の下では、相対的危険回避度 (γ) の変化が医療需要量に及ぼす効果は、(10) 式に陰関数定理を適用することにより次のように示すことができる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial M}{\partial \gamma} &= -\frac{\partial \Phi / \partial M}{\partial \Phi / \partial \gamma} \\ &= -\frac{\pi[1-P'(I)](\partial u_y^s / \partial \gamma)}{\pi[1-P'(I)](\partial u_y^s / \partial M)} \\ &\quad -\frac{P'(I)(1-\pi)(\partial u_y^h / \partial \gamma)}{-P'(I)(1-\pi)(\partial u_y^h / \partial M)}. \quad (11) \end{aligned}$$

(11) 式の符号は、このままでは確定することができないが、仮定(4)と仮定(5)を併せると次の結論を導くことができる。病気になる確率 π は、わが国のように公的な医療保険が適用される限り逆選択の問題が生じていないと見なせるので、小さい値をとると考えられる。したがって、 π は小さく、 $1-\pi$ は 1 に近い値をとると考えられるので、 $\pi[1-P'(I)] < P'(I)(1-\pi)$ が成り立つと考えられる。一方、相対的危険回避度に関する偏微係数は、 $(\partial u_y^s / \partial \gamma) < 0$ 、 $(\partial u_y^h / \partial \gamma) < 0$ である。したがって、もし $\pi[1-P'(I)] < P'(I)(1-\pi)$ が成り立つならば、仮定(4)と仮定(5)と偏微係数の符号から、(11) の分子はプラスとなり、(11) の分母はマイナスとなる。その結果、(11) 式の符号はプラスとなる。すなわち、モデルの前提と(11)式から、個人の危険回避度を相対的危険回避度で示すならば、危険回避度が高まると医療需要量が増加する結果が導かれる。

このモデル分析の結果と、単身世帯の高齢者の方が他のどの世帯よりも病気になった場合に看病や介護をしてくれる人が身近にいないためにより危険回避的になるという想定を合わせると、年齢や所得やその他の個人属性を同じくしても、単身世帯の高齢者の方が他のどの世帯の高齢者よりも医療需要が多くなるという結論を導くことができる。既に述べたように、他の世帯構造と比べながら単身世帯の高齢者の危険回避度について実証分析することは、今後の課題である。しかし、ここに示したモデル分析は、危険回避度の相違を介して世帯構造と医療需要との関係を示しているという意味で、ある一定の意義を持つものと考えられ

る。次の節では、こうしたマイクロ経済学的な背景を持つ単身世帯の高齢者とそれ以外の同居者のいる世帯で暮らす高齢者との医療需要行動の相違を、「国民生活基礎調査」を用いて実証分析する。

IV 医療需要確率関数の推定

1 推定式の特定化

この節では、通院する確率を高齢者の医療需要の指標として、年齢、就業状況、健康状況などの個人属性をコントロールした上で世帯構造が高齢者の医療需要に及ぼす影響を計測する。推定に用いたデータは、「国民生活基礎調査」平成7年と平成4年の世帯票、所得票、健康票を組み合わせた高齢者の個票データ(老人保健制度対象年齢の70歳以上100歳未満)である。世帯票、健康票、所得票をマッチングすることのできた有効サンプルは、表4の下段 Sample size に示した通りである。推定方法は Linear Probability Model であり、被説明変数は、高齢者が通院する場合を1とし、通院していない場合を0とするインデックス(選択値)である。ここで、通院している場合とは高齢者が診療所、病院、老人保健施設のいずれかに通院している場合をさす。

「国民生活基礎調査」における通院は、病院の外来、診療所への通院などからなる。平成9(1997)年度には、こうした入院外医療費が一般診療費に占める割合は53.5%(国民医療費に対する割合は42.6%)になっている。入院外医療費の一般診療費に対する割合は、昭和60(1985)年度では49.5%、平成元(1989)年度では51.8%、平成5(1993)年度では52.8%と、年々増加する傾向にある。しかも、入院外医療費に占める70歳以上の者の入院外医療費が占める割合は、昭和60年度では23.4%、平成元年度では25.4%、平成5年度では27.7%であったが、平成9年度には31.7%にも達している。近年、医療費抑制のために医療供給体制の見直しが進み病床数などの抑制が行われてきたために、国民医療費における入院医療費の伸びが抑えられつつある一方で、入

院外医療費が増加し、その中でも高齢者の入院外医療費の伸びが顕著になっている。したがって、通院する確率を医療需要の指標として用いて、世帯構造と医療需要との関係を明らかにすることは、現在増加しつつある医療費をどのように抑制していくかを考える際に必要な作業であると考えられる。このような認識に立って、以下の実証分析では、老人保健制度対象年齢をサンプルに用いて分析を行った。

医療需要確率関数を Linear Probability Model として推定する場合に、説明変数として用いた経済変数や高齢者の属性に関する変数は次の通りである。INTERCEP：定数項，AGECL 75，AGECL 80，AGECL 85，AGECL 90：それぞれの年齢階級を示すダミー変数，FAMILY 2：夫婦のみ世帯，FAMILY 3：夫婦と未婚の子からなる世帯，FAMILY 4：片親と未婚の子からなる世帯，FAMILY 5：三世帯世帯，FAMILY 6：夫婦・子供以外の親族またはその他の者と同居する世帯，SHOUBYO：傷病数，KENKO 1：健康がよいという意識を示すダミー変数，KENKO 2：健康状態は普通であるという意識を示すダミー変数，WORKING：就業していることを示すダミー変数，NENKIN：年金を受給していることを示すダミー変数，LNTYY：総所得の対数値，DISHISU：都道府県別人口 10 万人あたり医師数の対前年増加率，JIKAKU：傷病の自覚症状があることを示すダミー変数。

医療需要確率関数を推定する際に留意しなければならない点は、高齢者の医療需要に対して医師誘発需要が作用しているかどうかである。医師誘発需要仮説は、Feldstein (1970) の実証分析を説明する仮説として Fuchs (1978) が提出した仮説である。すなわち、人口一人あたり医師数の増加は医師の所得機会を減少させ所得を低下させる可能性があるため、医師数の増加につれて、医師が、患者よりも医療内容に詳しいこと（情報の非対称性）を利用して裁量的に患者の医療需要を増大させ、所得の低下を補うという仮説である。わが国において医師誘発需要仮説を検証した最初の分析は西村 (1987) であり、医師/人口比率と 1 件あた

り医療費が正の相関を示していることが示された。しかし、医師誘発需要を正確に計るためには、Escarse (1992) らのように患者の自律的な医療需要と医師の裁量による需要の増加とを区別する必要がある。この立場から老人外来医療における医師誘発需要仮説を検証した鈴木 (1997) の実証分析では、医師誘発需要仮説は支持されていない。さらに、泉田・中西・漆 (1998) は、患者の健康状態や入院サービスと外来サービスの代替性を考慮した上で医師誘発需要仮説を検証するために、支出関数から求めた医療需要関数の推定を行った。彼らはその結果から、人口一人あたり医師数が 1% 増加すると、入院サービス量が 1.4%、外来サービス量が 1.0% 増加することを示した。

このようにわが国では医師誘発需要仮説の妥当性については議論が分かれているため、医療需要確率関数の推定に当たっても、都道府県別の人口 10 万人あたり医師数の対前年増加率 (DISHISU) を説明変数に含めることにより医師誘発需要の影響を考慮した。

2 推定結果

加齢に伴う医療需要の増加や所得水準の変化、あるいは医師誘発需要をコントロールした上で、世帯構造の相違が医療需要に及ぼす影響を見るために推定した医療需要確率関数の結果は、表 5 にまとめられている。

これらの医療需要確率関数の推定結果に共通する点は、就業していることと、健康がよいという意識を持っていることは医療需要確率を下げる効果を持っていることである。これに対して、年齢が増すにつれて医療需要確率が上がる傾向がある。また、傷病があることを示すダミー変数 (SHOUBY) の係数がプラスであることは、そうでない場合よりも通院する確率が有意に高いことを示している。所得の多寡が医療需要に及ぼす影響は男女間で異なる結果を得た。男性では所得が大きいほど医療需要確率が上がるが (LNTY の符号が有意にプラス)、女性ではそのような傾向が見られない (LNTY の符号はマイナスであるが有意ではない)。年金受給の有無については、

男女とも年金受給者の方が医療需要確率が高い結果となった。医師誘発需要の有無は、医師数の増加率を示す係数 DISHISU がプラスであるかマイナスであるかによって示される。ここで、医師数

表5 老人保健制度対象年齢の医療需要確率関数の推定結果

変数	全サンプル		年金受給者	
	男子 推定値	女子 推定値	男子 推定値	女子 推定値
INTERCEP	-0.242992** -2.852	0.016442 0.214	-0.446961*** -4.124	-0.035024 -0.379
AGECL 75	0.007254 1.530	0.022807*** 5.538	0.033267*** 5.448	0.041605*** 8.263
AGECL 80	0.020380*** 3.458	0.035697*** 6.889	0.036242*** 5.093	0.042574*** 7.115
AGECL 85	-0.060769*** -6.796	-0.022155** -2.875	-0.066146*** -6.263	-0.005539 -0.635
AGECL 90	-0.030907** -1.945	0.017385 1.330	-0.019955 -1.131	-0.003673*** -0.249
FAMILY 2	-0.007132 -0.890	-0.016038*** -3.350	-0.011932 -1.283	-0.015919 -2.930
FAMILY 3	0.003238 0.334	-0.009855 -1.333	0.004058 0.345	0.005200 0.573
FAMILY 4	-0.011174 -0.644	-0.031395*** -3.384	-0.013370 -0.653	-0.018598* -1.712
FAMILY 5	0.015184* 1.755	-0.005551 -0.930	0.015132 1.450	0.004715 0.637
FAMILY 6	0.045980*** 4.632	-0.000614 -0.094	0.067984*** 5.673	0.014620* 1.890
WORKING	-0.052266*** -11.573	-0.058401*** -13.866		
NENKIN	0.161315*** 14.839	0.158526*** 16.125		
LNTYY	0.008415*** 3.613	-0.003515* -1.659	0.018570*** 5.771	-0.004550* -1.665
COINSURA	0.000264** 3.136	0.000128* 1.695	0.000586*** 5.472	0.000343*** 3.745
DISHISU	0.074151 1.368	-0.141413*** -2.889	0.126528* 1.827	-0.132527** -2.232
JIKAKU	0.169529*** 36.461	0.136566*** 33.928	0.212992*** 36.416	0.162402*** 33.913
SHOUBYO	0.217284*** 130.787	0.212553*** 148.362	0.188708*** 96.116	0.192952*** 116.916
KENKO 1	0.030357*** 5.443	0.021589*** 4.446	0.037330*** 5.355	0.037406*** 6.455
KENKO 2	0.083054*** 16.501	0.067974*** 15.417	0.104849*** 16.995	0.087019*** 16.824
Adj R-sq	0.4960	0.4675	0.4725	0.4334
F-Value	1691.333	2038.725	1093.944	1386.976
Sample size	30893	41775	19520	28993

出所) 「国民生活基礎調査」平成4年,平成7年より筆者推計。

注) 括弧内はt値。***は1%で有意,**は5%で有意,*は10%で有意であることを示す。変数の記号の意味はIVの1(本文)を参照。

の増加率は、「地域医療統計」各年版から得た平成4年と平成7年それぞれの都道府県別にみた医師数の対前年比増加率である。年金受給者の推定結果によれば、男子の係数がプラスとなり、男子の医療需要に対して医師誘発需要の影響が示唆された。しかし、年金受給者でも女子にはこのような影響が見出されず、また全サンプルでは男女ともに医師増加率の係数がマイナスとなって医師誘発需要の影響が見出されなかった。

世帯構造のダミー変数は、単身世帯を基準に、夫婦のみ世帯では FAMILY 2=1、夫婦と未婚の子からなる世帯では FAMILY 3=1、片親と未婚の子からなる世帯では FAMILY 4=1、三世帯世帯では FAMILY 5=1、夫婦・子以外の親族またはその他の者と同居する世帯では FAMILY 6=1とするものである。したがって、ダミー変数の符号がマイナスを示していることは、単身世帯の高齢者に比べて同居者のいる世帯で暮らす高齢者の方が医療需要確率が低くなることを示している。これらのダミー変数の符号は概してマイナスを示しているが、すべてが有意であるわけではない結果となった。ただし、女性全サンプルを用いた推定結果では、すべてのダミー変数の符号がマイナスとなり、かつ夫婦のみ世帯と片親と未婚の子からなる世帯の係数は有意である。また、年金受給者の場合でも、女性の場合には、片親と未婚の子からなる世帯の係数が有意でマイナスの値を示している。この世帯は、女性自身が70歳以上であるからその未婚の子も中年に達した未婚者と考えられ、親の生活を補助しながら同居していると考えられる。したがって、未婚の子と片親との同居世帯に暮らす高齢者は、モデル分析が示すように、単身世帯と比べたとき高齢者自身の危険回避度は低く、結果的に医療需要確率が単身世帯の高齢者よりも低くなったと考えられる。

V まとめと今後の課題

本稿では、高齢者の多様性（加齢、健康状況、就業状況、所得水準など）や医師誘発需要を考慮しながら、世帯構造が高齢者医療需要に及ぼす影

響について考察した。まず、Zweifel and Breyer (1997) のマイクロ経済モデルを応用して、単身世帯と同居者のいるその他の世帯との間で危険回避度に相違があると前提すれば、単身世帯の高齢者の方が他の世帯構造の高齢者よりも医療需要が多くなることを示した。これまで、医療需要が個人属性により異なることは実証分析の際に考慮されることはあったが、特に世帯構造を視点になぜそれが医療需要に影響するかをモデル分析によって示されることはなかった。本稿におけるモデル分析は世帯構造と個人の危険回避度との間に関係があることを前提としている点に留意する必要があるが、この問題に関する実証分析は今後の課題である。

モデル分析に次いで、平成4年と平成7年の「国民生活基礎調査」世帯票、所得票、健康票を用いて、老人保健制度が適用される高齢者を対象に高齢者の世帯構造が医療需要に及ぼす影響を実証分析した。ここでは、医療需要は高齢者が通院することと見なして、通院する場合を1、そうでない場合を0とする選択変数を被説明変数とする医療需要確率関数を推定した。その結果、単身世帯の高齢者に比べて、何らかの同居者のいる世帯の高齢者の医療需要確率（受診率）は低くなることが示された。これは、もし単身世帯の高齢者が健康を損なうと容易には看病・介護してくれる人を得られないので、健康を損なうリスクに対して危険回避度が他のどの世帯構造よりも大きいとするならば、このような危険回避度の相違を介して、単身世帯の高齢者の方が他のどの世帯構造の高齢者よりも医療需要が大きくなるというモデル分析と一致する結果である。

今日、医療保険改革の重要な課題として医療保険財政の健全化が模索され、その方法として老人保健制度の自己負担額の引き上げなどの政策が採られてきた。しかしながら、自己負担額の引き上げが医療需要を抑制するかどうかは、この引き上げに対する医療需要の弾力性に依存している。需要の弾力性は、高齢者の医療需要関数から導かれ、医療需要関数は高齢者の予算制約や個人属性にも依存するものである。したがって、自己負担額が

引き上げられれば医療需要が下がり、老人保健制度の医療費も低下して医療保険財政に好ましい効果が現れると考えるのは、物事を単純化しすぎているように思われる。筆者は既に、医療需要の自己負担額に関する弾力性は高齢者個人の所得に依存して変化し、その弾力性が小さい場合には時間の経過とともに高齢者の所得が上昇した場合には、自己負担額の引き上げの一時的な医療費抑制効果がなくなって、再び医療需要が増加する可能性を指摘したことがある(金子(2000))。本稿の研究はこれを補完するものである。老人保健制度財政ひいては医療保険財政を改革していくためには、政策変更が医療費に及ぼす影響を正確に把握する必要があり、そのためには所得水準や世帯構造など経済変数と個人属性の両方を考慮した慎重な医療需要に関する実証分析が求められている。また、実証分析の視点を明らかにするためにはこれを基礎づける理論分析が必要である。本稿は、このような理論分析と実証分析の一つを試みたものに過ぎない。それにも拘わらず、本稿から得られた結果は、医療と介護の代替にも示唆を与えている。すなわち、介護保険の導入は同居者による看病・介護へのアクセスに代わりうるサービスを得る機会を単身世帯の高齢者にも与えることになるため、もしもこのことが単身世帯高齢者の危険回避度を低下させるならば、医療需要は減少することになる。さらに、同様の影響は、何らかの同居者のいる他の世帯構造の高齢者にも現れるかもしれない。世帯構造の変化は、三世代同居が減少して、夫婦のみ世帯や単身世帯の増加として現れている。このような傾向がある中で、医療保険改革を行っていくためには、世帯構造の変化にも留意した医療経済分析の発展が求められていると言えるだろう。

謝 辞

本稿における「国民生活基礎調査」の筆者による再集計結果は、松田芳郎一橋大学名誉教授に御指導いただいた「国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究会」の成果である。松田先生と同研究会参加者の皆様へ感謝申し上げたい。また、同研究会のため「国民生活基礎調

査」の目的外使用申請につき御協力下さった厚生省大臣官房統計情報部の方々にもお礼申し上げたい。もちろん、本稿の見解は筆者個人のものである。

注

- 1) 本稿では「高齢者就業実態調査」にならない55歳以上を対象とする場合、高齢者とよぶ一方、「国民生活基礎調査」にならなくて65歳以上を対象とする場合、高齢者とよぶこととする。

参考文献

- 泉田信行(1999)「医師誘発需要の実証研究——支出関数アプローチ——」『季刊社会保障研究』第33巻第4号。
- 医療経済研究機構監修(1999)『医療白書 1998年版』, 日本医療企画。
- 医療保険制度研究会編集(1998)『目で見える医療保険白書——医療保障の現状と課題——平成10年版』, ぎょうせい。
- 漆 博雄(1998)『医療経済学』, 東京大学出版会。
- 尾形裕也(1999)『21世紀の医療改革と病院経営』, 日本医療企画。
- 尾形裕也・泉田信行(1999)「わが国医療供給の現状と課題」『季刊社会保障研究』第35巻第2号。
- 金子能宏(2000)「高齢者の所得構成と医療需要」『家族・世帯の変容と生活保障機能』松田芳郎編, 東京大学出版会。
- 厚生省大臣官房統計情報部(1999)『平成9年度国民医療費』。
- 厚生統計協会編『地域医療基礎統計』各年版, 厚生統計協会。
- 国立社会保障・人口問題研究所(1999)『人口統計資料集 1999年』, 研究資料第297号。
- 田近栄治・油井雄二(1999)「高齢化と国民健康保険・介護保険——財政の視点から——」『季刊社会保障研究』第35巻第2号。
- 鶴田忠彦(1995)『日本の医療経済』, 東洋経済新報社。
- 西村周三(1987)『医療の経済分析』, 東洋経済新報社。
- (2000)『保険と年金の経済学』, 名古屋大学出版会。
- 前田信雄(1996)『老人医療費の危機』, (財)全国勤労者福祉振興協会。
- 山田剛史(2000)「医療保険改革をめぐる経済的視点——高齢者医療保険を中心に——」『ニッセイ基礎研究所報』通巻第13号。
- Escarse, J. J. (1992) "Explaining the Association Between Surgeon Supply and Utilization,"

- Inquiry*, Vol. 29, No. 4.
- Feldstein, M. (1970) "The Rising Price of Physician Services," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2.
- Phelps, C. E. (1992) *Health Economics*, Harper Collins Publishers.
- Maddala, G. S. (1982) *Limited Dependent Methods in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Zweifer, P. and F. Breyer (1997) *Health Economics*, Oxford University Press.
- (かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部第3室長)