

ら、政策代替案の検討の根拠となり得る個人レベルの医療資源の分配の実態が十分に明らかになっていない。社会保険制度として現行の医療保険制度が構築された当時と比べ、現在では疾病構造が大きく変化している。かつての、感染症をはじめとする急性疾患から、生活習慣病とも呼ばれる慢性疾患中心に大きくシフトし、その治療は高額、長期化の一途をたどっている。これらの変化に伴い、医療資源の分配も変化しているはずである。また、かつて短期保険として認識されていた医療保険が、疾病構造の変化に伴い、長期保険としての機能を持つようになってきているとも考えられる。

そこで、本稿では、個人レベルでの医療消費の分布とその持続性について実証分析を行う。特にいまだ明らかになっていないわが国の若年世代について、医療資源がどう分配されているかを検証する。医療費の集中はどの程度起きているか。その集中は持続するものか。わが国には、一定額以上の自己負担を伴う医療サービス利用について、その超過部分を期間の制限なく患者に償還する「高額療養費制度」があり、高額医療の長期的な消費に対する抑制は需要・供給者のどちらからも働きにくい環境であると言える。保険給付に関する規律が厳しい米国^{註2)}と持続性を比較することによって、集中の持続の構造に制度的な影響があるかどうかを確認したいと思う。

我々は、老人保健制度の適用を受けない、健康保険組合被保険者とその扶養家族の個人データを用い、医療消費の分布を明らかにし、消費の集中、

その持続を計測するとともに、高額医療消費の持続の決定要因についての推定を行う。以下の分析では、個人間の医療消費分布の異時点間の連関に焦点を当てた分析をしているが、これは、医療制度改革における所得再配分構造の長期的変化を議論したりする際に、有用な情報となるであろう。本稿は、改革案自体の提案や検討というよりは、こうした政策議論の前提となるような情報、基礎資料を提供することを目的とする。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、医療消費の分布に関する先行研究を紹介する。次に第3節で使用データの説明を行い、第4節で分析手法を、第5節で結果を示し、解説する。第6節はまとめである。

2. 先行研究

国民医療費削減の議論の過程では、単年度の医療費総計あるいは1人当たり平均医療費が中心に論じられてきた。先にも述べたように、医療消費が特定の個人に集中するという性質を持つものであるにも関わらず、その分布に注目した研究は日本においては決して多くない。個人のレセプトデータに基づく研究に限れば、わずかに数例があるのみである。その中で、府川(1998)^{註3)}、小椋・鈴木(1998)は、特に老人医療費の集中や分布を地域間の差異という観点から分析したものであるが、一部の患者が医療資源の過半を使っている姿を明らかにした。例えば、府川(1998)によれば、上位4%の受診者が医療費の30%を使用し、上位7%までをとると医療費の42%に上るとされている。府川(1998)は、入院日数と入院外日数の組み合わせによって受診者を12のカテゴリーに分類し、

註2) 米国の職域医療保険は保険者により様々である。生涯の保険支給額が設定されているものもあれば、Eichner, McClellan and Wise (1997; 1998; 2002) が分析した企業のように、1度の入院の限度が365日で、退院後60日経過した後更新可能(薬物依存、精神疾患の場合は1度の入院限度が45日で退院後60日経過すれば更新可能)というような比較的寛大な入院支給を持つものもある。しかし、いずれにおいても保険の持続的な利用を抑制する構造を組み込んでいるといえる。

註3) 府川(1995)では上位10%の受診者が医療費の50%を使い、最上位1%の受診者が医療費の10.5%を使っていること、また、地域間での比較から、1人当たり医療費の高さと医療費の集中度はあまり関係がないことが明らかにされている。

年間入院日数180日以上のカテゴリ-12の患者は、全体人数の4%であるが、医療費では全体の26%を消費していることを示した。また、小椋・鈴木(1998)では、老人医療費の集中の原因は長期入院であり、その発生率には地域差があり、人口当たり病床数が多い地域ほど長期入院が発生しやすく、老人医療費の集中には社会的入院など構造的な原因が存在することが示唆されている。全体の医療費では、医療経済研究機構(1996)が平成5年の政管健保と国保を合わせた「医療費のレセプト順位別構成割合」として、上位から1%未満の患者が医療費の26%を使用し、上位より1%-10%未満が38%、上位より10%-25%未満が14%を使用し、累計で25%までの患者が78%の医療費を使うという結果を発表している。

一方米国では、医療消費の分布について、医療経済学者のみならず政策関係者によっても数多くの実証研究が蓄積されている。例えば Berk and Monheit (1992, 2001) の一連の研究は、医療費の集中度の変化を経年的に測定したものである。1970年の National Center for Health Services のデータを用いた推定では、トップ2%の患者が全体の35%を消費、1987年の National Medical Expenditure Survey のデータからは、トップ1%の患者が平均して47,331ドルを消費し、トップの2%が全体の39%の医療費を消費していることを明らかにした。そして、この1970年から1987年にかけての集中度の増大は、医療保険の普及、医療技術の進歩に拠るものと分析している。また、managed careが進んだ1996年の Medical Expenditure Panel Survey を用いた推定では、トップ2%が38%を消費しているとし、集中の度合いが安定していることを示した。コスト削減のインセンティブを持つはずの managed care の導入が医療消費分布に与えた影響については現データからは断言できないとしているが、従来の fee-for-service (出来高払い制) との間に若干の集中度の差が観察されている。彼らの研究で興味深いのは、

医療技術の進化や保険制度などの構造的な変化が、総医療消費のみならず、その分布に影響を与えていることである。

集中の持続に関する米国の研究では、Garberら(1998)が Medicare 加入者である高齢者に関しては集中が持続していることを明らかにしている^{註4)}一方、Eichnerらは1企業の fee-for-service の医療保険加入者を対象に行った分析で、単年度に医療消費が集中していたとしても、数年の単位で見ると、医療費分布の上位にいた患者が下位に移動してゆくことを提示し、MSA が機能可能であることを明らかにした。(Eichner, McClellan and Wise, 1997; 1998; 2002)^{註5)}。Eichner, McClellan and Wise (2002) では、1990年に約1.3万ドルの医療消費を行っていた最高分位の階層は、その次の1991年には半額以下の4,500ドル程度まで医療消費が減少し、5年後には平均の2倍程度に戻ってゆく姿が明らかになっている。また、1995年に最高分位であった階層も前年の平均医療費は1995年の半分以下であり、医療費の集中は持続しないという結果になっている。

3. データ

使用するデータは、厚生労働省保険局が収集した111企業のレセプトデータであり、1996年4月から1999年11月までの44ヶ月の情報が個人別に入っている。無受診月の医療費は0であり、すべての

註4) Gornic, McMillan and Lubitz (1993) は同じく Medicare 加入者の1974年から1989年までの16年間の longitudinal data を用い、終末期医療費を考慮した上での医療費の分布の分析を行っている。彼らは1974年に65歳であったコホートをあげ1982年単年度ではトップ11%の者が77.1%の Medicare の給付金を使っていたが、16年間を集計するとその割合は38.6%になり、長期間で集中度が低下することを示した。

註5) Goodman *et al.* (1991) も職域の私的医療保険の加入者のデータを用い集中の持続について分析を行っている。

期間に無受診者であったサンプルも含んでいる。サンプルには扶養家族として70歳以上の老人保健該当者も含まれているが、それらは分析の対象から除かれている。我々は1996年4月から1997年3月を1年目、1997年4月から1998年3月を2年目、1998年4月から1999年3月を3年目として年間医療費を集計し、この全ての期間に加入者であったサンプルを取り出した上で、5%のランダム抽出を行った。この操作の結果、1年目に高額医療消費をし、その後2年目か3年目に死亡した個人は含まれない。これによるバイアスの可能性を否定できないが^{※6)}、資格喪失が死亡によるものか、異動によるものかを明示的に記載していないという組合健保レセプトデータの性質上、すべての期間に加入していたものをサンプルとすることの利点も大きい。また、分位別のラグ構造を見るための計量分析では、同一サンプルの医療消費を3カ月ごとに集計したデータを用いた。我々の用いるデータは、老人保健法の適用されない健康保険組合加入者であるから、Eichner, McClellan and Wise (2002)の研究との比較が可能であると考えられる。

4. 分析手法

(1) 記述的分析

まず記述的分析により、米国との比較を行う。単年度について10分位別の医療消費総額を計測し、集中の度合いを明らかにする。さらに上位1%から5%の高分位者いかに医療消費が集中しているかを確かめるため、1%から5%のそれぞれのポイントで累計消費額、累計消費割合を求める。また、社会人口学的特性によって集中の度合いが

違うかどうかをみるため、上位10%の医療消費の割合を性別、年齢階級、標準報酬月額階級別に推定する。次に1年目の10分位を条件とした3年目の10分位の分布、逆に3年目の10分位を条件とした1年目の10分位をクロス表にし、高分位者の高額医療消費持続の構造を明らかにする。さらに年齢階級別に、1年目の10分位を条件とした3年目の10分位の分布を表すクロス表を作成し、持続の構造が年齢によってどう変化するかを検証する。一方単年度に高分位に所属した者の医療消費額が経年的にどう変化するかを見るために、1年目の10分位者の2年目、3年目の平均医療消費額、3年目の10分位者の1年目、2年目の平均医療消費額を求め、グラフ化する。これにより高額医療消費の発生と収束が対照的に起こっているかを検証する。

(2) Pooled OLS によるラグ構造の分析

次に、持続の構造について Pooled OLS を用いて計量分析を行う。1998年度(3年目)における10分位ごとにサンプルを区分し、そのそれぞれについてラグ構造を推定する。年齢、性別など他の条件をコントロールした上で、10分位ごとにラグ構造がどう異なるかを明らかにすることが目的である。分析の単位は3カ月ごとに集計された総医療費であり、12期よりなる。ラグの選定に当たっては、1期から11期までのラグをいれた11パターンのモデルの推定を行い、AICにより決定する。

被説明変数 $Y_{i,t}$ は今期3ヶ月間の総医療費を点数表示したものである。説明変数は個人属性を表す変数 $X_{i,t}$ と被説明変数のラグ変数 $Y_{i,t-l}$ からなる。個人属性 $X_{i,t}$ は本人ダミー、性別(男性=1)、月額標準報酬、月額標準報酬2乗を含む。ラグ変数 $Y_{i,t-l}$ の l は、AR(l)を表している^{※7)}。

推定式は以下である。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_X X_{i,t} + \alpha_{Y,l} \sum Y_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

推定に当たっては、診療報酬改定^{※8)}などの医療サービス単価の変化をラグ構造に含んでしまうこ

※6) 1996年度に終末期治療を受けた患者は含まず、1998年度に終末期医療を受けた患者を含んでしまう可能性を否定できないが、70歳以上のサンプルを含まないことから、この問題の及ぼす影響は少ないと考えられる。

とを避けるため、医療消費額はすべて1996年価格で調整する。調整に当たっては、消費者物価連続指数総覧、中分類指数より月別「保健医療サービス」の指数から各期（3ヶ月）の平均を計算し用いる（総務省統計局，2001）。

また、推定式より得た係数を用い、1998年度の分位別に簡単なシミュレーションを行う。0期に起きた「高額医療費ショック」が収束するパターンを見るため、一種の impulse response を計算し、グラフ化する。ショックは一時的なものとし、6期のラグを用いたモデルの場合、(1)式の $Y_{t-6}, Y_{t-5}, Y_{t-4}, Y_{t-3}, Y_{t-2}, Y_{t-1}$ に0を、 Y_t にはショックとして1を代入し、 $t+1$ 期の値を求める。この代入を順次 $t+20$ 期まで繰り返し、5年間（3ヶ月×20）のシミュレーションを行う。

(3) 持続の原因のプロファイリング

日本の保険制度において集中がより持続する原因はどこにあるのか。1年目に10分位に属した患者が2年目、3年目と10分位にとどまり続ける原因は一体どこにあるのか。小椋・鈴木（1998）は、老人医療においては長期入院が医療費の集中の主要な原因であると明らかにしたが、若年世代の「集中の持続」は何が原因か。継続的高額医療消費者のプロファイリングのため、まず1年目に10分位に所属したサンプルを取り出し、それをさらに3年間10分位に所属したサブサンプルとそれ以外に分け、それぞれの社会人口学的な特徴、入院

日数や年間90日以上長期入院割合などの医療サービス利用の内訳、疾病構造^{註9)}などを記述統計により比較する。さらに、記述統計で得られた特徴を計量的に確かめるため、高額医療消費の持続の要因分析をプロビット・モデルを用いて行う。

具体的には、1年目に10分位に属したサンプルのうち、1996年、1997年、1998年と3年連続して10分位にとどまった場合を1、それ以外、つまり1年目は10分位に属する医療消費をするがその後下位の分位に移行した場合を0とする変数を被説明変数として以下の定式化を行う。

$$y^* = \alpha X + \varepsilon$$

$$y = 1 \text{ if } y^* > 0 \quad (2)$$

$$y = 0 \text{ otherwise}$$

ここで α は係数ベクトル、 X は説明変数のベクトルである。説明変数はすべて個人の1年目の情報である。まず社会人口学的特性として本人ダミー、性別ダミー、年齢ダミー（0-17歳ダミー、36-45歳ダミー、46-55歳ダミー、56歳以上ダミー）、月収ダミー（24-31.9万円ダミー、32-43.9万円ダミー、44-52.9万円ダミー、53-64.9万円ダミー、65万円以上ダミー）、次に医療サービス利用の内訳として外来日数、入院日数、総費用に占める入院費の割合、総費用に占める外来費の割合、90日以上長期入院ダミー、高額療養費ダミー、付加給付ダミー、公費負担ダミー、そして疾病構造と

註7) 被説明変数のラグを説明変数に含んだモデルを Pooled OLS で推定すると、攪乱項が系列相関を持つため推定値が一致性を持たない場合がある。しかし、説明変数 X_t がすべての変数の十分なラグを含んでいるという前提のもとでは次の式が成り立つ。

$$E(u_t | X_t, u_{t-1}, X_{t-1}, \dots, X_1) = 0$$

つまり、Dynamic Completeness が成り立つ場合は、Pooled OLS により一致性を持つ推定量が得られる（Wooldridge, 2002）。

註8) 1998年4月に医科1.5、歯科1.5、調剤0.7%の診療報酬の引き上げが行われた。

註9) 疾病の分類は「社会保険表章用疾病分類」による。

1. 感染症及び寄生虫症
2. 新生物
3. 血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害
4. 内分泌、栄養及び代謝疾患
5. 精神及び行動の障害
6. 神経系の疾患
7. 眼及び付属器の疾患
8. 耳及び乳様突起の疾患
9. 循環器系の疾患
10. 呼吸器系の疾患
11. 消化器系の疾患
12. 皮膚及び皮下組織の疾患
13. 筋骨格系及び結合組織の疾患
14. 尿路性器系の疾患
15. 妊娠、分娩及び産じょく
16. 周産期に発生した病態
17. 先天奇形、変形及び染色体異常
18. 症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの
19. 損傷、中毒及びその他の外因の影響

表 1-1 10分位別医療消費

(単位：点)

分位	1996年度(96.4-97.3)			1997年度(97.4-98.3)			1998年度(98.4-99.3)		
	分位値	医療費計	割合	分位値	医療費計	割合	分位値	医療費計	割合
1	0	0	0.0%	0	0	0.0%	0	0	0.0%
2	641	778,347	0.2%	733	1,070,780	0.3%	836	1,410,076	0.4%
3	1,577	3,909,094	1.1%	1,698	4,324,265	1.2%	1,797	4,698,547	1.2%
4	2,702	7,633,546	2.2%	2,812	8,062,839	2.2%	2,961	8,485,453	2.2%
5	4,135	12,177,482	3.5%	4,213	12,560,934	3.4%	4,383	13,096,483	3.4%
6	5,923	17,949,709	5.1%	6,006	18,167,811	4.9%	6,194	18,870,623	4.9%
7	8,389	25,486,976	7.3%	8,500	25,690,172	6.9%	8,780	26,597,606	6.9%
8	12,363	36,614,754	10.5%	12,596	37,302,119	10.1%	12,797	38,225,866	9.9%
9	21,032	57,482,226	16.4%	21,562	58,817,582	15.9%	21,744	59,362,118	15.4%
10	1,296,722	188,235,942	53.7%	1,355,100	204,380,656	55.2%	1,753,765	213,646,611	55.6%
		350,268,076			370,377,158			384,393,383	
Mean	9,738			10,297			10,687		
N=	35,970			35,970			35,970		

表 1-2 上位医療消費累計値

(単位：点)

上位	1996年度		1997年度		1998年度	
	医療費計	割合	医療費計	割合	医療費計	割合
1%	70,702,975	20.2%	81,509,621	22.0%	88,995,368	23.2%
2%	95,818,914	27.4%	108,117,722	29.2%	116,313,683	30.3%
3%	114,063,841	32.6%	127,263,294	34.4%	135,715,463	35.3%
4%	128,955,149	36.8%	142,888,764	38.6%	151,420,279	39.4%
5%	141,602,912	40.4%	156,148,171	42.2%	164,823,870	42.9%
総計	350,268,076		370,377,158		384,393,383	

して、1年間にレセプトに記載された疾病数、社会保険表章用疾病19分類ダミー（分類19をベースとした）。これに、疾病小分類を用いた高血圧症ダミー、喘息ダミー、甲状腺障害ダミー、糖尿病ダミー、肝疾患ダミー、心疾患ダミー、脳梗塞ダミー、腎不全ダミーを加えた。

5. 結果

表 1-1 は、年度別に10分位に階級を分け、分位ごとの医療費及びその割合を示したものであり、10分位の分位値は最大値を示す。これによると、すべての年度において、上位の10%で全医療費の

50%以上が消費されていることがわかる。このデータは3年間連続して健保に加入している個人を抽出しているため、その点で全体の分布とは異なる点で注意が必要であるが、やはりかなりの集中が起きていることがわかる。続いて表 1-2 は上位5%までの累積集中度を見たものであるが、上位1%の患者が医療費の約20%を費やし、その率が1996年から1998年の間では漸次増加している。この割合は、医療経済研究機構（1996）の数値と比較して低いものである。健康保険組合における集中度は、政管健保と国保を合わせたものに比べ、低くなっているようだ。健康保険組合とその他の医療保険では、平均医療費の違いが存在するが、

表1-3 個人特性別上位10%への医療消費の集中割合

(単位%)

		1996年度	1997年度	1998年度	N =
性 別	男	55.4	56.8	57.4	19121
	女	51.9	53.4	54.5	16849
年齢階級	0-17歳	45.4	47.1	47.0	9842
	18-35歳	55.1	54.9	55.7	11307
	36-45歳	53.7	56.1	53.8	6922
	46-55歳	53.6	54.7	54.2	6676
	56歳-	46.5	47.5	54.3	1223
月収階級	0-239(千円)	53.1	53.3	55.0	4418
	240-319(千円)	56.0	54.2	56.6	5195
	320-439(千円)	51.6	53.1	53.3	9752
	440-529(千円)	54.5	57.3	56.3	7165
	530-649(千円)	53.4	55.7	55.7	5722
	650(千円)-	55.0	58.1	58.1	3718

この結果より、両者の違いは平均のみならず分布の差でもあったことがわかった。表1-3は、男女別、年齢階級別、標準報酬月額別に、上位10%の患者が医療費のどれくらいの割合を消費しているかを表しているが、男女を比べた場合、男性のほうがやや集中度が高く、年齢階級で見た場合、0-17歳、1998年度を除いた56歳以上で集中度がやや低くなっているが、それ以外の年齢階級では全サンプルで見たように、上位10%の患者が50%以上の医療費を使っている様子がわかる。1996年度と1997年度の56歳以上で集中度がやや低くなった理由として、健康保険組合に属するこの年齢階層が特殊な集団であるためかそれとも別の理由によるものか、もう少し大きなサンプルを用いた確認が必要である。標準報酬月額別では、どの階級でも上位10%が医療費の50%以上を消費しているが、月額65万以上の階級では、1997年1998年の両年で集中が進んでいる。

表2は、全体の結合分布及び条件付き分布をみたものであり、さらに年齢階級別の条件付き分布を示したものが表3である。表2の3段のうち、一番上のは1996年と1998年の分位別の結合分

布である。例えば、1996年に1分位にいて、1998年にも1分位にいる人は全体の5.23%である。一方、1996年に10分位にいて、1998年にも10分位にいる人は全体の4.54%である。中段はそれを加工して、1996年の分位を条件にした1998年の分位の条件付き分布を示している。例えば、1996年に1分位にいて、1998年にも1分位にいる人は、1996年に1分位にいた人全体の34.26%である。一方、1996年に第10分位にいて、1998年にも10分位にいる人は、1996年に10分位にいた人全体の45.4%も存在しており、Eichner, McClellan and Wise (1997)の結果に比べて非常に高い^{注10)}。最下欄の表は逆に1998年の分位を条件にして1996年の分位をみているが、1998年に10分位にいる者のうち1996年にも10分位にいたものは、1998年の10分位にいる者の45.41%であり、一度10分位に属した者のうち、半数近くが持続して10分位にとどまっ

^{注10)} Eichner, McClellan and Wise (2002)によると、1993年に5000ドル以上の医療支出を行った者のうち20.1%が2年後の1995年には医療支出が0になり、22.8%が同じ5,000ドル以上の医療支出階層にとどまっている。

表2 1996年と1998年における医療消費10分位の関係*

(単位：%)

1996年度の 10分位層	1998年度の10分位層									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1996年度と1998年度における結合分布										
1	5.23	1.56	1.85	1.4	1.16	1.07	0.93	0.78	0.72	0.55
2	0.99	0.59	0.7	0.56	0.47	0.38	0.33	0.3	0.25	0.16
3	1.77	1.1	1.51	1.3	1.12	0.93	0.75	0.69	0.47	0.37
4	1.28	0.89	1.46	1.44	1.26	0.95	0.97	0.8	0.57	0.36
5	1.02	0.84	1.17	1.35	1.34	1.35	1.02	0.88	0.61	0.43
6	0.8	0.66	1.08	1.22	1.31	1.36	1.13	1.08	0.77	0.57
7	0.73	0.45	0.86	1.09	1.16	1.3	1.47	1.29	1.05	0.6
8	0.59	0.36	0.69	0.74	1	1.24	1.48	1.53	1.52	0.86
9	0.37	0.25	0.39	0.61	0.75	0.91	1.24	1.62	2.31	1.56
10	0.33	0.19	0.28	0.3	0.41	0.51	0.68	1.04	1.73	4.54
1996年度の医療消費10分位に対する1998年度の10分位の条件付分布										
1	34.26	10.22	12.16	9.15	7.64	7.03	6.11	5.08	4.74	3.61
2	20.83	12.46	14.75	11.88	9.95	8.07	6.9	6.38	5.32	3.45
3	17.73	10.98	15.06	12.98	11.2	9.28	7.53	6.92	4.67	3.67
4	12.86	8.93	14.64	14.44	12.66	9.49	9.71	7.99	5.71	3.56
5	10.19	8.39	11.69	13.44	13.39	13.5	10.16	8.83	6.11	4.3
6	8.04	6.62	10.82	12.21	13.16	13.6	11.35	10.76	7.73	5.7
7	7.26	4.51	8.65	10.88	11.57	13.02	14.74	12.88	10.46	6.04
8	5.92	3.59	6.89	7.4	10.04	12.37	14.76	15.29	15.15	8.59
9	3.67	2.5	3.89	6.09	7.51	9.06	12.4	16.18	23.13	15.57
10	3.25	1.95	2.75	3.03	4.09	5.12	6.76	10.37	17.29	45.4
1998年度の医療消費10分位に対する1996年度の10分位の条件付分布										
1	39.87	22.61	18.55	13.95	11.65	10.73	9.31	7.76	7.23	5.51
2	7.55	8.59	7.01	5.64	4.73	3.84	3.28	3.03	2.53	1.64
3	13.53	15.92	15.08	12.98	11.21	9.29	7.53	6.92	4.67	3.67
4	9.8	12.94	14.63	14.42	12.65	9.48	9.7	7.98	5.7	3.56
5	7.78	12.17	11.71	13.45	13.4	13.51	10.18	8.84	6.12	4.31
6	6.13	9.59	10.82	12.2	13.15	13.59	11.34	10.76	7.73	5.7
7	5.54	6.53	8.65	10.86	11.57	13.01	14.73	12.87	10.45	6.03
8	4.52	5.2	6.9	7.39	10.04	12.37	14.76	15.29	15.15	8.59
9	2.8	3.63	3.89	6.09	7.51	9.06	12.4	16.18	23.13	15.57
10	2.48	2.82	2.75	3.03	4.09	5.12	6.76	10.37	17.29	45.41

N=35,970

a：約15%のサンプルの医療消費が0であり、それらのサンプルをすべて第1十分位層に含んだため、結合分布における第1分位層の行和、列和が10%を超え、第2分位層の行和、列和が10%未満になっている。

ている状況が見て取れる。表3は、表2の中段の1996年度の医療消費10分位に対する1998年度の10分位を年齢階級別に示したものである。

表3では、1996年から1998年で、①1分位-1

分位で移動しなかった人の割合及び②10分位-10分位で移動しなかった人の割合は、以下である。

0-17歳では、①が27.31%、②が34.05%、

18-35歳では、①が34.3%、②が33.15%、

表3 年齢階級別1996年度の医療消費10分位に対する1998年度の10分位の条件付分布

(単位: %)

1996年度の 10分位層	1998年度の10分位層										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
0-17歳 N=9842	1	27.31	13.17	17.01	13.05	10.30	7.19	5.51	2.16	2.28	2.04
	2	20.90	14.83	14.83	14.38	11.91	8.31	5.62	3.37	2.70	3.15
	3	13.61	11.78	18.34	17.57	12.64	10.04	5.69	4.73	3.76	1.83
	4	9.14	9.14	16.45	17.52	15.70	12.21	9.72	5.48	2.74	1.91
	5	7.34	9.06	13.11	16.08	16.47	15.69	8.90	7.96	3.51	1.87
	6	5.74	5.66	11.81	14.08	16.50	15.70	12.38	10.19	5.26	2.67
	7	3.57	3.57	7.13	13.07	13.24	15.28	17.91	13.84	9.34	3.06
	8	2.84	1.83	5.86	7.23	11.62	16.01	18.76	18.12	12.17	5.58
	9	1.18	1.50	2.25	5.79	9.76	11.59	14.38	19.31	22.32	11.91
	10	1.83	1.83	3.82	2.33	4.82	6.64	10.80	13.79	20.10	34.05
18-35歳 N=11307	1	34.30	11.57	12.54	9.62	7.15	6.84	5.92	4.59	4.42	3.05
	2	21.60	12.50	15.28	11.11	9.72	8.64	6.94	6.48	4.94	2.78
	3	21.41	11.67	13.09	11.75	10.48	9.59	8.03	6.99	3.57	3.42
	4	15.08	9.05	14.07	14.32	11.31	8.88	9.21	8.12	5.86	4.10
	5	11.20	8.76	12.56	13.64	11.65	12.74	10.57	8.76	6.05	4.07
	6	9.69	7.62	10.40	12.38	12.91	13.63	10.31	10.85	6.64	5.56
	7	8.28	6.47	10.85	11.42	12.18	12.75	13.61	10.75	8.85	4.85
	8	9.49	4.90	10.41	8.88	9.49	11.84	12.76	12.55	13.06	6.63
	9	5.81	3.60	6.63	7.33	8.37	10.58	14.07	14.42	17.44	11.74
	10	5.39	4.04	3.37	5.66	6.87	6.20	9.70	11.46	14.15	33.15
36-45歳 N=6922	1	38.76	8.77	10.45	7.50	6.70	7.81	6.30	6.14	4.07	3.51
	2	20.00	11.88	14.49	10.14	8.12	7.54	9.28	8.41	6.67	3.48
	3	17.69	11.26	14.62	10.53	12.43	8.48	7.89	7.60	4.68	4.82
	4	13.91	9.89	13.76	11.75	11.13	7.26	10.36	9.74	8.66	3.55
	5	12.81	8.33	10.65	12.35	10.34	12.50	11.11	8.80	7.41	5.71
	6	10.23	7.47	11.85	12.66	10.23	10.71	10.39	10.55	9.25	6.66
	7	10.32	4.28	9.14	10.18	11.21	11.95	12.39	12.68	11.50	6.34
	8	6.73	4.49	7.01	6.87	11.50	11.36	13.74	14.45	15.15	8.70
	9	5.23	2.91	3.92	7.12	6.98	7.85	12.35	17.15	22.97	13.52
	10	4.47	1.85	3.54	3.70	4.31	6.01	6.47	13.41	18.49	37.75
46-55歳 N=6676	1	34.14	7.08	9.70	7.08	7.86	6.30	6.79	7.27	7.95	5.82
	2	20.33	9.35	13.41	11.79	9.35	6.10	5.28	8.94	9.35	6.10
	3	16.07	7.4	13.74	11.42	8.88	8.67	9.51	10.78	7.40	6.13
	4	14.81	7.00	13.99	11.32	11.32	7.00	10.08	10.91	7.82	5.76
	5	12.25	6.43	8.03	8.84	13.25	10.04	10.64	11.04	11.45	8.03
	6	7.22	5.63	8.80	7.92	9.86	12.68	11.97	12.50	12.85	10.56
	7	9.12	3.81	7.79	6.97	8.29	10.12	12.77	14.59	14.43	12.11
	8	5.30	4.12	4.27	6.63	7.36	8.84	12.96	15.91	20.91	13.70
	9	3.20	2.32	3.20	5.29	5.62	6.50	10.36	14.33	28.00	21.17
	10	2.53	1.27	2.28	2.28	2.62	4.73	4.30	8.27	17.97	53.76
56歳以上 N=1223	1	36.27	5.88	9.80	7.84	5.88	7.84	5.88	4.90	7.84	7.84
	2	16.00	8.00	16.00	12.00	12.00	16.00	12.00	4.00	4.00	0.00
	3	19.67	6.56	18.03	1.64	6.56	3.28	8.20	4.92	22.95	8.20
	4	16.13	8.06	4.84	9.68	6.45	11.29	9.68	12.90	12.90	8.06
	5	7.46	4.48	7.46	4.48	13.43	19.40	14.93	10.45	4.48	13.43
	6	10.00	8.33	6.67	6.67	10.00	8.33	13.33	6.67	15.00	15.00
	7	8.24	0.00	4.71	7.06	7.06	14.12	17.65	15.29	9.41	16.47
	8	3.79	0.76	2.27	4.55	6.82	9.85	11.36	13.64	25.76	21.21
	9	2.86	1.90	2.86	2.38	3.81	6.67	5.71	14.29	29.52	30.00
	10	1.67	0.48	0.24	0.48	1.91	0.72	3.10	4.77	15.04	71.60

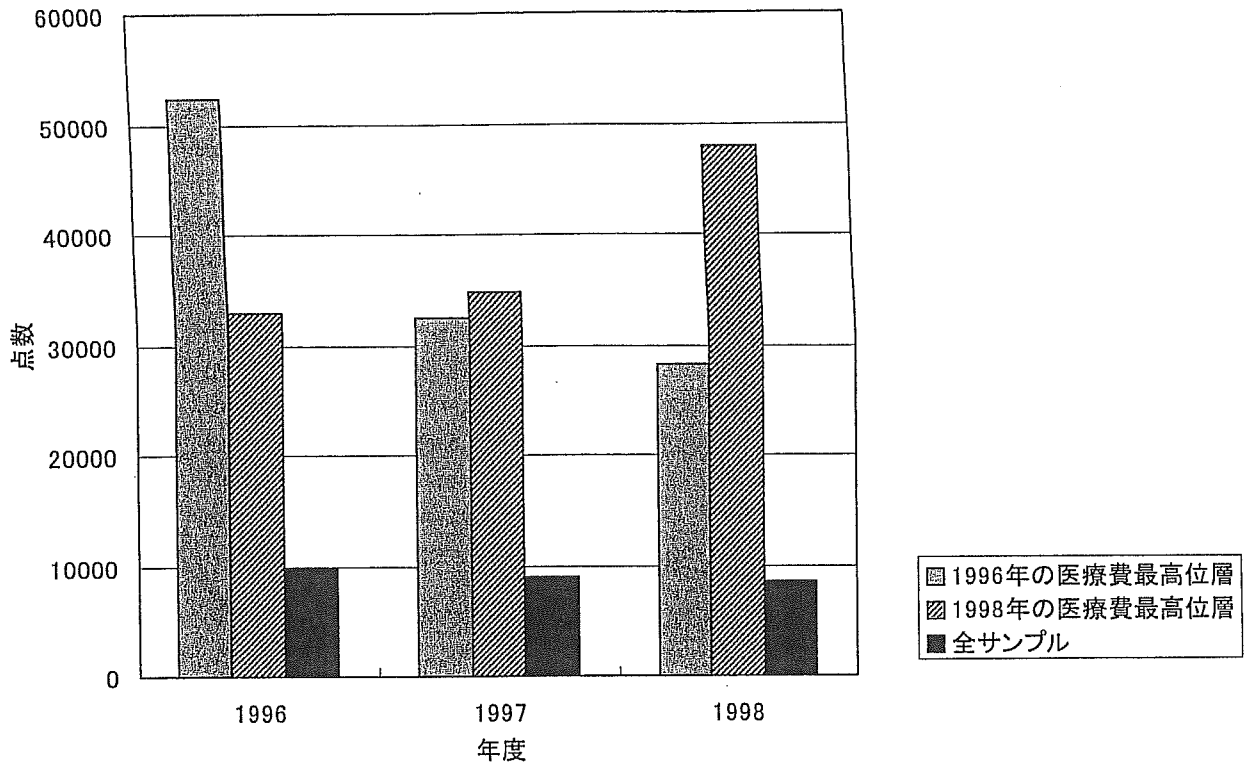


図1 平均年間医療消費 (1996年価格)

36-45歳では、①が38.76%、②が37.75%、46-55歳では、①が34.14%、②が53.76%、56歳以上では、①が36.27%、②が71.6%となっており、①がそれほど変化していないの比べて、②では年齢別に著しい違いがある。つまり、加齢に伴って高額医療集中の持続性が高くなってゆくということが明白である。すべての年代を通して、医療費を使わない健康な者は持続的に健康であることもまた事実である。

次に、高額医療消費者の医療費の持続性であるが、Eichner, McClellan and Wise (2002)と同様に高分位の医療消費の継続を示したものが、図1である。医療費は1996年度価格で調整したものである。棒グラフの内、一番左の灰色のバーが第1年目の1996年度に最高分位だった人の年間平均医療費である。1996年に50万円強であった医療費がその後、1997年、1998年にどのように推移したかを見ているが、米国の分析に比べて、翌年の

減少はあまりドラスティックではない上、2年後の医療費は1年後の医療費からほとんど変化せず、医療消費の持続性が高く下方硬直性があることがわかる。その右の斜線のバーは1998年に最高分位であった人の医療費であり、それ以前にどの程度医療費を消費していたのかが示されているものであるが、やはり医療費は急激にジャンプするものではなく灰色のバーと同様下方硬直性がある。

表4は、1996年4月から1999年3月までの36カ月を3カ月ごとの期間に区切り、それぞれの医療費をラグ値がどれだけ説明するかをPooled OLSで分析した結果である。AICを参考に6期のラグによる解析を採用した。一番左の列が全サンプルの推定値であり、そこから順に10分位別の推定結果を記している。10分位のサンプルにおいては6期までのラグの係数のすべてが正で有意であり、9位までの分位と比べより長期のラグ値が現在の医療消費に影響を及ぼしていることが観察される。

表4 1998年度医療消費分位別ラグ構造^a

	全サンプル	1分位	2分位	3分位	4分位	5分位	6分位	7分位	8分位	9分位	10分位
Lag1	0.34 (160.83)**	0.247 (55.78)**	0.277 (44.84)**	0.209 (44.26)**	0.081 (16.41)**	0.126 (22.67)**	0.177 (30.16)**	0.082 (14.82)**	0.082 (19.31)**	0.102 (27.73)**	0.339 (47.60)**
Lag2	0.087 (39.35)**	0.077 (21.02)**	0.005 (0.8)	0.146 (35.66)**	0.017 (4.19)**	-0.011 (2.32)*	0.051 (10.42)**	0.001 (0.24)	0.005 (1.5)	0.009 (3.01)**	0.075 (9.54)**
Lag3	0.069 (30.04)**	0.058 (18.06)**	0.031 (6.19)**	0.008 (2.17)*	0.008 (2.26)*	0.006 (1.5)	0.041 (9.24)**	0.006 (1.34)	0.002 (0.76)	0.015 (5.31)**	0.059 (6.76)**
Lag4	0.076 (33.34)**	0.027 (9.48)**	0.02 (4.91)**	-0.031 (9.71)**	0.009 (3.11)**	0.009 (2.49)*	0.029 (7.01)**	0.008 (1.97)*	0.008 (3.10)**	0.006 (2.28)*	0.091 (10.06)**
Lag5	0.056 (25.70)**	0.045 (17.29)**	0.002 (0.41)	-0.009 (3.23)**	0.006 (2.29)*	0.004 (1.1)	0.028 (6.87)**	0.007 (1.68)	-0.001 (0.51)	0.001 (0.32)	0.063 (6.99)**
Lag6	0.053 (26.46)**	-0.002 (0.86)	0.012 (3.24)**	0.004 (1.69)	0.006 (2.49)*	0.003 (0.85)	0.007 (1.79)	0.002 (0.65)	0.003 (1.04)	0.002 (1.02)	0.057 (6.80)**
本人	-272.21 (5.11)**	-10.978 (0.37)	37.005 (0.71)	-24.391 (0.71)	47.466 (1.37)	5.58 (0.11)	-29.017 (0.51)	-124.492 (2.06)*	-20.865 (0.34)	-158.36 (1.98)*	-929.81 (2.07)*
性別 (男性=1)	62.973 (1.52)	7.672 (0.32)	-8.34 (0.21)	17.277 (0.69)	-15.437 (0.61)	-28.48 (0.75)	23.009 (0.54)	55.938 (1.21)	-96.441 (1.98)*	58.188 (0.89)	635.491 (1.61)
年齢	16.779 (13.01)**	-0.519 (0.66)	-0.14 (0.1)	1.257 (1.42)	0.952 (1.07)	3.134 (2.45)*	0.639 (0.46)	3.138 (2.16)*	2.293 (1.57)	6.467 (3.56)**	22.687 (2.16)*
標準報酬	-1.122 (2.45)*	-0.085 (0.35)	-0.013 (0.03)	0.15 (0.51)	0.031 (0.1)	-0.204 (0.45)	0.278 (0.55)	-0.365 (0.68)	0.173 (0.33)	0.218 (0.33)	-0.628 (0.17)
(標準報酬) ²	0.001 (2.11)*	0 (0.28)	0 (0.01)	0 (0.73)	0 (0.07)	0 (0.6)	0 (0.35)	0 (0.16)	0 (0.19)	0 (0.11)	0 (0.1)
定数項	432.258 (3.73)**	9.745 (0.16)	121.839 (1.07)	184.675 (2.48)*	467.717 (6.15)**	679.951 (5.87)**	594.971 (4.67)**	1439.056 (10.51)**	1807.5 (13.63)**	2468.755 (14.43)**	3565.164 (3.68)**
Observations	215820	28290	14886	21570	21594	21576	21582	21582	21582	21582	21576
R-squared	0.28	0.28	0.17	0.21	0.02	0.03	0.11	0.01	0.02	0.05	0.25

Absolute value of t statistics in parentheses

*significant at 5% ; **significant at 1%

a : 約15%のサンプルの医療消費が0であり、それらのサンプルをすべて第1十分位層に含んだため、第1分位のサンプル数が全サンプルの10%を超え、第2分位のサンプル数が全サンプルの10%未満になっている。

シミュレーションにより、高額医療消費のショックが時とともに収束する過程を視覚的に表したのが図2であるが、9分位以下ではショックが急速に収束するのに対し、10分位のサンプルでは6期(1.5年)以後にショックが減少していくパターンに移るものの、20期(5年)を経ても他の分位の値とは完全に一致せず、何らかのショックが残存している様子が見られる。

10分位者のラグ構造をさらに性別、年齢階級、月額標準報酬ごとに見たものが、表5である。性別によるラグ構造の違いはあまり顕著でないが、

年齢階級による違いは明らかで、18-35歳、46-55歳の2つの年齢階級で、より長いラグによる現在の医療費への影響が観察される。月収階級別では、月収65万円以上の階級で、6期までのラグの係数のすべてが正に有意となっている。

最後に、高額医療の持続的消費者のプロファイリングを表6、表7にまとめた。まず表6は、左から順に、全サンプル、1年目の10分位所属者、そして1年目10分位のうち3年間10分位所属者とそれ以外の、それぞれ1年目の記述統計である。我々の興味の対象は、高額医療を持続的に消費す

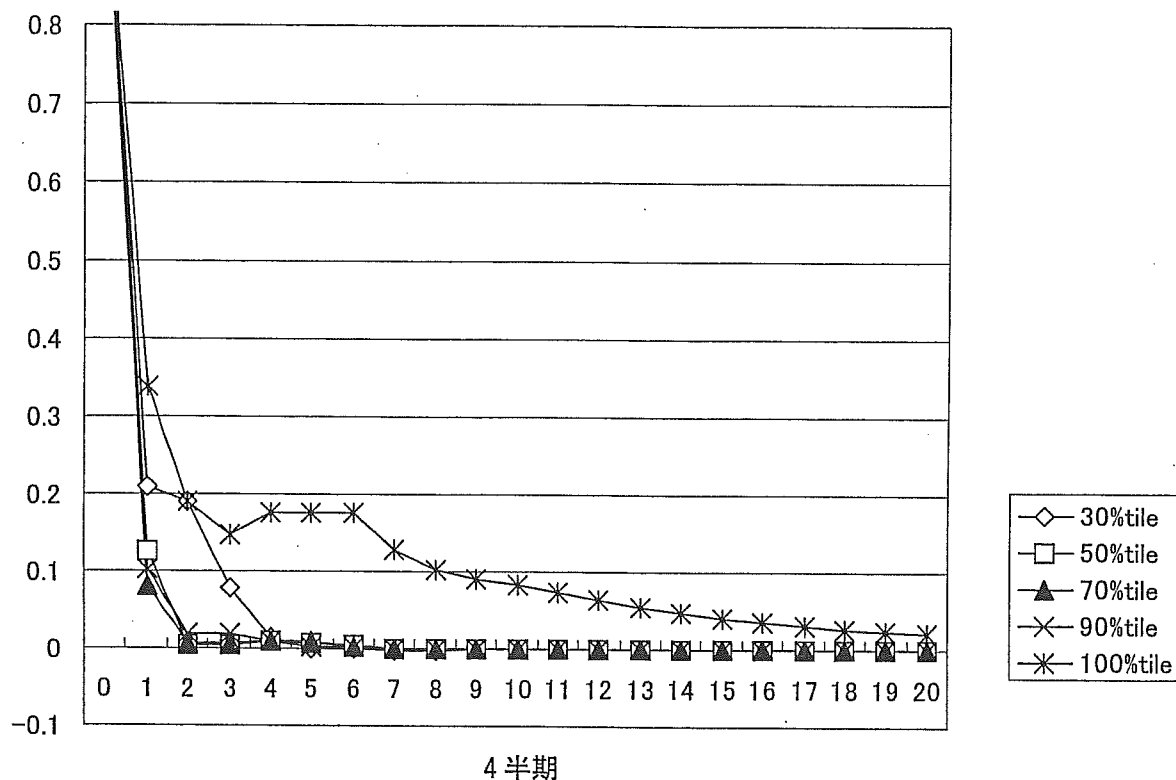


図2 1998年度医療費10分位別ラグ構造

表5 1998年度医療消費10分位者の個人特性別ラグ構造

変数	性別		年齢階級 ^a					月収階級 ^b					
	男	女	①	②	③	④	⑤	i	ii	iii	iv	v	vi
Lag1 ^c	0.349 (118.89)**	0.324 (106.41)**	0.485 (24.35)**	0.244 (14.91)**	0.372 (23.46)**	0.318 (24.96)**	0.307 (18.41)**	0.226 (11.12)**	0.707 (31.51)**	0.317 (21.32)**	0.273 (19.26)**	0.21 (12.11)**	0.334 (18.46)**
Lag2	0.078 (26.15)**	0.096 (29.23)**	0.244 (9.56)**	0.065 (3.72)**	0.021 (1.26)	0.068 (4.99)**	0.074 (3.80)**	0.026 (1.21)	-0.123 (4.32)**	0.091 (5.70)**	0.099 (7.07)**	0.084 (4.42)**	0.046 (1.97)*
Lag3	0.05 (16.35)**	0.096 (28.22)**	0.016 (0.57)	0.081 (4.08)**	0.004 (0.22)	0.089 (6.18)**	0.084 (3.59)**	0.085 (3.25)**	0.073 (2.30)*	0.028 (1.51)	0.025 (1.78)	0.094 (4.27)**	0.113 (4.48)**
Lag4	0.058 (18.78)**	0.102 (30.42)**	0.065 (2.34)*	0.108 (4.97)**	0.025 (1.34)	0.095 (6.49)**	0.155 (6.38)**	0.139 (4.76)**	0.018 (0.53)	0.128 (7.00)**	0.065 (4.61)**	0.05 (2.18)*	0.192 (7.41)**
Lag5	0.054 (18.11)**	0.057 (17.73)**	0.008 (0.3)	0.136 (5.78)**	0.029 (1.37)	0.067 (4.74)**	0.042 (1.84)	0.123 (3.67)**	0.058 (1.53)	0.053 (3.25)**	0.039 (2.87)**	0.079 (3.38)**	0.06 (2.34)*
Lag6	0.045 (16.48)**	0.06 (20.25)**	-0.001 (0.04)	0.104 (4.73)**	0.011 (0.55)	0.036 (2.80)**	0.082 (3.84)**	0.1 (3.20)**	0.078 (2.43)*	0.052 (3.61)**	0.049 (3.81)**	0.025 (1.14)	0.062 (2.49)*
Obs.	114726	101094	2934	4050	3222	6864	4506	2532	2490	4992	4254	4080	3228
R-squared	0.24	0.33	0.31	0.31	0.19	0.3	0.19	0.19	0.45	0.24	0.19	0.12	0.39

Absolute value of t statistics in parentheses

*significant at 5% ; ** significant at 1%

a : 年齢階級は①=0-17歳 ②=18-35歳 ③=36-45歳 ④=46-55歳 ⑤=56歳以上

b : 月収階級は i =0-239千円 ii =240-319千円 iii =320-439千円 iv =440-529千円 v =530-649千円 vi =650千円以上

c : 本人ダミー, 男性ダミー (性別解析は除く), 標準報酬, 標準報酬2乗によってコントロールしている

表6 医療消費グループ別記述統計(1996年時プロフィール)

変数	全サンプル		1996年度10分位		3年連続10分位		1996年度のみ10分位	
	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
本人	0.507	0.500	0.570	0.495	0.595	0.491	0.555	0.497
性別(男=1)	0.532	0.499	0.486	0.500	0.474	0.500	0.493	0.500
年齢階級(0-17歳)	0.274	0.446	0.167	0.373	0.119	0.324	0.195	0.396
年齢階級(18-35)	0.314	0.464	0.206	0.405	0.136	0.343	0.246	0.431
年齢階級(36-45)	0.192	0.394	0.180	0.385	0.151	0.358	0.197	0.398
年齢階級(46-55)	0.186	0.389	0.329	0.470	0.396	0.489	0.292	0.455
年齢階級(56-)	0.034	0.181	0.116	0.321	0.198	0.398	0.071	0.256
月収階級(0-239千円)	0.123	0.328	0.141	0.348	0.151	0.358	0.135	0.342
月収階級(240-319)	0.144	0.352	0.141	0.348	0.138	0.346	0.143	0.350
月収階級(320-439)	0.271	0.445	0.261	0.439	0.226	0.419	0.281	0.450
月収階級(440-529)	0.199	0.399	0.185	0.389	0.188	0.391	0.184	0.387
月収階級(530-649)	0.159	0.366	0.158	0.365	0.162	0.368	0.156	0.363
月収階級(650-)	0.103	0.304	0.113	0.316	0.135	0.341	0.101	0.301
外来日数	9.420	16.219	35.904	33.955	50.393	43.057	27.704	23.890
入院日数	0.804	8.452	7.516	25.680	8.165	34.242	7.148	19.211
入院費/総費用	0.027	0.136	0.209	0.333	0.118	0.257	0.260	0.360
外来費/総費用	0.536	0.392	0.534	0.322	0.647	0.287	0.469	0.324
長期入院割合	0.001	0.036	0.013	0.114	0.022	0.145	0.008	0.091
高額療養費割合	0.008	0.086	0.075	0.264	0.067	0.250	0.080	0.272
付加給付割合	0.172	0.377	0.490	0.500	0.436	0.496	0.520	0.500
公費負担割合	0.030	0.170	0.096	0.295	0.135	0.341	0.075	0.263
疾病数	2.155	1.600	3.641	1.692	3.668	1.696	3.625	1.690
疾病分類1 ^a	0.143	0.350	0.217	0.412	0.182	0.386	0.236	0.425
疾病分類2	0.050	0.219	0.170	0.375	0.152	0.359	0.180	0.384
疾病分類3	0.015	0.121	0.028	0.166	0.023	0.150	0.031	0.174
疾病分類4	0.042	0.200	0.136	0.343	0.176	0.381	0.113	0.317
疾病分類5	0.015	0.122	0.061	0.239	0.098	0.297	0.040	0.195
疾病分類6	0.019	0.137	0.061	0.239	0.071	0.257	0.055	0.229
疾病分類7	0.197	0.398	0.286	0.452	0.300	0.458	0.278	0.448
疾病分類8	0.061	0.240	0.115	0.319	0.111	0.314	0.117	0.321
疾病分類9	0.062	0.241	0.220	0.414	0.317	0.465	0.165	0.372
疾病分類10	0.474	0.499	0.539	0.499	0.484	0.500	0.570	0.495
疾病分類11	0.493	0.500	0.729	0.444	0.702	0.457	0.744	0.436
疾病分類12	0.186	0.389	0.281	0.449	0.258	0.438	0.293	0.455
疾病分類13	0.126	0.332	0.271	0.444	0.318	0.466	0.244	0.429
疾病分類14	0.079	0.270	0.191	0.393	0.190	0.392	0.192	0.394
疾病分類15	0.015	0.122	0.032	0.177	0.010	0.100	0.045	0.207
疾病分類16	0.002	0.047	0.005	0.071	0.002	0.048	0.007	0.081
疾病分類17	0.005	0.071	0.015	0.122	0.020	0.140	0.012	0.110
疾病分類18	0.047	0.212	0.102	0.302	0.105	0.306	0.100	0.300
疾病分類19	0.122	0.328	0.184	0.387	0.151	0.358	0.202	0.402
高血圧性疾患	0.031	0.172	0.126	0.332	0.198	0.398	0.086	0.280
喘息	0.053	0.223	0.107	0.309	0.120	0.325	0.100	0.300
甲状腺障害	0.008	0.088	0.028	0.164	0.029	0.169	0.027	0.161
糖尿病	0.013	0.112	0.048	0.213	0.079	0.270	0.030	0.170
肝疾患	0.017	0.128	0.053	0.224	0.063	0.243	0.047	0.213
心疾患	0.014	0.118	0.049	0.216	0.072	0.258	0.037	0.188
脳梗塞	0.002	0.047	0.013	0.111	0.018	0.132	0.010	0.097
腎不全	0.001	0.029	0.008	0.088	0.018	0.132	0.002	0.047
N =	35970		3597		2297		1300	

a : 疾病分類については注釈10を参照

表7 推定結果 (プロビット・モデル)

変数	Coef.	Std.Err.	dy/dx
本人ダミー	-0.0528	0.0797	-0.0192
性別(男=1)	0.0333	0.0652	0.0121
年齢階級(0-17歳) ^a	-0.4259**	0.1110	-0.1432
年齢階級(36-45)	0.0570	0.0860	0.0208
年齢階級(46-55)	0.3274**	0.0798	0.1211
年齢階級(56-)	0.6206**	0.0965	0.2392
月収階級(240-319) ^b	0.0091	0.0939	0.0033
月収階級(320-439)	-0.1016	0.0896	-0.0365
月収階級(440-529)	0.0114	0.0965	0.0041
月収階級(530-649)	-0.0360	0.0990	-0.0130
月収階級(650-)	0.0720	0.1057	0.0264
外来日数	0.0129**	0.0010	0.0047
入院日数	0.0076**	0.0021	0.0028
入院費/総費用	-0.7962**	0.1390	-0.2890
外来費/総費用	0.3469**	0.1089	0.1259
長期入院ダミー	-0.1918	0.3687	-0.0665
高額療養費ダミー	0.4665**	0.1184	0.1794
付加給付ダミー	-0.0394	0.0520	-0.0143
公費負担ダミー	0.5250**	0.0903	0.2021
疾病数	-0.1952**	0.0649	-0.0709
疾病分類1*	0.0360	0.0897	0.0131
疾病分類2	0.1374	0.0928	0.0508
疾病分類3	0.3163*	0.1617	0.1207
疾病分類4	0.2267*	0.1158	0.0849
疾病分類5	0.6971**	0.1182	0.2704
疾病分類6	0.3052**	0.1186	0.1160
疾病分類7	0.1201	0.0845	0.0441
疾病分類8	0.1240	0.1028	0.0459
疾病分類9	0.3297**	0.1257	0.1236
疾病分類10	0.1093	0.0852	0.0396
疾病分類11	0.1001	0.0883	0.0359
疾病分類12	0.1200	0.0869	0.0440
疾病分類13	0.1555	0.0878	0.0572
疾病分類14	0.2573**	0.0932	0.0961
疾病分類15	-0.2122	0.1969	-0.0733
疾病分類16	0.1922	0.3930	0.0723
疾病分類17	0.7224**	0.2102	0.2811
疾病分類18	0.1975	0.1040	0.0739
高血圧性疾患	0.1898	0.1186	0.0708
喘息	0.4843**	0.0880	0.1858
甲状腺障害	0.0583	0.1655	0.0214
糖尿病	0.5650**	0.1386	0.2190
肝疾患	0.1207	0.1061	0.0448
心疾患	0.2431	0.1335	0.0918
脳梗塞	-0.0358	0.2135	-0.0129
腎不全	0.7337*	0.3624	0.2855
定数項	-1.0747**	0.1402	
Obs	3597		
Log likelihood	-1863.11		

* significance at 5% ; ** significance at 1%

a : base categoryは18-35歳

b : base categoryは0-239千円

る患者の特性であり、注目すべきは右の2列の比較である。この両者の比較によって、短期的に高額医療を消費し後に通常の医療支出に収束していくグループと、持続的に高額医療を消費し続けるグループの差はどこにあるのかを推測することができる。両者を比較すると、持続グループの方が46歳以上の占める割合が高い。また標準報酬月額最低層と最高層の占める割合が高い。予想通りに、持続グループのほうが入院日数、長期入院割合が多いが、総医療費に占める入院費の割合を見ると、持続グループで0.12、後方で0.26と持続グループの方が圧倒的に小さくなっている。これには持続グループの平均外来日数が50日(それ以外のグループは27.7日)と長いことも影響していると思われる。若年世代では、一時的な高額医療消費と持続的高額医療消費の違いが長期入院割合であると同時に、長期的な外来医療も高額医療の持続の要因となっているようである。一方、疾病構造については、持続グループでは、内分泌系疾患、精神及び行動障害、神経系疾患そして循環系の疾患が高くなっているのに対し、それ以外のグループでは、感染症及び寄生虫症と悪性新生物の占める割合が高くなっている。

表7は、高額医療消費の持続の要因をプロビット分析した結果である。18-35歳を基準にすると、46-55歳、56歳以上の階層をあらわすダミー変数が正で有意となっている。標準報酬月額ダミーの効果は有意ではなく、他の要因をコントロールした場合は、標準月額は持続には関係しないことがわかる。外来日数、入院日数ともに正に有意であるが、長期入院ダミーは統計的に有意ではなく、また総費用に占める入院費の割合は負に有意である。一方総費用に占める外来費の割合は正に有意であり、若年世代においては慢性疾患の長期的な外来治療が持続の要因となっていることがわかった。また、常識的な予想と反する結果を得たのは疾病数で、1年間にレセプトに記載された疾病の数は、負に有意となっている。

疾病の種類では、精神及び行動障害、神経系疾患、循環器系疾患、尿路性器系疾患、先天奇形が1%レベルで、血液及び造血器の疾患、内分泌系疾患が5%レベルで正に有意となった。疾病小分類では、喘息、糖尿病が1%レベルで、腎不全が5%レベルで正に有意となった。精神疾患、先天奇形を除いて、慢性疾患が高額医療の持続的消費に寄与しており、例えば糖尿病のような慢性疾患を発症した場合、一旦発生した高額医療消費は継続し、医療保険は長期保険として機能しているといえよう。

6. まとめ

本稿では、健康保険組合レセプトデータを用い、老人保健制度の適用を受けない若人の医療消費の分布とその持続性について分析を行った。老人医療費を扱った先行研究と同様、若年層においても、高分位の極めてわずかな患者が大半の医療資源を消費していることが明らかになった。またこのような集中は、すべての年齢階層内、標準報酬月額階層内でも起こっていることも確認された。つまり、加齢による医療消費の増加は年齢階層内でまんべんなく起こるのではなく、階層内の特定のグループに集中して起こっていることが確認されたわけである。さらに米国の同種のサンプルと比較して集中の持続性が高いこと、その持続性は加齢に伴って高まるということが明らかになった。医療消費の最高分位所属者は、他の分位所属者と比べて非常に長い医療消費のラグ構造を持っており、一度発生した高額医療費の消費は長期にわたり持続するのである。

わが国では米国と比べ高額医療消費がより長く持続することが明らかになったが、持続的高額医療消費者のプロファイリングを行った結果、若年世代において、一度発生した高額医療消費が持続する要因は、外来、入院を問わず、いわゆる中年期以降に発症する慢性疾患による長期的な治療で

あることが明らかになった。医療消費は同じ年齢階級内でも非常に偏った分布を持ち、一度起きた高額医療消費は加齢とともにその持続性が高まっていく。反面、単年度に医療費を消費しないグループは、持続的に健康であり、長期間にわたって医療を消費しない。これは、雑駁に言えば、同一世代内でも加齢とともに確定的に高額医療消費をするグループとそうでないグループに分かれていくことを意味する。

以上の結果は、老年期における特定患者への医療費の長期的な集中が、中年期における糖尿病などの慢性疾患の発症に起因する可能性を示唆するものといえる。つまり、中年期に慢性疾患を発症しなければ、かなりの確率で生涯を通じて低医療消費グループに留まることができるはずである。今後、より長期の個人の医療消費データを用い、中年期の慢性疾患による医療消費パターンと老年期の長期入院による医療費の集中の連関を直接検証することは、医療給付の公正な配分に配慮した政策代替案を吟味する上で意義が高いのではない。例えば、中年期の慢性疾患が喫煙、飲酒、肥満などのような生活習慣の改善によって予防可能であるなら、生活習慣の改善を促すことによって中・高年期における医療消費の集中・持続を緩和することができるはずであるから、生活習慣改善のインセンティブを医療保険制度に盛り込むことが検討されるべきであろう。あるいは、個人レベルでの医療費節減のインセンティブを盛り込んだMSAのような医療保険制度の導入が現実的な代替案として挙げられる可能性も出てくるかもしれない。

最後に、今後の研究の課題として以下の二点を挙げたい。まず、我々の使用したデータは比較的「健康な」被保険者を擁する健康保険組合加入者のうち、老人保健制度の適用を受けない若人のレセプトである。健保組合は職域保険であり、組合保険「本人」が慢性疾患で長期入院している可能性は低い。このことから我々が推定した医療消費

の持続は、国民健康保険などと比較して短めに出ているはずである。保険者の再編・統合を前提とした医療資源の分配の議論のためには、最も深刻な財政難や保険者間の格差の問題を抱える国民健康保険のデータを用いた研究が早急になされるべきである。次に、米国に比べてわが国で高額医療消費が持続する原因として、米国では多くの場合保険給付期間についての制限が設けられているのに対し、わが国では給付期間の制限は存在しないなど、保険給付認定の厳格さの違いが考えられる。そもそも持続が保険給付のシステム自体に起因するのであれば、医療保険制度を変えることにより持続の構造自体が変化することも予想される。保険給付制度の変化などの自然実験を利用して、高額医療の持続の理由が保険制度以外—例えば医療の供給システムなどにも起因するかどうかを、注意深く観察していくことが必要であろう。

参考文献

- 医療経済研究機構 (1996) 『政府管掌健康保険の医療費動向等に関する調査研究』
- 岩本康志 (2002) 「高齢者医療保険制度の改革」『日本経済研究』No.44 : 1-21
- 小椋正立, 鈴木玲子 (1998) 「日本の老人医療費の分配上の諸問題について」『日本経済研究』No.36 : 154-184
- 川淵孝一 (2002) 『医療改革：痛みを感じない制度設計を』東洋経済新報社
- 健康保険組合連合会 (2004) 「医療保険制度の危機 3. 健康保険組合の現状」<<http://www.kenporen.com/>> 2004年11月9日アクセス
- 厚生労働省 (2003) 『厚生労働白書』平成15年版
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2004) 「日本の将来推計人口」<<http://www.ipss.go.jp/Japanese/newest02/newest02.html>> 2004年11月9日アクセス
- 鈴木亘 (2000) 「医療保険における世代間不公平と積立金を持つフェアな財政方式への移行」『日本経済研究』No.40 : 88-104
- 総務省統計局 (2001) 『平成12年基準消費者物価接続指数総覧』
- 西村周三 (1997a) 『医療と福祉の経済システム』ちくま新書
- 西村周三 (1997b) 「長期積立型医療保険制度の可能性に

- ついて」『医療経済研究』4 : 13-34
- 府川哲夫 (1995) 「老人医療費の集中度」『日本公衆衛生雑誌』42(11) : 942-949
- 府川哲夫 (1998) 「老人受診者の多様性」郡司篤晃編『老人医療費の研究』丸善プラネット社
- Berk ML and Monheit AC (1992) "The Concentration of Health Expenditures : An Update," *Health Affairs*. 11(4) : 145-149.
- Berk ML and Monheit AC (2001) "The Concentration of Health Care Expenditures, Revisited," *Health Affairs* : 20(2) : 9-18
- Eichner M, McClellan M and Wise DA (1997) "Health Expenditure Persistence and the Feasibility of Medical Savings Accounts," in *Tax Policy and the Economy*; ed. by Poterba JM. 91-128 ; Cambridge : MIT Press.
- Eichner M, McClellan M and Wise DA (1998) "Insurance or Self-Insurance? : Variation, Persistence and Individual Health Accounts," in *Inquiries in the Economics of Aging*; ed. by Wise DA. 19-45 ; Chicago : University of Chicago Press
- Eichner M, McClellan M and Wise DA (2002) 「個人医療支出と医療貯蓄勘定：それらはうまく機能するか」小椋正立, David Wise 編『日米比較・医療制度改革—日本経済研究センター・NBER 共同研究』2章, 日本経済新聞社
- Garber AM, MaCurdy TE and McClellan MB (1998) "Persistence of Medical Expenditures among Elderly Beneficiaries," in *Frontiers in Health Policy Research*, Vol.1 ; ed. by Garber AM. 153-180 ; Cambridge : MIT Press for the National Bureau of Economic Research.
- Goodman MJ, Robin DW, Hornbrook MC and Mullooly JP (1991) "Persistence of Health Care Expense in an Insured Working Population," in *Advances in Health Economics and Health Services Research*, Vol.12 ; ed. by Hornbrook MC. 149-173 ; Greenwich : JAI Press.
- Gornick M, McMillan A and Lubitz J (1993) "A Longitudinal Perspective on Patterns of Medicare Payments," *Health Affairs*. 12(2) : 140-150.
- Wooldridge JM (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Chap.7. Cambridge : MIT Press.

(2004年12月13日受付, 2005年4月28日採用)

連絡先：菅 万理
mkan@tmig.or.jp

Concentration and Persistence of Health Care Expenditures Among the Non-Elderly Population

Mari Kan[†] Wataru Suzuki[‡]

Abstract

This paper examines how health care expenditures are distributed within the non-elderly population in Japan with emphasis on concentration and persistence and analyzes the determinants of the persistence of high medical expenditures. It is well known that a small fraction of the population accounts for the bulk of health care expenditures. Even within the same age group or income group, the distribution of spending is highly skewed. Unfortunately, not much empirical research has been conducted on the distribution of health care expenditures in Japan. Using non-elderly individual health insurance claim data from 111 health insurance societies, we perform descriptive and econometric analyses in order to examine the extent of concentration and its duration, and we also analyze the determinants thereof. We find that a few patients are responsible for the bulk of total health care expenditure, which is consistent with the findings of previous research, and that high-cost medical expenditures are more persistent among the Japanese working population than among the same population in the US. Duration is especially long after a person reaches middle age. The patterns of persistence among the top ten percent of beneficiaries are different from those among beneficiaries in lower percentiles. It appears that once a large medical expenditure occurs, it lasts for a long period of time. Among the non-elderly population, not only hospitalization but also long-term out-patient medical care for chronic diseases contributes to the persistence of high medical expenditures.

Keywords : Distribution of medical expenditures, Concentration, Persistence

[†] Graduate School of International Public Policy, Osaka University

[‡] Faculty of Education, Tokyo Gakugei University

II. ARTICLE I

Long-Term care insurance of Japan: How it has changed the way we take care of the elderly

By Seiritsu Ogura*, Wataru Suzuki† and Yanfei Zhou‡

1. Introduction

The long-term care insurance (LTCI) of Japan was introduced in the year 2000. Many features of the Japanese LTCI have been taken from those of Germany and the Netherlands, but there are some important differences between them (Table 1). First of all, in the German or the Dutch systems, everyone is insured, and no one is excluded from its benefits, including the young and the handicapped. In contrast, the Japanese system covers only those at or above age 40, and only those at or above age 65 are entitled for to benefits. Those under the age 65 but over the age 40 are obligated to pay the premiums but are not entitled to benefits except for 15 specified "age-related" diseases (such as Alzheimer's, cerebro-vascular conditions, Parkinson's, etc). For the handicapped or disabled, Japan has a separate welfare program financed by the general tax-revenue. Secondly, in Germany, there are only three grades of care levels, and those who are certified as "support required" (Level 1) in our system would not qualify for benefits. In this sense, the Japanese system is more generous than the German system. Thirdly, in Germany or in Netherlands, in addition to at-home care benefits and institutional care benefits, cash benefits are paid to family care-givers. Cash payments have been excluded from the home-care menu in Japanese LTCI.

Table 1. Comparison of the Long-term Care Insurance System in Japan, Germany and Netherlands

	Germany	Netherland	Japan
Name of the system	Pflegeversicherung	Algemene WetBijzonder	Long-term care insurance
Insurants	Medizinischer Dienst der Kassen	Central government	Municipalities
Budget	Premium	Premium+ Copayment	Premium+ Tax+ Copayment
The insured	Almost all citizens	All citizens	Citizens aged 40~ 60(Type 2 insured) Citizens aged over 65(Type 1 insured)
Young & disabled	Eligible for payment	Eligible for payment	Not eligible for payment
Care level	3 levels	No care level defined	6 levels
Cash payment	Yes	Yes	No

Source: HLWM (2004) "Comparison of Long-term Care Insurance System Between Japan and Other Countries", Information released at the 12th Social Security Council.

We should also note here that together with the LTCI, "market principle" was introduced into the service market for the first time. Under the welfare system for the elderly that had preceded the LTCI, the suppliers of LTC services were limited to either the public sectors or "social welfare corporations" closely regulated by MHW. Furthermore, the elderly themselves or their families had been given no voice in the selection of their suppliers. With the introduction of LTCI, however, not

* Director, Hosei Institute on Aging, Hosei University, Tokyo. A longer version of this paper entitled "Long-Term Insurance of Japan: What Has It Changed?" was presented at IHEA 5th World Congress in Barcelona, July 2005.

† Associate Professor, Tokyo Gakugei University, Tokyo.

‡ Research Fellow, Japan Institute for Labor Policy and Training, Tokyo

only a wide range of new suppliers, from NPO to for-profit corporations, were admitted to provide the home-care services, but also the reimbursement rates for home-care services had been set significantly above the supply costs, in an attempt to induce a large number of new suppliers into the market. As in any other market, these suppliers are chosen directly by the consumers, rather than by the government.

2. Changes in the LTC Market

After the introduction of LTCI, the expansion of LTC market has been very impressive. Looking at the expansion from the demand side (see Table 2) the number of individuals with certified Care Levels has increased from 2.56 million in 2000 to 4.16 million in 2004. The number of individuals who actually utilized LTC services have increased from 1.68 million to 3.16 million. During this period, therefore, the number of the elderly who received LTCI benefits has increased by more than 10% per year. In comparison, the number of the elderly has increased at the rate of 3% per year.

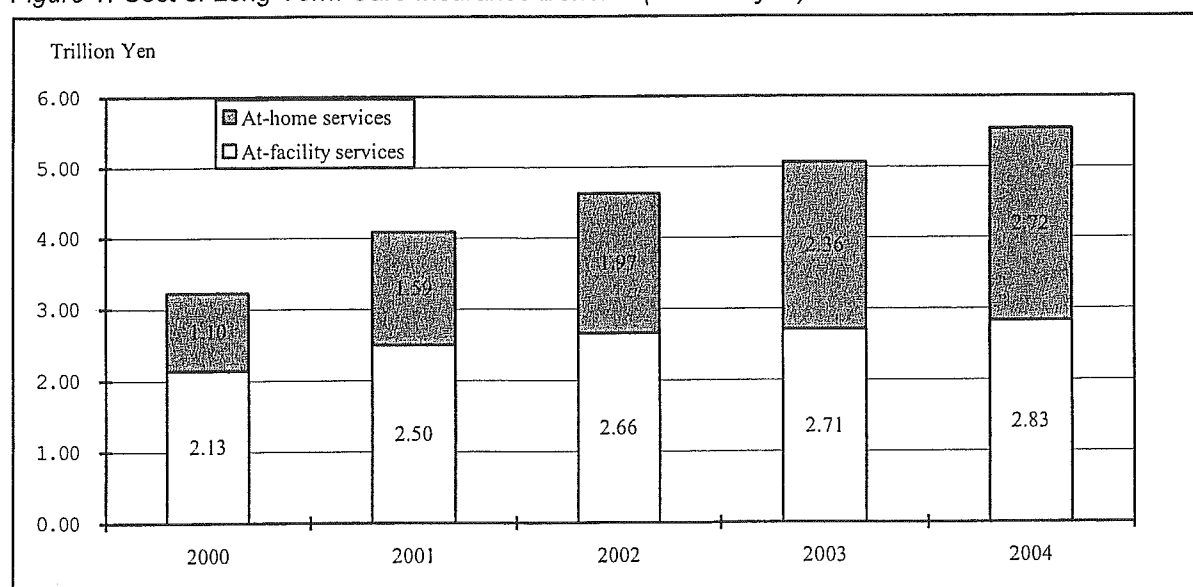
Table 2. Number of Certified Elderly and Users (in thousand persons)

	2000	2001	2002	2003	2004
Number of certificated elderly	2'562	2'983	3'445	3'839	4'162
		16.4%	15.5%	11.4%	8.4%
Number of long-term care service users	1'687	2'175	2'540	2'868	3'156
		28.9%	16.7%	12.9%	10.0%
Number of at-home service users	1'134	1'520	1'840	2'136	2'393
		34.1%	21.0%	16.1%	12.0%
Number of at-facility service users	554	655	700	732	763
		18.3%	6.8%	4.6%	4.2%
(Reference) Population over 65	22'422	23'168	23'934	24'494	25'229
		3.3%	3.3%	2.3%	3.0%

Notes: (1) Growth rate in the second line, (2) Predicted values for year 2004.

As a result, the benefits of LTCI increased from 3.24 billion yen from FY 2000 to 5.73 billion in FY 2004. As is shown in Figure 1, most of the growth in the expenditures for LTC comes from the home-care sector, even though the expenditures on institutional care have been growing steadily.

Figure 1. Cost of Long-Term Care Insurance Benefits (in trillion yen)



Source: Announcement of HLWM.

Notes: (1) Predicted values for year 2004.

Looking at the expansion from the supply side, not only the number of suppliers has jumped, but also the total number of employees in the LTC service sector has increased from 720,000 in 2000

to almost 1,000,000 in 2004, a 38% increase in the period. It is not surprising that most of the increase came from the home-care service sector that has added more than 200,000 employees, with institutional care sector adding only 70,000 employees.

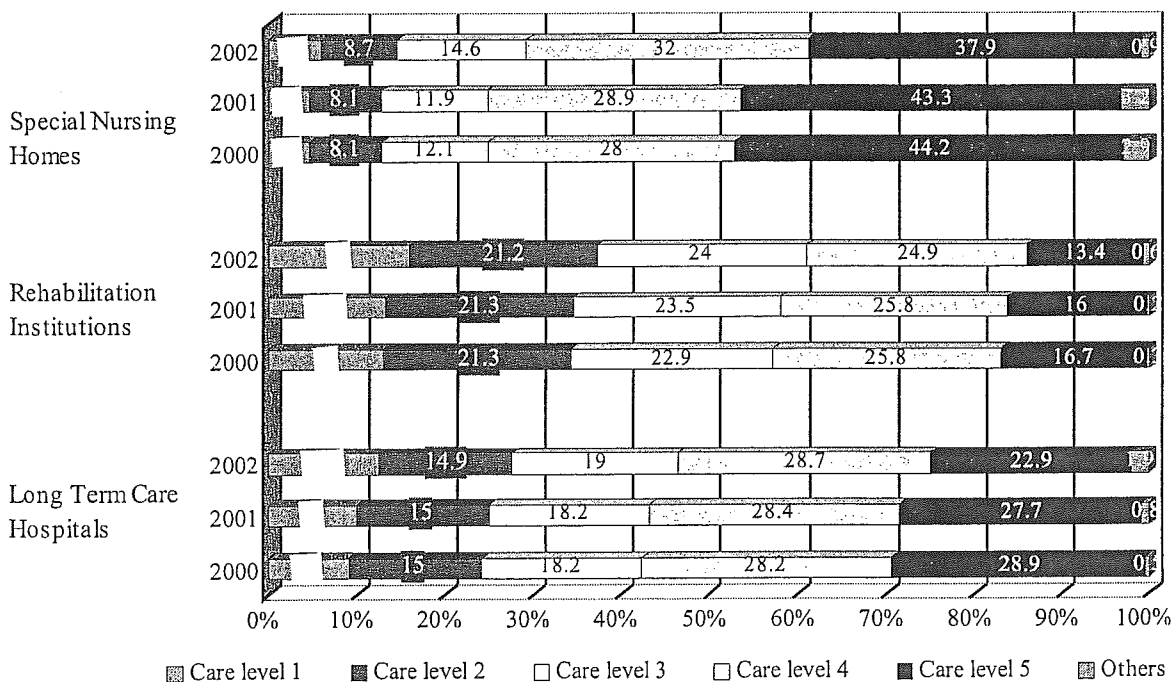
The cause of the differential growth rates seems to be in the very design of LTCI. While the restrictions on the entry of the home-care suppliers have been removed, the supply of institutional care services is still limited to social welfare corporations, medical corporations, and municipal government agents. In contrast to the surge in the demand for institutional care, following the introduction of LTCI, only limited increases in the supply capacity have taken place. This has resulted in overwhelming excess-demand and long waiting-lists for admission.

Currently, the number of individuals on the waiting-list are estimated to be between 300,000 to 400,000, which translates to an average waiting period of 5 to 7 years before admission. Reflecting this severe constraint on the supply of institutional care, the fastest growth in LTCI benefits is currently observed in such quasi-institutional services as group homes or care-houses, which are relatively its close substitutes in the home-care menu.

3. Changes in Care Levels in LTC Institutions

Prior to the LTCI, understaffed public LTC institutions had been notorious for low quality care service and they had been practicing cream-skimming, taking in patients with least care needs. Following the introduction of LTCI, however, there seems to be an improvement in these institutions as well. In Figure 2, the care level distributions of patients in each type of LTC institution are shown: the average care level has increased by 0.2 in the last three years in each type of institutions. Part of this increase may reflect the natural progression of care levels in institutionalized patients. From the figure, however, the increases in the share of high care level patients, particularly those of level 5, are taking place at the expense of those of low care level patients. This probably reflects the changes in the admission policies under LTCI: among the patients in the waiting list for admission, in some municipalities, priorities in admission are now determined in the order of applicants' care levels, rather than the calendar dates of their applications.

Figure 2. Distribution of Care Levels of Patients at LTC Facilities



Source: HLWM" Survey of Long-term Care Service Facilities"(2000-2002)

4. Economic Incentives and Changes in Care levels

From the viewpoint of the cared individuals, the changes in the quality of life are the most important consequences of LTCI. Unfortunately, there are few studies yet on this subject. Some even argued, on a limited evidence they have, that the care given to the institutionalized individuals has

deteriorated due to LTCl, since the insurance failed to provide financial incentives to prevent the deterioration or to reverse the care levels.

It is, however, much too early to make any definitive statements about the causal relationship between the observed changes in care levels and LTCl. On this point, Kawagoe⁵ compiled a panel data of all the individuals receiving LTC in one small prefecture and computed the complete transition matrix of individuals' care levels in 2000 and 2002 (Table 3). An individual's care level tends to increase over time, and the trend is particularly clear for levels 4 and 5. But for someone with a lower care level, the level remains the same for many, and some actually succeed in reversing the trend. For those with care level 2 in 2000, the results indicate that compared with individuals receiving home-care, those in LTC institutions had significantly lower proportions of improvements, and, more proportions of deteriorations. It is interesting to note that compared with home-care, individuals receiving quasi-institutional care (care-houses and group-homes) have experienced significantly more improvements.

Table 3. Changes in Care Level from 2000 to 2002 (%)

		Care level in year 2002							Total
		Support required	Care level 1	Care level 2	Care level 3	Care level 4	Care level 5	Dead or discharged	
Care level in year 2000	Support required	32.4	34.8	8.4	2.9	1.7	1.1	18.7	100.0
	Care level 1	5.9	39.8	18.5	8.4	5.5	2.4	19.5	100.0
	Care level 2	0.5	11.6	31.8	17.9	10.2	4.1	23.9	100.0
	Care level 3	0.3	2.6	9.8	27.8	22.9	10.3	26.4	100.0
	Care level 4	0.1	0.7	1.4	7.1	29.9	25.66	35.3	100.0
	Care level 5	0	0.1	0.2	0.8	5.2	20.2	43.5	100.0
	Total	5.6	16.7	12.8	10.9	12.1	14.6	27.3	100.0

Source: Kawagoe (2003).

5. Conclusions

LTCl, just four years after its introduction, has changed significantly how we take care of the elderly not only at home, but in institutions as well. The first stage of the new insurance has been a solid success: all available indices of LTC market outputs have literally doubled. At the least, a substantial portion of the family burden has been replaced by LTCl benefits, and the LTC institutions are admitting high care level individuals. This success in the first stage, however, immediately creates a far more difficult problem for the second stage: namely, how can we control the costs and make the system sustainable in the long-run?

The insurance program is scheduled for periodical review once every five years, and, at this moment, the administration's LTCl reform bill is in the final stage before becoming a law. The bill adds preventive care services to its at-home care menu, and starts charging housing and food costs to the individuals in LTC institutions. The preventive care services are introduced to prevent the deterioration of the disabilities, and the new out-of-pocket costs for institutional care are introduced to reduce the huge excess-demand for the service. Additional changes in its financing mechanism are in the wings for FY 2006 as well: the inclusion of 20 to 39 years old, who are currently excluded from the insurance, and integration of LTCl with the cash-stripped welfare system for the handicapped are some examples.

⁵ Kawagoe (2003), "Evaluation on the Efficiencies of Long-term Care Services – Current Circumstances and Future Style of Care Management", *A Report of Nichii Soken*.