

第3章

県別格差と市町村格差

厚生省は毎年医療費の地域間格差を公表している。それによれば国民健康保険加入者の1人当たり医療費でみて、最高の北海道は最低の沖縄県の1.97倍である(1994年)。医療費の地域格差は日本だけにみられる現象ではなく、諸外国でも同様の報告がなされている。医療システムがより市場競争的な米国ではさらにこの傾向は強く、地域差はむしろ日本より深刻な問題といえる。日本の地域格差は近年徐々に縮小しつつあるが、まだ大きな差があるといえることができる。ここでは老人レセプトデータを中心として老人医療費の地域差を分析するが、分析の主眼は地域差の中でもこれまで本格的に議論されることの少なかった市町村格差である。

2つの目的 医療費格差の原因としては、病床や医師などの医療資源が過剰供給されたためだとする説や(医師誘発需要仮説については「第6章 医療資源密度と受診・診療行動との関係」で詳しく検討されている)、最近ではCTやMRIなど高額医療機器の導入によって高度医療技術が普及したために医療費が押し上げられたという説も報告されている^{注1)}。そこでわれわれの第1の目的は、地域差の原因を計測し、医療資源のアロケーションの平準化で医療費格差がどれほど縮小できるかを調べることである。ただし医療資源のアロケーションや医療費の国庫補助を通じて高齢者比率が高い地域や低所得地域へ所得移転がなされているという側面があることに留意して議論を進める。

医療費抑制の目標のもとに厚生省は1988年から高額医療費市町村として毎年150程度の市町村を指定して医療費引き下げの努力を呼びかける指導を行っている。市町村は最も小さい行政単位であると同時に、国民健康保険の保険者であるから、市町村は保険者として被保険者(地域住民)の医療費浪費を抑制せよという指導である。小規模な市町村が保険リスクを負うのは難しく、保険財政は事実上国からの多額の補助金でまかなわれている状態である。県単位の医療費格差はこれまで数多くの研究が行われたが、市町村の格差は十分に検討されたとはいえない。そこで第2の目的は保険者の規模は小さすぎるのではないかとという点を市町村医療費の分析から明らかにすることである。

3.1 医療費の県間格差

次節以降で市町村レベルの分析をするための予備的分析として、まず簡単に海外との比較をし

注1) 日本の人口当たり医療機器の普及率はきわめて高く、特にCTは米国の2倍近い。Kawamura & Oishi(1993)はCT普及についての詳細な分析である。またKawamura(1997)は生化学自動分析装置の普及と医療費増加の關係に焦点を当てている。

た後、県レベルの医療費格差とその要因を分析し、問題の所在を明確にする。

医療費の地域格差は海外でも一般的に観察される現象である。二木(1990)は英国と米国の医療費格差を紹介している。それによれば、英国(イングランド)の14地域の1人当たり医療費格差は、最高値/最低値が1.35倍、また変動係数(標準偏差/平均値)は0.08である(1984年)。一方、米国の州間格差は、最高値/最低値が3.31倍、また変動係数は0.24で(1982年)、いずれの指標でみても米国のほうが英国より格差は格段に大きい。このことから、二木は全国民対象の公的保険制度がなく、民間保険主体の米国のようなシステムでは、地域間格差が広がると指摘している。日本のシステムは米英の中間といったところである。

ひるがえってわが国の老人医療(歯科含む)の県間格差をみると(表3.1)、1994年の医療費最高は859,982円(北海道)、最低は473,494円(長野県)で、その差は1.82倍に及ぶ。医療費格差はこんなに大きいものの、1980年から94年にかけて格差の度合いは低下している(変動係数0.23から0.17、最高/最低2.62倍から1.82倍)。地域差は80年代から一貫して縮小し続けているといつてよい。その背景には先に述べたような政府による高医療地域への医療費抑制圧力の影響があっただろう。

そもそも医療費格差は何によって起こるのであろうか。日本では一般に医療費に影響を与える要因として、人口高齢化以外に、(1)所得、(2)医療資源、(3)医療技術、(4)介護施設の整備、(5)傷病構造、(6)家庭の看護力、などが考えられている。これらの要因の中から代表的なものを選んで県別老人医療費(94年)に回帰させたところ、次のような推計式が得られた。

1人当たり老人医療費

$$= 13.6 \times 1 \text{人あたり所得} + 494.2 \times \text{人口あたり病院病床数} \\ (0.75) \quad (10.81) \\ - 989.8 \times \text{人口あたり特養定員数} + 251879.6 \\ (-4.68) \quad (3.35)$$

カッコ内はt値

ウェイト付き最小二乗法推計(ウェイト=人口)による

サンプル数=47, F値=43.08, 自由度修正済み決定係数=0.7329

データ出所 所得: 経済企画庁「県民経済計算年報」, 人口: 「住民基本台帳」総人口, 病院病床数: 厚生省「医療施設調査」, 特別養護老人ホーム定員数: 厚生省「福祉施設調査」

この式から、所得が高いほど老人医療費は高く(ただし統計的に有意ではない)、病院病床数が多いほど高く、病床の代替となる特別養護老人ホームのキャパシティが大きいほど医療費は低くなることがわかる。特にこの中で影響力が大きいのは病院病床数で、老人医療費の変動の80%近くを説明してしまう。

この推計結果を用いて医療資源平準化の効果を試算してみよう。仮に病床数と老人ホーム収容人員の県間格差が消滅し全県均一水準へと平準化した場合に各県の老人医療費がどうなるかを理論値として上式から求めてみた(所得は病床数などと違って政策的に分配することは難しいので

表 3.1 1人当たり老人医療費の県間格差

年 度	平 均 (a)	標準偏差 (b)	変動係数 (b/a)	最高値 (c)	最低値 (d)	最高/最低 (c/d)
1980	347,930	78,475	0.23	515,702	197,144	2.62
1985	477,052	95,710	0.20	685,642	350,577	1.96
1990	570,169	106,638	0.19	806,346	413,680	1.95
1994	638,000	105,726	0.17	859,982	473,494	1.82

注1) 歯科医療費を含む。

2) 平均、分散の計算には人口ウェイトを用いた。

資料：厚生省編「国民健康保険事業年報」

均一化しない)。この理論値の変動係数を計算したところ0.08となった。実際の変動係数は0.17(表3.1参照)であるから、人口当たり病床数と老人ホーム収容人員を全国同一にすれば医療費格差が半減することがわかる。実際問題としても、日本では病院の病床数決定に対して政府が介入できるので、政府による病床の全国平準化、さらに医療費の平準化はかなりの程度まで可能と思われる。

しかしながら、所得が低い地域に多くの病床を供給し、それを通じた医療給付によって地域間所得再分配が実施されていることを考えると、医療資源平準化はこのような所得再分配機能を否定することにつながる。医療を通じた地域間の所得再分配を否定すべきか肯定すべきかを十分に議論した後でなければ、医療資源平準化の是非は結論できない。

3.2 市町村間の老人医療費格差

分解

本節では先の県間格差の議論を市町村レベルに掘り下げる。分析の枠組みは県格差の場合とは同じだが、医療費を測る指標については、老人1人当たり医療費を入院分と外来分に分けた後、さらにこれらを2つの要素—1人当たり受診件数(受診率)と1件当たり医療費(診療密度)^{注2)}—に分解する。このように分解することのメリットは、受診率は患者の需要を反映しやすい反面、診療密度は供給者による誘発需要を反映しやすいという具合に、需要と供給のいずれの影響によるかを、分けて考察できる点にある(3.4節を参照のこと)。

データ

分析に当たって「老人レセプトデータ」のうち、1992年3月から1993年2月までの1年間の外来、入院別の受診件数(無受診を含む)、受診日数、医療費、および資格者属性として、性別、年齢、居住町村などの情報を用いる。期間内に受給資格が発生した者(新規受給者)と期間内に資格を失った者(死亡者等)、および市町村コードが記載されていない者を除いた有効サンプル数は1,347,196である(市町村コードがない大阪府をはずしたので11県となった)。

高い外来

表3.2は11県765市町村の医療費格差である。老人1人当たり医療費は年間536,315円で、内訳は入院が281,986円、外来が254,329円と、入院・外来にほぼ2等分となっている。このよう

注2) 分解は次の定義式による。

$$\text{医療費/老人人口} = (\text{受診件数/老人人口}) \times (\text{医療費/受診件数})$$

表 3.2 老人医療費の市町村格差

	平均 (a)	標準偏差 (b)	変動係数 (b/a)	最高値 (c)	最低値 (d)	最高/最低 (c/d)
1人当たり老人医療費(円)	536,315	130,735	0.24	1,118,971	244,774	4.57
老人人口(人)	15,780	19,435	1.23	70,755	105	673.86
<入院>						
1人当たり医療費(円)	281,986	103,604	0.37	776,719	85,305	9.11
1人当たり件数(件)	0.84	0.30	0.36	2.20	0.26	8.31
1件当たり医療費(円/件)	337,745	33,695	0.10	495,500	235,442	2.10
<外来>						
1人当たり医療費(円)	254,329	40,314	0.16	464,595	121,991	3.81
1人当たり件数(件)	12.59	1.35	0.11	15.76	6.19	2.55
1件当たり医療費(円/件)	20,243	2,751	0.14	50,107	12,935	3.87

注1) 老人医療費は1年間の総額で、歯科医療費を含まない。

2) 平均、分散の計算には老人人口ウェイトを用いた。

資料：老人レセプトデータ 1993年ほか

なわが国の入院・外来の在りようを米国と比較すると、米国の高齢者向け医療制度であるメディケアでは圧倒的に入院費のウェイトが高くなっている。

市町村間の格差については変動係数でみるよりも最高値や最低値でみるほうが格差を直感的に理解しやすいだろう。1人当たり医療費は最高の市町村は最低の4.57倍であり、先にみた県間格差よりずっと大きい。

入院/外来に分けると、入院のほうが市町村格差が大きく最高/最低は9.11倍にも達する。さらに入院医療費を、①1人当たり件数と②1件当たり医療費に分解すると、①の1人当たり件数の格差のほうが8.31倍と大きい。高齢者の入院確率が地域によって8倍以上もの違いがあると解釈することは難しいだろう。むしろこれは以下に説明するように件数の数え方からくる問題とみなすべきだ。日本の医療費統計では1回の入院が1件と数えられない。件数は毎月医療機関が患者ごとに発行する保険請求件数のことであるため、2ヵ月連続して入院した場合と、数日ずつ年に2回入院した場合では、どちらも2件と数えられる。そのため入院月数が長引けば件数はどんどん増えていく。件数が実際には、入院回数と入院月数の両方を表す変数となっているのである。②の1件当たり医療費の格差は①の8.31倍より小さく2.10倍である。治療密度の差は相対的に小さいということになる。これは高齢者では長期入院者が多いため(「患者調査」によれば高齢者(65歳以上)の入院期間は平均71日で3ヵ月以上連続入院している患者の比率も12.4%と高い)、治療中心の急性期患者が少なく、治療密度差が小さい介護程度の患者が多いためであろう。

次に外来医療費の格差をみると、外来医療費の最高/最低は3.81倍と入院より格差が小さい。これを入院医療同様に、①1人当たり件数と②1件当たり医療費に分けてみると、前者の格差は2.55倍、後者の格差は3.87倍である。外来では入院と違って①の件数の差が小さい。

このように入院/外来いずれをみても、市町村間の格差は県間格差と比較して非常に大きい。この主たる原因は市町村は人口規模が小さいために高額患者が発生すると平均医療費が変動しやす

いたためではないだろうか。一般に小規模であるほど（患者数が少ないほど）1人の患者の医療費による影響で平均値が変動しやすいからである。

3.3 格差の説明要因

先の県レベルの分析と同様に、市町村別の医療費をいくつかの影響変数に回帰して、影響の度合いを計測しよう。影響変数のうち、所得、病院病床数（病院の一般病床数）、老人ホーム定員数は、前推計と同じであるが、これらの他に、当該市町村の老人医療資格者の平均年齢、男子比率および医療機関への患者の集中度を示すハーフィンダール指数^{注3)}を追加した。ハーフィンダール指数は0～1の値をとり、数値が大きいほど集中度が高く、小さいほど医療市場は競争的である。大規模病院がある市町村では集中度が高いと考えられる。

①入院、②外来別に、1) 1人当たり入院医療を推計し、さらにそれを 2) 1人当たり件数、3) 1件当たり医療費に分解して推計した（変数の分布に偏りが大きいため対数推計が望ましいが説明変数にゼロ値を含むため水準で推計した）。

入院

表3.3に入院医療推計の結果を掲げた。「医療費/老人数」と示された第1列目の1人当たり入院医療費の推計をみると、1) 病床数は期待どおり有意にプラスに効いている、2) 集中度が高まると市場が独占的になり医療費は高まると考えられたが、実際には有意なマイナスと計算された、

表 3.3 推計結果（入院、市町村）

	1) 医療費/老人数		2) 件数/老人数		3) 医療費/件数	
	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値
病床数 ^{a)}	39309	9.15	0.118	9.24	1744	1.14
医師数 ^{b)}	4321	1.41	0.010	1.14	832	0.75
入院患者集中度 ^{c)}	-26384	-2.89	-0.100	-3.67	8307	2.50
老人ホーム定員数 ^{d)}	10837	5.86	0.033	5.96	-560	-0.84
年齢 ^{e)}	-86242	-10.79	-0.203	-8.58	-10100	-5.05
男子比率 ^{e)}	388770	4.27	0.772	2.86	197497	8.32
所得 ^{f)}	-76976	-6.17	-0.329	-8.90	46357	9.98
定数項	6807710	10.72	16.444	8.73	974269	6.19
サンプル数	765		765		765	
F 値	76.37		66.73		38.22	
自由度修正済決定係数	0.4085		0.3759		0.2543	

注1) ウェイト付き最小自乗法推計値（ウェイト＝老人人口）。

2) 1993 年データ。

3) a) 人口100人当たり、b) 人口1,000人当たり、c) ハーフィンダール指数、

d) 老人人口100人当たり、e) 推計1)と2)は資格者老人平均値、推計3)は入院患者平均値、

f) 人口1人当たり（100万円）。

注3) ハーフィンダール指数は次式のように定義され、集中度もしくは独占度を示す。

$$H = \sum [(X_i / \sum X_i)^2] \quad i=1 \sim n$$

ただし、H はある1つの地域のハーフィンダール指数（スカラー）で、その地域には n 個の医療施設が存在し、X_i は第 i 病院の患者数である。

3) 医療需要は一般的には所得の増加関数と考えられるが市町村別老人医療費では逆に減少関数である、4) 老人ホーム定員数は医療の代替変数としてマイナスに効くことを想定したが、実際にはプラスで有意、などが示されている。さらに入院医療費を2つに分けると、第2列目の「件数/老人数」すなわち1人当たり件数（これは入院月数と入院継続月数の両方の代理変数であることは前に説明した）は、1) 病床数および集中度の増加関数である、2) 所得はマイナスに効いている、3) 老人ホーム定員数もプラスである。ところが、3列目の「医療費/件数」すなわち1件当たり医療費（診療密度を表す変数）に対しては、1) 病床数および老人ホーム定員数が有意でない、2) 集中度は先の2つの推計は逆に理論どおりプラスに転じた、3) 所得も理論どおりのプラスに転じた。

次に表3.4の外来医療の推計結果をみよう。1列目の1人当たり医療費の推計では、1) 病院病床数は有意でないが、医師数（診療所医師を含む）がプラスで効いている、2) 患者集中度はマイナスで有意、3) 所得は有意な説明要因ではない。2列目の1人当たり件数では、1) 医師密度はプラス、2) 集中度はマイナスで効くが、3) 所得は有意でない。一方、3列目の1件当たり医療費は、1) 病床数と集中度の増加関数である。

以上の結果をまとめれば、入院に関しては、① 入院期間は、1) 所得が低い地域ほど家庭内看護力が小さいから長く、2) 病院病床数が多いと収容力が高まるので長くなり、3) 大規模病院ではケア目的の長期入院の割合が低いから、集中度が高いほど入院期間は短い。ところが② 診療密度は逆に、1) 所得が高いと患者は高度治療を望むから診療密度は高まり、2) 大規模病院では高度医療が中心だから集中度が高いほど診療密度が高まる。さらに、3) 老人ホーム定員数が多い

表 3.4 推計結果（外来、市町村）

	1) 医療費/老人数		2) 件数/老人数		3) 医療費/件数	
	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値	パラメータ	t 値
病床数 ^{a)}	2750	1.52	-0.130	-2.08	355	2.68
医師数 ^{b)}	4617	3.58	0.256	5.77	-36	-0.39
外来患者集中度 ^{c)}	-30748	-4.60	-2.132	-9.26	1316	2.71
老人ホーム定員数 ^{d)}	4864	6.25	0.014	0.54	391	6.96
年齢 ^{e)}	-36910	-10.83	-0.473	-4.04	-2239	-9.60
男子比率 ^{e)}	112023	2.91	4.194	3.17	4134	1.54
所得 ^{f)}	-4306	-0.74	-0.022	-0.11	-11	-0.03
定数項	3046690	11.28	47.508	5.11	189781	10.31
サンプル数	765		765		765	
F 値	49.12		40.47		30.79	
自由度修正決定係数	0.3060		0.2656		0.2144	

注 1) ウェイト付き最小自乗法推計値（ウェイト＝老人人口）。

2) 1993 年データ。

3) a) 人口 100 人当たり、b) 人口 1,000 人当たり、c) ハーフィンゲル指数、

d) 老人人口 100 人当たり、e) 推計 1) と 2) は資格者平均値、推計 3) は外来患者平均値、

f) 人口 1 人当たり（100 万円）。

ほど入院需要が増えるということの解釈は、低所得地域に老人ホームが多く建設されているためであることや、入院も老人ホームもどちらも施設介護需要の代理変数となっているため、などが考えられる。

また、外来については、① 受診率は医師数が多く（診療所も含めた医療アクセスが高いから）、集中度が高いほど低く、② 診療密度は、病院病床数が多く集中度が高いほど高まる。

3.4 市町村人口規模と医療費変動

市町村レベルの老人医療費の推計式が求められたので、この式を用いて県レベルの分析と同様に医療資源平準化の効果を計測してみよう。すなわち、政府がある程度自由にコントロールできる医療資源変数（病床数、医師数、患者集中度、老人ホーム病床数）を仮に全ての市町村で平均値に均一化することができた場合に、医療費格差はどれほど縮まるかの計測である。1人当たり入院医療費推計式および外来医療費推計式の中の4つの医療資源変数にそれぞれの平均値を代入して、各市町村の平準化後の医療費（理論値）を計算し、その変動係数を求めた。その結果は、意外なことに1人当たり入院医療費の変動係数は0.37（現実値）から0.33（理論値）へ、1人当たり外来医療費は0.16から0.15へとわずかに修正されただけであった。すなわち、県レベルの試算結果とは異なり、医療資源の均一化は市町村レベルではほとんど格差の解消をもたらさないということである。このような結果をもたらした原因は医療費格差が市町村レベルでは県レベルより格段に大きいため、医療資源変数の影響力が相対的に小さくなるからと考えられる。いいかえれば、市町村間の医療格差は大きすぎて、医療資源の適正配置だけでは平準化できないということになる。

それでは市町村間の医療費格差はなぜ大きくなるのだろうか。市町村では人口規模が小さいた

表 3.5 市町村規模と老人医療費格差

	市町村数	平均 (a)	標準偏差 (b)	変動係数 (b/a)	最高値 (c)	最低値 (d)	最高/最低 (c/d)
< 1人当たり医療費 >							
人口999人以下市町村	217	568,517	164,802	0.29	1,118,971	275,379	4.06
人口1,000～2,999人	370	499,277	131,390	0.26	897,369	244,774	3.67
人口3,000人以上	178	532,138	130,166	0.24	891,765	332,397	2.68
< 1人当たり入院医療費 >							
人口999人以下市町村	217	318,220	136,407	0.43	776,719	85,305	9.11
人口1,000～2,999人	370	261,346	102,806	0.39	625,461	98,849	6.33
人口3,000人以上	178	281,426	106,263	0.38	578,300	129,857	4.45
< 1人当たり外来医療費 >							
人口999人以下市町村	217	250,297	54,231	0.22	464,595	128,918	3.60
人口1,000～2,999人	370	237,931	45,119	0.19	406,822	121,991	3.33
人口3,000人以上	178	250,712	36,034	0.14	365,954	180,677	2.03

注) 人口は老人人口（老人医療資格者数）。平均、分散はウェイトを用いない単純計算。
資料：老人医療レセプトデータ 1993 年

めに医療費が変動しやすいことは先にも指摘したが、この点についてやや詳しくみてみよう。老人レセプトデータに含まれる全765市町村の老人人口(老人医療資格者数)の単純平均は3,169人だが、中央値は1,572人、25%タイルは1,000人以下、75%タイルでも3,000人に満たない。この数値から保険主体である市町村の多くが小規模であるかがわかる。保険加入者数が少ないと、高額患者の発生などで平均医療費がハネ上がるリスクが大きいと考えられるので、この点を検証するために次に市町村老人人口規模と医療費変動の関係を調べた(表3.5)。人口規模を3つに区切りそれぞれの医療費変動を計測したところ、入院医療費では999人以下市町村では変動係数が0.43であるのに対して3,000人以上では0.38であり、外来医療費では999人以下が0.22で3,000人以上が0.14人という具合に、老人人口が小さいほど医療費の変動が大きくなることがわかった。このことから、小さい市町村の平均医療費は不安定だといえることができる。

3.5 結 論

格差 わが国の老人医療費の市町村格差は県間格差に比べて大きくさらに深刻である。本分析では医療費に影響を与える要因の中で医療資源密度は増加要因として、患者集中度は減少要因として働いていることを示した。しかしこれら医療資源密度や患者集中度をコントロールして、全市町村で均一な水準に配分したとしても、それによって医療費の格差はほとんどは正されないという結果になった。その主な理由は市町村間の医療費変動が大きすぎて、医療資源変数で説明可能な部分は相対的に小さいからである。

平準化 それにもかかわらず、医療資源を市町村間で平準化するならば、それはどのような影響をもたらすだろうか。分析結果によれば、所得が低い市町村ほど老人の入院期間が長い。そのため低所得市町村ほど1人当たり入院医療費が高い。これは低所得地域では家庭内での老人介護力が小さいため、病院が介護施設としての機能を担っている可能性が大きい。そのような低所得地域では保険料収入が少ないので、国などから補助金が大きくなっており医療費補助を通じた低所得市町村への所得移転が行われているとみることができる。こうした現状を考えると、介護サービスが充実していない現状で、医療費を平準化することのみを強調して、高額医療費市町村に医療費圧縮を強いることは所得移転のパイプを狭めて所得格差を拡げることになりはしないか。

保険規模 最後に市町村は医療保険者としては人口規模が小さすぎることを指摘したい。分析によれば人口規模の小さい市町村ほど医療費の変動が大きい。老人人口が1,000に満たない市町村は調査11県の中の25%強を占めるが、こうした小規模市町村ほど医療費変動のリスクが発生しやすい。保険主体として市町村を考えた場合、小規模であるほど保険リスクが高まる。現在の国保システムでは保険者間の高額医療費に対する再保険制度があり、このリスクをカバーしている。このような再保険制度はそれなりに有効と思われるが、それよりも保険規模を拡大してリスクが発生しにくくするほうが望ましいことは明らかだ。国民健康保険の合併統合などによって保険規模を大型化する方向が模索されるべきだろう。