

## 論文

# 公立病院に対する繰入金と 医療サービスの水平的公平性

熊谷 成将\*

## 抄 録

この論文の目的は、水平的公平性の観点から、医療サービスに対するニーズ、医療サービスの利用と公立病院に対する繰入金の関係を明らかにすることである。公立病院に対する繰入金額が社会階層に対して不公平である場合、その資源配分は是正されるべきである。

住民の健康状態を表す変数と公立病院のデータをマッチングし、公立病院に対する繰入金を分析した。実証分析の主な結果は次の三点である。第一に、外来医療サービスは低所得者に対して有利であったが、負担金は高所得者に対して有利に繰り入れられていた。第二に、脳血管疾患の入院患者に対して公立病院に対する負担金はほぼ完全に水平的公平であった。住所地以外の病院への入院が可能な患者に対して有利な形で負担金が繰り入れられていた。第三に、規制当局（市町村）が公立病院に対して病床数比の入院患者数を若干引き上げるよう指導し、公立病院が医業収益を改善できれば、負担金の繰入率（医業収益比）を引き下げることができるかもしれない。

他方、理論的見地から公立病院の医師の分布が患者の受診件数に対応していなければ、医師の分布に従った負担金の繰入額は効率的でないとの結論を得た。

キーワード：医療ニーズ、公立病院、集中曲線、水平的公平性、負担金

## 1. はじめに

老人医療費の増加によって勤労世代の医療保険料や税の負担が上昇することが懸念されており、世代間の負担の不公平を拡大させないような公的医療保険制度の運営が求められている。世代間のみならず、世代内においても勤労世代の所得の不平等化が進んでいる日本で、限られた医療資源の配分を適切に行うために、公平性の観点から医療資源の配分を分析することは重要である。これまで、わが国においては、必要度に応じた医療資源

の分布と現実の分布の差や、医療サービスの利用の必要度と実際に購入した医療サービスの量の差に着目するなどして、医療資源の配分が歪んでいないかが議論されてきた。前者については主に、人口や患者数で標準化された病床数、医療従事者数と医療機器数の分布が検討されてきた。中でも、平均在院日数の長さとの正の相関がある点で問題視される病床数についての研究例は多い。医療資源の地域偏在の解消を目的とする医療計画が1986年8月に施行されてから20年を経過したが、これまでの研究によって病床数が適正に配置されていないことが明らかになっている（高木 1996, 福田・長谷川 1999, 泉田 2003）<sup>1)</sup>。後者の医療サービスの利用については、医療サービスの利用者や供給者

\* 近畿大学経済学部准教授

が、その差を数値化することが難しい医療サービスの公平性や医療サービスのアクセスの公平性に関する研究が行われている（遠藤・駒村 1999, 遠藤・篠崎 2003, 本多・大日 2003, Ohkusa and Honda 2003）。

上述の研究では、医療資源配分の歪みと関連付けて医療保険政策や病床規制の在り方が議論されている。しかしながら、医療ニーズ、医療サービス供給体制と医療機関への公費投入の在り方を関連付けた研究はまだなされていないように思われる。本稿では水平的公平性の観点から、医療ニーズ、医療サービスの利用と公立病院への繰入れを関連付けた分析を行う。医療ニーズや医療サービスの利用に対して公立病院への繰入れが不公平である場合、その資源配分の歪みを是正する必要がある。また、繰入金に依存した公立病院の経営を改善するために、医療サービスの供給をどのように改めるべきかを考察する。もし、公立病院に対する繰入れが、一部の社会階層に対して有利な形で行われているのであれば、その状況を改善することは、医療資源配分の在り方を検討するうえで重要な意義をもつといえよう。公立病院への繰入れが、公立病院の経営を支えるのみならず、医療サービス供給体制の歪みを縮小し、患者の健康状態の改善に寄与するのであれば、なおさらのことである。

本稿の構成は次の通りである。2節において、医療資源の分布と医療サービスの公平性に関する研究と、公立病院への繰入金と公立病院の実証分析に関する研究を要約する。3節で実証分析に用いるデータが、4節で実証分析の手法と分析の結果が提示される。最後に、結論と本研究を通して明らかになった課題を述べる。Appendixにおいて、患者の流入率とパレート最適な繰入率の関係を議論する。

## 2. 既存研究

### (1) 医療資源の分布と医療サービスの公平性

医療資源の分布に関する研究例を概観する。これまでの研究によって、医療資源が適正に配置されていないことが明らかになっており、中でも平均在院日数の長さとの正の相関がある病床数に関する研究例は多い。高木（1996）は病床過剰地域における新規参入が病床の売買によって行われている点を、福田・長谷川（1999）は、1980年代の老人医療拡大期において病床数が拡大し、1988年の病床規制直前において民間病院の増床幅が大きかったことを明らかにした。一般病床増加の要因と医療計画の効果を分析した泉田（2003）は、人口あたり病床数が多い地域において中小病院数の比率が高いことを見出しており、200床未満の病院の総病院に占める比率と人口当たりの病床数の相関係数は0.51である。彼は、駆け込み増床以後、公的医療機関の病床数が増加している点を指摘し、病床過疎地域において病院の開設や病床拡大を行っていると同推している。また、医療計画は無医地区の解消に有効でない点や、人口あたり病床数の増大によって競争環境が厳しくなり、患者に対するサービスを医療機関が選別する可能性があることを論じている。

Ogasawara, Nambu and Sakurai（2004）は、北海道における放射線医療サービスにおける医療従事者（医師、放射線技師）と画像診断機器の分布の歪みを、ローレンツ曲線とジニ係数によって計測した<sup>2)</sup>。人口で基準化された地域集中化ジニ係数を用いた分析を通じて、画像診断機器は北海道全域でほぼ均一に分布しているものの、放射線科医の分布が不均一であることを見出した。道内において医療従事者がほぼ均一に分布している理由として、彼らは医療機関および医師の間における役割分担が不明瞭である点を指摘している。また、医療従事者と放射線機器の双方に対して、外

来患者数で基準化された地域集中化ジニ係数の方が、人口で基準化された同指数よりも大きい傾向を明らかにしている。これらの結果は、医療機関へのアクセスやリスク構造の地域差を考慮した形で医療資源の配分がなされていない可能性を示唆しているのかもしれない。

医療サービスの公平性もしくは医療サービスのアクセスの公平性に関する研究は以下に要約される<sup>3)</sup>。遠藤・篠崎（2003）は、個人にとって医療保険料や税の負担は埋没費用のようなものであるから、医療サービスのアクセスに直接的に影響を与えるのは自己負担額の大きさであるとし、全国消費実態調査のデータによる実証分析を行った。彼らは、医療費自己負担額の所得に対する比率（支出比率）を算出し、外来・入院の別に支出比率とアクセスの公平性を分析した結果、1997年の改正は入院において低所得者の医療費を相対的に増加させたと論じている。

本多・大日（2003）と Ohkusa and Honda（2003）は、医療サービスの利用必要度と実際に購入した医療サービスの量の差に着目し、医療サービスの公平性を需要面から通時的に分析した点に特徴がある。本多・大日（2003）は、3時点の『国民生活基礎調査』を用い、外来受診の必要度、外来受診の有無と所得水準を関連づけた分析を行っている。患者の年齢、性別、健康の自己評価、自覚症状数を用いて外来受診の必要度を求め、所得階層ごとの外来受診と外来受診の必要度との差から、1995年において高所得階層に有利な形で外来受診の不公平性が存在したことを指摘している。この不公平性が解消した理由として、1997年の被用者保険の被保険者本人の自己負担率引き上げによって、実際受診が抑制された可能性を挙げている。

彼らの研究も遠藤・篠崎（2003）と同様、医療サービスの公平性と医療保険政策を関連付けた点

で意義のある研究だが、医療サービスの必要度と医療サービス供給体制の関係は分析されていない。これまでの研究では、医療資源の配分の歪みと関連付けて医療保険政策や病床規制の在り方が議論されている。また、医療機関が受け取る金額のうち、患者が負担した税の効果に関する研究はこれまでなされていないように思われる<sup>4)</sup>。

## (2) 公立病院への繰入金と公立病院の実証分析

わが国の公的医療機関には、経済採算性の低い領域での医療サービスを提供するために、国と地方自治体から財源が補填されている。この医業外の収益である補助金収入が、医療機関の行動にどのような影響を与えているかは、これまで明らかにされていないと思われる<sup>5)</sup>。

公的医療機関は基本的には政策医療を担い、一般医療を担う民間医療機関とは機能分化が行われているとされてきたが、現実にはそのような機能分化は明確に行われておらず、我が国の医療サービス市場では民間医療機関と公的医療機関とは競合関係にある。それにも関わらず、公的医療機関に対しては課税免除や国・地方公共団体からの補助金支給といった財政面における優遇措置が施されている。このような政府による公的医療機関への財政補助は、高度先進医療や地域医療といった、その採算性の低さから民間医療機関では過少供給となる可能性がある領域での医療サービス生産の役割を、公的医療機関が担っているという理由により正当化される<sup>6)</sup>。

地域社会における難治性疾患の治療活動のためには高度先進医療の発展が不可欠であろうし、また医療サービスの地域間格差の是正に関しては、全ての国民に対してナショナルミニマムの医療水準が確保されるべきというコンセンサスがあると考えられる。このような理由により、公的医療機関への財源補填が是認されるとして、補助金収入

という医業外の収益が、医療機関の行動に対し実際にどのような影響を与えているのかという疑問が生じる。地方公共団体が経営する事業が有する病院（公立病院あるいは自治体病院）には、医療法により一律独立採算制が定められている。よって、地方政府から財源補填が行われるから各医療機関が経営効率を無視した行動をとるとは一概に考えにくい。公立病院への財源補填を分析するに際し、制度上の観点から次のような留意すべき点がある。不採算地区病院は、その立地条件から独立採算が困難であり、特別な財政補助が必要な病院であるとみなされている<sup>7)</sup>。それゆえ、同地区の病院は、特別交付税額の支給対象に含められている<sup>8)</sup>。

このような点を念頭に置き、不採算地区病院と不採算地区以外の病院を区分した研究例は多い。西村（1976）は、公立病院における医療サービスの質と利潤最大化行動を検証し、病床数が100床未満の病院では当該行動仮説が成立していることを確認した。知野（1993）は、要素費用の上昇が病院に医業収益を引き上げるような医療内容の調整を促していることを見出した。その結果に基づいて、病院による誘発需要を病院への補助金によって抑制できるであろうとしている。知野・中泉（1995）は、知野（1993）で提起された公立病院

の行動仮説を不採算地区病院とそれ以外の病院に分けて検証し、前者において医療内容の調整がより行われやすいことを明らかにした（表1）。

これらの研究の延長線上に位置して、熊谷・佐野（2003）は、公立病院への財源補填が不採算地区病院と不採算地区以外の病院に与える影響が一致しない点に着目し、医業外の収益が公的医療機関の経営行動に及ぼす影響を実証的に分析した。彼らは、1998年度から2000年度までの市町村立病院のデータを用い、不採算地区以外の公立病院において入院患者の医療需要に応じる形で病院設備の拡充が行われていないことを指摘した<sup>9)</sup>。

一方、病院行動を特定化して医療サービスの公平性を分析した研究は存在しない<sup>10)</sup>。これまでに、医業収益に占める繰入金の比率（＝繰入率）と病床数の関係、例えば病床数に対する最適な繰入率が経済理論を用いて説明されていない。それゆえ、病床数や繰入率の水準によって公立病院の行動が大きく異なると仮定し、サンプルを区分することは妥当でないかもしれない。以上より、本稿では病院行動のモデルを特定化せずに、医療サービスの利用と公立病院への繰入れを関連付け、公立病院に対する繰入れが一部の社会階層に対して有利な形で行われているかを考察する。

表1 公立病院に対する補助金の効果

補助金を基準化する変数	知野・中泉（1995）		熊谷・佐野（2003）	
	医師数	外来患者数	医業収益 （不採算地区）	医業収益 （不採算地区以外）
回帰方程式の被説明変数				
1日あたり医業収益	-	-		
一床あたり固定資産 （対前年度変化分）			+	+
患者あたり検査件数			-	-

知野・中泉（1995）の補助金は他会計補助金と他会計負担金の合計（病床数100床以下の病院）。

熊谷・佐野（2003）は一般会計からの繰入金の結果を表中に記載。

国庫補助金対医業収益（病院に対する国庫補助金及び都道府県補助金）の一床あたり固定資産に対する効果はマイナスである。

### 3. データ

公立病院に関するデータの多くは、『地方公営企業年鑑』による。このデータ集から、地方公営企業法が適用される公立病院の属性ごとの情報を得ることができる。同年鑑には各年度のデータが収められているが、本稿では1999年度の市町村立病院のデータを用いる。医療ニーズを表す健康リスク変数などマッチングするデータとの整合性を確保するためである<sup>1)</sup>。データの出所と記述統計は表2に要約されている。

他会計からの補助金と他会計からの負担金の合計は、公立病院の医業外収益のうち収益的収入の

ほとんどを占める。補助金は研究研修費、災害復旧費など医業費補助の目的で交付され、負担金はへき地医療や不採算地区病院における収益的支出目的のために他会計から繰り入れられている。他会計からの補助金が医業収益に占める比率(=補助金比率)と、他会計からの負担金が医業収益に占める比率(=負担金比率)について、両者の中位値の合計は0.078、平均値のそれが0.138であることから、両者の合計は概ね医業収益の10%程度であることが分かる。補助金の変動係数は2.71と負担金の2倍以上であり、補助金の投入状況は負担金に比べてばらつきが大きい。負担金の変動係数の大きさは公立病院の医師数のシェア(二次医

表2 データの出所と記述統計

変数の定義	単位	標本数	中位値	平均値	標準偏差	変動係数	出所	
他会計からの補助金/医業収益		614	0.016	0.031	0.084	2.71	地方公営企業経営研究会編 『地方公営企業年鑑』	1
他会計からの負担金/医業収益		614	0.062	0.107	0.126	1.18	同上	1
病床数		614	144	215.22	189.81	0.88	同上	
医師数	人	608	12	21.94	24.01	1.09	同上	
医師数のシェア(二次医療圏比)		608	0.026	0.051	0.063	1.24	同上	1
1日平均外来患者数	人	614	372	565.79	498.52	0.88	同上	
1日平均外来患者数/医師数	人	608	30.17	36.34	30.56	0.84	同上	1
1日平均入院患者数	人	613	112	177.83	168.6	0.95	同上	
1日平均入院患者数/病床数	人	613	0.815	0.776	0.149	0.19	同上	1
病床利用率	%	614	81.6	77.55	14.98	0.19	同上	
課税対象所得	100万円	614	26731	232900	666173	2.86	総務省自治税務局 『市町村税課税状況等の調』	2
世帯数		615	7564	57963	160899	2.78	総務省自治行政局 『住民基本台帳人口要覧』	2
課税対象所得/世帯数	100万円	614	3.57	3.61	0.88	0.24	分母、分子とも上記と同様	1, 2
健康リスク(定義は本文もしくは出所を参照)		615	50.85	51.67	10.97	0.21	医療経済研究機構(2002)	2
家族の介護力(同上)		615	44.79	47.05	9.39	0.20	同上	2
病床充実度(同上)		615	52.68	53.34	5.09	0.10	同上	2
病院充実度(同上)		615	56.48	56.76	4.66	0.08	同上	2
在宅介護サービス充実度(同上)		615	49.24	49.52	6.45	0.13	同上	2
65歳以上人口比率	%	615	21.7	21.91	6.33	0.29	総務省統計局編『国勢調査』	1, 2

注) 1. 著者作成 2. 市町村単位

療圏の医師数比)のそれと同程度である。へき地での診療には開設時にかかる費用や医療機関へのアクセスの悪さなど経済的制約がある。これらが反映された医師の地理的分布と関連付けて、他会計から負担金が繰入れられていたことが推察される<sup>12)</sup>。患者の所得と医療ニーズの分布を概観する。所得水準を表す変数として、世帯あたりの課税対象所得(=課税対象所得/世帯数)を算出した。この世帯数には課税世帯と非課税世帯が含まれている。世帯あたり課税対象所得の中位値は357万円、平均値は361万円、変動係数は0.24であり、分布に大きな歪みがなく、患者数や医師数と比べて相対的にばらつきが小さい。

公立病院が立地する地域における平均的な医療ニーズを表す変数として、医療経済研究機構(2002)の自治体分類結果表に所収の健康リスク変数を用いる。同変数は10変数(後期高齢者比率、高齢女性比率、平均寿命(性別)、標準化死亡比(同)、脳血管死亡率(同)、死亡率(同、年齢未調整))の主成分分析によって求められた合成変量の第二主成分である。第二主成分は、合成変量のうち分散が最も大きい第一主成分と無相関である。主成分得点から見出された健康リスク(第二主成分)の特徴は、男女とも標準化死亡比(年齢調整済み)が高いことである。健康リスク変数は、1993年から1998年のデータを用いて作成された合成変量であり、この時点以降の情報を利用できないという欠点はあるが、同変数を用いることによって、公立病院が立地する地域の医療ニーズと医療サービスを直接的に関連付けて水平的公平性の観点から分析することが可能となる。同変数の平均値は51.67、変動係数は0.21であり、ばらつきが小さい。図1から、医療ニーズ(健康リスク)は所得水準にほぼ比例していることを読み取ることができる。

健康リスク変数と本稿で用いるデータとの相関

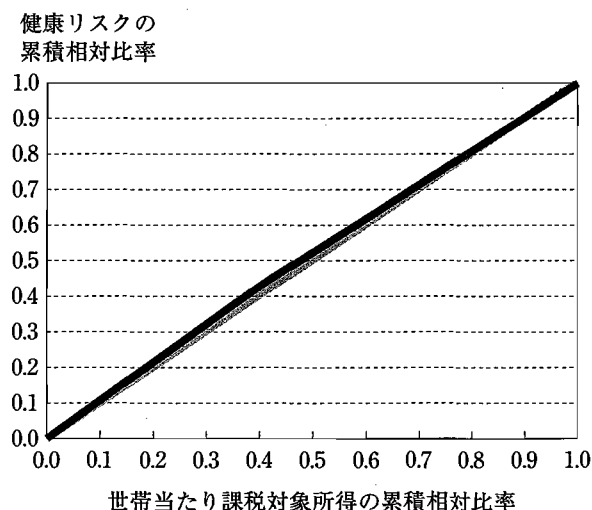
関係を求めたところ、次のようであった。健康リスクと高齢化率の相関係数が-0.129、健康リスクと世帯あたり課税対象所得が-0.245、世帯あたり課税対象所得と高齢化率が-0.619。これらより、所得水準が低い階層において高齢化率が相対的に高いことと、健康リスクが高くなることによって所得水準が緩やかに低下する傾向があることが分かるが、長寿に対して健康リスクがどの程度の影響を与えるかは不明である。

## 4. 実証分析

### (1) 公立病院に対する医業外収益の医療費自己負担への影響

医療サービスは必需性が高く、所得弾力性が低い低所得者ほど医療ニーズが高いことから、医療需要と所得には負の相関がある(遠藤・駒村1999)。一般に、医療保険が存在しない場合の医療費自己負担額は逆進性が高いが、公的医療保険が介入することによって患者が直面する自己負担額が軽減され、自己負担と所得の関係が変化すると考えられる。同様に、公立病院の医業外収益のうち収益的収入を構成する、他会計からの補助金

図1 所得と医療ニーズの分布



と他会計からの負担金は、不採算医療にかかる患者の総負担を軽減せしめるという意味で、逆進性を低下させる役割、すなわち低所得者の医療費負担を軽減させる役割を担っていると考えることができる。以下では、医療ニーズ、医療サービスの利用と関連付けて公立病院に対する繰入金の在り方を考察する。

## (2) 医業外収益の累進性・逆進性

医療ニーズに対する医療サービスの利用と公立病院に対する繰入金の累進性・逆進性を判断する指標としてHIwv (Wagstaff and van Doorslaer 2000) を用いる。同指数の概念図が図2に表されている。社会階層（本研究では世帯あたり課税対象所得）の累積相対比率を水平軸に昇順で並べ、垂直軸には社会階層に対応するよう、医療ニーズ、医療サービスの利用と繰入金の累積相対比率を表している。医療サービス変数は、医師数で基準化した外来患者数（1日平均）と病床数で基準化した入院患者数（1日平均）である。

集中度指数 (Ca, Cb) はそれぞれ集中度曲線と45度線に囲まれた領域の面積の2倍であり、

$HIwv = Ca - Cb$  と算出される。医療サービスの集中度指数をCa, 医療ニーズのそれをCbとすると、HIwvは医療ニーズに対する医療サービスの不公平の程度を表す。

医療ニーズと医療サービスのデータを用いて集中曲線を描いたとき、図2のように医療サービスの集中曲線が医療ニーズの集中曲線より下側（右下方）にあれば、HIwvは正值であり、医療サービスは高所得者に対して有利である。このとき、低所得者にとって医療サービスは水平的に不公平である。同様に、公立病院に対する負担金比率の集中曲線が、医療ニーズの集中曲線より下側にあれば、医療ニーズに対する負担金は低所得者にとって不利な形で繰入れられていると判断できる。

医療ニーズに対する医療サービスと繰入金のHIwvは表3に要約されている。病床数比入院患者数（1日平均）のHIwvは0.015とほぼゼロであるが、医師数比外来患者数（1日平均）のそれは-0.212であり、外来サービスは逆進的である。すなわち、外来サービスは低所得者に対して有利な形で水平的に不公平である。一方、負担金比率と補助金比率のHIwvはそれぞれ0.436、0.591と大きな正值であり、高所得者に対して有利な形で水平的に不公平である。

脳血管疾患は精神分裂病・分裂病型患者に次いで入院患者数が多い傷病であり、総入院患者数に対する比率は15% (=208.5/1401.3, 1999年10月の『患者調査』) である。脳血管疾患の入院患者(614施設・所在地別、1999年10月)に医療ニーズを代表させた場合の水平的公平性を分析する<sup>13)</sup>。脳血管疾患の患者数と公立病院のデータをマッチングした分析の結果が表4に要約されている(脳血管疾患の患者数の記述統計は表4の下部を参照)。所得が高い階層において脳血管疾患の患者数が相対的に多いことが見出された(集中度指数が0.396)。医療サービスのHIwvは外来、入院と

図2 HIwvの概念図

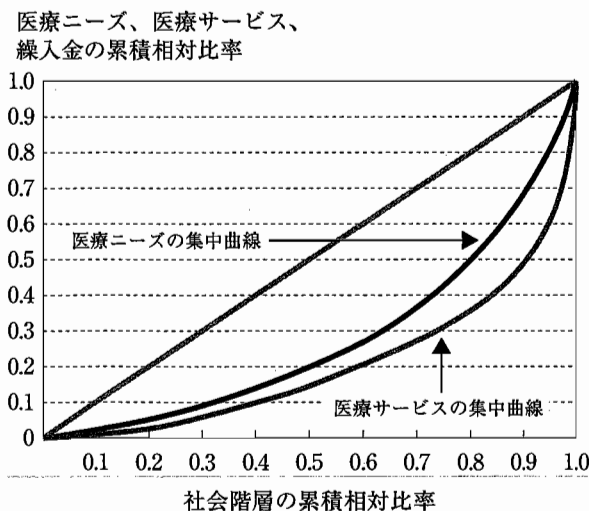


表3 医療ニーズ、医療サービスと繰入金の累進性・逆進性 (標本数 607)

	垂直軸	Ca, Cb	HIwv	
1	医療ニーズ (健康リスク)	-0.023	Ca, Cb	
2	外来患者数 (1日平均) / 医師数	-0.235	2, 1	-0.212
3	入院患者数 (1日平均) / 病床数	-0.038	3, 1	-0.015
4	公立病院への「補助金/医業収益」	0.568	4, 1	0.591
5	公立病院への「負担金/医業収益」	0.413	5, 1	0.436

表4 医療ニーズ、医療サービスと繰入金の累進性・逆進性 (標本数 606)

	垂直軸	Ca, Cb	HIwv	
1	医療ニーズ (脳血管疾患の患者数)	0.396	Ca, Cb	
2	外来患者数 (1日平均) / 医師数	-0.235	2, 1	-0.631
3	入院患者数 (1日平均) / 病床数	-0.038	3, 1	-0.434
4	公立病院への「補助金/医業収益」	0.568	4, 1	0.172
5	公立病院への「負担金/医業収益」	0.413	5, 1	0.017

注) 脳血管疾患の患者数 (千人)  
 病院の推計入院患者数 (施設所在地) 二次医療圏×傷病分類別の循環器系疾患内  
 脳血管疾患 (国際基本分類番号 I60-I69) の患者数

平均値 0.74 中位値 0.5 最大値 7.3 最小値 0 標準偏差 0.87 全国計 208.5  
 患者数が3000人を上回っている二次医療圏は次の通り。  
 北九州 3.1、京都・乙訓 3.5、福岡・糸島 3.9、名古屋 4.0、大阪市 4.2、札幌 7.3

も逆進的であるが、負担金比率はほぼ完全に公平である (HIwvが0.017)。脳血管疾患の患者数が都市部に多いことから、住所地以外の病院への入院が可能な患者に対して有利な形で、負担金が繰入れられていたと推論できよう。脳血管疾患に医療ニーズを代表させた場合、負担金比率の公平性はほぼ達成されていたが、負担金比率が高い病院の多くは北海道など医療費が相対的に高い地域にある。それゆえ、公平性の観点からだけでなく、公立病院への負担金の在り方を効率性の観点からも検討する必要がある。

### (3) 負担金比率と補助金比率

不採算地区の立地条件を考慮すると、低所得者に対してある程度有利な形で外来医療サービスが供給されていることを許容できる (不採算地区の定義は注7を参照)。一方、負担金は高所得者に対

して有利に配分されていることが前節で明らかになった。このような負担金の配分の歪みを是正し、負担金に依存した公立病院の経営を改善するために、入院医療サービスの供給と負担金比率を直接的に関連付けて議論すべきである。以下では、入院サービスと負担金比率、入院サービスと補助金比率の関係を在宅介護サービスと関連付けて分析する。入院医療サービス、介護サービスの供給と社会的入院が不可分の関係にあるからである。ここで、社会的入院とは、自宅や介護施設で暮らせるとされる高齢者が、世帯の都合や介護力の不足により、病院において入院療養を続ける状態を表している。

分析対象の一部の市町村立病院に対して負担金と補助金が繰り入れられていない。他会計からの負担金が繰り入れられていない病院数は6、他会計からの補助金が繰り入れられていない病院数は



34である。これらを念頭に置いて、Censored estimationによる回帰分析を行った。この推定方法の概要は次の通りである。(1) 式のような潜在変数を考慮した回帰方程式を考える。

$$y_i^* = x_i' \beta + \sigma \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで $\sigma$ はスケールパラメーターであり、Censored regression modelの中で推定される。負担金と補助金が繰り入れられていない病院は被説明変数が0であるから、回帰方程式の被説明変数は(2)式のように区分されねばならない。

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } y_i^* = 0 \\ y_i^* & \text{if } y_i^* > 0 \end{cases} \quad (2)$$

(1) 式と(2)式より、パラメーター $\beta$ と $\sigma$ は(3)式対数尤度関数を最大化することによって推定される<sup>14)</sup>。(3)式の $f(\cdot)$ と $F(\cdot)$ はそれぞれ誤差項 $\varepsilon_i$ の密度関数と累積分布関数であり、 $1(\cdot)$ は括弧内の条件が真の場合1、それ以外の場合0をとるindicator関数である。(3)式の最大化に際し、誤差項 $\varepsilon_i$ の分布を二通り(標準正規分布とロジスティック分布)想定した。推定の結果、ロジスティック分布( $E(\varepsilon)=0, \text{var}(\varepsilon)=\pi^2/3$ )が採択された。

$$l(\beta, \sigma) = \sum_{i=1}^N [1(y_i=0) \cdot \log \left\{ 1 - F\left(\frac{x_i' \beta}{\sigma}\right) \right\} + 1(y_i>0) \cdot \log \left\{ \sigma^{-1} \cdot f\left(\frac{y_i - x_i' \beta}{\sigma}\right) \right\}] \quad (3)$$

表5に、病床数比入院患者数(1日平均)と介護サービス変数を説明変数に用いた回帰方程式の推定結果が表されている。介護サービス変数は医療経済研究機構(2002)による。3種類の在宅介護サービス(日帰り介護、訪問介護、短期入所生活介護)の利用率に対し、各々のT得点を求め、それらの合計値を在宅介護サービス充実度としている。T得点は各変数の累積相対度数を用いて算

出される標準化得点である。家族の介護力には家族世帯人員数が考慮されている。施設介護サービス充実度を表す変数を説明変数に用いる回帰分析も行ったが、同変数は統計的に有意でなかった。

負担金比率を被説明変数とする回帰方程式において、病床数比入院患者数(1日平均)は1次、2次の項とも統計的に有意である。推定された係数値から、病床数比入院患者数が0.923のとき負担金比率が最低となる。病床数比入院患者数の中位値が0.815であることから、規制当局(市町村)が公立病院に対して、平均的には病床数比で入院患者数を若干引き上げるよう指導するべきであろう。その結果として、公立病院の医業収益が改善すれば負担金比率を引き下げることができるかもしれない<sup>15)</sup>。ただし、増加する入院医療費を賄うために、地方自治体が医療保険料や税の負担の在り方を患者の流入率と関連付けて検討する必要がある(Appendixを参照)。家族の介護力の充実も負担金比率を下落させる要因である。しかしながら、短期に世帯人員を増加させ、家族の介護力を充実させることは難しい。在宅介護サービス充実度は統計的にプラスに有意であり、在宅介護の充実は負担金比率を押し上げるという結果であるが、介護保険制度導入後のデータを用いて在宅介護サービスと負担金比率の関係を再検討する必要がある。

補助金比率を被説明変数とする回帰方程式において、在宅介護サービス充実度は統計的にマイナスに有意であり、在宅介護の充実は補助金比率を押し下げるという結果である。病床数比入院患者数(1日平均)は1次、2次の項とも統計的に有意である。補助金比率の最低点は、病床数比入院患者数が0.787のときであり、病床数比入院患者数の中位値0.815よりも小さい。この結果は、病床数比入院患者数を引き上げて医業収益を改善しても、平均的には補助金比率を引き下げることがで

表5 回帰分析の推定結果 (Censored estimation, Logistic distribution)

被説明変数 説明変数	他会計からの負担金/医業収益		他会計からの補助金/医業収益	
	係数値	z統計量	係数値	z統計量
定数項	0.734	3.66	0.487	11.19
1日平均入院患者数/病床数	-1.505	-2.93	-1.157	-10.60
(1日平均入院患者数/病床数) <sup>2</sup>	0.815	2.48	0.735	9.94
在宅介護サービス充実度	0.001	2.22	-0.001	-2.86
家族の介護力	-0.001	-2.63	0.000	1.77
Dum214	-0.227	-6.52	0.956	23.81
Dum230	1.275	174.43	-0.004	-0.10
スケールパラメーター ( $\sigma$ )	0.048	19.61	0.028	37.12
自由度調整済み決定係数	0.373		0.358	
回帰の標準誤差	0.099		0.067	
検閲された標本数	6		34	
総標本数	612		612	

注) Dum214: 市原市国保市民病院 (千葉県) =1, その他=0である。  
Dum230: 世田谷区梅が丘病院 (東京都) =1, その他=0である。

きないことを示唆していると考えられる。変動係数の大きさから読み取れるように、補助金の投入状況は負担金の投入状況に比べてばらつきが大きい。それゆえ、補助金の在り方を考察する際、負担金と同じ枠組みを適用することは妥当でないと思われる。

## 5. おわりに

勤労世代の世代内で所得の不平等化が進む日本において、医療資源の配分を適切に行うために、公平性の観点から医療機関に対する医療資源配分を分析することは重要である。本稿では水平的公平性の観点から、医療サービスに対するニーズ、医療サービスの利用と公立病院に対する繰入れの関係を分析した。実証分析の主な結果は次の通りである。第一に、健康リスク変数に医療ニーズを代表させた場合、外来医療サービスは低所得者に対して有利であったが、負担金と補助金は高所得者に対して有利に繰入れられていた。従って、他

会計からの負担金と補助金は、外来サービスの不採算医療にかかる患者の総負担を軽減させているかもしれないが、総じて低所得者に対して不利な形で繰入れられていたと考えることができる。第二に、施設所在地別の脳血管疾患入院患者に医療ニーズを代表させた場合、公立病院に対する負担金はほぼ完全に水平的公平であった。住所地以外の病院への入院が可能な患者に対して有利な形で負担金が繰入れられていたと考えられる。第三に、規制当局(市町村)が公立病院に対して指導的立場の役割を担い、病床数比の入院患者数を若干引き上げることによって医業収益を改善できれば、負担金比率を引き下げることができるかもしれない。

他方、負担金の変動係数の大きさは公立病院の医師数のシェア(二次医療圏の医師数比)のそれと同程度であった。しかしながら、地域における公立病院の医師の分布が患者の受診件数や医療ニーズに対応していなければ、医師の分布に従った負担金の繰入れは効率的でないと思われる(Appendixを参照)。

本研究を通して明らかになった課題を列挙する。第一に、病院行動と公立病院への繰入金の関係である。公立病院への繰入金によって公立病院の誘発需要が抑制されているかなど、病院行動と関連付けて負担金や補助金の在り方を検討できなかった。病院の立地や公立病院の行動モデルの違いによってサンプルを区分しなかったためである。第二に、在宅介護サービスと負担金の関係である。本稿で用いたデータは介護保険制度導入前のものであったため、介護保険制度導入後のデータを用いて、在宅介護サービスと負担金の関係を再考する必要がある。第三に、公立病院が立地する地域の医療ニーズと医療サービスを直接的に関連付けて分析した場合に見落とされる医療ニーズについてである。自治体の境界を越えて受診する患者の医療ニーズを考慮に加えるのであれば、健康リスク変数は合成変量ではなく、医療圏の特徴を表す疾病を用いるべきかもしれない。脳血管疾患のような疾病を健康リスク変数として用いることにより、自治体内における医療ニーズに対する医療資源配分の歪みが見出された場合、より広い範囲において医療供給体制をどのように変えるべきかを議論することが可能となろう。

**Appendix 患者の流出入とパレート最適な繰入率**

患者（代表的個人）は患者の住所地もしくは住所地以外の公立病院で受診するとする。第*i*公立病院が得る医業収益のうち、医療保険料から支払われる分を $z_i$ 、患者の窓口負担を $o_i$ 、医業費用を $c_i$ 、地方自治体からの医業外収益（ここでは他会計からの繰入金）を $s_i$ 、その財源である税を $t_i$ とすると、

$$c_i = z_i + o_i + s_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \tag{A1}$$

ここで分析の簡単化のため、 $t_i$ を一括税とし、地方自治体が公立病院に対し、医業費用の一定割合を繰入れると仮定する。 $v_i$ を繰入率（=医業外収

益の医業費用に占める割合）として

$$s_i = v_i c_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \tag{A2}$$

患者の予算制約式は、 $w_i + o_i$ を可処分所得として

$$y_i = w_i + z_i + o_i + t_i, \quad i = 1, 2, \dots, m \tag{A3}$$

患者の住所所在地に立地する公立病院の医業費用を $c_i$ 、住所地以外に立地する公立病院の医業費用を $c_j$ とすると、患者は患者の住所地もしくは住所地以外の公立病院で受診するから、

$$C_i = c_i + \phi \sum_{i \neq j} c_j, \quad 0 \leq \phi \leq 1 \tag{A4}$$

以上より、公立病院が提供する医療サービスの受給に関する患者の効用最大化問題を以下のように表すことができる。

$$\text{Max } U_i = u(w_i, C_i)$$

$$\text{s.t. } y_i = w_i + z_i + o_i + t_i$$

$$C_i = c_i + \phi \sum_{i \neq j} c_j, \quad 0 \leq \phi \leq 1$$

効用関数と (A3) 式より1階の条件を解いて (A5) 式を得る。

$$(1 - v_i) \frac{\partial U_i}{\partial w_i} = \frac{\partial U_i}{\partial C_i} \tag{A5}$$

(A4) 式と (A5) 式よりパレート最適な条件は、

$$U_c^i + \phi \sum_{i \neq j} U_c^j = U_w^i, \quad U_c^j = \frac{\partial U_j}{\partial C_j}, \quad U_w^j = \frac{\partial U_j}{\partial w_j}, \quad \phi = \frac{v_i}{1 - v_i} \tag{A6}$$

(A6) 式より病院数が $n (i \neq j)$ のとき最適な繰入率 ( $v^*$ ) は

$$v^* = \frac{(n-1)\phi}{1 + (n-1)\phi} \tag{A7}$$

(A7) 式を用いて数値例を計算する。ある地域の代表的個人は、住所地の病院に加えて住所地以外の病院からも医療サービスを購入すると仮定する。患者の住所地と住所地以外の公立病院の合計数が2であり、住所地以外の病院での医療サービス購入割合が当該病院の5%であるとき、 $n=2$ ,  $\phi$

=0.05であり、(A7)式より $v^*=0.048$ である。

(A7)式を住所地以外の受診率 $\phi$ について解くと、 $n \geq 2$ において $\frac{dv}{d\phi} > 0$ が成り立つ。

この結果は、(A2)式と(A4)式より、住所地以外からの受診者が増えた(患者の流入率が高くなった)公立病院に対する繰入率を引き上げて良いことを意味する。逆に、パレート効率性の観点から、患者の流出率が高い地域の公立病院に対する繰入金は不適當であると考えられる<sup>16)</sup>。熊谷(2006)は、地域における公立病院の医師のシェアに比例する形で、公立病院に対して他会計から負担金が繰入れられていたことを見出したが、上述の分析より、地域における公立病院の医師の分布が患者の受診件数に対応していなければ、医師の分布に従った負担金の繰入れは効率的でないと考えられる。

## 謝辞

本研究は、文部科学省科学研究費助成金(基盤研究(B)15730131)「地方分権が社会保障システムの効率性・公平性に与える影響の分析(研究代表者・泉田信行)」から研究助成を受けている。日本経済学会2006年度春季大会において熊谷(2006)に対し、討論者の遠藤久夫氏(学習院大学教授)から大変有益なコメントを頂いた。また、本誌匿名のレフェリー、泉田信行氏(国立社会保障・人口問題研究所室長)、田中滋氏(慶應義塾大学教授)と藤井敦氏(北九州市立大学准教授)からも助言を頂いた。多くの助言と研究助成に感謝する。しかしながら、本稿に残る誤りはすべて筆者の責任である。

## 注

- 1 医療計画は、病院病床の適正配置を図るための医療圏と必要病床数を定める「必要的記載事項」と医療従事者の確保など「任意的記載事項」から構成されている。
- 2 Horev, Irena and Mukamel (2004) はジニ係数を用い、米国における30年間の医師数、病床数の分

布を所得と関連付けて分析した。医療サービスの不平等度を考察した結果、人口で基準化した指標は医療資源の有用性を決定する変数として十分ではないと論じている。

- 3 山田(2004a, 2004b)は、医療サービスの公平性もしくは医療サービスのアクセスの公平性に関する近年の研究を以下のように大別した。(1)医療サービスの給付額自体に注目した研究(遠藤・駒村1999)、(2)医療サービスの自己負担額に注目した研究(遠藤・篠崎2003)、(3)医療サービス利用の必要度と実際の利用の差に注目した研究(本多・大日2003)。
- 4 Zweifel and Breyer (1997)は、病院側の意向に左右されない外生的な変数に依存する収入を医業外収益であるとしている。彼らの理論モデルでは次の4点が想定されている。第1は、患者のタイプが一種類のみであることである(期間あたり症例数=患者数(X))。第2は、医療サービスの質(Q)は患者当たり医療サービス量に依存することである。この関数は原点に対して凹で、Qが最高水準となる点 $\gamma (=Y/X, Y$ は医療・看護サービス量(診療日数を含む))まで増加し、その後減少する。第3は、病床Zの管理・維持や医療サービスYの生産に用いられる生産要素の価格が一定であることである。生産要素価格が一定でかつZとYが所与の時、費用を最小化する要素投入量は $L^*(Y, Z), K^*(Y, Z)$ で一意に決定される。第4は、病院が必ずしも技術効率的に要素資源を用いていないことである。
- 5 田中(1996)は、医療機関の費用曲線を想定し、固定費や変動費の補助といった医療機関支援策が病院の費用構造に与える影響を分析した。シミュレーションの結果、病院に対して固定費を補助することによって、病院が医療サービス生産量を無理に拡大せずに、目標とする利潤を得ることができることを見出した。
- 6 ここで「公的医療機関」とは、都道府県、市町村その他厚生労働大臣の定める者の開設する病院、診療所をいう。厚生労働大臣が定める者とは、一部事務組合等地方公共団体の組合、国民健康保険団体連合会、普通国民健康保険組合、日本赤十字社、社会福祉法人恩賜財団済生会、厚生農業協同組合連合会、社会福祉法人北海道社会事業協会を指す。
- 7 「不採算地区病院」とは、(1)所有病床数が100

床未満又は1日平均入院患者数が100人未満、(2) 前年度における1日平均外来患者数が200人未満、(3) 当該病院の所在する市町村内に他に一般病院が存在しないか又は、所在市町村の面積が300km<sup>2</sup>以上で他の一般病院数が1に限られる、といった条件が満たされている病院を指す。

8 毎年度、地方財政計画に計上される「病院事業に対する一般会計からの繰出金（病院事業繰出金）」の所要額の一部について、普通交付税及び特別交付税により財政措置が講じられる。特別交付税に対しては、普通交付税において補足されなかった特別な財政需要がある地方公共団体に対して交付される税であるという規定がある。

9 熊谷・佐野(2003)の回帰分析の結果は次の通り。救急病院の告示ダミーは負に有意であり、救急病院の方がそれ以外の病院よりも固定資産を拡張していない。待機医師の確保など救急医療の供給体制を維持するために、救急告示病院は支給された補助金を非固定資産の整備に使用している可能性がある。1日平均外来患者数は、不採算地区以外の病院のみ正で有意であり、同地区の病院が患者数の増加に伴い設備の充実を行っていることがわかる。不採算地区病院において常勤医師のヶ月平均給与の回帰係数は負値である。他方、熊谷・佐野(2003)は、病床数がある程度整備されれば、病院は病床以外の固定資産を拡充しようとしたと推察している。回帰分析の結果より、1床当たり固定資産が病床数に関して最小となる水準は、不採算地区病院で約70床、それ以外の病院で約2175床と算出されており、不採算地区病院のうち70床を超える病院は約3割、それ以外の病院で病床を2175床以上有する病院は0である。よって、ほとんどの公立病院においては、1床当たり固定資産は病床数の増加に伴い減少するという傾向が当てはまるとしている。知野(1993)は、医療資源の要素費用の上昇は病院に医療収入を引き上げるような医療内容の調整を促すとしており、回帰係数は正値であると予想されたが、推定結果は逆の符号であった。知野(1993)と推定結果が異なる理由は、要素費用の代理変数が異なることに起因すると思われる。知野(1993)では要素費用の代理変数として病院当たり職員給与を採用している。

10 病院行動を特定化して医療サービスの効率性を分析した研究は多く、病院の費用関数の推定を通して、

医療サービスの効率性を分析できる。そのような研究の代表例としてBlank and Merckies(2004)を挙げることができる。山田(1998)は3形式の病院行動モデルすなわち、非営利企業、労働者経営企業、経営者経営企業を紹介した。非営利企業は生産量最大化あるいは質・量を最大化するよう行動し、労働者経営企業は医師一人あたり平均所得を最大化し、経営者経営企業は出資者かつ経営者である医師の所得を最大化するよう行動する。

11 後述する回帰分析において、説明変数が被説明変数の先決変数となるようマッチングした。

12 小林(1994)は、医師は診療所を開設するにあたって、個々の患者の通院時間が都市部よりもずっと長くなる人口の疎らな地域を進んで選ぶとはしないだろう、としている。熊谷(2006)は、公立病院の医師数のシェア(二次医療圏の医師数比)にほぼ比例する形で負担金が繰り入れられていたのに対し、医師数のシェアが大きい地区に有利な形で補助金が投入されていたことを明らかにした。不採算地域における経済的制約に起因する医師の偏在を念頭に置くと、医師数など供給側の変数に依存した繰入れは適当でないと思われる。他方、医業収益改善のために医師給与を削減することによって医師の地理的分布の偏りが大きくなるかもしれない。負担金比率と医師給与の相関係数は0.414、補助金比率と医師給与の相関係数は0.049であった。

13 この変数は3年ごとに作成である。公立病院が立地する地域と異なる地域の住民の医療ニーズをカバーしているため、公立病院が立地する地域の医療ニーズに限定して医療サービスの水平的公平性を分析することができない。福岡県内において、都市部にある病院への脳血管疾患患者の流入率は高い。

14 (3)式に対応する尤度関数を

$$L(\beta, \sigma) = \prod_{y_i=0} \left\{ 1 - F\left(\frac{x_i \beta}{\sigma}\right) \right\} \cdot \prod_{y_i>0} \left\{ \sigma^{-1} \cdot f\left(\frac{y_i - x_i \beta}{\sigma}\right) \right\}$$

と表すことができる。

ここで、 $\prod_{y_i=0}$ は $y_i=0$ の観測値、 $\prod_{y_i>0}$ は $y_i>0$ の観測値をそれぞれ掛け合わせることを意味している。

15 病床数比入院患者数に代えて、病床利用率を用いた場合の係数値は-0.0036で統計的に有意であった。

16 財源が税であるため、自治体の境界を超えて受診する患者に対応した繰入金の分配は容易ではない。

複数の自治体で一括に徴収した税を二次医療圏の範囲で取りまとめ、地方自治体からの医業外収益（ここでは他会計からの繰入金）として複数の公立病院に分配するという仕組みを構築しなければ、パレート効率的な資源配分を行うことができないと思われる。このような再分配を行う場合、循環器手術など高度な手術や長期の入院を余儀なくされる疾病に対する患者の流入率が高い地域の存在を念頭に置くべきであろう。また、上述の効用最大化問題に、民間病院での受診を追加的に考慮することによって、都市部における繰入金の在り方を検討することが可能になるとと思われる。

## 参考文献

- 1) Blank, J.L.T. and A.H.Q.M. Merckies. Empirical Assessment of the Economic Behaviour of Dutch General Hospitals. *Health Economics* 2004; 13 (3) : 265-280
- 2) Horev, T., Irena P-K and D B. Mukamel. Trends in Geographic Disparities in Allocation of Health Care Resources in the US. *Health Policy* 2004; 68 (2) : 223-232
- 3) Ohkusa, Y. and C, Honda. Horizontal Inequity in Health Care Utilization in Japan. *Health Care Management Science* 2003; 6: 189-196
- 4) Ogasawara, Nambu and Sakurai. Radiological equipment and staffs distribution in Hokkaido, Japan. (「北海道における放射線医療に関する分布」) 『医療経済研究』2004; 14: 17-26
- 5) Wagstaff, A. and E. van Doorslaer. Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care. *Journal of Human Resources* 2000; 35 (4) : 716-733
- 6) Zweifel, P. and F. Breyer. Hospital Services and Their Payment, in *Health Economics*, Oxford University Press. 1997: 267-299
- 7) 医療経済研究機構. 介護費等の決定構造に関する研究報告書(印南一路, 堀真奈美). 財)医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構 2002.
- 8) 泉田信行. 病床の地域配分の実態と病床規制の効果. 季刊社会保障研究 2003; 39 (2) : 164-173
- 9) 遠藤久夫, 駒村康平. 公的医療保険と医療アクセスの公平性. 季刊社会保障研究 1999; 35 (2) : 141-148
- 10) 遠藤久夫, 篠崎武久. 患者自己負担と医療アクセスの公平性-支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態-. 季刊社会保障研究 2003; 39 (2) : 144-154
- 11) 熊谷成将, 佐野洋史. 公立病院サービスの計量経済分析. 日本財政学会第60回大会報告論文(関西大学) 2003.
- 12) 熊谷成将. 公立病院に対する他会計からの繰入金と医療需要の公平性. 日本経済学会2006年度春季大会報告論文(福島大学) 2006.
- 13) 小林廉毅. 医療供給の視点から-医師数と医師の分布. 山岡和枝・小林廉毅. 医療と社会の計量学. 朝倉書店. 1994: 120-138
- 14) 高木安雄. 医療計画による医療供給体制の変化と問題点. 季刊社会保障研究 1996; 31 (4) : 388-399
- 15) 田中 滋. 補助金政策と病院のビヘイビア. 病院. 1996; 55 (11) : 30-34
- 16) 知野哲朗. 医療サービスと公立病院の選択行動. 季刊社会保障研究 1993; 29 (3) : 232-244
- 17) 知野哲朗, 中泉真樹. 公立病院の行動と地域的な医療格差. 鶴田忠彦編. 日本の医療経済. 東洋経済新報社. 1995: 129-150
- 18) 西村周三. わが国の医療制度と公立病院の選択行動. 季刊現代経済 1976; 22: 100-113
- 19) 福田吉治, 長谷川敏彦. 病床数増加の都道府県間格差をもたらした要因の分析. 病院管理 1999; 36 (2) : 31-35
- 20) 本多智佳, 大日康史. 健康の公平性. 大日康史編. 健康経済学. 東洋経済新報社. 2003: 267-285
- 21) 山田篤裕. 居宅介護サービスの公平性. 季刊社会保障研究. 2004a; 40 (3) : 224-235
- 22) 山田篤裕. 医療サービスへの公平なアクセス-OECD加盟国間の国際比較と残された分析課題-. 海外社会保障研究. 2004b; 149: 17-28
- 23) 山田 武. 病院の市場行動. 漆博雄編. 医療経済学. 東京大学出版会. 1998: 89-105

## 著者連絡先

近畿大学経済学部

熊谷 成将

〒577-8502 東大阪市小若江3-4-1

TEL : 06-6721-2332

FAX : 06-6726-3213

e-mail: narimasa@kindai.ac.jp

# Municipal Subsidies for Public Hospitals and Horizontal Equity in Health Care

Narimasa Kumagai \*, Doctor of Economics

## Abstract

The purpose of this paper is to investigate the relationship among the need for health care, the amount of health care service provided, and the money transfers to Japanese public hospitals from the viewpoint of horizontal equity. The current allocation system should be revised if horizontal inequity regarding money transfers to public hospitals exists, because individuals with the same need for health care should receive the same amount of health care and the same amount of money transfers to public hospitals, irrespective of the distribution of income.

For this analysis, we used a dataset combining the variables concerning residents' health status and the data of public hospitals. The major findings can be summarized as follows. First, outpatient care services had a pro-poor distribution effect in regard to the need for health care, but municipal subsidies had a pro-rich distribution effect in regard to need. Second, municipal subsidies were almost a horizontal equity for inpatients with cerebrovascular diseases; the subsidies were distributed so as to favor those who could be admitted to public hospitals located outside of their location of residence. Finally, public hospitals can gain revenue by increasing the utilization of beds under the direction of local government, allowing for a reduction in municipal subsidies.

From a theoretical point of view, we concluded that the money transfers to public hospitals are not efficient when their amount depends on a distribution of physicians which does not correspond to the number of doctor consultations.

[**key words**] concentration curve, horizontal equity, municipal subsidy, need for health care, public hospital

---

\* Associate Professor, School of Economics, Kinki University