

入院医療サービスの垂直的公平性と負担金の不平等度

熊谷 成将*

抄 録

医療サービスの分配に関して垂直的不公平に焦点をあてた実証研究は少ない。本研究では、集中度指数を用いて公立病院の入院医療サービスを下支えする負担金が垂直的公平に繰入れられていたかを明らかにし、マイル尺度を用いて負担金の不平等度を分析した。

近畿地方の市町村立病院のデータを用い、次の3点を明らかにした。(1)入院医療ニーズに対して患者あたり負担金が垂直的に公平であり、患者あたり入院医療費（1日）が垂直的にほぼ公平であった。健康状態が悪い地域への繰入れを重視すると、処置・手術比率が高い病院に有利な形で負担金が繰入れられ、入院患者数（1日平均）に対して患者あたり負担金が垂直的に不公平となる。(2)患者あたり負担金を構成する要素のうち入院患者あたり負担金の不平等度が最も大きい。平成17年度に医師あたり外来患者数の不平等度が大きくなり、患者あたり負担金の不平等の要因が変化した。この不平等の拡大は、平成16年度からの医師臨床研修制度導入の影響による。(3)入院患者の地域間移動を考慮に入れなければ、医師あたり外来患者数の病院間格差を過小に評価し、患者あたり負担金の不平等度を過大に評価する。

キーワード：公立病院、集中度指数、垂直的公平性、標準化死亡比、負担金、不平等度

1. はじめに

地方財政健全化法に基づき、平成20年度決算から自治体の財政指標として連結実質赤字比率が採用され、赤字の公立病院に対する一般会計からの繰入れが減額されると予想されている。しかし、一般会計からの繰入れに依存した公立病院の経営を早急に改善することは容易でないと思われる。医療活動による収益状況を表す医業収支比率は平成18年6月調査において民間病院が100.3であるが、公立病院の一般病院（精神、結核を除く）は89.4である。地方公営企業経営研究会編¹⁾によると、公立病院の一般病院（同）のうち23.8%が不

採算地区病院であり、不採算地区以外においても大半の公立病院が赤字である²⁾。公立病院の一般病院の病床規模別構成比は、100床以上300床未満の病院が36.4%、300床以上の病院が32.8%であり、公立病院は地域間で異なる生産構造を有している。それゆえ、地域の医療ニーズや疾病の地理的分布に対応する形で医療供給体制を存続させる方法を検討する必要がある。

保健医療サービスの財源を政府が担っている国や、政府による強い規制を受けた財源システムをもっている国は、普通、国民の中の選別の集団ごとにニーズが異なっていることを考慮に入れた、資源配分のシステムをもっている（大日・近藤²⁾）。このようなシステムの存在を念頭に置き、医療ニーズと公立病院の財源、医療サービス供給を関連付けた研究例は少ないと思われる。熊谷³⁾は、脳

* 近畿大学経済学部准教授

血管疾患の入院患者に医療ニーズを代表させ、負担金の水平的公平性を分析した。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（HIWV）の公平性を判断する指標としてHIWV（Wagstaff and van Doorslaer⁴⁾）を用いた熊谷³⁾は実証分析の結果、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と、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論じた。本稿では入院医療ニーズの指標として標準化死亡比を用い、熊谷³⁾と異なる角度から入院医療サービスを分析する。初めに、公立病院の入院医療サービスの垂直的公平性の程度を明らかにする。次に、入院医療サービスを下支えする負担金の要因分解を行う。この要因分解を通じて、負担金の不平等の要因を明らかにする。分析の対象は、近畿地方の市町村立病院である。

本稿の構成は次の通りである。2節で、入院医療ニーズと入院医療変数の関係を概観し、入院医療ニーズや入院医療サービスのアウトプット（医療成果）に対して垂直的公平に負担金が繰入れられていたかを考察する。3節で、患者あたり負担金の要因分解を行い、患者あたり負担金の不平等度を分析する。患者あたり負担金は入院患者あたり負担金、医師あたり外来患者数など5要素に分解できる。要因分解を通じて、患者あたり負担金の不平等の変化に解釈を与える。4節で、本稿の分析結果を要約する。

2. 入院医療費と負担金の垂直的公平性

医療サービスの分配に関する実証研究の多くは水平的不公平に焦点をあてている（Morris, Devlin and Parkin⁵⁾）。Wagstaff et al.⁶⁾は水平的公平と垂直的公平を次のように区別している。水平的公

平は所得水準などに関係なく同じ医療ニーズを有する人々が等しく医療資源を受け取ることであり、垂直的公平は異なるニーズがどのように治療されているかに関心がある。公平性に関する研究をサーベイしたStarfield⁷⁾は、医師数が十分な地域の医師に対して診療報酬を支給しない例（北欧諸国やカナダの州）を挙げて、医療資源をより公平に配分するよう医療従事者の密度を規制する政策を考察し、政策の目的は規制当局による（医療部門への）介入と明確に関連づけるべきであると論じている^{注2}。Sutton and Lock⁸⁾はスコットランドの死亡率を用いて、医療資源の配分が地理的に不均質であることにより、医療ニーズの高い者が相応の医療サービスを受けることができない問題を考察した。彼らは、地理的分配と垂直的公平のトレードオフを調整するメカニズムを表した。地域間の不均質性は、ニーズの異なるグループに対して医療資源を垂直的公平に配分できないことを意味する。Sutton⁹⁾はスコットランドにおけるGPサービスの利用を分析し、健康状態の良い者に有利な形でGPサービスの利用が垂直的不公平であったことを見出した。医療ニーズの低い者によって、健康状態が相対的に悪い者のGPサービスが搾取された形である。

本稿では、入院医療サービスの垂直的不公平の計測を通して、医療ニーズに応じて入院医療サービスが購入されているか、入院医療サービスを支える負担金が投入されているかを考察する。

地域を代表する入院医療ニーズの指標として、標準化死亡比（SMR: ベイズ推定値）を用いる。医療資源配分を論じる際、一般的なアプローチは、「年齢、性、罹患率などの集団の保健医療サービスのニーズを決める要因で重みをつけた人口に基づいて配分を行う」（大日・近藤²⁾）ことであるから、入院医療ニーズの指標としてSMR（ベイズ推定値）が最も望ましいと思われる。な

表1 SMRと入院医療変数の記述統計（近畿地方89病院）

| | SMR (全) | | 病床利用率 一般 (%) | 平均在院日数 (一般病床) | 患者あたり 入院医療費 円(1人1日) | 患者あたり 入院医療費 万円 | 処置・ 手術比率 | 患者あたり 負担金 1000円 |
|------|---------|-------|-----------------|------------------|---------------------------|----------------------|-------------|-----------------------|
| | 男 | 女 | | | | | | |
| 平均 | 101.6 | 101.6 | 80.2 | 21.0 | 31076.0 | 62.0 | 0.191 | 340.35 |
| 標準偏差 | 7.59 | 6.06 | 12.71 | 6.58 | 7502.60 | 11.34 | 0.072 | 244.15 |
| 変動係数 | 0.075 | 0.060 | 0.159 | 0.314 | 0.241 | 0.183 | 0.379 | 0.717 |

注) 患者あたり負担金のみ81病院である。

患者あたり入院医療費＝患者あたり入院医療費（1人1日）×平均在院日数 である。

データ出所) SMR：厚生労働省大臣官房統計情報部編「平成10年～平成14年 人口動態保健所・市区町村別統計」
SMR以外の変数：地方公営企業経営研究会編「平成14年度 地方公営企業年鑑（第50集）病院」

ぜならば、年齢構成の違いの影響を除いて死亡率を全国と比較した同変数には、住民の人口構成と健康状態の双方が考慮されているからである。SMRは、当該地域の実際の死亡数を当該地域の期待死亡数で除した比率に100を乗じた値であり、ある地域のSMRが基準値の100より大きいことは、その地域の死亡状況すなわち住民の健康状態が全国平均より悪いことを意味する。期待死亡数は、当該地域の年齢階級別人口と基準死亡率（＝全国の年齢階級別死亡数／全国の年齢階級別人口）の積和であり、基準死亡率（人口10万対死亡率、全国、平成15年）の主な内訳は男女の順に次の通りである。脳血管疾患（102.2, 105.8）、心疾患（126.0, 125.5）、肺がん（67.2, 23.3）、糖尿病（10.9, 9.5）。ベイズ推定値を用いる理由は以下の通りである。市区町村において死亡数が少なければSMRは大幅に変動するが、SMR（ベイズ推定値）は標本数の少なさに起因する偶然変動の影響を減少させた変数である。同変数は、当該市区町村を含む二次医療圏のSMRに基づいて算出されており、死亡数が0の市区町村においても、潜在的な発生率を示す値が表されている^{注3}。このような長所を有するSMR（ベイズ推定値）を、地域の入院医療ニーズを代表する変数とする。

表1に、近畿地方の入院医療変数の記述統計が

要約されている。表中のSMR（全）はすべての死因を考慮したSMR（ベイズ推定値）であることを意味しており、SMR（全、平成10年～14年）の標準偏差は男性の方が女性よりも大きい。近畿地方の公立病院89病院が立地する地域のSMR（全）は男女とも101.6であり、100を少し上回っている。従って、これらの地域の住民は全国平均よりも健康状態がやや悪い。公立病院のパフォーマンスを表す指標（平成14年度）を比較する。一般病床の病床利用率の平均値80.2%と標準偏差12.71から、60の病院が67.5%から93%の間の数字を記録していることが分かる。また、10以上の病院の病床利用率が70%を下回っており、この中には「病床利用率が3年連続で70%未満」（平成16～18年度）のため、病床数削減や診療所への転換を求められている病院が含まれている。公立病院の総数に対する病床利用率70%未満の病院数の比率を府県別に比較すると、近畿地方では和歌山県の比率が近年最も悪い^{注4}。

変動係数を用いて病院のパフォーマンスを比較する。処置・手術比率は処置・手術にともなう収入（患者あたり1日）が入院診療収入（同）に占める比率を表している。処置・手術比率の変動係数は0.379であり、平均在院日数の0.314を上回っている。処置・手術比率の差に着目することは、

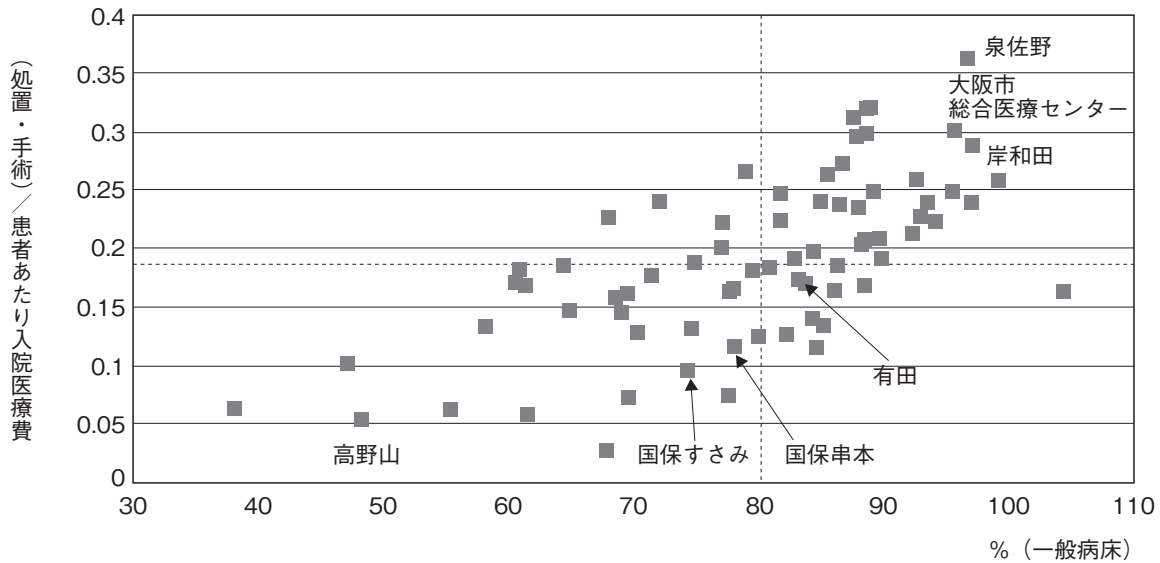


図1 病床利用率と処置・手術比率（平成14年度）

医療計画を整備する上で重要である。池上¹⁰⁾は高額な手術・処置・画像診断の実施率を、性・年齢構成等を調整したうえで他の県と比べ、低ければ県として整備すべきかどうかの基本方針を決め、県単位で財政調整を行うよう提言している。

図1を用いて病床利用率と処置・手術比率の関係を分析する。図中の2本の破線は病床利用率と処置・手術比率の平均値をそれぞれ表している。処置・手術比率と病床利用率の間には正の相関があり、両者の相関係数は0.607である（付表を参照）。処置・手術比率と病床利用率の双方が高水準の病院は、大阪・泉州圏の泉佐野病院である。同病院の処置・手術比率は0.36、病床利用率は96.8%であった。逆に、和歌山県内の病院の処置・手術比率と病床利用率が近畿地方の平均を下回っている点が注目される。高野山病院の処置・手術比率は0.05、国保すさみ病院のそれは0.1であった。処置・手術比率と平均在院日数の間には負の相関があり、平均在院日数と病床利用率の間には負の相関がある（付表を参照）。

他方、患者あたり負担金は、本稿において、負

担金の垂直的公平性の計測と負担金の不平等度の要因分解に用いられる重要な変数である。公立病院に対する一般会計からの繰入れを議論する際、代表的指標として一床あたり繰入金が用いられることが多い。しかしながら、繰入金を構成する負担金と補助金の性格は大きく異なり、補助金の投入状況は負担金のそれよりもばらつきが大きい。これらと病床利用率のばらつきの大きさを考慮して、患者数（1日平均）に対する負担金を考察の対象とする^{注5}。患者あたり負担金の標本平均は約34万円である。病床利用率と患者あたり負担金の関係に着目すると、病床利用率が低く、入院患者あたり負担金が高い病院が存在することが分かる。例えば、平成16～18年度において、処置・手術比率が高水準の大阪市総合医療センターよりも松原病院の方が、入院患者あたり負担金が多い。入院患者数が減少した病院に対して相対的に多くの負担金を繰入れることによって、当該病院の経営を一時的に支えることはできても、低所得の患者の医療費自己負担を軽減させることはできない。従って、診療内容と無関係に負担金を投入し

表2 患者あたり入院医療費と負担金の垂直的公平性

(平成14年度、近畿地方81病院)

| 垂直軸 | Ca, Cb | t値 | 下限 | 上限 | HIwv | t値 | 下限 | 上限 |
|--------------------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|
| 入院患者数 (1日平均) | -0.028 | -0.69 | -0.109 | 0.053 | | | | |
| 患者あたり入院医療費 (1日あたり) | -0.043 | -3.96 | -0.064 | -0.021 | -0.015 | -0.40 | -0.090 | 0.060 |
| 患者あたり入院医療費 | -0.039 | -2.91 | -0.066 | -0.012 | -0.011 | -0.31 | -0.083 | 0.061 |
| 負担金/患者数 (1日平均) | -0.006 | -0.12 | -0.105 | 0.093 | 0.022 | 0.42 | -0.082 | 0.125 |

注) 表中の「下限」と「上限」は、集中度指数とHIwvの推定値に対する95%信頼区間の下限と上限である。
データ出所) 筆者作成

た場合、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役割を負担金が果たせない。

以上より、病床利用率が低く、平均在院日数が長い病院は、入院医療サービスの供給を改善する必要がある。他方、公立病院のパフォーマンスを表す4変数と入院医療ニーズを代表するSMR(全, 男)の相関は小さい。これらより、近畿地方の公立病院においては、供給側の要因によって入院医療サービスの地域差が生じていると考えられる^{注6}。

これまでに、入院医療サービスの地域差の背後にある病院間のパフォーマンスの差を明らかにした。以下では、集中度指数を用いて入院医療ニーズに対して入院医療サービスが垂直的公平に供給されていたかを分析する。また、入院医療サービスのアウトプット(医療成果)に対して負担金が垂直的公平に繰入れられていたかを判断する指標として、HIwv(Wagstaff and van Doorslaer⁴⁾)を用いる。入院医療ニーズ(本研究ではSMR(全, 男))の累積相対比率を水平軸に昇順で並べ、垂直軸には入院医療ニーズに対応するよう入院患者数(1日平均)、入院医療費と患者数(1日平均)に対する負担金(患者あたり負担金)の累積相対比率を表す。患者数(1日平均)は、患

者一人1日あたりの診療収入比率(外来対入院)と外来患者数の積に入院患者数を加えた数である。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。患者あたり負担金の集中度指数をCa、入院医療サービスのアウトプットのそれをCbとすると、HIwvは入院サービスのアウトプットに対する患者あたり負担金の不公平の程度を表す。入院サービスのアウトプットを入院患者数(1日平均)とし、同変数と患者あたり負担金のデータを用いて集中曲線を描いたとき、患者あたり負担金の集中曲線が入院患者数(1日平均)の集中曲線より下側(右下方)にあれば、HIwvは正值であり、負担金が入院患者数(1日平均)の多い病院に対して有利に繰入れられていると判断できる^{注7}。

Wagstaff and van Doorslaer⁴⁾で提示された手順(regression method)に従い、(1)式をOLS推定することによってHIwvとその標準誤差の推定値を求める。HIwv=0を帰無仮説とするt検定とHIwvの95%信頼区間の計測を行い、垂直的公平性が維持されていたかを明らかにする。累積された変数を用いているため(1)式には系列相関が生じるが、表2の値は、その系列相関を修正し

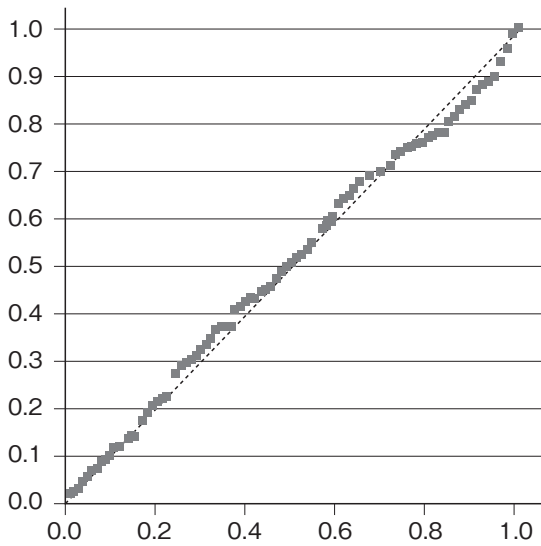


図2 医療ニーズに対する患者あたり負担金の分布

たNewey-Westの回帰推定値である。(1)式の δ の推定値がHIwvであり、 δ の標準誤差がHIwvの標準誤差の推定値である。 R_i は第*i*病院までの累積相対比率、 δ_R^2 はその分散、 C は定数項、 u_i は誤差項である。 h_i と b_i はそれぞれ集中度指数CaとCbの算出に用いる変数(水平軸の入院医療ニーズに対応する垂直軸の変数)である。 h^* は h_i の平均、 b^* は b_i の平均である。

$$2\delta_R^2\left[\frac{h_i}{h^*} - \frac{b_i}{b^*}\right] = C + \delta R_i + u_i \quad (1)$$

近畿地方全体では入院患者数(1日平均)の集中度指数(t値)が-0.028(-0.69)、患者あたり入院医療費(1日)の集中度指数(t値)が-0.043(-3.96)、患者あたり負担金の集中度指数(t値)が-0.006(-0.12)であった。患者あたり入院医療費(1日)は入院医療ニーズに対して垂直的にほぼ公平であった。入院医療ニーズに対して入院医療サービスのアウトプットと患者あたり負担金は、t値が統計的に有意でなかったため、垂直的に公平であったと考えられる。しかしながら、患

者あたり負担金の入院医療ニーズに対する垂直的公平性に関しては、解釈に注意を要する。図2において、水平軸に入院医療ニーズの累積相対比率が、垂直軸に患者あたり負担金の累積相対比率が表わされている。累積相対比率が0.7を上回る辺りから、健康状態が悪い地域にやや有利な形で負担金が繰入れられていることが分かる。これらの地域の過半は大阪府内の市町である。逆に、0.4を下回る辺りでは健康状態が良い地域(伊丹市、豊中市など)に有利な形で負担金が繰入れられている。これらの地域は他地域への流出患者数が多い。

近畿地方全体では患者あたり負担金のHIwv(t値)が0.022(0.42)であるから、入院患者数(1日平均)に対して負担金が垂直的に繰入れられていた。しかしながら、健康状態が良い地域と悪い地域を同じように評価し、ウエイトをつけずに負担金を繰入れることは、資源配分の観点から効率的でないと思われる。健康状態が悪い地域である大阪市や岸和田市の病院では処置・手術比率が高く、重症患者を相対的に多く受け入れているからである。

社会厚生関数を用いて、患者あたり負担金の効率性と垂直的公平性の間に存在するトレードオフについて考察する。近畿地方全体において患者あたり負担金(m_j)に係る社会厚生を最大化する関数(U)を(2)式のように定める。ウエイト α_i の系列は入院医療ニーズのランクに逆比例であり、健康状態が悪い地域に対する負担金の繰入れを重視していることを意味している。 α_i の最小値は0.2、平均値は1、最大値は2である。

$$U = \sum_{i,j=1}^N \alpha_i m_j \quad (2)$$

ウエイトづけされた患者あたり負担金($\alpha_i m_j$)の集中度指数を(1)式と異なる手順で算出した。ウエイトづけされたデータ系列のばらつきを考慮

表3 二次医療圏内外の患者の移動

| 施設所在地 病院 | 平成17 | | | | 平成14 | | | | 17/14 | | | |
|-------------|------------|--------|--------|-----|------------|--------|--------|-----|-------|--------|--------|------|
| | 総数 (千人) | 二次医療圏内 | 二次医療圏外 | | 総数 (千人) | 二次医療圏内 | 二次医療圏外 | | 総数 | 二次医療圏内 | 二次医療圏外 | |
| | | | 県内 | 県外 | | | 県内 | 県外 | | | 県内 | 県外 |
| 大阪府 | 94.5 | 63.5 | 21.9 | 6.2 | 92.3 | 62.5 | 21.1 | 5.6 | 1.02 | 1.02 | 1.04 | 1.11 |
| 豊能 | 8.9 | 5.4 | 2.2 | 1.2 | 8.5 | 5.0 | 2.2 | 1.2 | 1.05 | 1.08 | 1.00 | 1.00 |
| 三島 | 7.8 | 4.9 | 1.9 | 0.7 | 7.9 | 5.2 | 1.9 | 0.7 | 0.99 | 0.94 | 1.00 | 1.00 |
| 北河内 | 9.7 | 6.8 | 2.2 | 0.6 | 9.8 | 6.9 | 2.3 | 0.5 | 0.99 | 0.99 | 0.96 | 1.20 |
| 中河内 | 6.5 | 4.8 | 1.4 | 0.3 | 6.8 | 5.1 | 1.4 | 0.2 | 0.96 | 0.94 | 1.00 | 1.50 |
| 南河内 | 7.1 | 4.4 | 2.1 | 0.3 | 8.1 | 5.0 | 2.4 | 0.4 | 0.88 | 0.88 | 0.88 | 0.75 |
| 堺市 | 11.9 | 7.0 | 4.0 | 0.5 | 10.7 | 6.8 | 3.1 | 0.4 | 1.11 | 1.03 | 1.29 | 1.25 |
| 泉州 | 14.0 | 9.4 | 3.0 | 0.7 | 13.8 | 8.8 | 3.5 | 0.8 | 1.01 | 1.07 | 0.86 | 0.88 |
| 大阪市 | 28.6 | 20.9 | 5.0 | 2.1 | 26.7 | 19.8 | 4.3 | 1.4 | 1.07 | 1.06 | 1.16 | 1.50 |

データ出所) 厚生労働省大臣官房統計情報部編『患者調査』(平成14年, 平成17年)

するためである。集中度指数の計算の手順は次の通りである。第一に、ウエイトづけされた患者あたり負担金の系列をSMR(全, 男)の系列に回帰することにより、回帰方程式の切片と傾きの推定値(OLS推定値)を得た。第二に、病院の累積相対比率の分散(δ_R^2)とOLS推定値を用いて、デルタ法により集中度指数と同指数の標準誤差を算出した²⁸⁾。計算の結果、ウエイトづけされた患者あたり負担金の集中度指数(t値)は0.352(3.41)であった(95%信頼区間の上限と下限は順に0.558, 0.145)。ウエイト付けされた負担金を用いた場合、ウエイト付けしない場合(現行の負担金)と比べて、入院医療ニーズに対する患者あたり負担金の集中度指数の信頼区間がプラス方向へ移動し、 $Ca=0$ とする帰無仮説が5%有意水準で棄却される。従って、健康状態が悪い地域への繰入れを重視した場合、当該地域において重症患者を相対的に多く受け入れている病院に有利な形で負担金が繰入れられる。

ここで、負担金の追加的投入によって得られる限界便益がすべての患者において等しい場合、健康状態が悪い地域ほど医療成果に対する負担金の寄与度が大きいと考えられる。だが、このような分配を通じて患者あたり負担金の効率性を高めよ

うとすれば、患者あたり負担金の集中度指数が $Ca=0.352$ であり、かつ入院患者数(1日平均)の集中度指数(Cb)が0に近い値であればHIwvは0.35程度の正值を取り、入院患者数(1日平均)に対して患者あたり負担金は垂直的に不公平となる。一方、費用対効果の観点から、患者あたり負担金の投入の成果(年齢調整死亡率や平均寿命と負担金の関係)を議論することは難しい。健康状態が悪い地域に立地する病院は他地域からの流入患者比率が高いから、もしくは病院の経営悪化を防ぐことを目的として負担金が投入されているからである。

例えば、大阪府では入院患者数(1日平均)の多い病院に対して垂直的公平に負担金が繰入れられていないと思われる。他府県からの患者比率が高いためである。表3は二次医療圏ごとの入院患者数を表しており、右列で平成14年度と17年度の患者の移動を比較している。同表から大阪府内の病院への患者の流入状況が、二次医療圏間で大きく異なることが分かる。患者の流入率が最も大きな値を記録しているのは豊能圏であり、患者の10%が兵庫県から流入している。二次医療圏単位で患者数が最も多い大阪市には兵庫県、奈良県、京都府、和歌山県から患者が流入しており、県外か

表4 患者あたり負担金の変動

標本数80 (H14, H16, H17), 78 (H15), 77 (H18)

| 年度 | | 負担金／患者数 | 入院患者数／病床数 | 外来患者数／患者数 (1日平均) | 病床数／医師数 | 外来患者数／医師数 | 負担金／入院患者数 |
|----|------|---------|-----------|------------------|---------|-----------|-----------|
| | | Z | W | X | Y | A | B |
| 14 | 平均値 | 343.82 | 0.81 | 1.75 | 9.12 | 25.29 | 682.16 |
| | 標準偏差 | 243.67 | 0.12 | 0.32 | 2.50 | 7.03 | 468.18 |
| | 変動係数 | 0.71 | 0.15 | 0.19 | 0.27 | 0.28 | 0.69 |
| 15 | 平均値 | 350.05 | 0.84 | 1.70 | 8.68 | 24.13 | 698.11 |
| | 標準偏差 | 250.05 | 0.16 | 0.32 | 2.04 | 6.42 | 499.01 |
| | 変動係数 | 0.71 | 0.19 | 0.19 | 0.23 | 0.27 | 0.71 |
| 16 | 平均値 | 322.59 | 0.90 | 1.71 | 9.13 | 24.02 | 644.18 |
| | 標準偏差 | 221.27 | 0.53 | 0.33 | 4.45 | 7.25 | 484.99 |
| | 変動係数 | 0.69 | 0.59 | 0.20 | 0.49 | 0.30 | 0.75 |
| 17 | 平均値 | 337.06 | 0.86 | 1.69 | 9.21 | 24.40 | 650.61 |
| | 標準偏差 | 235.60 | 0.30 | 0.32 | 3.85 | 10.59 | 454.58 |
| | 変動係数 | 0.70 | 0.34 | 0.19 | 0.42 | 0.43 | 0.70 |
| 18 | 平均値 | 357.49 | 0.80 | 1.68 | 10.47 | 24.58 | 667.69 |
| | 標準偏差 | 272.06 | 0.27 | 0.31 | 9.27 | 15.43 | 477.62 |
| | 変動係数 | 0.76 | 0.33 | 0.18 | 0.89 | 0.63 | 0.72 |

データ出所) 地方公営企業経営研究会編『地方公営企業年鑑 病院』(第50集～第54集)

らの患者が患者総数に占める比率は平成17年度に7%を超えている。

平成14年度から17年度にかけて患者数が南河内で12%減り、堺市で11%増えた点が注目される。前者は、2つの公立病院(松原病院と藤井寺市民病院)の入院患者数減少が、後者は民間病院の入院患者数増加が影響した。平成17年度の入院患者数(1日平均)は、松原病院が20%減の159人、藤井寺市民病院は7%減の80人であった。府内で相対的に公立病院数が多い泉州圏において、二次医療圏内からの患者数が7%増加している。泉州圏の病院間で入院患者が移動を強いられたためと推察される。平成17年度の入院患者数(1日平均)は、公立忠岡病院が59%減の22人、和泉市立病院が13%減の234人、貝塚病院が4%増の239人、阪南市立病院が6%増の134人であった^{注9)}。これらの地域間における患者の移動を考慮し、患者あたり負担金の費用対効果を分析することは難題であると思われるが、それぞれの病院に対する患者あ

たり負担金の繰入れが過剰であったかを不平等度の観点から検討することは可能である。

3. 患者あたり負担金の不平等度

前節と同様に、患者数(1日平均)に対する負担金を考察の対象とする^{注10)}。患者数(1日平均)を構成する変数である外来患者数と入院患者数を用いて、患者あたり負担金の要因分解を行う。患者あたり負担金(Z)は病床あたり入院患者数(W)、患者数(1日平均)に占める外来患者数(X)、医師数に対する病床数(Y)、医師あたり外来患者数(A)と入院患者あたり負担金(B)に分解可能である($Z = W \times X \times Y \times B / A$)。

表4より平成16～18年度の間、患者あたり負担金の平均値と標準偏差がともに増加していることが分かる。患者あたり負担金を構成する変数の中で、入院患者あたり負担金の変動係数が最も高水準で推移しているため、患者あたり負担金の変動

表5 患者あたり負担金の要因分解 (ウエイト: 1日平均患者数)

| 年度 | 負担金／ 患者数 | 入院患者数 ／病床数 | 外来患者数／ 患者数 (1日平均) | 病床数／ 医師数 | 医師数／ 外来患者数 | 負担金／ 入院患者数 | 残余項 |
|----|-------------|---------------|----------------------|-------------|---------------|---------------|---------|
| | T (z) | T (W) | T (X) | T (Y) | T (1/A) | T (B) | |
| 14 | 0.1916 | -0.0467 | 0.0148 | 0.1166 | -0.0527 | 0.2393 | -0.0797 |
| 15 | 0.2220 | -0.0314 | 0.0008 | 0.1037 | -0.0447 | 0.2824 | -0.0888 |
| 16 | 0.2328 | 0.0282 | 0.0055 | 0.1738 | -0.0609 | 0.3119 | -0.2257 |
| 17 | 0.2126 | 0.0052 | 0.0024 | 0.1645 | -0.0691 | 0.2840 | -0.1744 |
| 18 | 0.2086 | -0.0246 | 0.0029 | 0.2808 | -0.0732 | 0.2520 | -0.2294 |

注) 標本数は表5と同じ。

表6 患者あたり負担金の要因分解 (ウエイト: 病院数)

| 年度 | 負担金／ 患者数 | 入院患者数 ／病床数 | 外来患者数／ 患者数 (1日平均) | 病床数／ 医師数 | 医師数／ 外来患者数 | 負担金／ 入院患者数 | 残余項 |
|----|-------------|---------------|----------------------|-------------|---------------|---------------|---------|
| | T (z) | T (W) | T (X) | T (Y) | T (1/A) | T (B) | |
| 14 | 0.2305 | 0.0123 | 0.0162 | 0.0319 | 0.0312 | 0.2185 | -0.0797 |
| 15 | 0.2476 | 0.0182 | 0.0173 | 0.0256 | 0.0294 | 0.2460 | -0.0888 |
| 16 | 0.2786 | 0.0976 | 0.0187 | 0.0700 | 0.0331 | 0.2850 | -0.2257 |
| 17 | 0.2524 | 0.0482 | 0.0180 | 0.0582 | 0.0506 | 0.2518 | -0.1744 |
| 18 | 0.2708 | 0.0574 | 0.0176 | 0.1304 | 0.0614 | 0.2334 | -0.2294 |

注) 標本数は表5と同じ。

に同変数が大きな影響を与えていたと推察される。また、平成15～18年度の間、医師あたり外来患者数の変動係数が増え続けている。その間、同変数の平均値は微増であるが、医師数の標準偏差の増加が医師あたり外来患者数の変動係数の増加に寄与した。その結果、病院間において医師の繁忙度の格差が広がったと考えられる。

以下では、Theil¹¹⁾ のタイル尺度 (Theil's second measure もしくは平均対数偏差) を用いて負担金の不平等度を分析する。Cheng and Li¹²⁾ の手順に従ってタイル尺度を分解し、患者あたり負担金の要因分解を行う。彼らの貢献の一つは、Duro and Esteban¹³⁾ のタイル尺度の要因分解に登場する乗法成分 (multiplicative components) に対して説明を与えたことである。 n_i を第*i*病院のウエイト、 μ を患者あたり負担金の平均、 z_i を第*i*病院の患者あたり負担金とすると、患者あた

り負担金のタイル尺度 $T(Z)$ は、

$$T(Z) = \sum_{i=1}^N n_i \ln \left(\frac{\mu}{z_i} \right)$$

である。 $Z = W \times X \times Y \times B / A$ だから、

$$T(Z) = T(W) + T(X) + T(Y) + T(B) + T\left(\frac{1}{A}\right) + \ln \left(\frac{\mu}{\mu_W \mu_X \mu_Y \mu_B \mu_A} \right) \quad (3)$$

である。ここで、 $\mu_j, j = W, X, Y, B, \frac{1}{A}$ はそれぞれ病床あたり入院患者数 (W)、患者数 (1日平均) に占める外来患者数 (X)、医師数に対する病床数 (Y)、入院患者あたり負担金 (B) と外来患者あたり医師数 (1/A) の平均である。(3)式において、病床利用率の近似としての病床あたり入院患者数の患者あたり負担金への寄与を第1項で、入院患者あたり負担金の患者あたり負担金への寄与

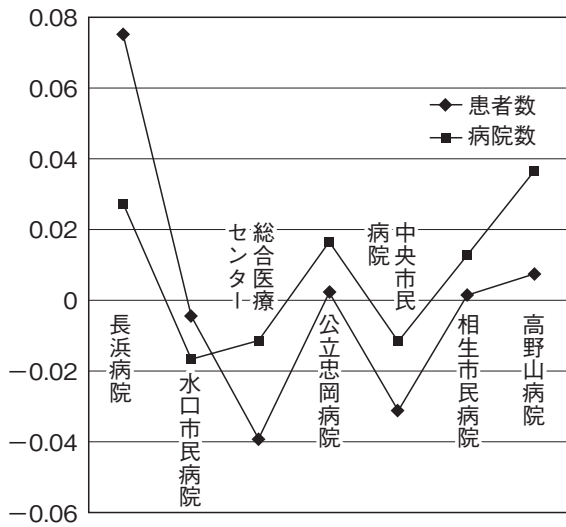


図3 患者あたり負担金の不平等度の比較 (平成18年度)

を第4項でみることができる。(3)式による要因分解の結果が表5と表6に要約されている。表5は患者数をウエイトに用いた結果、表6は病院数をウエイトに用いた結果である。表5と表6より、期間全体を通して、入院患者あたり負担金の不平等度が最も大きいことが分かるが、平成18年度に医師数に対する病床数の不平等度が0.2808(表5)と大きくなり、患者あたり負担金の不平等の要因が変化したことが注目される。期間全体を通して病床数の変化はわずかであり、医師数に対する病床数の不平等の拡大は、医師数の減少、すなわち平成16年度からの医師臨床研修制度の導入を契機とする大学の派遣医師引き揚げの影響による。医師数に対する病床数の不平等の拡大に伴い、平成18年度に残余項(乗法成分)が-0.2294と絶対値が大きくなった。残余項が負値であることは、Cheng and Li¹²⁾の解釈に従うと、5要素(病床あたり入院患者数、患者数(1日平均)に占める外来患者数、医師数に対する病床数、医師あたり外来患者数と入院患者あたり負担金)の間に負の相関があることを意味している。従って、患者あたり負担金の不平等を是正する際、入院患

者あたり負担金の不平等度だけに焦点をあてるのではなく、医師数に対する病床数や医師あたり外来患者数の不平等度にも注意を払うべきである。医師の偏在が恒常化すれば、医師数に対する病床数の不平等度などが小さくならず、患者あたり負担金の不平等の是正が困難になるかもしれない。

不平等度の水準を比較する。 $T(Z)$ は表6の方が高い水準で推移している。病院数をウエイトに用いた場合、 $T(W)$ と $T(1/A)$ が $T(Z)$ を押し上げていることを表6から読み取ることができる。 $T(W)$ は表5よりも表6の方が大きく、これは病床利用率の病院間格差が反映された結果である。 $T(1/A)$ の値も表6の方が大きい。患者数をウエイトに用いた場合と比べて、外来患者あたり医師数の不平等度が大きい(医師あたり外来患者数の不平等度が小さい)という結果である。これは、入院患者の地域間移動を考慮に入れなかった場合、外来患者に対する医師の繁忙度の病院間格差を過小に評価し、その結果として、患者あたり負担金の不平等度を過大に評価することを示唆していると考えられる。

平均対数偏差とAtkinson¹⁴⁾のアトキンソン指数(AI)は、それぞれ分布の下層と分布の両端の影響を受ける。上述の分析結果を補うために、患者数をウエイトに用いて患者あたり負担金のAIを算出した^{注11}。格差の回避度を $\varepsilon=1$ とした時のAIは、平成14年度から順に0.1744, 0.1991, 0.2077, 0.1915, 0.1882であり、 $T(Z)$ とAIの増減は同じ傾向であった。

患者あたり負担金のタイル尺度 $T(Z)$ を病院間で比較する。ウエイトづけした患者あたり負担金の不平等度の差に着目して、病院の特性や経営状況に起因する負担金の病院間格差を明らかにする。この方法の長所は、一定地域内の病院における患者あたり負担金の不平等度を是正する際、ターゲットとする病院を明らかにできる点である。

患者数をウエイトに用いた $T(Z)$ ◆と病院数をウエイトに用いた $T(Z)$ ■が図3に表わされている。計測された2種類の病院別マイル尺の乖離幅が絶対値で大きい病院（◆と■の差が大きい7病院）を図示した。◆のプラスの突出した値は患者あたり負担金が相対的に少ない病院を、逆に◆のマイナスの突出した値は患者あたり負担金が相対的に多い病院を表している。前者は経営状況が良い病院であり、後者は主に処置・手術比率が高い病院である。プラスの領域において◆を■が大幅に上回っている場合、患者数を増やす必要がある。このような病院は、患者数が増加しなければ廃院の候補となろう。

4. おわりに

入院医療ニーズに対して公立病院の入院医療サービスが垂直的公平に供給されていたか、入院医療サービスのアウトプットに対して負担金が垂直的公平に繰入れられていたかを実証的に明らかにし、負担金の不平等度を分析した。近畿地方の市町村立病院のデータを用いた分析によって次の3点を明らかにした。

第一に、近畿地方全体では、入院医療ニーズに対して患者あたり負担金が垂直的に公平であり、患者あたり入院医療費（1日）が垂直的にほぼ公平であった。半面、大阪府では入院患者数（1日平均）の多い病院に対して垂直的公平に負担金が繰入れられていないと推察される。他府県から患者が多く流入しているためである。健康状態が悪い地域への繰入れを重視した場合、当該地域において重症患者を相対的に多く受け入れている病院に有利な形で負担金が繰入れられ、入院患者数（1日平均）に対して患者あたり負担金が垂直的に不公平となることを明らかにした。

第二に、医師あたり外来患者数の変動係数が増

加傾向にある。患者あたり負担金を構成する要素のうち入院患者あたり負担金の不平等度が最も大きいのが、平成17年度に医師あたり外来患者数の不平等度が大きくなり、患者あたり負担金の不平等の要因が変化した。この不平等の拡大は、平成16年度からの医師臨床研修制度の導入を契機とする大学の派遣医師引き上げの影響による。

第三に、病院数をウエイトに用いた場合、患者数をウエイトに用いた場合よりも医師あたり外来患者数の不平等度が小さい。入院患者の地域間移動を考慮に入れなければ、外来における医師の繁忙度の病院間格差を過小に評価し、患者あたり負担金の不平等度を過大に評価することを指摘した。また、ウエイトづけした患者あたり負担金の不平等度の差を用いて、負担金の病院間格差を明らかにした。患者数をウエイトに用いた場合よりも、病院数をウエイトに用いた場合の患者あたり負担金の不平等度が正值で大きい病院は、患者数を増加させるべき病院である。

謝 辞

本研究は、文部科学省科学研究費補助金（若手研究19730188）から助成を受けている。旧稿に対して、医療経済学会第三回研究大会討論者の小椋正立教授（法政大学）と匿名のレフェリーから大変有益なコメントを頂戴した。本研究に対する助言と助成に感謝する。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 医業収支比率は医業費用に対する医業収益の比率である。民間病院の医業収支比率は、全国公私病院連盟『病院経営実態調査報告』による。「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300km²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。
- 2 Starfield⁷⁾ は、早期発見や予防の推進といった効率的な保健サービスは、疾病の重症度の格差を小さくするうえで大きなインパクトがあるとしている。
 - 3 市区町村のSMR（ベイズ推定値）の推定に用いられた事前分布はガンマ分布である。SMRを入院医療ニーズの指標として用いる本稿とは正反対に、Oliveira and Bevan¹⁵⁾ は、相対的リスクの指標としてポルトガルのSMRは信頼できないとしている。
 - 4 一般病床の病床利用率が平成14年度に50%に達しなかった高野山病院では、医師不足で手術ができず、手術を伴う患者は車で2時間かかる病院を紹介する状態であると報道されている。医師不足の影響は病床利用率が高い病院にも及んでいる。大阪・泉州圏の泉佐野病院と貝塚病院は平成20年4月に両病院の産婦人科を統合し、泉佐野病院が分娩を、貝塚病院が婦人科の手術を担当する（『日本経済新聞』平成19年11月16日付朝刊 地方経済面）。
 - 5 処置・手術比率が高い病院のうち、大阪市総合医療センター（大阪市都島区）の患者あたり入院医療費が94.3万円で突出している。この病院の1日平均入院患者数は994人であり、近畿地方89病院の1日平均230人の4倍を上回っている。また、患者あたり入院医療費が2番目に高い中央市民病院（神戸市中央区）の1日平均入院患者数は853人である。中央市民病院の現在の名称は、神戸市立医療センター中央市民病院である。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る。熊谷³⁾ は、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している。
 - 6 泉州圏の病院と和歌山県内の病院を処置・手術比率や平均在院日数といった指標で比較すると、両者の差は大きい。熊谷¹⁶⁾ は「病床数削減や診療所への転換を求められている和歌山県内の病院において今後、入院医療サービスが質・量の両面で向上するとは思えない」としており、その理由として、医師不足の病院では手術を行えないなどの理由で新規の入院患者が増えないため、病床利用率を高くすることが難しいことを挙げている。
 - 7 高塚・西村¹⁷⁾ は一般病床における入院医療サービスのアウトプットの指標として、1日平均入院

患者数よりも一床当たり年間退院患者数の方が妥当であるとしている。本稿では、入院医療サービスの生産性を分析の対象としていないので、アウトプットの指標として一般的な1日平均入院患者数を用いた。負担金は、収益的支出目的のために当該自治体の他会計から繰入れられる。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、低所得者の医療費自己負担を軽減させる役割を負担金が担っていると考えられることができる。他方、わが国において入院患者の自己負担割合が低い理由として、池上¹⁸⁾ は次の2点を指摘している。第1に、高齢者の自己負担が原則1割に留まっていることであり、第2に、高額療養費制度があるために、自己負担が一定額（所得により異なる）を超えると、当該額を超えた部分の自己負担割合は1%に留まることである。

- 8 このように患者の重症度や病院の経営状況を考慮した形で患者あたり負担金を配分すると、ウェイトづけしないと比べて患者あたり負担金の総額が多くなる。

集中度指数の分散 = 病院の累積相対比率の分散 × 集中度指数(推定値) の2乗である。
- 9 県外から1日平均2087人（=28600×0.073）の入院患者が流入しており、大阪市においては既に、入院医療サービス供給に係る二次医療圏の概念が崩れているように思われる。

泉州圏では、公立忠岡病院に次いで阪南市立病院が廃院を検討している。平成16年度からの新しい医師臨床研修制度を契機とする大学の派遣医師引き揚げの影響を受けた公立忠岡病院では、15年度に9人在籍していた常勤医が16年度に5人、17年度に3人となり、患者数が大幅に減少した。地方交付税の減額により町の一般会計からの繰入金が減って病院経営が一段と悪化し、19年3月に廃院した。阪南市立病院は内科入院・外来診療を19年7月から休止している。
- 10 平成14年度から平成17年度までの患者あたり負担金の平均値（338.30）と平成18年度の患者あたり負担金（357.49）に対して、平均値の差の検定を行った。検定の結果、 $t = -0.62$ で「平均値が等しい」という帰無仮説を棄却できなかった。
- 11 $\varepsilon = 1$ とした時のAIは $AI = 1 - e^{-T(\varepsilon)}$ である。病院数をウェイトに用いたAI（ $\varepsilon = 1$ ）は0.2059、

付表 SMRと入院医療変数の相関

(平成14年度)

| | | SMR (全男) | 病床利用率一般 (%) | 平均在院日数 (一般病床) | 患者あたり入院医療費 円 (1人1日) |
|------------|----------|----------|-------------|---------------|---------------------|
| SMR (全男) | 男 | | | | |
| 病床利用率 | 一般 (%) | -0.024 | | | |
| 平均在院日数 | (一般病床) | 0.049 | -0.305 | | |
| 患者あたり入院医療費 | 円 (1人1日) | 0.045 | 0.602 | -0.658 | |
| 処置・手術比率 | % | 0.010 | 0.607 | -0.560 | 0.904 |

0.2193, 0.2431, 0.2231, 0.2373であった。

参考文献

- 1) 地方公営企業経営研究会編. 地方公営企業年鑑 (第54集). (財) 地方財務協会 2008
- 2) 大日康史・近藤正英訳. 国際的視点から学ぶ 医療経済学入門. 東京大学出版会2004 (B. McPake, L. Kumaranayake, C. Normand. Health Economics : An International Perspective. NY : Routledge, 2002)
- 3) 熊谷成将. 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. 医療経済研究 2007 ; 19 (1) : 37-51
- 4) 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
- 5) Morris, S., N. Devlin and D. Parkin. Equity in Health Care. Economic Analysis in Health Care. Wiley, 2007 : 183-205
- 6) Wagstaff, A., E. van Doorslaer and P. Paci. On the measurement of horizontal equity in the delivery of health care. Journal of Health Economics 1991 ; 10 : 169-205
- 7) Starfield, B. State of the Art in Research on Equity in Health. Journal of Health Politics, Policy and Law. 2006 ; 31 (1) : 11-32
- 8) Sutton, M. and P. Lock. Regional differences in health care delivery : implications for a national resource allocation formula. Health Economics. 2000 ; 9 : 547-559
- 9) Sutton, M. Vertical and horizontal aspects of socio-economic inequity in general practitioner contacts in Scotland. Health Economics. 2002 ; 11 : 537-549
- 10) 池上直己. 地域医療計画の課題と新たな展開. 田中滋・二木立編. 保健・医療提供制度. 勁草書房 2006 : 23-45
- 11) Theil, H. Economics and Information Theory. Amsterdam : North-Holland, 1967
- 12) Cheng, Y. and S. Li. Income inequality and efficiency : A decomposition approach and applications to China. Economics Letters. 2006 ; 91 : 8-14
- 13) Duro, J. A. and J. Esteban. Factor decomposition of cross-country income inequality, 1960-1990. Economics Letters. 1998 ; 60 : 269-275
- 14) Atkinson, A. B. On the measurement of inequality. Journal of Economic Theory. 1970 ; 2 (3) : 244-263
- 15) Oliveira, M. D. and G. Bevan. Measuring geographic inequities in the Portuguese health care system : an estimation of hospital care needs. Health Policy. 2003 ; 66 : 277-293
- 16) 熊谷成将. 世代間と地域間における医療資源の配分—診療報酬改定と病床偏在の影響—. 文部科学省科学研究費補助金 基盤研究 (B) 17330072 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報告書 (主任研究者・泉田信行). 2008 : 365-382
- 17) 高塚直能・西村周三. 入院医療サービスの生産性評価に用いるアウトプット指標の妥当性評価 一床当たり年間退院患者数と病床利用率の比較. 病院管理2006 ; 43 (2) : 103-115
- 18) 池上直己. 社会保障給付のサービスパッケージ : 国立社会保障・人口問題研究所編. 社会保障制度改革 日本と諸外国の選択. 東京大学出版会2005 : 203-236

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

Vertical Equity and Inequality of Allotments

Narimasa Kumagai*

Abstract

Most empirical studies have neglected vertical equity in the distribution of health care services, focusing instead on horizontal equity. The present paper aims to investigate the relationships among the need for inpatient care, the amount of inpatient care services provided, and money transfers to Japanese municipal hospitals in the Kansai region from the viewpoint of vertical equity. The Standardized Mortality Ratio (SMR), which is a Bayes estimator, was used as an indicator of the need for inpatient care. Data from 89 municipal hospitals were collected from *The Yearbook of Public Firms, Edition for Hospitals*. Concentration index and Theil's second measure were used to analyze the distribution of allotments to municipal hospitals.

The major findings can be summarized as follows. First, allotments per patient per day showed vertical equity in need for inpatient care, and inpatient cost per inpatient per day almost reached vertical equity throughout the Kansai region. However, allotments showed vertical inequity in the number of inpatients per day after taking into account the overall social welfare regarding the distribution of allotments. Second, inequality in allotment per inpatient was the largest with regard to allotment per patient per day. Inequality in the number of outpatients per physician increased in 2005 compared to previous years. This was caused by the movement of physicians following the introduction of a new in-service training system. Third, disparities in physician visits are underestimated when we do not take into account the flow of inpatients and overestimate the extent of inequality in allotments per patient per day.

[**Key words**] allotments (municipal subsidy), concentration index, inequality, municipal hospital, standardized mortality ratio, vertical equity

* Associate Professor, Faculty of Economics, Kinki University