

## 投稿：論文

病床数と入院医療費に関する再考：  
基準病床数を用いた固定効果操作変数推定アプローチ片岡 栞ほか<sup>\*1</sup>，湯田 道生<sup>\*2</sup>

## 抄 録

本稿では、2000年度から2007年度にわたる二次医療圏単位のパネルデータを使用して、千人当たり病床数（設置病床密度）が国民健康保険被保険者の一人当たり入院医療費に与える影響を推定した。病床数は各医療機関の設備投資行動によって決定されるが、わが国では、都道府県が策定する地域医療計画において定められる二次医療圏ごとの基準病床数を上限としてその増減が認められている（病床規制）。本分析では、そうした制度的な背景を踏まえて、千人当たり基準病床数（基準病床密度）を設置病床密度の操作変数として分析を行った。その結果、一般的に広く知られている設置病床密度と一人当たり入院医療費の強い正の相関は、病床過剰圏域の傾向が反映されたものであるが、その弾力値は非弾力的であることが分かった。また、設置病床数が基準病床数に満たない圏域では、二次医療圏の固定効果と病床設置の内生性を考慮することによって、この影響は限定的にとどまることが分かった。

キーワード：基準病床数（病床規制）、入院医療費、国民健康保険、固定効果操作変数法、局所平均措置効果

社会保障研究 2021, vol.6, no.3, pp.330-345.

## Ⅰ 序論

世界にも類を見ない少子高齢化に伴って、高騰する医療費の適正化や費用負担の在り方が官民のさまざまなレベルで活発に議論されて久しい。近年では、財政制度等審議会・財政制度分科会（2018）が、地域の医療供給体制の適正化を通して医療費の適正化を目指すという提言を発表したことや、人口減少社会における医療資源の最適な再配分を目指すために、地域の公的・公立病院に対して、医療機関としての役割や医療機能別の病床

数の見直しの検討要請を出した厚生労働省医政局地域医療計画課（2019）など、具体的な提案が示されたことは記憶に新しい。

医療供給体制については、特に病床数が、我が国の医療費の約三分の一を占める入院医療費と強い正の相関があることを多くの研究が指摘している<sup>1)</sup>。例えば、1981年、1993年、1994年前後のクロスセクションデータをそれぞれ用いて分析を行った前田（1985）、Tokita and Chino（1997）、印南（1997）からは、この正の相関が数十年前から存在していたことがうかがえる。また、介護保険制度導入前の高齢者の入院医療費の都道府県格差とそ

<sup>\*1</sup> 中京大学経済学部（則竹亮佑，藤井友也，星野皓，柳田康太郎）

<sup>\*2</sup> 東北大学大学院経済学研究科

の決定要因を検証した知野（2003）では、1983～1999年の都道府県別のpooledデータを使って、病床数が入院医療費に正で有意な影響を与えていることが確認されている。近年では、1984～2007年の都道府県別パネルデータを使った今村・印南・古城（2015）が、千人当たり病床数が一般・老人それぞれの一人当たり入院診療費に対して正で有意な影響を与えていることを確認しているが、推定された弾力値は一般がおよそ0.3、老人がおよそ0.4程度と非弾力的であったことを報告している。比較的近年の海外の研究では、Fisher et al.（2000）が、1990年のU. S. センサスからの抽出されたデータを使って、一人当たり病床数と医療利用の間に正の相関があることを確認しており、米国の州レベルのパネルデータを使ったWang（2009）も、病床数が入院医療費の増加要因の一つであることを確認している。また、Freedman（2016）は、新生児集中治療室の前日の空き状況が利用状況に与える影響を分析し、重体な乳幼児の利用は変わらないが、新生児の体重によってはその利用が増えることを明らかにしている。一方で、介護施設に対する規制緩和の影響を検証したGrabowski and Gruber（2007）では、利用対象者の拡大やMedicaid診療報酬の増加、そして病床の拡張が介護施設利用に与えた効果は一貫して確認されていない。

本稿の目的は、2000年度から2007年度にわたる二次医療圏単位のパネルデータを使用して、千人当たり病床数（以下、「設置病床密度」と示す）が一人当たり入院医療費に与える影響を推定することである。本分析では、上述した日本の先行研究が抱えている二つの分析上の問題を改善して、より精度の高い因果効果の推定を試みている。第一

の改善は、都道府県別データではなく、二次医療圏別のデータを用いている点である。次節で詳述するが、地域の病床総数の上限である基準病床数（いわゆる病床規制）は二次医療圏ごとに設定される。しかし、都道府県内でも設置病床密度などの医療資源や医療利用に影響しうる地域属性には偏りがあると考えられるため、それらが集約された都道府県別データを使った分析では、そうした異質性を考慮することができず、場合によっては、得られた結果が偏っている可能性がある。より詳細な分析を行うことを考えれば個票データの利用が望ましいが、未受診者をも含む全国的で包括的な個人レベルのデータベースが整備されていない現状を踏まえれば、基準病床数の最小行政単位である二次医療圏別の集計データを用いて分析することには大きな意義がある。第二の改善は、設置病床数の内生性の問題に対応している点である。日本の先行研究では病床数を外生変数として取り扱っているが、二次医療圏内で設置される病床の総数は、病床規制という上限（制約）のもとで、個々の医療機関の設備投資行動によって変動するものである。また、基準病床数はその圏域における過去の医療提供の実績も考慮されるため、都市部などの人口・医療機関の密集地域ほど基準病床数は多くなる傾向がある。これらは、設置病床数と基準病床数の間には正の相関があることを示唆しており、この関係を考慮していない先行研究の推定値は過大に推定されてきた可能性が高い。本分析では、基準病床数を設置病床数（正確には、いずれも対人口数の変数）の操作変数として回帰分析を行うことで、この問題に対応する。こうして得られる精度の高い推定結果は、今後の医療提供体制の在り方を議論するうえで重要な基

<sup>1)</sup> ここで紹介していない我が国における入院医療利用に関する実証研究には、泉田（2004）、鎌倉・泉田・野口（2012）およびNoguchi（2015）がある。泉田（2004）は、1996～2000年度の健康保険組合のレセプトデータをエピソードレベルに変換したミクロデータを用いて分析を行っているが、病床数に関する変数は含まれていない。鎌倉・泉田・野口（2012）は、2000年1月から2009年12月にわたる『医療施設調査』と『病院報告』（いずれも厚生労働省）の医療機関体の月次パネルデータを使って、隣接病院の廃止や休止がその後の地域の病院の受け入れ患者数に与えた効果を推定し、入院・在院・退院・外来患者に対して短中期的にさまざまな影響を与えることを確認している。Noguchi（2015）は、1984～2008年の『病院報告』と『医療施設調査』をマージした医療機関単位の個票データを使用して、入院医療に対する出来高払いの診療報酬改定が、患者・看護師比率や平均在院日数を有意に減少させたことを確認している。

礎資料の一つとなるであろう<sup>2)</sup>。固定効果推定による分析の結果、一般的に広く知られている設置病床密度と一人当たり入院医療費の強い正の相関や因果効果は、病床過剰圏域の傾向が反映されたものであるが、その弾力値は0.110～0.182と先行研究で計測されてきたよりも非弾力的であることが分かった。また、設置病床数が基準病床数に満たない圏域においては、二次医療圏の固定効果と内生性を考慮することによって、この影響は限定的にとどまることが分かった。これらの結果は、設置病床密度と一人当たり入院医療費の強い正の相関を前提としていたこれまでの政策論議の妥当性に疑問を呈さざるを得ないことを示唆するものである。

本稿の構成は以下の通りである。次節では基準病床数制度の概略についてまとめる。Ⅲ節では、分析に使用するデータと分析方法について説明する。Ⅳ節では結果とまとめる。Ⅴ節は本稿の結論である。

## Ⅱ 基準病床数制度

基準病床数制度は、二次医療圏を単位として、既存の病床数（以下、設置病床数と記す）が、全国統一の算定方法で定められる基準病床数（2000年の第四次医療法改正までは「必要病床数」とよばれていた）を超えている地域において、原則として病院の開設や増床が許可されないという、我が国における医療供給政策の一つである。この制度は、戦後の復興期における公的医療機関の濫立が問題視されたことから、1962年の医療法改正において、公的病院に病床規制が導入されたのが始まりである〔池上（2017）〕。その後、国民皆保険制度の発足（1961年）や老人医療費無料化政策の導入（1973年）に伴って高まった医療需要に見合

う医療提供が行えるようにと、全国の病床総数は急激に増加したが、その一方で医療資源の地域的な偏在や医療施設の機能分担が不明確であるという課題も明らかになっていった。そこで、第一次医療法改正（1985年）において、都道府県自らが地域の実情に応じた地域医療計画を策定し、体系立った医療体制の実現を目指すこととなった。そのときに病床規制の対象は民間病院にも拡大され、二次医療圏単位で医療法施行規則に定められた全国一律の算定式により基準病床数を算定するという現行制度の骨子が確立された。対象となる病床は、当初の「その他病床（2000年より一般病床・療養病床として計上）」に加えて、有床診療所の療養型病床群（第三次医療法改正（1992年））や、同一般病床（第五次医療法改正（2006年））にも拡大している〔厚生労働省医政局（2016）〕。基準病床数の算定方法も、当初は圏域内の人口数に基づくだけであったが、現在では、性別・年齢階級別人口、同入院受療率、患者流入者数、病床利用率（1985年以降）、平均在院日数（2000年以降）、介護施設対応可能数（2006年以降）なども考慮されて算出される〔厚生労働省医政局（2016）〕。なお、精神・感染症・結核病床については、病院病床について、医療法施行規則に定められた全国一律の算定式により、都道府県ごとにそれぞれの基準病床数が定められている。

基準病床数制度の導入によって、全国の病床総数増加の収束と、病床不足地域における病床整備と過剰地域の病床抑制といった医療機関の適正配置および診療機能の充実強化が期待された。その一方で、医療機関間の競争が働きにくく、既存病床の既得権益化が生じ新規参入が妨げられていること<sup>3)</sup>や、病床数の基準が現状追認的なものとなっているため、結果として対人口比の地域間格差があること、そして地域の実情やニーズに応じ

<sup>2)</sup> 海外では、配分効率性や費用効率性といった経済学的な基準による評価〔Kuntz, Scholtes, and Vera（2007）、Longo et al.（2019）〕や、過剰病床のコスト推計、病床過剰時の最適価格を理論的・実証的に検討した研究〔Keeler and Ying（1996）、Ennis, Schoenbaum, and Keeler（2000）〕などが入院医療制度改革の際に参考とされた例もある。

<sup>3)</sup> この点については、Longo et al.（2019）が、2006年に実施された英国の国民保健サービス改革（患者の病院選択の緩和）が、病院間の競争が効率性に与えた影響を検証しており、競争度の上昇はさまざまな効率性指標に対して異なる効果をもたらすことを明らかにしている。



た適切な機能別の病床数の確保ができていないことなどが問題として挙げられている〔尾形ほか(2004)〕。病床規制の導入効果を検証した研究には、泉田(2003)や今村・印南・古城(2015)、印南(2016, 5章)がある。泉田(2003)は、『医療施設調査』の都道府県データを使って、1985年より実施された地域医療計画は病床数をコントロールするうえで有効であったことを確認しているが、記述統計的な分析にとどまっている。都道府県別パネルデータを使った今村・印南・古城(2015)は、病床規制が実質的な効果を持ち始めたとする1991年以降に1をとるダミー変数を加えることで、病床規制が医療費に与える影響を推定し、病床規制が国民健康保険の医療費全般の増加率の上昇を抑制している可能性があることを確認している。しかしながら、推定式の構造上、この結果には同期間のバブル崩壊以降の「失われた20年」を含む景気変動が健康〔井深(2019)〕や医療利用に与えた効果も含まれている可能性が高い。印南(2016)は、1973～1990年の都道府県別パネルデータを使って、人口当たり病床数とその増加率を年度ダミー群や病床数の多寡に関するダミー変数に回帰する簡単なモデルを推定している。その結果は、病床規制は総量規制として機能し、また、過剰地域の増床防止と病床数の地域差の拡大に歯止めをかけたことを示唆するとしている。ただし、著者自身が論文の中で述べているように、モデルの構造が単純すぎるため、そのような解釈を支持するだけの十分な証拠とはならない。海外における類似の政策には、米国のHill-BurtonプログラムとCertificate of Need (CON) 規制がある。Hill-Burtonプログラムは、1947年から1971年にかけて実施された病院産業への大規模な公的支援

で、Chung et al. (2017) によれば、このプログラムは7万床以上の病床拡大をもたらし、地域間の一人当たり病床数の差を縮小させたことを明らかにしている。CON規制は、医療機関が高額機器の購入や病床の拡大などに要する資本支出が、さまざまな基準額を超える場合、州の計画機関から承認を得なければならないという制度である。Conover and Sloan (1998) は、CON規制が一人当たりの医療費、病院供給、技術の普及、病院産業組織などの病院におけるさまざまな指標に与える効果を評価し、CON規制が病床供給量を2%減らす一方で、微小ではあるが一人当たり入院費と病院利益は増えたことを明らかにしている。また、Delia, Tiedemann, and Huang (2009) は、ニュージャージー州におけるCON規制改革による病床の拡大が、心臓血管造影(CA)の利用率を増加させたこと、特に黒人の利用率が急速に増加し、大幅な格差の縮小につながったことを明らかにしている。

### Ⅲ データと分析方法

#### 1 データ

本研究で用いるデータは、本分析を行うために筆者によって行われた『基準病床数の推移に関する調査』と、公表されている市区町村別データを二次医療圏単位に集計して作成したパネルデータである<sup>4)</sup>。『基準病床数の推移に関する調査』は、1999年から2007年までの都道府県内の二次医療圏別の基準病床数(一般病床と療養病床(旧称含む)の総和)を各都道府県庁の関係部局に尋ねたもので、2018年1月にEメールで実施された。最終的に37都道府県からの回答があり(回答率78.7%)、

<sup>4)</sup> 二次医療圏別のパネルデータを作成するにあたって、データの制約上、以下のような措置をとった。(1) 同一自治体内に複数の二次医療圏を持つ神奈川県横浜市と同川崎市は市単位に集約した。(2) 埼玉県さいたま市岩槻区(旧岩槻市)は埼玉県東部医療圏、大阪府堺市美浜区は大阪府南河内医療圏にそれぞれ属しているが、さいたま市内・堺市内におけるデータの分割が不可能であるため、前者はさいたま市(埼玉県中央医療圏)、後者は堺市(大阪府堺市医療圏)に含めた。(3) 静岡県静岡医療圏の2003・2004年度の国民健康保険に関するデータは存在しなかったが、ほかのデータの集計状況から、静庵医療圏に一括した。(4) 千葉県夷隅長生市原医療圏は、2004年9月から夷隅長生医療圏と市原医療圏に分離するが、ほかのデータの集計状況から、2005年度から別々にした。(5) 岡山県吉備中央町は、2004年10月に賀陽町(高梁・阿新医療圏)と加茂川町(県南東部医療圏)が合併して誕生したが、ほかのデータの集計状況から、高梁・阿新医療圏に含めた。データの出所については、表1を参照のこと。

313二次医療圏(観測値数は2310)の基準病床数の推移を入手した<sup>5)</sup>。公表されている市区町村別データのうち、入院医療費などの医療保険関係のデータは『国民健康保険事業年報』と『国民健康保険実態調査報告』の保険者別データを用いている。また、本研究の分析対象期間は、2000年度から2007年度の8年間である。2000年度以降に焦点を当てた理由は、同年から施行された第4次医療法改正によって病床区分が見直されたためと、同年から導入された介護保険制度関係のデータの利用可能になり、入院医療と介護の代替関係をより正確にとらえられるようになったためである。一方で、2007年度までとした理由は、その翌年度から導入された後期高齢者医療制度によるためである。具体的には、保険者が広域連合に移管したことで、全年齢層を包括的に集計した市区町村レベルの医療保険関係のデータが容易に入手できなくなったためである。

詳細な分析に先立って、設置病床数と被保険者一人当たり入院医療費の関係を概観しておく。図1の散布図は、縦軸に二次医療圏内の入院医療費の合計額を同圏内の被保険者総数で除した一人当たり入院医療費の対数値、横軸に設置病床密度の対数値をとったものである。パネルAは二次医療圏別データをそのままプロットしたものであるが、先行研究と同様に正の相関関係が視覚的に確認でき、相関係数も0.692と高めである。一方、パネルBは固定効果変換したデータ  $\hat{x}_{it}$  ( $=x_{it}-\bar{x}_{i0}$ 。ただし、 $\bar{x}_i$ は二次医療圏*i*ごとの平均)を用いたものであるが、こちらでは正の相関は視覚的にほとんど観察されず、相関係数も0.030と非常に小さい。このことは、クロスセクションデータを用いて検証を行ってきた先行研究の結果は何らかのバイアスを含んでいることを強く示唆するものである。

なお、データの制約上、以下の点には留意が必要である。第一は、選択バイアスによる過小評価の可能性である。『基準病床数の推移に関する調

査』の未回答県は、秋田県・富山県・山梨県・鳥取県・広島県・徳島県・佐賀県・長崎県・熊本県・鹿児島県であったが、病床数が多く一人当たり医療費とされる高い西日本地域が多い。補論1で示しているように、すべての二次医療圏を含むサンプルと比較すると、分析サンプルの一人当たり入院医療費は低く、設置病床密度も少ないため、この影響が過小に推定される可能性がある。第二は、医療保険関係のデータは市町村国民健康保険のものを使用しているため、医療需要は国内の平均よりも高い集団ものであるという点である。しかしながら、今村・印南・古城(2015)が指摘するように、ほかの公的医療保険の公表データは、職域単位で収集されているため、地域ごとに定められる施策の評価や地域特性を考慮した分析を行うことが不可能である。第三は、本分析で対象とする設置・基準病床は一般病床と療養病床を合算したもので、都道府県単位で基準が算定されている精神病床、感染症病床および結核病床は分析の対象に含めていない点である。

## 2 分析モデル

本分析における推定式は以下の(1)式である。

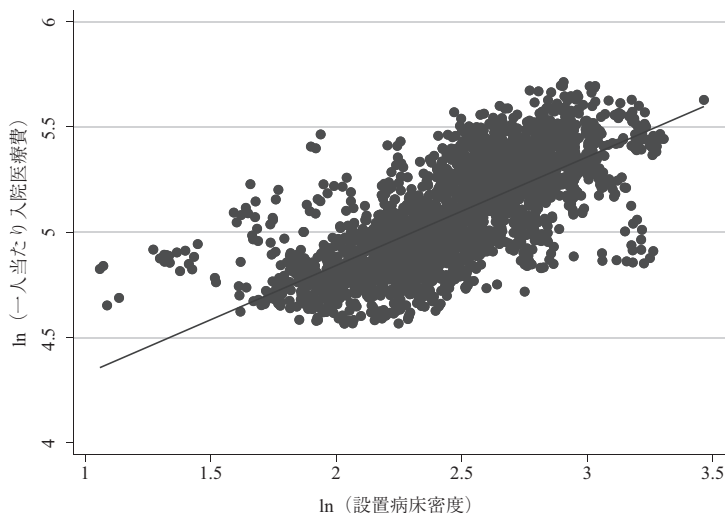
$$\ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Bed_{it}) + \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta}_x + \tau_t + \mu_i + u_{it} \quad (1)$$

$Y_{it}$ は二次医療圏*i*の*t*年度における被保険者一人当たり入院医療費(2005年価格)、 $Bed_{it}$ は設置病床密度である。設置病床密度と一人当たり医療費の間に正の相関があれば、係数 $\beta_1$ は正で有意に推定される。 $\mathbf{x}$ は説明変数ベクトルで、保健資源や人口構造などの地域属性が含まれている。保健資源には、二次医療圏内の人口千人当たり病院数(病院密度)、高齢被保険者一人当たり介護施設定員数および同介護保険施設定員割合が含まれる。病院密度は市場の集中度の代理変数で、二次医療圏内の入院医療の競争状態やアクセスの影響をと

<sup>5)</sup> 厚生労働省は過去に『厚生白書』などで都道府県別の基準病床数を公表したこともあったが、筆者による厚生労働省へのヒアリングによれば、これは各都道府県から報告された集計値をまとめただけで、厚生労働省自体は、二次医療圏ごとの基準病床数は把握していないとのことであった。

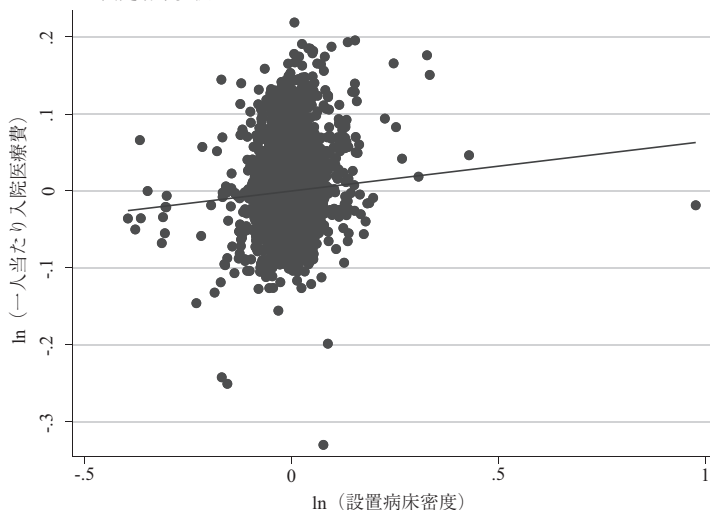
らえるものである<sup>6)</sup>。介護施設関係の変数は、入院医療の代替的なサービス利用の影響を考慮するものである。このうち、高齢被保険者一人当たり介護施設定員数は、二次医療圏内の介護施設（介

パネル A：Pooled クロスセクションデータ



注：分析サンプルより筆者作成。相関係数は0.692である。

パネル B：固定効果変換データ



注：分析サンプルより筆者作成。相関係数は0.030である。

図1 被保険者一人当たり入院医療費と設置病床密度

<sup>6)</sup> 市場の集中度を示す代表的な指標にはHirschman-Herfindahl Index (HHI) があるが、本分析でHHIではなく病院密度を用いた理由は、二次医療圏内にある各医療機関の病床数を個別に把握できないためである。また、二次医療圏を構成する市区町村ごとの病床数を使用してHHIのような変数を用いることも考えたが、一つの自治体のみで構成されている二次医療圏のHHIは1（独占）となってしまうため、本分析ではHHIは用いずに病院密度を用いている。なお、人口当たり医師数は、医師による居住地選択の影響などが含まれ〔例えば、吉田・幸野（2007）やYuda（2013）〕、その内生性にも対応すると実証モデルが複雑になりすぎるため、本分析では採用しない。

護老人保健施設・介護老人福祉施設・養護老人ホーム・軽費老人ホーム・有料老人ホーム)の定員総数を高齢被保険者(退職者医療制度の被保険者と老人保健制度の適用者)総数で除したものである。介護保険施設定員割合は、定員総数に占める介護保険二施設(介護老人保健施設・介護老人福祉施設)の定員数の割合である。また、地域属性には、被保険者数、高齢化率、被保険者一人当たり課税標準額(2005年価格)、および財政力指数が含まれる。被保険者数は二次医療圏内における市町村国民健康保険被保険者の総数であり、保険者の規模の代理変数である〔例えば、湯田(2010)〕。高齢化率は被保険者総数に占める高齢被保険者数の割合であり、高齢化が医療費に与える影響をとらえるものである。被保険者一人当たり課税標準額は所得の代理変数であり、二次医療圏内における被保険者の課税標準額の総額を同圏内の被保険者総数で除したものである。財政力指数は地方公共団体の財政力を示すもので、二次医療圏内の自治体の財政力指数の平均値を採用している。財政に余裕がある(ない)自治体は、公立の医療機関を拡大(縮小)したり、地域の保健政策に割ける予算が多い(少ない)可能性があり、これは地域住民の健康水準や医療利用に影響を与えたと考えられる。これらの連続変数はすべて対数化したものを用いるので、各係数推定値 $\beta$ は $Y$ に対する弾力値を表す。また、 $\tau$ の年効果は、診療報酬改定やマクロ経済環境などの影響を包括的にとらえるものであり、 $\mu$ の二次医療圏の固定効果は、そのほかの観察不可能な地域要因の影響をとらえるものである。なお、 $u$ は誤差項である。

I節で述べたように、設置病床数は内生変数であり、制度的な背景(病床規制)を踏まえると、それは基準病床数の関数であるとみなせる。本分析では、基準病床密度(人口千人当たり基準病床数、 $Tbed$ )を設置病床密度の操作変数とした操作変数法によって、この問題に対応する。つまり、第一段階の推定式は、

$$\ln(Bed_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(TBed_{it}) + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\alpha}_x + \tau_t + \mu_i + e_{it} \quad (2)$$

である。ただし、 $e$ は誤差項である。地域属性 $\mathbf{x}$ が推定式に含まれることから、(2)式は印南(2016)の推定式をより精緻化したものであるとも解釈できる。また、基準病床数は都道府県内の二次医療圏で同時に改定されるが、そのタイミングは都道府県によって異なるため、基準病床密度は横断面的・時系列的の双方に十分な変動がある変数である。加えて、以下では操作変数の妥当性(関連性と外生性)について確認しておく。補論2の図A1は、基準病床密度と設置病床密度の散布図であるが、これらの間には明確な正の相関関係があることが確認でき、相関係数も0.804と図1Aのものよりも大きい。ため、関連性は満たしているといえる。一方で、外生性については、より慎重な議論が必要である。なぜならば、II節で示したように、基準病床数は前年までの地域属性や入院医療の実績に基づいて算出されるが、推定式の地域属性 $\mathbf{x}$ にはそれらの変数は含まれていないため、(2)式の $TBed_{it}$ と $e_{it}$ は相関し、推定結果にバイアスが生じる可能性がある。この懸念に対して、本分析では、基準病床数の算定に用いられる指標の中で、考慮可能な地域属性と入院実績のラグ値(先決変数)を明示的に追加した以下のモデルでも推定を行う<sup>7)</sup>。

$$\ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Bed_{it}) + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta}_x + \mathbf{z}'_{it-1} \boldsymbol{\beta}_z + \tau_t + \mu_i + u_{it} \quad (1)'$$

$$\ln(Bed_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(TBed_{it}) + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\alpha}_x + \mathbf{z}'_{it-1} \boldsymbol{\alpha}_z + \tau_t + \mu_i + e_{it} \quad (2)'$$

ただし、 $\mathbf{z}$ は先決変数ベクトルで、女性割合、入院受療率、病床利用率および平均在院日数の1期ラグ値が含まれている。ただし、女性割合については、国民健康保険の保険者レベルの男女別被保険者数の統計は利用不可能であるため、市区町村全体の割合を代用している。また、病床利用率と

<sup>7)</sup> 分析期間内に二次医療圏を再編している都道府県が複数あるため、先決変数がない(つまり、サンプルから除外される)二次医療圏も存在する。詳細は表2を参照のこと。



平均在院日数も、国民健康保険だけのものではなく、二次医療圏全体のものを使用している。ただし、入院受療率は、二次医療圏内すべての国民健康保険被保険者の入院件数を同被保険者数で除したものを使用している。

表1は分析に使用する変数の記述統計量がまとめられている。一人当たり入院医療費の平均は約16万円であり、設置病床密度の平均は基準病床密度の平均を上回っていることが確認できる。介護施設定員密度は地域間のばらつきが大きく、また、介護保険施設の定員比率の平均は76.6%である。被保険者数も地域間のばらつきが大きく、高齢化率の平均は41.9%と高めである。被保険者一人当たり課税標準額の平均は63.1万円と低いが、これらは国民健康保険のデータを用いているためであると考えられる。また、財政力指数の平均は

0.511である。先決変数については、女性割合の平均が51.4%であり、入院受療率と病床利用率の平均は、それぞれ39.1%と83.7%、そして平均在院日数の平均は39.5日である。

#### Ⅳ 推定結果

推定結果は表2にまとめた通りである。上段のパネル(1)は設置病床密度のみを説明変数とした単回帰分析の結果、下段のパネル(2)は諸変数を含んだ重回帰分析の結果である。重回帰分析では、先決変数  $z_{it-1}$  を含まないモデル(i)とそれらを含むモデル(ii)の結果を並列しているが、モデル(ii)のいずれにおいても、入院受療率のみが正で有意に推定されている。しかしながら、モデル(i)・(ii)におけるほかの説明変数の推定結果はあ

表1 記述統計量

変数名	出所	平均	標準偏差	最小値	最大値
内生変数					
一人当たり入院医療費(千円)	[1]	159.875	40.134	96.119	302.652
設置病床密度	[2]	11.821	3.981	2.882	27.215
説明変数					
基準病床密度	[3]	9.915	2.619	2.144	24.625
病院密度	[2]	0.205	0.095	0.024	0.626
介護施設定員密度	[4]	55.274	38.479	16.350	914.384
介護保険施設定員割合	[4]	0.766	0.097	0.237	1.000
被保険者数(千人)	[1]	137.772	155.018	1.364	1180.579
高齢化率	[1]	0.419	0.078	0.186	0.634
被保険者一人当たり課税標準額(千円)	[6]	631.825	191.001	212.635	1909.066
財政力指数	[7]・[8]	0.511	0.251	0.106	1.750
先決変数					
女性割合	[9]	0.514	0.011	0.478	0.540
入院受療率	[1]	0.391	0.103	0.238	0.836
病床利用率	[10]	0.837	0.058	0.399	0.973
平均在院日数	[10]	39.505	12.993	11.900	106.800

注：観測値数は2310（ただし、先決変数は1997）、二次医療圏数は313である。金額は消費者物価指数（総合、総務省統計局『消費者物価指数』）を用いて2005年度価格に調整している。変数の出所は以下の通りである。

[1] 厚生労働省『国民健康保険事業年報』、各年版。

[2] 厚生労働省『医療施設調査』、各年版。

[3] 湯田道生『基準病床数に関する調査』、2018年。

[4] 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』・『社会福祉施設等調査』、各年版。

[5] 総務省『住民基本台帳人口要覧』、各年版。

[6] 厚生労働省『国民健康保険実態調査報告』、各年版。

[7] 総務省『市町村税課税状況等の調査』、各年版。

[8] 東京都総務局行政部政課『特別区決算状況』、各年版。

[9] 総務省『住民基本台帳人口要覧』、各年版。

[10] 厚生労働省『病院報告』、各年版。



表2 一人当たり入院医療費に対する推定結果

サンプル	全サンプル				病床過剰圏域					
推定方法	OLS		IV		FE		FEIV		FE	
モデル	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)
(1) 単回帰										
設置病床数	0.498*** (0.056)		0.588*** (0.055)		0.030 (0.045)		-0.142 (0.184)		-0.211*** (0.063)	
定数項	3.842*** (0.124)		3.625*** (0.126)		4.974*** (0.108)		5.387*** (0.445)		5.606*** (0.157)	
R-Squared	0.479		0.464		0.479		0.479		0.514	
Weak identification test			506.701***				6.130**			
(2) 重回帰										
設置病床数	0.286*** (0.061)	0.033* (0.019)	0.291*** (0.065)	0.083*** (0.019)	0.144*** (0.042)	0.089*** (0.028)	0.147 (0.099)	0.078 (0.068)	0.182*** (0.059)	0.110** (0.044)
病院数	0.054* (0.031)	-0.075*** (0.017)	0.051 (0.035)	-0.086*** (0.016)	-0.042 (0.026)	-0.052*** (0.019)	-0.043 (0.042)	-0.048* (0.028)	-0.038 (0.033)	-0.045** (0.022)
介護施設定員数	0.002 (0.035)	-0.006 (0.010)	0.001 (0.034)	-0.009 (0.011)	-0.036* (0.018)	-0.031** (0.014)	-0.037** (0.018)	-0.031** (0.014)	-0.025 (0.032)	-0.020 (0.022)
介護保険施設定員割合	-0.095 (0.079)	-0.018 (0.020)	-0.094 (0.078)	-0.022 (0.022)	-0.013 (0.024)	-0.033* (0.019)	-0.014 (0.026)	-0.032 (0.019)	-0.013 (0.026)	-0.031 (0.022)
被保険者数	-0.001 (0.013)	0.017*** (0.005)	-0.001 (0.014)	0.014*** (0.005)	-0.008 (0.019)	-0.006 (0.014)	-0.008 (0.019)	-0.006 (0.014)	0.019 (0.034)	0.021 (0.026)
高齢化率	0.545*** (0.051)	0.027 (0.019)	0.543*** (0.053)	0.036* (0.020)	0.373*** (0.065)	0.319*** (0.064)	0.372*** (0.064)	0.319*** (0.064)	0.305*** (0.105)	0.292*** (0.102)
被保険者一人当たり所得	-0.034 (0.069)	0.038*** (0.013)	-0.033 (0.068)	0.037*** (0.013)	-0.001 (0.042)	0.023 (0.027)	-0.001 (0.042)	0.023 (0.027)	0.008 (0.037)	0.035 (0.021)
財政力指数	-0.090* (0.050)	-0.008 (0.010)	-0.089* (0.048)	-0.007 (0.010)	0.037* (0.020)	0.020 (0.018)	0.037* (0.020)	0.020 (0.018)	0.044* (0.025)	0.036 (0.023)
女性割合		0.521** (0.242)		0.357 (0.298)		-0.816 (1.116)		-0.819 (1.123)		-0.001 (1.480)
入院受療率		0.988*** (0.028)		0.956*** (0.029)		0.476*** (0.048)		0.479*** (0.051)		0.470*** (0.076)
病床利用率		-0.051 (0.042)		-0.047 (0.043)		-0.021 (0.043)		-0.024 (0.043)		0.070 (0.073)
平均在院日数		-0.007 (0.014)		-0.011 (0.015)		-0.008 (0.022)		-0.007 (0.023)		0.036 (0.030)
定数項	5.022 (0.673)	5.844 (0.168)	5.005 (0.688)	5.722 (0.174)	5.158 (0.334)	4.957 (0.802)	5.149 (0.433)	4.984 (0.810)	4.812*** (0.349)	5.059*** (1.070)
R-Squared	0.753	0.960	0.753	0.958	0.462	0.848	0.463	0.848	0.375	0.870
t-test for year effect	74.271***	72.519***	539.933***	438.424***	111.691***	107.126***	823.673***	673.085***	138.608***	91.487***
Weak identification test			216.978***	235.588***			6.708**	7.390**		
観測値数	2310	1997	2310	1997	2310	1997	2310	1997	1627	1408
二次医療圏数	313	307	313	307	313	307	313	307	219	214

注：操作変数推定は制限情報最尤法（LIML）法による。すべての重回帰モデルには年ダミー変数群が含まれている。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。括弧内は、都道府県内の二次医療圏間の誤差項の相関を許した頑健な標準誤差である。“Weak identification test”は、Kleibergen-Paap Wald rk F統計量で、いずれのモデルにおいても、OLS推定量のバイアスに対するIV推定量のバイアスを10%、15%、20%、25%まで許容する場合の臨界値はそれぞれ、16.38、8.96、6.66、5.53である〔Stock and Yogo (2005)〕。

まり変わらない。一列目から四列目は、固定効果を考慮しない最小二乗法（ordinary least squares, OLS）と操作変数法（instrumental variable estimation, IV）によるクロスセクション分析の推定結果、五列目から八列目のFEとFEIVは固定効果を考慮したパネル分析（固定効果（fixed-effect, FE）モデル）の推定結果である。なお、IV法によって推定される係数についての近年の解釈に従えば、（FE）IV法で推定されるのは、設置病床数が基準病床数に満たない圏域（compliers）における病床密度が一人当たり入院医療費に与える局所平均措置効果（local average treatment effect）である。なぜならば、すでに設置病床数が基準病床数を上回っている圏域では、規制によって病床を増やすことができないためである。これは、第一段階推定で推定される基準病床密度の変化が病床密度の変化に与える影響についても同様である。このことは、FEIV推定では、設置病床数が基準病床数を超えている過剰病床圏域における影響を推定できないことを意味している。そこで本分析では、過剰病床圏域に限定したサンプルを使って同様の分析を行うことで、過剰病床圏域における影響も推定する。なお、過剰病床圏域では、病床の縮小をもつてのみ病床密度は変動するが、これらは医療機関と取り巻く諸変数（ $\alpha_{it}$ ,  $\alpha_{it-1}$ ,  $\tau_i$ ,  $\mu_i$ ）によって影響されると考えられるので、通常のFEモデルによって、過剰病床圏域における設置病床密度が入院医療費に与える影響を推定することができる。これらの結果は九列目と十列目に示している。なお、地域医療政策は都道府県ごとに作成・施行されるため、標準誤差は都道府県内の二次医療圏間の誤差項の相関を許す頑健な標準誤差（clustering robust standard error）を推定している。

分析結果の報告に先立って、操作変数の関連性について確認する。補論2の表A2には、第一段階推定における基準病床密度の設置病床密度に対する推定値がまとめられている。基準病床密度の係数はいずれも正で有意であるが、固定効果推定の結果では、Staiger and Stock（1997）の弱操作変数の検定結果（この場合はt値の二乗）が、関連性の

仮定を満たすとされる水準である10に及ばない。このことは、通常の二段階最小二乗法による推定では、得られた推定値がOLS推定量に偏る、つまり、本分析の場合には過剰推定されるという弱操作変数問題によるバイアスが生じていることを示している。この問題に対して、本分析では操作変数が弱くてもバイアスが小さくカバレッジ率が良い信頼区間が得られる制限情報最尤法（Limited Information Maximum Likelihood Method, LIML法）を用いている。表2の“Weak identification test”には、不均一分散の下での操作変数の関連性を検定するKleibergen-Paap Wald rk F統計量を報告している。いずれのモデルにおいても、OLS推定量のバイアスに対するIV推定量の相対的なバイアスを20%（15%）まで許容する場合の臨界値は6.66（8.96）であるため〔Stock and Yogo（2005）〕、FEIV推定では、その状況においては操作変数が弱いという帰無仮説を棄却できる。なお、表A2の第一段階推定のFEIV法の結果によれば、設置病床密度に対する基準病床密度の弾力性は0.153～0.161と非弾力的である。このことは、設置病床数が基準病床数に満たない圏域では、基準病床密度を10%増加させても、設置病床密度の増加は1.6%程度にすぎないことを示している。

設置病床密度が被保険者一人当たり入院医療費に与える影響は、単回帰モデルでは、内生性の考慮の有無にかかわらずpooledデータを用いた推定では正で有意であるが、パネル推定であるFEモデルでは有意ではなく、FEIVモデルにおいては符号が負になっている。加えて、過剰病床圏域では負で有意に推定されている。これらは散布図（図1A・B）で確認された傾向とおおむね一致している。一方で重回帰モデルでは、pooledデータおよびFE推定では係数 $\beta_1$ は正で有意であるが、FEIV推定では係数はFE推定とほとんど変わらないが有意ではない。このことは、設置病床密度が基準病床密度に満たない圏域においては、二次医療圏の固定効果と病床密度の内生性を考慮すると、設置病床密度が一人当たり入院医療費に与える影響は限定的になることを示している。その一方で、過剰病床圏域におけるFE推定では、これら

は正で有意に推定されており、その弾力値は0.110～0.182と推定されている。過剰病床圏域は全体の約7割を占めるため、広く認知されている設置病床密度と一人当たり入院医療費の正の相関関係はこれらの地域の相関を反映したものであると考えられるが、推定された弾力値は今村・印南・古城（2015）の0.3に比べるとかなり小さい。

FEIV推定と過剰病床圏域におけるほかの説明変数の影響を見てみると、すべてのモデルにおいて、一人当たり入院医療費の増加に最も強い正の影響を与えているものは高齢化率であり、弾力値は前者で0.319～0.372、後者で0.292～0.305であった。これはWang（2009）の定性的な結果と整合的である。また、財政力指数が正で有意にされており、財政状況が良い自治体ほど医療費が高いことが確認されているが、弾力値は0.037または0.044と低い。一方で、FEIV推定では、介護施設定員数が負で有意に推定されている。これは介護施設が入院医療の代替的なサービスとして機能していることを示唆しているが、介護保険制度導入前の都道府県データを使った知野（2003）とは異なる結果である。推定された弾力値は $-0.037 \sim -0.031$ と低い。本分析の医療費の指標は高齢者だけでなく全年齢階層の被保険者の平均を用いているので、実際の代替効果はこれより大きいと推察される。また、病床過剰圏域ではこの影響は有意に推定されていない。

## V 結論

本稿では、2000年度から2007年度にわたる二次医療圏単位のパネルデータを使用して、設置病床密度が一人当たり入院医療費に与える影響を推定した。その結果、一般的に広く知られている設置病床密度と一人当たり入院医療費の強い正の相関や因果効果は、病床過剰圏域の傾向が反映されたものであるが、その弾力値は0.110～0.182と先行研究で計測されてきた以上に非弾力的であることが分かった。また、設置病床数が基準病床数に満たない圏域においては、二次医療圏の固定効果と内生性を考慮することによって、この影響はほぼ

消失することが分かった。また、後者の圏域では、基準病床密度が10%増加しても、設置病床密度の増加は1.6%程度の増加にとどまることも分かった。

これら二つの弾力値が有意でも小さい、または非有意であることは、設置病床数の調整を経て入院医療費をコントロールするという病床規制が導入された当初に想定されたメカニズムがあまり機能しないことを示唆している。ただし、冒頭で述べたように、医療費の決定要因は多元的であるため、この結果のみをもって今後の病床の在り方を議論すべきではなく、設置病床数の変化がほかの指標に対する影響も考慮に入れるべきである。例えば、一人当たり医療費を入院率（外延, extensive margin）と一件当たり費用（内延, intensive margin）に分解して、より詳細な医療利用に与える影響を分析することや、在院日数（医療供給）や健康（死亡率）などの成果に与える影響を分析する余地はまだ十分にある。また、本稿の分析対象期間以降について考える場合には、高額な特定保険医療材料や薬剤の利用が増えていることにも留意すべきであろう。高額医療費を被保険者または患者一人当たりで考えた際に、これらの影響がどこまで残るかは分からないが、エビデンスに基づく政策論議を行うためには、そうした要因も考慮に入れることも重要であると考えられる。本稿では、紙幅の都合からこれらの分析は行わなかったが、これらの検証は、高齢社会における医療費の決定要因を探るうえでも非常に重要な今後の研究課題である。また、FE・FEIVモデルにおける多くの説明変数が非有意であったことは、固定効果として考慮されている地域特有の生活習慣による疾病構造の違いといった需要要因や、医療機器の整備状況などの物的資本の違いといった供給要因が、一人当たり入院医療費を増加させていることも考えられる。二次医療圏別の地域データによる分析ではこれ以上の解釈は不可能であるため、需給双方の個票データによる分析を行うことも今後の重要な研究課題であるといえる。

## 謝辞

本稿は、2017年度中部経済学インターゼミならびに東北大学における報告論文を大幅に加筆修正したものである。本稿の旧稿に対して、2名の匿名レフェリー、風神佐知子、吉田浩、若林緑の各氏および上記研究会の参加者からいただいたコメントは本稿の改善に大いに役立った。記して感謝の意を表したい。また、『基準病床数の推移に関する調査』に対して、迅速で丁寧なご協力をくださった各都道府県庁の部局担当者の方々にも感謝を申し上げたい。本稿の内容は、すべて筆者らの個人的見解であり、それぞれの現所属の見解を示すものではない。残された本文中の誤りはすべて筆者らに帰するものである。

(令和2年9月投稿受理)

(令和3年9月採用決定)

## 参考文献

- Chung, A.P., M. Gaynor, and S. Richards-Shubik (2017) "Subsidies and structure: The lasting impact of the Hill-Burton program on the hospital industry," *Review of Economics and Statistics*, Vol.99 (5), pp.926-943.
- Conover, C. J. and F. A. Sloan (1998) "Does removing Certified-of-Need regulations lead to a surge in health care spending?" *Journal of Health Politics, Policy, and Law*, Vol.23 (3), pp.455-481.
- Delia, D., A. Tiedemann, and C. S. Huang (2009) "Effects of regulation and competition on health care disparities: The case of cardiac angiography in New Jersey," *Journal of Health Politics, Policy, and Law*, Vol.34 (1), pp.63-91.
- Ennis, S., M. Schoenbaum, and T. Keeler (2000) "Optimal prices and costs for hospitals with excess bed capacity," *Applied Economics*, Vol.32 (9), pp. 1201-1212.
- Fisher, E. S., J. E. Wennberg, T. A. Stukel, J. S. Skinner, S. M. Sharp, J. L. Freeman, and A. M. Gittelsohn (2000) "Association among hospital capacity, utilization, and mortality of U.S. Medicare beneficiaries, controlling for sociodemographic factors," *Health Services Research*, Vol.34 (6), pp.1351-1362.
- Freedman, S. (2016) "Capacity and Utilization in Health Care: The Effect of Empty Beds on Neonatal Intensive Care Admission," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.8 (2), pp. 154-185.
- Grabowski, D.C. and J. Gruber (2007) "Moral Hazard in Nursing Home Use," *Journal of Health Economics*, Vol.26 (3), pp. 560-577.
- Keeler, T. and J. S. Ying (1996) "Hospital costs and excess bed capacity: A statistical analysis," *Review of Economics and Statistics*, Vol.78 (3), pp.470-481.
- Kuntz, L., S. Stefan, and V. Antonio (2007) "Incorporating Efficiency in Hospital-Capacity Planning in Germany," *European Journal of Health Economics*, Vol.8 (3), pp. 213-223.
- Longo, F., L. Siciliani, G. Moscelli, and H. Gravelle (2019) "Does hospital competition improve efficiency? The effect of the patient choice reform in England," *Health Economics*, Vol.28, pp.618-640.
- Noguchi, H. (2015) "How Does the Price Regulation Policy Impact on Patient-Nurse Ratios and the Length of Hospital Stays in Japanese Hospitals?" *Asian Economic Policy Review*, Vol.10 (2), pp. 301-323.
- Staiger, D. and J. H. Stock (1997) "Instrumental variables regression with weak instruments," *Econometrica*, Vol.65 (3), pp.557-586.
- Stock, J. H. and M. Yogo (2005) "Testing for weak instruments in linear IV regression," In D. W. K. Andrews and J. H. Stock. (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. pp.80-108. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tokita, T. and T. Chino (1997) "The present and future national medical expenditure in Japan," *The Economic Analysis (Keizai Bunseki)*, No.152, pp.1-68.
- Wang, Z. (2009) "The determinants of health expenditures: Evidence from US state-level data," *Applied Economics*, Vol.41 (4), pp.429-435.
- Yuda, M. (2013) "Medical fee reforms, changes in medical supply densities, and supplier-induced demand: Empirical evidence from Japan," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol.54 (1), pp.79-93.
- 池上直己 (2017) 「医療計画の歴史と課題」, 『日本の医療と介護 歴史と構造, そして改革の方向性』, 第6章, pp97-110.
- 泉田信行 (2003) 「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』, Vol.39 (2), pp.164-173.
- (2004) 「入院医療サービスに関する分析」, 『季刊社会保障研究』, Vol.40 (3), pp.214-223.
- 井深陽子 (2019) 『景気変動が健康に与える影響 日本の1976年から2016年の都道府県別データによる実証分析』, 三菱経済研究所。
- 今村晴彦・印南一路・古城隆雄 (2015) 「都道府県別国民健康保険医療費の増加率に関するパネルデータ分析」, 『季刊社会保障研究』, Vol.51 (1), pp.99-114.
- 印南一路 (1997) 「医療費の決定構造と地域格差：国民健康保険医療費・老人医療費の実証分析」, 『医療と社会』, Vol.7 (3), pp.53-82.



- (2016)『再考・医療費適正化 実証分析と理念に基づく政策案』, 有斐閣。
- 尾形裕也・柏樹悦郎・河口洋行・河原和夫・長谷川敏彦・長谷川友紀・松田晋哉 (2004)「医療計画の見直し等に関する検討会」ワーキンググループ報告書, <https://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/10/s1012-5a.html> (2020年8月1日)。
- 鎌倉安男・泉田信行・野口晴子 (2012)「隣接病院の廃止・休止が地域の病院の受入れ患者数に与える影響」, 『国立社会保障・人口問題研究所ディスカッションペーパーシリーズ』, No.2011-J04。
- 厚生労働省医政局 (2016)「基準病床について」, 厚生労働省 第三回 医療計画の見直し等に関する検討会 (2016年7月15日) 資料1, <https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-10801000-Iseikyoku-Soumuka/0000130335.pdf> (2020年5月7日アクセス可能)。
- 厚生労働省医政局地域医療計画課 (2019)「診療実績データ分析等の活用について」, 厚生労働省 第24回地域医療構想に関するワーキンググループ (2019年9月26日) 資料2, <https://www.mhlw.go.jp/content/10802000/000551391.pdf> (2020年12月23日アクセス可能)。
- 財務省財政制度等審議会・財政制度分科会 (2018)「地方財政」, 財務省 財政制度等審議会・財政制度分科会 (2018年10月30日) 配布資料, [https://www.mof.go.jp/about\\_mof/councils/fiscal\\_system\\_council/sub-of-fiscal\\_system/proceedings/material/zaiseia301030/02.pdf](https://www.mof.go.jp/about_mof/councils/fiscal_system_council/sub-of-fiscal_system/proceedings/material/zaiseia301030/02.pdf) (2019年10月23日アクセス可能)。
- 知野哲朗 (2003)「高齢者入院医療費の都道府県別格差とその決定要因」, 『医療と社会』, Vol.13 (1), pp.67-

81。

- 前田信雄 (1985)「高齢者の入院費用の高低に関する研究」, 『季刊社会保障研究』, Vol.19 (1), pp.56-69。
- 吉田あつし・幸野聡 (2007)「茨城県における診療所間の空間的競争」, 『日本統計学会誌』, Vol.37 (1), pp.133-150。
- 湯田道生 (2010)「国民健康保険における被保険者の最小効率規模」, 『医療経済研究』, Vol.21 (3), pp.305-325。

### 補論1 セレクションバイアスの可能性

表A1は, 全二次医療圏と分析サンプル (表1) の比較可能な変数の記述統計量と, それらの平均値の差の検定結果をまとめたものである。これによれば, 分析サンプルの一人当たり入院医療費と設置病床密度は, 全二次医療圏のそれらに比べて, 4.1%と5.8%それぞれ有意に低い。このことは, 『基準病床数の推移に関する調査』の未回答県が, 病床密度が高く一人当たり医療費が高い西日本地域を多く含んでいることが一因であると思われる。このため, 本分析で得られた設置病床数が一人当たり入院医療費に与える影響は過小に推定されている可能性がある。そのほかには, 介護保険施設定員割合以外には有意差があり, 全二次医療圏の分布に比べて, 分析サンプルの病院密度

表A1 全二次医療圏の記述統計と分析サンプルとの比較

変数名	平均	標準偏差	平均の差	標準誤差	(乖離幅)
内生変数					
一人当たり入院医療費 (千円)	166.069	41.174	6.194***	(1.138)	3.9%
設置病床密度	12.499	4.204	0.678***	(0.114)	5.7%
説明変数					
病院密度	0.230	0.114	0.025***	(0.003)	12.1%
介護施設定員密度	58.858	49.732	3.584***	(1.230)	6.5%
介護保険施設定員割合	0.768	0.092	0.003	(0.003)	0.3%
被保険者数 (千人)	124.282	145.360	-13.490***	(4.225)	-9.8%
高齢化率	0.424	0.077	0.005**	(0.002)	1.1%
被保険者一人当たり所得 (千円)	607.728	187.193	-24.098***	(5.305)	-3.8%
財政力指数	0.482	0.243	-0.029***	(0.007)	-5.7%
先決変数					
女性割合	0.516	0.011	0.002***	(0.000)	0.4%
入院受療率	0.412	0.110	0.021***	(0.003)	5.3%
病床利用率	0.843	0.058	0.006***	(0.002)	0.7%
平均在院日数	41.844	15.316	2.339***	(0.425)	5.9%

注: 全二次医療圏サンプルの観測値数は2837 (ただし先決変数は2452), 二次医療圏数は385である。「平均の差」は全二次医療圏サンプルの平均から分析サンプル (表1) の平均を引いたもので, 「乖離幅」はその差を分析サンプルの平均で除したものである。\*\*\*は1%, \*\*は5%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

(11.9%)、介護施設定員密度(6.4%)はやや低く、被保険者数(10.3%)と財政力指数(5.5%)および一人当たり所得(4.5%)はやや高い。先決変数については、分析サンプルの平均在院日数(5.9%)と入院受療率(5.3%)の平均値が特に低い。これらの差も推定結果全体に影響を与える可能性がある。

## 補論2 操作変数の関連性

図A1の散布図から、基準病床密度と設置病床密度の間には明らかな正の相関関係があることが確認できる。また、相関係数は0.804であり、これは

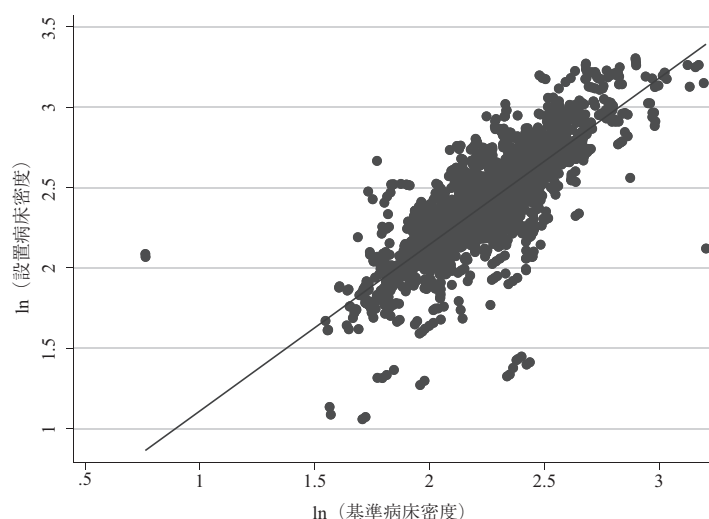
一人当たり入院医療費と設置病床密度の相関係数(0.692、図1のパネルA)よりも大きい。したがって、操作変数の関連性については十分に満たされていると判断できる。

また、表A2は、第一段階推定における基準病床密度の推定結果のみをまとめたものであるが、いずれも1%または5%有意水準で正に有意に推定されている。しかしながら、固定効果推定の結果では、Staiger and Stock(1997)の弱操作変数の検定結果(この場合はt値の二乗)が、関連性の仮定を満たすとされる水準である10に及ばない。つまり、操作変数が弱いという帰無仮説は棄却できない。

表A2 第一段階推定における基準病床密度の推定結果

推定式	単回帰		重回帰			
推定方法	IV	FEIV	IV		FEIV	
推定モデル	(i)	(i)	(i)	(ii)	(i)	(ii)
基準病床密度	1.035*** (0.046) [22.510]	0.205** (0.083) [2.475]	0.795*** (0.054) [14.730]	0.708*** (0.046) [15.349]	0.153** (0.059) [2.590]	0.161** (0.059) [2.718]
R-Squared	0.646	0.646	0.795	0.830	0.633	0.677
観測値数	2310	2310	2310	1997	2310	1997
二次医療圏数	313	313	313	307	313	307

注：被説明変数は設置病床密度。推定方法は制限情報最尤法(LIML)法による。すべての重回帰モデルには、表2で挙げたすべての変数と年ダミー変数群が含まれている。上段の数値は係数推定値、中段の括弧内は、都道府県内の二次医療圏間の誤差項の相関を許した頑健な標準誤差、下段の角括弧内はt値である。\*\*\*は1%、\*\*は5%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。



注：分析サンプルより筆者作成。相関係数は0.804。

図A1 基準病床密度と設置病床密度の相関

(かたおか・しおり)  
(のりたけ・りょうすけ)  
(ふじい・ともや)

(ほしの・こう)  
(やなぎだ・こうたろう)  
(ゆだ・みちお)

# Revisiting the Number of Beds and Inpatient Health Care Cost: Evidence from Instrumental Variable Fixed-Effect Estimation Using the Target Number of Beds

KATAOKA Shiori, et al.<sup>\*1</sup> and YUDA Michio<sup>\*2</sup>

## Abstract

This paper revisits to estimate the effect of the number of existing beds per 1,000 people (existing bed density) on per capita inpatient health care cost using panel data for secondary medical regions from FY2000 to FY2007. The total number of existing beds in a region generally varies according to the capital investment of individual medical institutions, but in Japan, it can be subject to the target number of beds in each secondary medical care region, which is the upper limit regulation for regional total number of beds, defined in the regional health care plans established by each prefectural government. Based on such institutional background, we use the target number of beds per 1,000 people (target bed density) as an instrumental variable for the existing bed density. Our results by the instrumental variable estimation with fixed effects show that the widely known strongly positive correlation between existing bed density and per capita inpatient health care cost reflects the tendency in the highly competitive areas and that its elasticity is estimated from 0.110 to 0.182. We also find that the correlation disappears by controlling for the fixed effects of the secondary medical regions and endogeneity of existing bed density in the less competitive areas. In addition, the elasticity of the target bed density with respect to the existing bed density in less competitive areas is estimated around 0.16.

**Keywords :** Target Number of Beds (Regional Hospital Bed Regulation), Inpatient Health Care Cost, National Health Insurance System, Fixed Effect Instrumental Variable Estimation, Local Average Treatment Effect

---

<sup>\*1</sup> Alumni and Alumnae of School of Economics, Chukyo University. (NORITAKE Ryosuke, FUJII Tomoya, HOSHINO Koh, YANAGIDA Kohtaro)

<sup>\*2</sup> Graduate School of Economics and Management, Tohoku University.