

公立 DPC 病院の生産効率性の推定とその評価

小林 秀行

要旨

経営状況の改善が求められる公立病院において、特に DPC/PDPS が導入された公立病院を分析の対象として確率的フロンティア分析 (SFA) を用いた効率性の測定を行った。分析対象を公立 DPC 病院に限ること、治療実績データと『地方公営企業年鑑』から得られるデータとを組み合わせ、医療サービスの量のみならず品質も踏まえた推定を可能にした。その上で、生産関数をコブ・ダグラス型に特定化し、非効率項が時間を通じて一定であると想定する Time-invariant model に基づき 3 か年のパネル・データを用いて効率性の測定を行った。さらに、公立 DPC 病院における医療サービスの生産効率性を左右する要因についても考察することで、医療サービスの効率化に有効となる政策的手段についての検討を行った。

本稿の主な貢献は次の通りである。第一に、推定した効率性値はバランスト・パネル・データにおいては 0.784、アンバランスト・パネル・データにおいては 0.777 となり、品質を考慮した上でも先行研究の結果とおおむね整合的な効率性が推計された。第二に、品質変数として設定した非再入院率や 1 か月当たり救急車受入れ台数は理論上想定される係数推定値の符号と合致する結果となった。第三に、効率性に影響を及ぼす外生要因の重回帰分析の結果から、地方公営企業法の全部適用への移行が医療サービス提供体制の効率化に有効な政策的手段となることが示唆された。

キーワード：公立病院、医療サービス、DPC/PDPS、確率的フロンティア分析、地方公営企業法。

1. はじめに

近年、高齢化の進行等に伴う社会保障給付費の増加は公費負担の増加をもたらし、財政支出を拡大させる構造的な要因となっており、その少なからぬ部分が公債発行による資金調達で賄われてきた。必要な給付は維持しつつ、なおかつ負担の先送りをやめて財政健全化を実現することが求められており、そのためには新たな歳入の確保と、社会保障費も含めた歳出の見直しの両方が必要となる。民主党政権下で定められ、その後の自民政権下でも引き続き進められている「社会保障・税一体改革」においても、消費税率を 8%、10% と段階的に引き上げる一方で、増収分をすべて社会保障の財源にするとともに、重点化と効率化による給付費増大の抑制が模索されている。

同改革のうち医療・介護の領域では、公的保険制度やサービス提供体制の改革などが計画されており、費用負担構造の見直しによる負担の公平性の確保と、かかる費用自体の抑制が目指されている。この流れの中で、医療サービス提供体制の構成単位である各医療機関においても一層の効率化が求められていくことになる。特に、公立病院においては 2002 年以降の経営悪化から政府及び地方自治体にとっても課題の一つとなり、2007 年より公立病院改革が進められてきた。しかしながら、総務省『地方公営企業年

鑑』に基づく、2012年度においても51.6%の公立病院が経常収支において赤字という現状にあり、さらなる改革の余地が残されている。

医療の効率化を促す取り組みの一つとして、急性期入院医療を対象とした「診断群分類（Diagnosis Procedure Combination：DPC）に基づく1日当たり定額報酬算定制度（Per-Diem Payment System：PDPS）」（以下、DPC/PDPS）が2003年から導入されている。DPC/PDPSは、在院日数の短縮化が診療報酬の増額につながる仕組みとなっており、入院医療費の抑制が期待されている。DPC/PDPSの対象病院は徐々に拡大しており、現在では全一般病床の過半数を占めており、本稿で考察の対象とする公立病院にも広く導入されつつある。

DPC/PDPSの対象病院については、医療機関ごとのサービスの品質を表すと考えられるデータを含め、詳細な治療実績データが毎年公表されているという特徴がある。本稿は、経営状況の改善が求められる公立病院のうち、特にDPC/PDPSが導入された公立病院（公立DPC病院）を分析の対象とする。分析対象を公立DPC病院に限ることで、DPC治療実績データと『地方公営企業年鑑』から得られるデータとを組み合わせ、医療サービスの量のみならず品質も踏まえた形での効率性についての検証が可能となる。さらに、公立DPC病院における医療サービス提供体制の効率性を左右する要因についても考察することで、公立病院における医療サービスの効率化に有効となる政策的手段についての検討を行っていく。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2章では研究の目的と背景を明確にするために、医療サービスの効率化が求められる背景にある日本の財政状況および社会保障制度の現状を概観する。その上で、これまでの公立病院をめぐる経営改革の経緯と現状について整理を行っていく。第3章では、病院の効率性測定に関する先行研究について、効率性測定の方法、測定上の課題、日本における先行研究の順で整理を行い、続く第4章において具体的な分析モデルと使用するデータについて提示する。さらに、第5章では効率性の推定結果を示すとともに、その解釈を行い、第6章において医療サービスの効率化に有効となる政策的手段について考察する。最後に、本稿における成果と課題をまとめた。

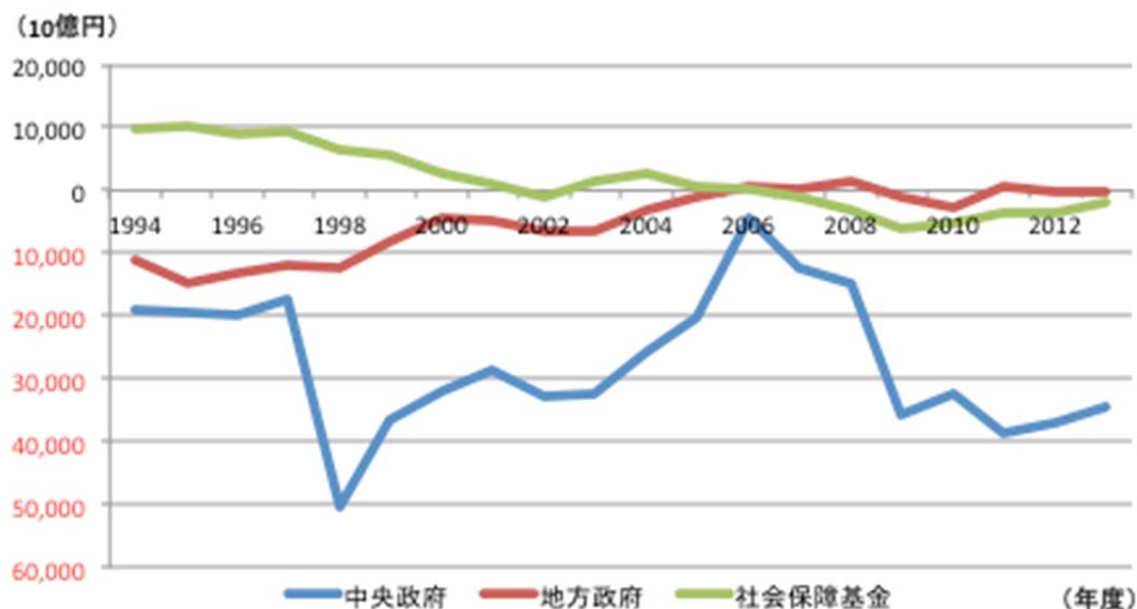
2. 研究の背景と目的

2-1. 「社会保障・税一体改革」の背景とその概要

バブル崩壊以降、日本の財政収支は赤字傾向を続けており、財政再建が政府の課題となっている。図1は、内閣府「国民経済計算」における中央政府、地方政府、社会保障基金の財政収支の推移を示している。1990年代後半から、社会保障基金の黒字基調が弱まるとともに、地方政府の赤字は解消に向かっていく。一方中央政府については、一貫して赤字であるが他に比べて大きな変動が見られる。1997年にタイから広まったアジア通貨危機に対応して、1998年度は大規模な財政出動を行ったために大幅に財政赤字が拡大している。その後、2001年に発足した小泉内閣によって不良債権処理、財政再建、民営化等の構造改革が押し進められ、また、2003年から日本経済が回復期に入って税収が増加したこともあり、財政赤字は縮小傾向となる。しかし、2008年に起きたリーマンショックの影響を受け、税収減少と景気刺激のための財政支出拡大によって、2009年度には再び財政赤字が拡大し、その後も大幅な財政赤字が続いている。フローの財政赤字は政府債務残高の蓄積につながることであり、『日本の財政関係資料（平成26年2月）』における財務省の見込みでは、特例公債残高、4条公債残高、復興債残高を足し合わせ

た公債残高は、2014 年度末には約 780 兆円に達することが見込まれている。

図1 中央政府・地方政府・社会保障基金 財政収支の推移



(注) 内閣府経済社会総合研究所「国民経済計算確報 2013 年度確報 (平成 25 年度)」より筆者作成

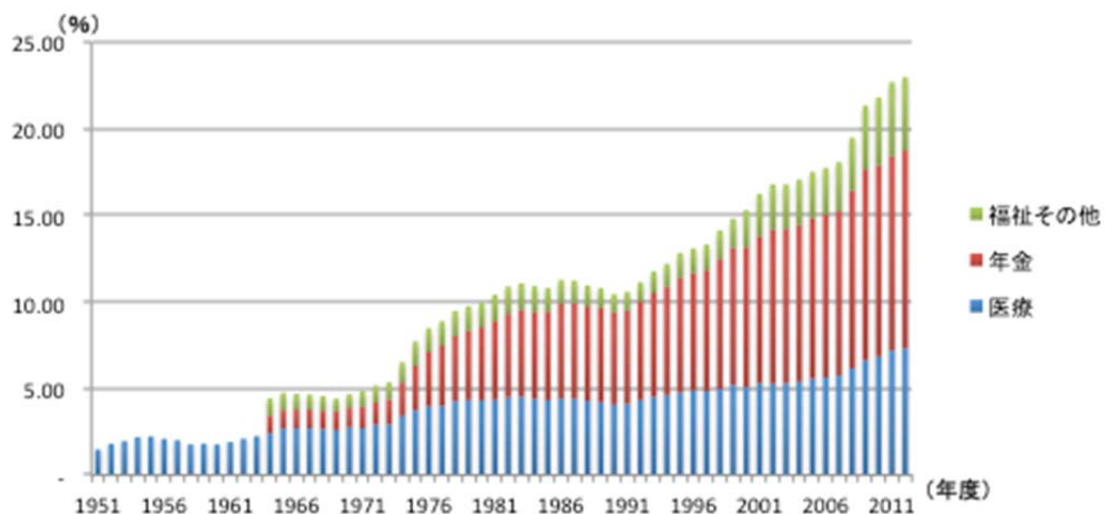
このような課題を抱える財政の健全化に向けて、政府は2013年6月14日に「経済財政運営と改革の基本方針」を閣議決定し、「国・地方のプライマリーバランスについて、2015年度までに2010年度に比べ赤字の対GDP比の半減、2020年度までに黒字化、その後の債務残高の対GDP比の安定的な引き下げを目指す」ことを財政健全化目標として掲げた。さらに、個別の歳出分野として国の一般会計歳出に占める割合が高い社会保障、社会資本整備、地方財政に関して、歳出の重点化・効率化に当たっての基本的な考え方を示した。

ここで、社会保障が歳出の重点化・効率化の対象として挙げられているとおり、財政収支の悪化の背景には、景気変動に伴う税収減少や景気刺激策という一時的要因だけでなく、高齢化の進行とともに増大する社会保障給付費の一定割合を賄うための公費負担の増加が構造的な要因として存在する。国立社会保障・人口問題研究所「社会保障費用統計」をもとに、社会保障給付費の部門別推移を示したのが図2である。図2からも長期的な増加傾向が伺え、直近の2012年度には社会保障給付費の総額は対GDP比で22.97%にのぼっている。一方、社会保障給付費を賄うための財源の項目別推移を見ると、図3に示すとおり1991年以降、公費負担の割合が上昇傾向にあり、公費負担割合の高い高齢者への給付が増えることで、財政収支の悪化をもたらしていることが示唆される。

このように財政収支を圧迫する社会保障に関して、「経済財政運営と改革の基本方針」では、社会保障制度を維持可能なものとするために、健康長寿化、ICT化、後発医薬品の利用促進等を通じて、地域毎の実情に応じて効率的に社会保障サービスが提供される体制を目指すことが掲げられた。そして、その

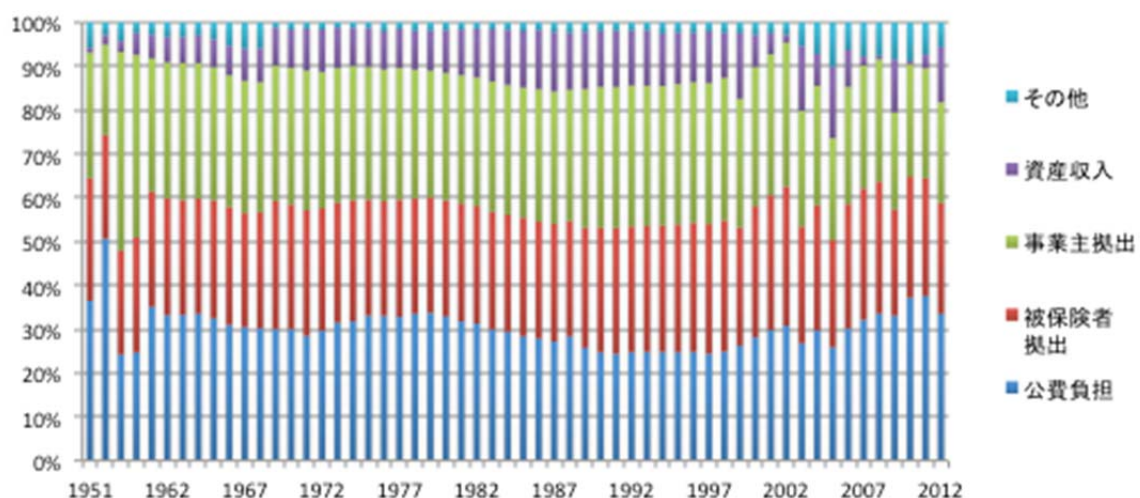
具体的な推進においては、社会保障制度改革推進法に基づき、社会保障・税一体改革を推進するとされている。また、社会資本整備に関しては、「施設ありき」ではなく、ハード・ソフト両面から選択と集中を徹底することや、ライフサイクルの長期化、民間の資金・ノウハウの活用を図っていくことが目指されている。さらに、地方財政に関しては、地方財政の自立を促進するために、「社会保障・税一体改革」の着実な推進をはじめとする歳入・歳出両面の改革に取り組むこととされている。

図2 社会保障給付費の部門別推移（対国内総生産比）



(注) 国立社会保障・人口問題研究所：「社会保障費用統計（平成24年度）」より筆者作成

図3 社会保障財源の項目別推移



(注) 国立社会保障・人口問題研究所：「社会保障費用統計（平成24年度）」より筆者作成

「社会保障・税一体改革」は民主党政権下の2012年2月17日に「社会保障・税一体改革大綱」として閣議決定された。自民党への政権交代後も検討が進められ、改革の具体的な検討項目や実施時期、推

進体制が2013年10月15日に「持続可能な社会保障制度の確立を図るための改革の推進に関する法律案」として提出され、同年12月5日に成立した。その後、関係閣僚からなる社会保障制度改革推進本部、及び有識者からなる社会保障制度改革推進会議が設置されるとともに、第186回通常国会（2014年1月24日－6月22日）において社会保障制度改革関連の法律が成立し、具体的な取り組みが進められている¹。

「社会保障・税一体改革」において振り分けられる財源額が大きい医療・介護の領域では、新たな財源を基にして社会保障の充実を図るだけでなく、重点化・効率化を併せて実施していくことが見込まれている。そのうち、医療・介護保険制度の改革においては、国民健康保険、及び後期高齢者医療の保険料の軽減対象の拡大（2014年度より実施）や、低所得者の介護保険料の軽減などが図られる一方、一定以上の所得を有する者の介護保険の自己負担の見直し（引き上げ）などが行われることで費用負担構造の見直しによる負担の公平性確保が目指される。一方、医療・介護サービスの提供体制の改革においては、各医療機関からの病床の医療機能等の報告をもとに、都道府県は地域の医療提供体制の将来のあるべき姿を地域医療構想として策定し、スムーズな医療連携によって早期の在宅・社会復帰を可能にするような医療提供体制の再編が計画されている。また同時に、在宅医療と介護の連携を推進し、介護・医療・予防・生活支援・住まいが一体的に提供される地域包括ケアシステムの構築が予定されている。

こうした方針を受けて、平成26年6月18日に成立した「地域における医療及び介護の総合的な確保を推進するための関係法律の整備等に関する法律」では都道府県に大きな役割や権限が与えられ、医療機関は都道府県知事に病床の医療機能（高度急性期、急性期、回復期、慢性期）等を報告することが義務づけられた。その上で、都道府県は地域医療構想を策定することが定められたとともに、医療・介護の事業のための新たな基金を設置できることとなった²。

2-2. 公立病院改革の経緯と課題

公立病院に対しては、前述のような全国レベルで求められる医療提供体制の効率化とは別に、地方財政健全化の文脈において一層の効率化が求められている。公立病院の財務状況は、地方自治体の財政への影響も大きいため、2002年以降の公立病院の経営悪化から政府及び地方自治体にとって課題の一つとなっている。公立病院の経営状態を公表している総務省『地方公営企業年鑑』においても、2005年度時点で65.5%の病院が経常損失を計上しており、このような状況に対して政府は2007年の「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」の公布に重なる形で、「経済財政改革の基本方針2007」の中で、公立病院改革を社会保障改革の一つに掲げ、「総務省は平成19年内に各自治体に対してガイドラインを示し、経営指標に関する数値目標を設定した改革プランを策定するよう促す」ことが記された。この方針を受けて、2007年12月24日に「公立病院改革ガイドライン」が総務省自治財政局通知として発表された。

¹ 具体的に成立した法律案は「雇用保険法の一部を改正する法律案」「次代の社会を担う子どもの健全な育成を図るための次世代育成支援対策推進法等の一部を改正する法律案」「難病の患者に対する医療等に関する法律案」「児童福祉法の一部を改正する法律案」「地域における医療及び介護の総合的な確保を推進するための関係法律の整備等に関する法律案」の5つである。

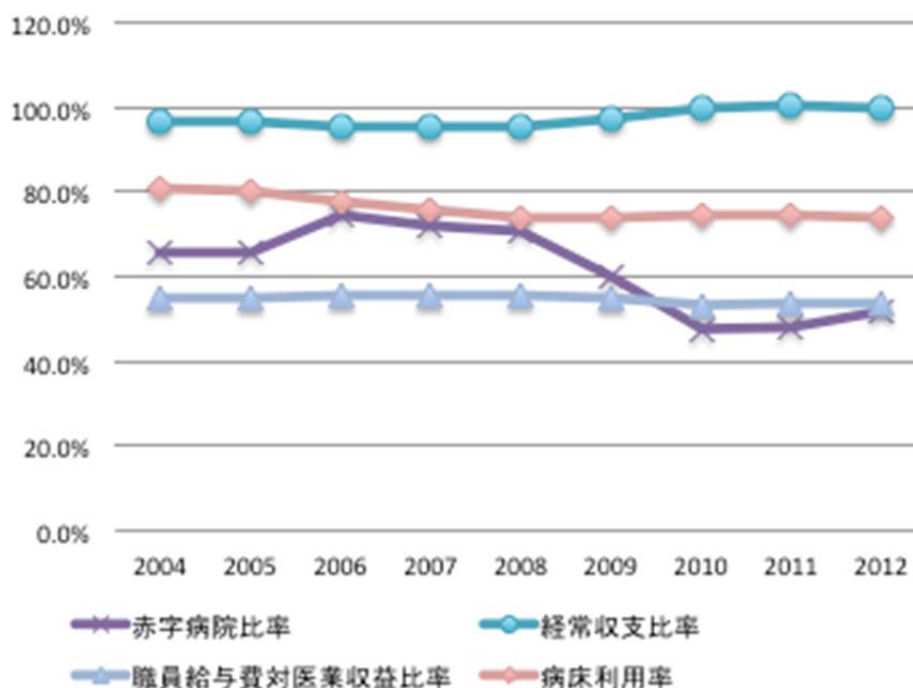
² なお、この基金の設置に必要な資金の3分の2は国が消費税増収分を活用して負担する。

同ガイドラインでは、下記の3つの視点に立った改革プランの策定が各自治体に要請された。

- ①経営効率化：給与・定員管理の適正化、経費の削減合理化、病床利用率向上等による収入確保など
- ②再編・ネットワーク化：基幹病院とサテライト病院・診療所間の機能分担を徹底
→地域における医療提供体制の維持・医師確保の環境整備
- ③経営形態の見直し：民間的経営手法を導入
(指定管理者制度・地方独立行政法人化・民間事業譲渡など)

改革プランの対象期間は2009年度から5年間と定められ(経営効率化の部分は3年間)、各自治体は改革プランの実施状況を概ね年1回以上点検・評価・公表すること、また総務省は改革プランの策定・実施状況を年1回以上調査し、公表することとされた。この改革の進捗、及び成果を確認するために、総務省『地方公営企業年鑑』をもとに改革前後の期間における赤字病院比率(赤字病院数を全病院数で割った値)と同ガイドラインの経営効率化の数値目標として設定が義務づけられている経常収支比率、職員給与費対医業収益比率の推移、病床利用率(全病院平均)をグラフ化したものが図4となる。

図4 公立病院 赤字比率、経常収支比率、職員給与費対医業収益比率、病床利用率の推移



(注) データ出所は総務省『地方公営企業年鑑』(平成16～24年度版)。病床利用率を除いて、平成16～21年度までは建設中の病院を除いた数値である。また、平成22年度以降はさらに想定企業会計の病院を除いた数値である。

図4からは赤字病院比率は改革をスタートさせた後に徐々に減少し、2010年度以降は50%前後を推移

していることがわかる。また、経常収支比率も100%を超えて若干の改善が見られる。しかし、職員給与費対医業収益比率に大きな変化は見られず、さらに病床利用率においては逆に低下傾向が見られる³。職員給与費対医業収益比率や病床利用率に変化が見られないにも関わらず、経常収支比率や赤字病院比率が改善した要因には、この期間に公立病院全体の総数が経営形態の見直しによって減少していることが影響していると考えられる。そのため、公立病院全体として赤字病院の割合は減り、経常収支比率も改善しつつあるものの、病院毎の効率化に関しては改革途上であることが類推される。

以上の状況から、今後も公立病院の運営に関しては継続的な効率性の向上が望まれる状況にあると言える。そこで、本稿では公立病院の基礎データとDPC治療実績データとを接合したデータベースをもとに、公立DPC病院における医療サービスの提供体制の効率性を測定し、医療サービスの効率化に有効となる政策的手段について検討を行っていきたい。

3. 医療サービスの効率性測定に関する先行研究

3-1. 効率性の定義・測定方法

まず、本稿で測定を行う医療サービスの「効率性」の定義を確認した後、これまでの先行研究における課題を整理していく⁴。医療経済学においては、Farrell (1957) により、技術的効率性 (Technical Efficiency) と配分効率性 (Allocative Efficiency) という2つの効率性の積によって経済的効率性 (Economical efficiency) が定義されるのが一般的である。技術的効率性とは、与えられた生産要素の投入水準のもとで、財・サービスの生産量を最大化することに成功しているかどうかで測られる。一方、配分効率性とは与えられた生産水準のもとで、費用を最小化する生産要素の投入比率の選択に成功しているかどうかを測るものである。

病院における医療サービスの提供体制の効率性測定においては、技術的効率性を生産関数もしくは費用関数の推定を通して測定する形で、これまでの先行研究が重ねられてきている。生産関数、もしくは費用関数を推定するにあたっては、大別すると2つの推定方法が用いられている。1つがオペレーションズリサーチの分野で非営利機関の効率性を評価するモデルとしてCharnes et al. (1978) によって提示されたデータ包絡分析 (Data Envelopment Analysis: DEA) である。測定されたデータから効率的な組織群を選別し、選別したデータの各点を包絡することによって効率的な生産フロンティアを推定する方法である。

そして、もう1つが本稿で用いる確率的フロンティア分析 (Stochastic Frontier Analysis: SFA) である。SFAでは、測定対象となる個々の病院においてランダムに発生するショック (例えば、納入業者の倒産等) を想定し、それらの影響を受ける生産フロンティアは確率的に変動すると仮定する。そして、誤差項を効率性に関連のないランダムなショックを表す誤差項と非効率性に分け、生産関数を最尤法で推定することによって、非効率性の推定値を求める方法である。

日本の病院を対象にした先行研究では、初期の研究ではDEAを適用して生産フロンティアを推定する

³ 但し、病床利用率に関してのみ、想定企業会計の病院を含んでいる

⁴ 本節の主な説明は河口 (2008)、橋本・泉田 (2011) を基にしている。

方法が用いられている。南・刀根（1992）は200床以上の14の総合病院を対象に、投入変数として医師、看護師、医療技師、事務職の勤務時間及び時間当たりコストを、産出変数として外来患者数、入院患者数、診療保険点数を設定して、各病院の技術的効率性をDEAによって測定している。一方、Fujii and Ohta（1999）はSFAを用いて費用関数の推定を行い、公立病院の技術的効率性（平均）を0.87と推定した。また、河口（2008）も公立病院に関する5年間のパネル・データを基に、生産関数を費用関数に置き換えたモデルを設定し、SFAを用いて技術的効率性を測定し、0.825という推定結果を示している。

3-2. 測定上の課題

DEA、もしくはSFAのいずれの推定方法を用いる場合においても、Newhouse（1994）が挙げた3つの課題への対応がこれまでの先行研究では検討されてきた。3つの課題とは、①生産物の測定と品質の調整、②測定対象となる病院の同質性の担保、③患者の同質性の調整である。

1点目に関して、病院の生産物として本来望ましいのは、医療サービスを受けた患者の健康水準の増加を測定することである。しかし、河口（2008）も指摘するように、そもそも治療前後における個人の健康水準の変化を測定することは困難である。また、医療サービス以外にも食事や住居環境などその他の消費財も健康水準の変化に影響を及ぼす。さらに、健康の生産過程は個人に属するため、同じ医療サービスを消費したとしても生産される健康水準が異なることが考えられる。そのため、医療サービスの生産物として、何を生産物として設定し、測定するかが課題となる。

例えば、生産物として入院患者数が用いられた場合、疾病の種類によって提供される医療サービスが異なってくる。また、たとえ同じ疾病であったとしても、患者の重症度によって、投入される医療サービスは異なってくることとなる。そのため、同じ生産物であっても、提供される医療サービスの品質が異なれば健康水準の増加に大きな影響を与えられとされる。そこで、病院の生産物を測定するに当たっては、品質を代理する変数を用いて生産物の品質を制御する必要がある。

特に、日本の病院においては、近年、海外で広がるエビデンスに基づいた医療の影響を受けて、先端的な病院を中心に質の高い医療の実現を目指して、Quality Indicator と呼ばれる医療サービスの品質を測る指標の設定・測定の試みが進められている⁵。こういった背景からも、病院の生産物を測定する際には、品質の制御を考えることが望ましい。

この課題に対して、南・郡司（1994）は、医療サービスの増加が健康の増進に比例するとの前提で、診療報酬点数の総量が患者の重症度や全体の医療サービス量を反映していると考え、外来点数と入院点数を生産物として設定した。また、青木・漆（1994）は1日当り平均入院患者数と1日当り平均外来患者数を生産物として設定した。費用関数を推定した河口（2008）も被説明変数に医業費用を用いた上で、病院の生産量を示す変数として、1日当り平均入院患者数と1日当り平均外来患者数を採用している。ただし、品質の調整に関しては、青木・漆（1994）が行ったように、一般病床を持つ病院にのみ調査対象を限定することや、河口（2008）のように、自治体病院の医療サービスはほぼ同質という前提の上で分析が行われてきた。

⁵ よく知られているものとして、聖路加国際病院 QI 委員会により毎年公表されているものがある。

しかし、近年、我が国でも日本独自のケースミックス分類である Diagnosis Procedure Combination (DPC) の導入が病院に進み、同時に収集される死亡率等の品質指標の利用が可能になりつつある。河口他 (2010) は DPC 治療実績データから得られる相対係数で重み付けを行った入院患者数を生産物として設定するとともに、期待死亡率と観測死亡率の比を取った比率である Hospital Standardized Mortality Ratio (HSMR) を計算し、品質変数として推定モデルに追加することで、品質の制御を行った上での効率性測定を行っている。

2 点目の課題である測定対象となる病院の同質性の担保とは、病院はそれぞれ提供する診療科に違いがある上に、救急部門の有無や大学病院のような教育機能の有無によってその特性が大きく異なる。そのため、効率性を比較するためには、測定対象となるサンプルの同質性を担保するための制御が必要となるということである。

先行研究では、病院の設立主体（自治体病院か民間病院か）や病床数を限定すること、もしくは一般病床のみの病院に限定するといった対応が主に行われてきた。例えば、中山 (2003) では、自治体病院の中で一般病床のみの病院、かつ 100 床以下の病院を選ぶことで同質性を担保しようとしている。また、河口 (2008) 、および河口他 (2010) は、確率的フロンティア分析の 1 モデルである True Fixed Effect Model を採用し、病院ごとの固定効果をモデルに加えることで同質性の担保を図っている。

3 点目となる患者の同質性の調整とは、もし患者の属性が同質的でなければ、重篤な患者を対象に医療サービスを提供する病院の効率性が過小評価されてしまうことへの対応を図るものである。ただし、病院の特性以上に、患者の属性は疾病の種類、またその重症度によって千差万別であり、実際にはそのままでは同質性を確保することは難しい。そのため、海外の先行研究では、Rosko and Chilingerian (1999) 等に見られるように、医学分野で同質的な患者をグループ化するために用いられるケースミックス分類、及びその分類毎に必要な医療資源を相対指数にしたケースミックス指数 (Case Mix Index: CMI) を活用して、患者の同質性を確保する試みが行われている。CMI は 1 よりも大きければ、より時間や費用がかかるグループであり、1 よりも小さければ費用や時間のかからないグループであることを示すものとなっており、測定対象毎の CMI の加重平均値を制御変数として用いることで、患者特性の同質化が行われている。

日本国内における先行研究では、これまではデータの制約から 2 点目の課題への対応として測定対象となる病院の種別等を限定することで、患者の重症度等も調整されるという前提が置かれることが多かった。もしくは、高塚・西村 (2006) が入院患者一人当たり収入（手術・検査・放射線）を重症度の代理変数として設定した他、河口 (2008) では DPC が普及途上であることから、当面は「患者 1 人当たり診療報酬点数の合計値」などの代理変数を用いた対応が提案されている。なお、河口他 (2010) では DPC 治療実績データから得られる相対係数で重み付けを行った入院患者数を生産物として設定しており、昨今 DPC データが公開され始めたことで、患者の同質性を調整することができる環境になりつつあることを示した。

3-3. 日本における先行研究

日本の病院を対象にした医療サービス提供体制の効率性測定は、初期は DEA を用いた先行研究が多い。

しかし、河口（2008）が指摘するように、DEAは推計モデルに誤差項を持たないため、データに誤差やショックが含まれていると測定が不正確になることが問題点として挙げられていた。この問題点に対応して、誤差やショックを誤差項で捕捉することができる確率的フロンティア分析（SFA）を用いた効率性測定が徐々に増え、本稿の対象である公立病院を対象にSFAを用いた先行研究にはFujii and Ohta（1999）、高塚・西村（2006）、高塚・西村（2008）、河口（2008）がある⁶。

これらの先行研究では、Newhouse（1994）の第2、第3の課題への対応は何らかの形で行われているものの、第1の課題である品質変数による制御は行われてこなかった。しかし、国内病院においてDPCの導入が進みつつあることで、河口他（2010）はDPC治療実績データを活用して品質変数による制御や患者の同質性の調整がより精緻に行っている。DPC治療実績データは公開されている情報がまだ限られているため、先行研究は河口他（2010）のみではあるものの、日本においてもNewhouse（1994）が指摘した3つの課題により対応した技術的効率性の測定ができる環境が整い始めた段階であると言える⁷。

なお、SFAを用いた効率性測定の推定方法にも、前述のとおり生産関数を推定する方法と双対問題として費用関数を推定する方法の2つの方法がある。公立病院を対象とした場合、中山（2003）によれば、費用関数の推定よりも生産関数の推定が望ましいとされる。その理由としては、公立病院は公的な補助を受けているので、費用を最小化するような行動をとっているかどうか疑わしく、配分非効率性が発生している可能性があることが指摘されている。また、生産要素価格のデータが必要となるものの、費用関数を推定した先行研究は病院の費用情報から加工されたデータを扱っているため、データの信頼性に問題があることが指摘されている。

以上の先行研究の流れを踏まえ、本稿では現在利用可能なDPC治療実績データと公立病院に関する基礎データを接合したデータベースを構築し、Newhouse（1994）の挙げた3つの課題により対応した公立病院の技術的効率性を、SFAを用いて生産関数を推定する方法を通して測定したい。

4. 分析方法

4-1. 分析モデル

先行研究を踏まえ、本稿では生産関数を推定して効率性の測定を行った。一般的な生産関数は生産物を Y 、資本投入量を K 、労働投入量を L とすると、次のように示される。

$$Y = f(K, L) \quad (1)$$

(1) 式を、医療機関 i の t 年度における医療サービスの生産量を Y_{it} 、資本投入量を K_{it} 、労働投入量を L_{it} 、全要素生産性を A_{it} として、コブ・ダグラス型生産関数に特定化すると下記のように示される。

⁶ DEAを用いて技術的効率性を測定した先行研究としては、南・郡司（1994）、中山（2003）、中山（2004）、野竿（2007）がある。これらの先行研究においても、品質変数の制御は行われていない。

⁷ なお、技術的効率性の測定ではないが、会計学（原価計算）のアプローチから、荒井（2013a）が公立DPC関連病院の質と採算性の相関関係を、荒井（2013b）が業務実績と採算性の相関関係の分析を行っている。

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} \quad (2)$$

さらに、全要素生産性を

$$A_{it} = \exp(A - u_{it}) \quad (3)$$

のように特定化する。ここで、 A は最も効率的な医療機関の全要素生産性を、 u_{it} は医療機関 i に特有の非負の非効率性を表す。さらに、(2)式を対数変換したものに、平均ゼロ分散 σ_v^2 で正規分布する誤差項 v_{it} を加えると、推定モデルは以下のように示される。

$$\ln Y_{it} = \ln A + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

非効率項 u_{it} について一般に用いられる想定は平均ゼロ、分散 σ_u^2 をもちゼロで切断された正規分布に従うとするものである。さらに、この非効率項 u_{it} が時間を通じて一定($u_{it} = u_i$)であると想定し、この推定モデルをTime-invariant modelと呼ぶ。(4)式を最尤法で推定することで非効率項 u_{it} を測定することができる⁸。

高塚・西村(2008)が述べるように、非効率項 u_{it} に影響を与える要因を分析するに当たっては、Kumbhakar et al. (1994)が示した2つの取り扱い方法がある。1つは生産要素以外の生産に影響する要因を外生要因(環境要因、施設特異的要因)と定義し、生産関数の説明変数として考慮する方法であり、もう1つが非効率項の説明変数として考慮する方法である。また、河口他(2010)によれば、Coelli et al. (1999)はどちらの方法を採用するかは外生要因を生産技術の形(新しい術式や最新の画像診断技術など)に影響するものと捉えるか、技術的効率性に影響するものと捉えるかによるとしている。本稿では生産物の品質を調整する品質変数に関しては、生産技術の形に影響するものと考え、後述する形で推定モデルの中に加えた。一方、他の外生要因に関しては、技術的効率性に影響するものと捉え、非効率項の説明変数として考慮する方法を取り、第6章において重回帰分析を行った。

先行研究で推定されている一般的なモデルに対して、本稿では以下の3つの点についてモデルの特定化と変更を行っている。第一は、生産関数の1次同次性の仮定の追加である。推定に用いた公立DPC病院においては、サンプル期間中に病床数の変わらないサンプルが多数存在するため、通常の実業関数を推定すると病床数と時間を通じて一定な非効率項 u_i との識別ができなくなってしまう。そこで、(2)式のコブ=ダグラス型生産関数に1次同次の仮定をおくことでこの問題に対処した⁹。第二は、説明変数の追

⁸ SFAの推定モデルには、非効率項が時間を通じて変化すると想定するTime-varying decay modelもある。本稿執筆にあたってTime-varying decay modelによる推定を試みたが、非効率性の時間変化率を表すパラメータについては統計的に有意な推定値を得られなかった。

⁹ なお、1次同次性を仮定せずにコブ=ダグラス型生産関数を推定した河口他(2010)では、係数推定値の和は1.0486と1に近い結果が得られており、本稿の想定は極端なものではないものと考えられる。

加である。投入される資本としては先行研究に倣い病床数を採用したが、主たる労働投入である医師数だけでなく、副次的な生産要素をモデルに追加した。第三は、複合生産の仮定に基づく被説明変数の追加である。先行研究においても課題として挙げられていた生産物の品質を調整する品質変数の設定に関して、単に退院患者数を被説明変数とするだけでなく、品質変数も被説明変数にあたるものと想定した。ただし、線形回帰が可能なモデルとするため、品質を考慮した生産量は、品質変数のべき乗と退院患者数の積であると想定した。以上の設定により、本稿で推定の対象とする生産関数は (5) 式のように表される。

$$Q_{it}^{\omega} Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_1} Z_{it}^{\beta_2} L_{it}^{1-\beta_1-\beta_2} \quad (5)$$

投入要素である (5) 式右辺のうち、 K_{it} は資本投入である病床数を、 L_{it} は病院における主要な労働投入量である医師数を、 Z_{it} はその他の生産要素をそれぞれ表す。また、産出物にあたる (5) 式左辺の Y_{it} は年間退院患者数を、 Q_{it} は品質変数を表す。(5) 式の両辺を医師数 L_{it} で除すと (6) 式のように生産関数を医師 1 人当たりに変換することができる。

$$Q_{it}^{\omega} \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} \right) = A_{it} \left(\frac{K_{it}}{L_{it}} \right)^{\beta_1} \left(\frac{Z_{it}}{L_{it}} \right)^{\beta_2} \quad (6)$$

上記の式を対数変換した上で、(3) 式のような全要素生産性と非効率率項についての仮定をおくとともに、非効率率項は時間を通じて一定かつ、平均ゼロ、分散 σ_u^2 でゼロで切断された正規分布に従うと想定し、さらに、推定誤差にあたる平均ゼロ、分散 σ_v^2 で正規分布する誤差項 v_{it} を加えると、下記のようなになる。

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} \right) = \ln A + \beta_1 \ln \left(\frac{K_{it}}{L_{it}} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{Z_{it}}{L_{it}} \right) - \omega \ln Q_{it} + v_{it} - u_i \quad (7)$$

(7) 式のモデルをもとに、SFA で実際の推定を行う推定式は、

$$\ln \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} \right) = a + b_1 \ln \left(\frac{K_{it}}{L_{it}} \right) + b_2 \ln \left(\frac{Z_{it}}{L_{it}} \right) + w \ln Q_{it} + v_{it} - u_i \quad (8)$$

となる。以上のような設定の下、(8) 式における $a (= \ln A)$ 、 b_1 、 b_2 、 $w (= -\omega)$ 、 v_{it} 、 u_i を最尤法によって推定する。

4-2. データ

分析にあたり、総務省『地方公営企業年鑑』に掲載されている公立病院と、厚生労働省によって公表されている『DPC 導入の影響評価に関する調査結果』において、DPC 治療実績データが公開されている公

立病院を照合し、年度毎のクロスセクションデータを作成した。その上で、2010―2012 年度の 3 カ年にわたる病院のパネル・データを作成した¹⁰。

作成したパネル・データより、欠損値を含むサンプルを除くとともに、異常値の影響を取り除くために、後述する生産物（アウトプット）として設定した「年間退院患者数/医師数（対数値）」が 3σ 以内に収まるサンプルに制限し、3 か年のうち 1 か年でも 3σ を超える値となった病院データは除外した。また、公立病院改革における「③経営形態の見直しの方法」の一つとして挙げられている地方公営企業法の全部適用に関して、適用区分の違いが与える影響を分析するために「法適用区分」が 3 カ年で変化しないサンプルに限定した。その上で、各病院のサンプルが 3 か年全て揃ったバランスト・パネル・データと、病院によってサンプル数に違いがあるアンバランスト・パネル・データの 2 つのデータセットを表 1 に示す通り整えた¹¹。

表 1 バランスト・パネル・データ、アンバランスト・パネル・データの構成

データセット		病院数	サンプル数
バランスト・パネル・データ		238	714
アンバランスト・パネル・データ		258	737
(内訳) サンプルが 1 か年のみの病院		17	17
同	2 か年のみの病院	3	6
同	3 か年の病院	238	714

(注) データ出所は平成 22～24 年度『地方公営企業年鑑』、『DPC 導入の影響評価に関する調査結果』。

なお、先行研究では被説明変数を 1 日平均入院患者数（在院患者延べ数/入院診察日数）及び 1 日平均外来患者数（外来患者延べ数/外来診察日数）が想定することが多かった。しかし、高塚・西村（2006）の指摘によれば、特に入院医療においては、1 日平均入院患者数では患者の入院期間の長短が区別されないため、在院期間の短縮を目指す急性期病院と療養期間の長い慢性期主体の病院とを比較すると、慢性期主体の病院の生産性が高く評価されてしまう。そこで、望ましいのは「年間退院患者数」とであるとする一方、高塚・西村（2006）はデータの制約から「年間 1 床当たりの入院し退院した通過患者数（1 床当たり年間退院患者数）」を被説明変数として用いている。これらの先行研究を踏まえ、本稿では「年間退

¹⁰ 本来であれば、公立病院の改革期間中である 2009 年度―2013 年度のパネル・データを作成することが望まれるが、両データとも本稿執筆段階での最新データは 2012 年度のものであった。さらに、DPC 治療実績データに関しては、過去の年次に遡るほど公開情報が少なくなる。とくに、各病院の DPC 算定病床数が 2009 年度までは公開されていなかったため、2010 年度以降のデータを用いることとなった。したがって、本稿の分析で使用したのは 3 か年のパネル・データである。

¹¹ なお、DPC 治療実績データにおける各病院の DPC 算定病床率（DPC 算定病床数/許可病床数）は全病床の平均 91%以上を占め、各病院の治療実績をほぼカバーしているため、両データを接合して分析することに支障はないと考えられる。

院患者数」を医師数で除した「年間退院患者数/医師数」を被説明変数として用いる¹²。

また、資本投入量 K_{it} は「DPC 算定病床数」を、その他の生産要素 Z_{it} には「看護師数」「事務職員数」を想定した。その上で、推定式に従って、 K_{it}/L_{it} を「DPC 算定病床数/医師数」、 Z_{it}/L_{it} を「看護師数/医師数」、「事務職員数/医師数」として設定した¹³。

さらに、品質変数 Q_{it} には医療サービスの質を直接的に示すと考えられる「非再入院率」の他、「1 か月当たり救急車搬送数」を取り上げた。非再入院率は、入院期間中の医療サービスの質とは直接的な関係が薄い同一疾患ではない再入院率は含めず、同一疾患による 6 週間以内、以後の再入院率を足し合わせた比率を 1 から差し引いた数値となる。入院期間中の医療サービスの質が高ければ、再入院せずに済む患者の割合が高まると想定した。さらに、「1 か月当たり救急車搬送数」に関しては、従来の先行研究では「救急病院告示の有無」がダミー変数として設定されることが多かった。しかし、河口（2008）が指摘するには、ほとんどの公立病院が取得している一方、実際には救急患者（特に夜間）を受け入れていない場合が多いという問題点を上げている。そこで、本稿では、DPC 治療実績データにおいて公開されている「1 か月当たり救急車搬送数」を生産物の生産量に影響を与える品質変数の候補として設定した。分析に用いた変数は表 2 に示すとおりである。

表 2 変数一覧表

変数名	変数の定義	データ取得元
年間退院患者数/医師数	DPC分類ごとの年間入院患者数の合計値/医師数	DPC導入の影響評価に関する調査結果 (医師数は「地方公営企業年鑑」より)
DPC算定病床数/医師数	各年度のDPC算定病床数/医師数	DPC導入の影響評価に関する調査結果
非再入院率	1-(同一疾患における6週間以内の再入院率+同 6週間以降の再入院率)	同上
1ヶ月当たり救急車搬送数	1ヶ月当たり救急車搬送数(6ヶ月平均)	同上
看護師数/医師数	看護師数/医師数	地方公営企業年鑑
事務職員数/医師数	事務職員数/医師数	同上

(注) データ出所は平成 22～24 年度『地方公営企業年鑑』、『DPC 導入の影響評価に関する調査結果』。

以上のように変数を設定することで、効率性測定の 1 つ目の課題であった、生産物の品質調整が品質変数によって調整される。また、2 つ目の課題であった病院の同質性の担保に関しては、本稿の対象病院が公立病院である上に、DPC に取り組んでいる急性期の病院に限定されていることから、一定程度の担保は図られていると考えられる。

なお、3 点目の患者の同質性の調整に関しては、河口（2008）が行った、DPC の相対係数での重み付けは相対係数のデータが公開されていなかったことから、本稿において同様の調整を行うことは難しかっ

¹² なお、退院患者数を医療サービスのアウトプットとみなすことには異論もあり、治療成果を直接的に測る指標があればそちらの方がより望ましいと言える。本稿でも推計段階において医療サービスの生産量 Y_{it} として他の変数も検討したが、最終的には先行研究との比較を最優先するため年間退院患者数を Y_{it} とした。

¹³ その他の生産要素の候補として、薬剤費やその他の医療材料費も候補として考えられたが、現実の診療プロセスを考えた場合、これらの要素は患者数の増加によって増える要素であるため、推定からは除外した。

たが、従来の先行研究と同様に、本稿では DPC に取り組む公立病院に病院を限定することを通じて、患者に関しても一定程度の同質性は調整できているものと想定した。

各変数の基本統計量は下記の表 3 に示したとおりである。

表 3 基本統計量

変数名	バランスト・パネル・データ				アンバランスト・パネル・データ			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
年間退院患者数/医師数	102.5	24.5	44.4	233.4	102.1	24.5	44.3	233.4
DPC算定病床数/医師数	6.834	1.996	3.167	18.091	6.837	1.998	2.821	18.091
看護師数/医師数	5.383	1.312	2.213	12.615	5.398	1.339	2.213	12.615
事務職員数/医師数	0.580	0.282	0.145	2.143	0.583	0.283	0.145	2.143
非再入院率	0.908	0.041	0.661	0.974	0.909	0.041	0.661	0.974
1ヶ月当たり救急車搬送数	78.0	52.6	2.5	301.5	77.2	52.2	2.5	301.5

(注) データ出所は平成 22～24 年度『地方公営企業年鑑』、『DPC 導入の影響評価に関する調査結果』。

バランスト・パネル・データのサンプル数は 714 (病院数は 238)、アンバランスト・パネル・データのサンプル数は 737 (病院数は 258) となる。

5. 推定結果

5-1. バランスト・パネル・データによる推定結果

効率性の推定に当たっては推定結果の頑健性を確認するために、上述した 3 か年のデータが全て揃っているバランスト・パネル・データによる推定と、一部の年度のサンプルが欠けているアンバランスト・パネル・データによる推定を行った¹⁴。また、多重共線性が発生していないことを確認する意味で、それぞれの推定において、段階的にその他の生産要素を加えて推定を行った。具体的には、品質変数やその他の生産要素を含まないモデル (Model 1)、Model 1 に品質変数である「非再入院率」と「1 か月当たり救急車搬送数」を加えたモデル (Model 2)、Model 1 にその他の生産要素である「看護師数/医師数」と「事務職員数/医師数」を加えたモデル (Model 3)、品質変数とその他の生産要素を加えた主となるモデル (Model 4) を設定して推定を行った。

表 4 に示した推定結果において、各モデル間の違いが少ないことから、推定結果の頑健性が確認されるとともに、モデルの複雑さや適合度を測る AIC (赤池情報量規準) や、モデル選択基準となる BIC (ベイズ情報量規準) の双方の値ともに Model 4 の値が最も低い。したがって、同モデルによる非効率項が上記の Model 1～4 の中では最も支持される結果となる¹⁵。

主となる Model 4 では全ての変数が有意となり、「非再入院率」のみ以外はすべて正の相関が確認された。モデル間の係数値に多少の違いが見られるとともに、Model 2 における「非再入院率」は有意ではな

¹⁴ 本稿の分析には、Stata ver.13 を用いた。

¹⁵ 表 4 および表 5 において、 $\ln(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ は誤差項 v_{it} の分散 σ_v^2 と非効率項 u_{it} の分散 σ_u^2 の合計の対数値に関する最尤推定量であり、 $\ln(\gamma/(1-\gamma))$ は $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ の対数オッズ比についての最尤推定量である。これらの値は統計的に有意であり、非効率項 u_i が統計的に非ゼロであることを示している。

かった点に留意して結果を解釈する必要があるが、「DPC 算定病床数/医師数」、「看護師数/医師数」、「事務職員数/医師数」が正の符号となったことは一般的に病床数や看護師や事務職員など対応する職員数が増えれば、受け入れ（対応）可能な患者数が増えると考えられることから、整合的な結果と考えられる。

また、「看護師数/医師数」、「事務職員数/医師数」の係数値はそれぞれの労働分配率を示しており、両係数値と「DPC 算定病床数/医師数」の係数値を 1 から差し引いた値が医師の労働分配率となる。Model 4 をもとに計算すると、医師の労働分配率は 0.321 となり、妥当な比率を示していると考えられる。さらに、年間退院患者数/医師数と係数推定値から得られる計算値との差から、非効率項 u_i および誤差項 v_{it} の分散に関する推定値を前提として標本ごとの非効率項 u_i を抽出した。その結果、非効率項 u_i の推定結果は Model 4 において平均 0.2526 となった。

また、品質変数に関して、負の符号となった「非再入院率」は再入院しなくて済む患者の割合が増えれば受け入れることができる退院患者数が増えることを示唆している。ただし、Model 2 では有意とならなかったため、不安定な結果ではある。一方、正の符号となった「1 か月当たり救急車搬送数」は救急車搬送数が増えれば退院患者数が減少することを意味する。救急車で搬送される患者は通常の患者よりも重症患者が多いと予測され、重症患者が増えた場合、死亡率が高まることで退院患者数の減少に作用しているものと推測される。また、年度ダミーに関しては 2 年間ともに正の符号となっており、入院患者の早期退院を促す政策（診療報酬改定）による影響と考えられる¹⁶。

5-2. アンバランス・パネル・データによる推定結果

次に、アンバランス・パネル・データを用いて、バランス・パネル・データと同様に Model 1～4 に分けた段階的な推定を行い、表 5 に示す結果が得られた。バランス・パネル・データを用いた場合と比較すると、各変数の係数値に多少変化が見られるものの、符号の逆転は見られなかった。P 値に関しても、Model 2 における非再入院率が有意な結果を示したことを除いて、大きな違いは見られなかったことから、推定結果の頑健性が確認できたと考えられる。

また、推定された非効率項の平均値は 0.2569 であった。さらに、Model 4 の AIC、BIC を比較した場合、ともにバランス・パネル・データの方がより低い数値を示したことから、同データを用いた推定結果の方がより合致することが示された。

¹⁶ 2010 年度の診療報酬改定において、入院早期の加算（14 日以内）が 428 点から 450 点（1 日当たり）に引き上げられている。

表4 Balanced Panel Data による推定結果

	Time-invariant model (Balanced Panel Data)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
lnDPC算定病床数/医師数	0.516*** (0.026)	0.546*** (0.026)	0.277*** (0.034)	0.299*** (0.034)
ln看護師数/医師数			0.313*** (0.038)	0.287*** (0.039)
ln事務職員数/医師数			0.053** (0.021)	0.093*** (0.022)
ln非再入院率		-0.212 (0.146)		-0.377*** (0.102)
ln1ヶ月当たり救急車搬送数		0.064*** (0.010)		0.070*** (0.010)
2011年度ダミー	0.260*** (0.005)	0.258*** (0.005)	0.249*** (0.005)	0.247*** (0.005)
2012年度ダミー	0.263*** (0.006)	0.258*** (0.006)	0.246*** (0.005)	0.240*** (0.005)
定数項	3.719*** (0.051)	3.355*** (0.076)	3.695*** (0.070)	3.388*** (0.085)
$\ln(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$	-2.323*** (0.105)	-2.534*** (0.109)	-2.310*** (0.104)	-2.438*** (0.110)
$\ln(\gamma/(1-\gamma))$	3.318*** (0.136)	3.085*** (0.144)	3.535*** (0.134)	3.448*** (0.144)
AIC	-1258.992	-1297.065	-1346.049	-1393.737
BIC	-1232	-1260	-1309	-1348

(注) 上段が係数推定値、下段括弧内は推定値の標準誤差を示す。また**は $p<0.05$ 、***は $p<0.01$ を表す。また、 γ は $\sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ を表す。

表5 Unbalanced Panel Data による効率性の推定結果

	Time-invariant model (Unbalanced Panel Data)			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
lnDPC算定病床数/医師数	0.514*** (0.026)	0.545*** (0.026)	0.288*** (0.034)	0.311*** (0.034)
ln看護師数/医師数			0.304*** (0.039)	0.272*** (0.040)
ln事務職員数/医師数			0.050** (0.022)	0.092*** (0.023)
ln非再入院率		-0.258* (0.151)		-0.389*** (0.105)
ln1ヶ月当たり救急車搬送数		0.068*** (0.010)		0.072*** (0.010)
2011年度ダミー	0.262*** (0.006)	0.260*** (0.006)	0.252*** (0.005)	0.249*** (0.005)
2012年度ダミー	0.263*** (0.006)	0.258*** (0.006)	0.247*** (0.005)	0.241*** (0.005)
定数項	3.720*** (0.051)	3.336*** (0.075)	3.685*** (0.071)	3.378*** (0.084)
$\ln(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$	-2.223*** (0.101)	-2.438*** (0.104)	-2.168*** (0.100)	-2.296*** (0.105)
$\ln(\gamma/(1-\gamma))$	3.376*** (0.132)	3.139*** (0.139)	3.637*** (0.130)	3.552*** (0.140)
AIC	-1233.314	-1276.426	-1311.696	-1362.111
BIC	-1206	-1240	-1275	-1316

(注) 上段が係数推定値、下段括弧内は推定値の標準誤差を示す。また**は $p<0.05$ 、***は $p<0.01$ を表す。また、 γ は $\sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ を表す。

5-3. 推定した効率性の比較

先行研究に倣い、推定された非効率項を次のように効率性を表す指標（効率性値）に変換する。医療機関 i の効率性値 ε_i を、最も効率的な医療機関の全要素生産性（ A ）に対する医療機関 i の全要素生産性（ A_i ）の比率と定義（ $\varepsilon_{it} \equiv A_i/A$ ）すれば、(3) 式と非効率項の定義である $u_{it} \sim N_+(0, \sigma_u)$ とより、

$$\varepsilon_{it} = \exp(A - u_{it}) / \exp(A) = \exp(-u_{it}) \quad (9)$$

という関係が成立する。すなわち、推定された非効率項の符号を入れ替えたものを指数化したものが効率性値となる。

(9)式に基づいて得られた効率性値の推計結果は、バランスト・パネル・データ (Model 4) については平均0.784、アンバランスト・パネル・データ (Model 4) については平均0.777 という結果となった。推定方法等の違いはあるが、同じく公立病院を対象に SFA によって効率性を測定した Fujii and Ohta (1999) は0.87と推定している。また、年間退院患者数/床をアウトプットにおき、関数形としてトランス・ログ型関数を採用した高塚・西村 (2008) は0.761~0.791 (療養病床あり施設除く) といった推定結果を出しており、先行研究と比較して大きくは外れない結果となった¹⁷。

表6 推定された効率性

モデル	病院数	平均	標準偏差	最小値	最大値
Model 4 (Balanced Panel Data)	238	0.784	0.108	0.44	0.992
Model 4 (Unbalanced Panel Data)	258	0.777	0.115	0.346	0.991

(注) 推定結果より筆者作成

6. 公立病院の効率性に関する要因分析

6-1. 分析の方法

さらに、技術的効率性を高めるために着目すべき外生要因を、効率性値を被説明変数とする重回帰分析を活用して分析を試みた。

被説明変数である効率性値は、バランスト・パネル・データを用いて推定した Model 4 の効率性の値を使用した。一方、説明変数に関しては、非効率項が時間を通じて一定 ($u_{it} = u_i$) であると想定されるため、3 か年で変化が生じていない外生要因を使って分析を行う必要がある。そこで、3 カ年で変化しない変数要素を検討し、5 種類のダミー変数を設定した。

具体的には、不採算地区に立地している影響をみる「立地ダミー」、地方公営企業法の全部適用の影響を捉える「法適用区分ダミー」、公立病院の事業運営に影響を及ぼす歴史的イベントによって区切った「事業開始年ダミー」、県立病院をはじめ公立病院の開設主体による影響を捉えるための「開設主体ダミー」、地域別の影響を捉える「地域ダミー」を設定した¹⁸。

以上のダミー変数の定義を 6-2 で扱う変数とともに表 7 に、基本統計量を表 8 に示した。

具体的な重回帰分析の手順としては、「事業開始年ダミー」、「開設主体ダミー」、「地域ダミー」のダミー変数が多いため、まず「立地ダミー」、「法適用区分ダミー」、「事業開始年ダミー」のみによる重回帰

¹⁷ 高塚・西村 (2008) は3種類の推定方法を用いて効率性値を推定しており、上記結果は本研究における推定方法に最も近い、非効率項が時間によって変動すると想定したモデルを最尤法によって推定した結果である。

¹⁸ 歴史的イベントの区分に関しては、池上 (2006)、番匠谷 (2013)、長谷川 (1998) を参考にして設定した。

分析を行った (Model 1) 。その後、「開設主体ダミー」を加えたモデル (Model 2) 、さらに「地域ダミー」を加えたモデル (Model 3) という形で重回帰分析を進めた。なお、分析に当たっては「事業開始年ダミー」は公立病院に対する歴史的イベントが少なかった「事業開始年ダミー1: 1871～1941年」を基準におき、説明変数から除外した。また、開設主体による影響をみるために「開設主体ダミー: その他」を基準におき、説明変数から除外し、「地域ダミー」に関しては東京都と他の地域では、公立病院の置かれている環境に大きく違いがあると考え、東京都を含む「南関東地域ダミー: prf4」を基準に置き、説明変数から除外した。

重回帰分析の結果は表9となり、「法適用区分ダミー」と「開設主体ダミー: 市立病院」が各モデルに共通してプラスに有意な結果を示した。また、「事業開始年ダミー4: 1962～1984年」がModel 2においてプラスに有意となる結果を示した¹⁹。

表7 生産効率性の要因分析に使用する変数一覧

変数名	変数の定義
立地ダミー(r_d)	1:不採算地区
法適用区分ダミー(lawd)	1:地方公営企業法 条例全部適用 0:当然財務
事業開始年ダミー1:1871～1941年	戦前(1942年 日本医療団 設立以前)
事業開始年ダミー2:1942～1949年	1942年 日本医療団 設立(都道府県中央病院の設立が進む)
事業開始年ダミー3:1950～1961年	1950年 医療機関整備計画 策定(公的病院の整備が進む)
事業開始年ダミー4:1962～1984年	1962年 医療法一部改正(公的病院の開設等が規制されることとなる)
事業開始年ダミー5:1985～2006年	1985年 医療法 第一次改正(医療計画の制度化、病床規制が始める)
開設主体ダミー: 県立病院(own_p)	1:県立病院
開設主体ダミー: 市立病院(own_c)	1:市立病院
開設主体ダミー: 町立病院(own_t)	1:町立病院
開設主体ダミー: その他(own_o)	1:県・市・町・村 立以外
地域ダミー(prf1～11)	47都道府県を11の地域毎に分けてダミー変数を設定
経常収支比率(%)	(医業収益+医業外利益)÷(医業費用+医業外費用)×100
医業収支比率(%)	(医業収益÷医業費用)×100
職員給与費対医業収益率(%)	(職員給与費÷医業収益)×100
病床利用率(一般)(%)	(一般病床における年延入院患者数÷年延病床数)×100
状態改善率	退院時転帰の状況における「治癒」「軽快」「寛解」の割合の合計値

(注) 地域ダミーの内訳は、1 北海道 2 東北 3 北関東・甲信 4 南関東 5 北陸 6 東海 7 近畿 8 中国 9 四国 10 九州 11 沖縄である。データ出所は、状態改善率については平成22～24年度『DPC導入の影響評価に関する調査結果』、その他は『地方公営企業年鑑』である。

¹⁹ ただし、自由度調整済決定係数 (Adj R-squared) はいずれのモデルにおいても高い値ではない点に留意する必要がある。

表8 使用変数の基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
立地ダミー(r_d)	0.021		0	1
法適用区分ダミー(lawd)	0.563		0	1
事業開始年ダミー1:1871～1941年	0.160		0	1
事業開始年ダミー2:1942～1949年	0.181		0	1
事業開始年ダミー3:1950～1961年	0.420		0	1
事業開始年ダミー4:1962～1984年	0.160		0	1
事業開始年ダミー5:1985～2006年	0.080		0	1
開設主体ダミー:県立病院(ow_p)	0.265		0	1
開設主体ダミー:市立病院(ow_c)	0.576		0	1
開設主体ダミー:町立病院(ow_t)	0.025		0	1
開設主体ダミー:その他(ow_o)	0.134		0	1
地域ダミー:北海道(prf1)	0.046		0	1
地域ダミー:東北(prf2)	0.126		0	1
地域ダミー:北関東・甲信(prf3)	0.071		0	1
地域ダミー:南関東(prf4)	0.130		0	1
地域ダミー:北陸(prf5)	0.097		0	1
地域ダミー:東海(prf6)	0.139		0	1
地域ダミー:近畿(prf7)	0.202		0	1
地域ダミー:中国(prf8)	0.055		0	1
地域ダミー:四国(prf9)	0.055		0	1
地域ダミー:九州(prf10)	0.067		0	1
地域ダミー:沖縄(prf11)	0.013		0	1
経常収支比率(%)	100.4	5.2	72.3	114.1
医業収支比率(%)	95.1	7.5	56.4	115.5
職員給与費対医業収益率(%)	53.6	8.2	36.5	107.1
病床利用率(一般)(%)	79.1	11.6	23.0	102.9
状態改善率	0.816	0.076	0.382	0.944

(注) サンプル数はすべて714である。データ出所は平成22～24年度『地方公営企業年鑑』および『DPC導入の影響評価に関する調査結果』。

表9 Balanced Panel Data 効率性値 (Model 4) の重回帰分析結果

変数名	Model 1	Model 2	Model 3
立地ダミー	0.032 (0.049)	0.050 (0.051)	0.057 (0.052)
法適用区分ダミー	0.028** (0.014)	0.029** (0.015)	0.030* (0.017)
事業開始年ダミー2: 1942～1949年	0.013 (0.024)	0.016 (0.023)	0.016 (0.025)
事業開始年ダミー3: 1950～1961年	0.013 (0.021)	0.019 (0.020)	0.013 (0.021)
事業開始年ダミー4: 1962～1984年	0.037 (0.025)	0.044* (0.024)	0.041 (0.025)
事業開始年ダミー5: 1985～2006年	-0.010 (0.030)	0.001 (0.029)	-0.007 (0.031)
開設主体ダミー: 県立病院		0.020 (0.024)	0.016 (0.025)
開設主体ダミー: 市立病院		0.065*** (0.021)	0.063*** (0.022)
開設主体ダミー: 町立病院		-0.036 (0.050)	-0.036 (0.052)
地域ダミー(北海道)			-0.007 (0.039)
地域ダミー(東北)			0.040 (0.028)
地域ダミー(北関東)			0.002 (0.032)
地域ダミー(北陸)			-0.004 (0.029)
地域ダミー(東海)			0.018 (0.027)
地域ダミー(近畿)			0.020 (0.024)
地域ダミー(中国)			0.004 (0.036)
地域ダミー(四国)			-0.004 (0.037)
地域ダミー(九州)			-0.021 (0.034)
地域ダミー(沖縄)			0.022 (0.066)
定数項	0.755*** (0.018)	0.707*** (0.024)	0.702*** (0.031)
自由度調整済 決定係数	0.009	0.068	0.050

(注) 上段が係数推定値、下段括弧内は推定値の標準誤差を示す。また*は $p<0.1$ 、**は $p<0.05$ 、***は $p<0.01$ を表す。

6-2. 外生要因で区分した病院の特徴

重回帰分析の結果、いずれのモデルにおいてもプラスに有意な結果を示した「法適用区分ダミー」と「開設主体ダミー：市立病院」が効率性に影響を与える背景を考察するために、要因別のサンプルの特徴を分析した。まず、「法適用区分ダミー」に関して、地方公営企業法の全部適用は公立病院改革における経営形態の見直しの一步として挙げられている。具体的には、地方公営企業法の全部適用になった場合、公立病院の管理責任者は地方公共団体の長から、地方公共団体の長が任命する事業管理者となる。その上で、この事業管理者には内部組織の設置や職員の任命、独自の給与設定を行う権限、資産の管理や購入、処分、契約の締結、労働協約の締結ができるなど、広範な権限が与えられる。このような経営の自由度の向上は病院経営の効率化をもたらすと考えられ、「法適用区分ダミー」がプラスで有意となったことについての有力な解釈の一つであると言える。

法適用区分と経営効率性の関係についてもう少し詳細に検証するために、生産物である「年間退院患者数/医師数」、投入物である「スタッフ数（医師・看護師・事務）」の法適用区分別平均を算出した。さらに、『公営企業年鑑』より「経常収支比率」、「医業収支比率」、「職員給与費対医業収益率」、「病床利用率（療養病床などの影響を避けるために一般病床に限った病床利用率を用いた）」についても法適用区分別の平均値を「効率性」の平均値とともに整理した。その結果、表10のとおり、全部適用にあたるサンプルの方が経営効率性を示すいずれの項目においても高い数値を示した。これらの特徴を踏まえると、公立病院の全部適用への移行は効率性の向上に資する改革の一つであることがうかがえる。

表10 法適用区分別のサンプルの特徴

法適用区分	サンプル数	患者数/医師数	医師	看護師	事務職員
条例全部	402	105.8	60.4	306.3	29.5
当然財務	312	98.2	57.8	284.0	28.2
合計	714	102.5	59.3	296.5	29.0

法適用区分	経常収支比率	医業収支比率	職員給与費 対医業収益 比率	病床利用率 (一般)	効率性
条例全部	100.8	95.2	54.0	80.0	0.797
当然財務	100.0	95.0	53.1	78.0	0.768
合計	100.4	95.1	53.6	79.1	0.784

(注) 平成22～24年度『地方公営企業年鑑』、『DPC導入の影響評価に関する調査結果』、および推定結果より筆者作成。なお、「条例全部」が全部適用の病院となり、それ以外の病院は「当然財務」という区分になる。

次に、開設主体別の特徴を捉えるために、「年間退院患者数/医師数」、投入物である「病床数」と「スタッフ数（医師・看護師・事務）」を開設主体別に平均値を整理した。また、品質変数に関して、「非

再入院率」や「1 か月当たり救急車搬送数」に加え、DPC データより患者の退院転帰時の「状態改善率」を計算した²⁰。さらに、『公営企業年鑑』より「経常収支比率」等の指標に関して、開設主体別の平均値を計算し、「効率性」の平均値とともに整理したのが表 11 である。

表 11 開設主体別のサンプルの特徴

開設主体	サンプル数	患者数/医師数	病床	医師	看護師	事務職員	非再入院率
県立	189	100.7	401.0	69.9	343.9	30.8	0.888
市立	411	103.5	357.5	58.1	289.3	27.5	0.914
町立	18	89.3	121.3	16.5	85.4	12.7	0.945
その他	96	103.8	334.8	51.6	273.7	34.7	0.916
合計	714	102.5	360.0	59.3	296.5	29.0	0.908

開設主体	状態改善率	救急車搬送数/月	経常収支比率	医業収支比率	職員給与費 対医業収益 比率	病床利用率 (一般)	効率性
県立	0.777	75.5	101.4	92.7	56.7	80.2	0.771
市立	0.832	80.9	100.3	96.0	52.2	79.0	0.805
町立	0.813	19.4	97.4	92.8	59.7	67.4	0.708
その他	0.821	81.9	99.9	96.6	52.5	79.2	0.736
合計	0.816	78.0	100.4	95.1	53.6	79.1	0.784

(注) 平成 22～24 年度『地方公営企業年鑑』、『DPC 導入の影響評価に関する調査結果』、および推定結果より筆者作成。

市立病院と県立病院を比較すると、病床数や医師数など投入物は若干県立病院の方が規模を上回るものの、「年間退院患者数/医師数」は市立病院の方が高いことがわかる。また、品質変数に注目すると、非再入院率や状態改善率、救急車搬送数のいずれも市立病院の方が高い結果となっている。一方で、経常収支比率や病床利用率は県立病院がやや上回るものの、医業外の収支や特別損益を含まない医業収支比率と職員対医業収益比率では市立病院の方が良い結果となっている。

これらの特徴を踏まえると、病院の機能分化が進む中で、県立病院と市立病院は病床数やスタッフ数においては同程度の規模ながらも、非再入院率や状態改善率が県立病院の方が低いことから、県立病院には重症度の高い、もしくは高度な医療が必要な患者が集まり、一方の市立病院には比較的軽症、または高度医療を必要としない患者が集まっていると推測される。そのため、病床利用率（一般）はやや県立病院を下回るものの、「年間退院患者数/医師数」は県立病院を上回り、他の開設主体と比較して効率性が高い結果につながっているのではないかとと思われる。その結果が医業収支比率や職員対医業収益比率に現れていると推測される。

²⁰ 各年度の『DPC 導入の影響評価に関する調査結果』では、「退院時転帰の状況」として病院別に患者の退院時の容態の構成（割合）が、「治癒」「軽快」「寛解」「不変」「増悪」「医療資源を最も投入した傷病による死亡」「医療資源を最も投入した傷病以外による死亡」「その他」の項目別に掲載されている。状態改善率は、これらのうち「治癒」「軽快」「寛解」の割合を足し合わせる形で設定した。

以上のように、効率性に影響を与える外生要因に関して、サンプルの特徴からその背景を推測してきたが、特に公立病院の効率性改善への政策的な示唆としては、より一層多くの病院の法適用区分の全部適用への移行が挙げられる。または、もう少し広い意味で各病院の経営の自由度を高めることが効率性改善のためには重要であることが示唆される。本稿ではデータの制約上、公立病院改革の柱である「経営形態の見直し」の中で推奨している「指定管理者制度」の導入等の影響を直接分析することはできなかったが、同政策の方向性を支持する結果が得られたと考えられる。

7. まとめと課題

本稿では、一層の効率化が求められる公立病院を対象に、確率的フロンティア分析に基づいて病院ごとの生産効率性を測定した。先行研究と比した本稿の貢献の一つは、『公営企業年鑑』から得られる従来の公立病院に関する統計データと、近年公開され始めた DPC 治療実績データとを接合することで、医療サービスの品質を考慮した上で生産効率性を測定したことにある。

推定に使用する変数及び標本を変えて試した結果、情報量基準で最もモデル適合性が高い推定結果において得られた効率性値は平均 0.7824 であり、労働投入に関する説明変数および医療の質を表す変数を追加した場合にも、先行研究と大きく外れない効率性値が導かれた。また、「年間退院患者数/医師数」を増加させる要因として、病床数や看護師、事務職員のスタッフ数が影響することが確認されるとともに、品質変数である非再入院率や 1 か月当たり救急車受入れ台数は、理論上想定される係数推定値の符号と合致する結果となった。

さらに、本稿で得られた成果として、効率性に影響を及ぼす外生要因の重回帰分析の結果から、地方公営企業法の全部適用への移行が医療サービスの効率化に有効な政策的手段となることが示唆された。具体的には、推定した効率性に影響を及ぼす外生要因を特定するべく、3 か年で変化しない要因を説明変数にとって重回帰分析を行った結果、「法適用区分ダミー」、「開設主体ダミー：市立病院」が効率性の向上に影響していることが推定された。続いて、これらの要因別にサンプルの特徴を調べたところ、公立病院改革の施策としても挙げられている地方公営企業法の全部適用への移行が経営の自由度を高め、効率性の向上を通して「経常収支比率」や「医業収支比率」、「職員給与費対医業収益率」、「病床利用率」の改善に寄与することが示唆された。また、市立病院の効率性が病院の機能分化の結果として相対的に高まっていることが推測された。

一方、本稿の課題として、分析対象が限定されていることがある。DPC/PPDS は広く普及しつつあるものの、導入されているのは急性期病床のみに限られるとともに、DPC/PPDS を導入している医療機関には様々な客観的データを定期的に提出することが求められる。そのため、公立 DPC 病院はもともと効率性の高い急性期主体の公立病院に偏っている可能性が考えられる。したがって、本稿において示唆された地方公営企業法の全部適用への移行が一般の公立病院においても効率性の向上に寄与するかどうかは、今後改めて検証する必要がある。

また、本稿では Newhouse (1994) が挙げた 3 つの課題のうち、患者の同質性の調整に関しては、従来の先行研究と同様に、病院の特性を調整することによって対応したが、今後 DPC データの公開範囲が広がり、患者構成や重症度をより正確に反映した分析が望まれる。なお、本稿においては、サンプル期間

の制約から Time-invariant model のみでの推定を行ったが、非効率項に一定の変化率を想定する Time-varying Decay Model による推定を行うことで、DPC/PPDS の導入が生産効率性にどのような動学的影響を及ぼすのかを把握することができる。今後 DPC データの蓄積により、公立 DPC 病院の生産効率性に関するさらなる研究の深まりが望まれるところである。

引用文献

- 青木研・漆博雄 (1994) 「Data Envelopment Analysis と公私病院の技術的効率性」『上智経済論集』 39 (1-2)、 pp. 56-70.
- 荒井耕 (2013a) 「公立 DPC 関連病院における質と採算性との相関関係の分析：医療界の伝統的二律背反観の検証」『会計検査研究』 No. 47、 pp. 181-192.
- 荒井耕 (2013b) 「公立 DPC 関連病院における業務実績と採算性との相関関係の分析：採算改善を巡る諸見解の検証」『経理研究』 56 号、 pp. 23-34.
- 池上直己 (2006) 「地域医療計画の課題と新たな展開」 田中滋・二木立 (編著) 『講座 医療経済・政策学 第3巻 保健・医療提供制度』 (勁草書房) 第2章、 pp. 23-45.
- 河口洋行 (2008) 『医療の効率性測定 - その手法と問題点』 勁草書房.
- 河口洋行・橋本英樹・松田晋哉 (2010) 「DPC データを用いた効率性測定と病院機能評価に関する研究」『医療と社会』 20 (1)、 pp. 23-34.
- 高塚直能・西村周三 (2006) 「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——床当たり年間退院患者数と病床利用率の比較——」『病院管理』 43 (2)、 pp. 103-115.
- 高塚直能・西村周三 (2008) 「オーダリングシステムが病院生産性、効率性に及ぼす影響の評価」『医療経済研究』 20 (1)、 pp. 15-33.
- 中山徳良 (2003) 「パラメトリックな方法とノンパラメトリックな方法による距離関数の比較：日本の公立病院の例」『医療と社会』 13 (1)、 pp. 83-95.
- 中山徳良 (2004) 「自治体病院の技術効率性と補助金」『医療と社会』 14 (3)、 pp. 69-79.
- 南商堯・郡司篤晃 (1994) 「医療機関における効率性評価に関する研究—DEA による自治体病院の人的資源の効率性評価を中心に—」『病院管理』 31 (1)、 pp. 33-40.
- 南商堯・刀根薫 (1992) 「非母数、線形計画法による総合病院の技術的効率及びコスト効率の測定」『日本 OR 学会秋季研究発表会アブストラクト集』、 pp. 140-141.
- 野竿拓哉 (2007) 「地方公営病院におけるインセンティブ問題—DEA による非効率性の計測及びその要因の計量経済分析とともに—」『会計検査研究』 35、 pp. 117-128.
- 橋本英樹・泉田信行 (2011) 『医療経済学講義』 東京大学出版会.
- 長谷川敏彦 (1998) 「地域医療計画の効果と課題」『季刊社会保障研究』 33 (4)、 382-391.
- 番匠谷光晴 (2013) 「戦後の医療供給体制の整備動向に関する一考察」『四天王寺大学大学院研究論集』 (8)、 pp. 131-155.
- Charnes、 A.、 W. W. Cooper and E. Rhodes (1978) “Measuring Efficiency of Decision Making Unites” European Journal of Operational Research、 2、 pp. 429-444.
- Coelli、 T.、 S. Perelman and E. Romano (1999) “Accounting for Environmental Influences in Stochastic Frontier Models: With Application to International Airlines” Journal of Productivity Analysis、 11、 pp. 251-273.
- Farrell、 M. J. (1957) “The Measurement of Productive Efficiency” Journal of the Royal Statistical Society Series A (General) Part 120、 pp. 11-290.

- Fujii, A. and M. Ohta (1999) "Stochastic Cost Frontier and Cost Inefficiency of Japanese Hospitals: A Panel Data Analysis" *Applied Economics Letters*, 6 (8), pp.527-532.
- Kumbhakar, S. C., S. Ghosh and J. T. McGuckin (1991) "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Firm" *Journal of Economic Statistics*, 9 (3), pp.279-286.
- Newhouse, J. P. (1994) "Frontier Estimation: How Useful a Tool for Health Economics?" *Journal of Health Economics*, 13 (3), pp.317-322.
- Rosko, M. D. and J. A. Chilingirian (1999) "Estimating Hospital Inefficiency: Does Case Mix Matter?" *Journal of Medical Systems*, 23 (1), pp.57-71.