



RIETI Discussion Paper Series 26-J-036

日本の公立病院における効率性と全要素生産性の決定要因に関する実証分析

石川 貴幸
神奈川大学

乾 友彦
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

日本の公立病院における効率性と全要素生産性の決定要因に関する実証分析¹

石川 貴幸（神奈川大学）

乾 友彦（RIETI、学習院大学）

要旨

本研究は、日本の公立病院を対象に技術的効率性と全要素生産性（TFP）を計測し、病院の生産性に与える要因について実証分析を行った。総務省『病院事業決算状況・病院経営比較表』等を利用し、2007 年から 2023 年までの 17 年間を分析に用いている。まず Stochastic Frontier Analysis を用いて技術的効率性を計測し、さらに TFP を推計した。分析の結果、第 1 に技術的効率性の改善は TFP 向上に寄与し、競争環境が効率性を高める一方、補助金依存はこれを低下させることが示唆された。第 2 に R&D 投資は TFP を向上させることが確認された。第 3 に医療従事者の年齢と TFP の間に逆 U 字型の関係が示され、組織における過度な高齢化は生産性にマイナスの影響を与えることが分かった。以上の結果から、生産性向上のためには経営効率化や競争環境の維持に加えて、研究開発や医療従事者の年齢構成のバランスを通じた医療技術基盤の底上げが求められることが示唆される。

Key words: 生産性、R&D 投資、効率性、SFA

JEL Classification: H70、I18

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「サプライチェーンマネジメントと生産性」の成果の一部であり、また経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。本研究の遂行にあたって、日本学術振興会『科学研究助成事業』における基盤 C（課題番号: 26K04874）の助成を受けた。本研究のデータセット作成において、堀江哲史氏（日本大学）の支援を受けた。ここに記して感謝の意を表したい。残存する誤りは筆者たちの責に帰すものである。

1. はじめに

我が国の人口は 2010 年代にピークを迎えており、少子高齢化が進展している。厚生労働省によれば、2020 年における 65 歳以上人口の占める割合を示す高齢化率は 28.6%であり、2040 年には 35%になる見込みである。このような高齢化や医療技術の高度化を反映して、近年は医療費の高騰が叫ばれている。このような状況下で地方自治体による医療サービスの主要な提供機関のひとつである公立病院の維持・整備は非常に重要な政策課題となっている。

公立病院は、我が国の医療制度において独自かつ不可欠な役割を担っている。民間病院とは異なり、多くの公立病院は、救急医療、災害医療、感染症医療、へき地医療、高度専門医療など、社会的には必要性が高い一方で、採算性の確保が困難な医療サービスを提供することが求められている。そのため、公立病院は、経済的効率性の追求に加えて、地域住民に対する医療アクセスの保障や地域医療提供体制の維持という公共的使命を担っている。このような複合的な目的を有する公立病院の経営成果を、収支状況などの財務指標だけによって評価することは十分ではない。公立病院の経営実態を適切に把握するためには、病床、医師、看護師、医療機器などの限られた医療資源を、どの程度効率的に医療サービスへと転換しているかを評価するとともに、その生産性が時間の経過とともにどのように変化してきたかを分析する必要がある。

我が国における本格的な公立病院改革は、総務省が 2007 年 12 月に策定した「公立病院改革ガイドライン」を重要な起点としている。同ガイドラインは、地方公共団体に対して公立病院改革プランの策定を求め、改革の主要な柱として、①経営の効率化、②再編・ネットワーク化、③経営形態の見直しを提示した。これにより、各病院には経営指標に関する数値目標の設定と進捗管理が求められるとともに、病院間の統合や機能再編、地方公営企業法の全部適用、地方独立行政法人化、指定管理者制度の導入などが政策上の選択肢として重視されるようになった。

その後、人口減少と高齢化の進行、地域間における医療需要の差異、医師不足など、公立病院を取り巻く環境が一層厳しくなったことを受け、総務省は 2015 年 3 月に「新公立病院改革ガイドライン」を策定した。2015 年の改革では、従来の経営効率化、再編・ネットワーク化、経営形態の見直しに加えて、「地域医療構想を踏まえた役割の明確化」が重要な柱として位置づけられた。これにより、個々の公立病院の経営改善だけでなく、二次医療圏などの地域全体における病床機能の分化、医療機関相互の連携、将来の医療需要に対応した病床配置の適正化が重視されるようになった。すなわち、公立病院改革の政策目的は、単独の病院における赤字削減や費用抑制から、地域医療提供体制全体の最適化へと拡大したと考えられる。

さらに、総務省は 2022 年 3 月に「持続可能な地域医療提供体制を確保するための公立病院経営強化ガイドライン」を策定し、地方公共団体に対して 2022 年度または 2023 年度中に「公立病院経営強化プラン」を策定することを求めた。2022 年のガイドラインでは、従来の再編や経営効率化に加えて、地域医療構想を踏まえた役割・機能の最適化と医療機関間の連携強化、医師・看護師等の確保、医師の働き方改革への対応、新興感染症の拡大に備えた平時からの体制整備、施設・設備の最適化、デジタル化への対応などが明示的に盛り込まれた。とりわけ、新型コロナウイルス感染症への対応を通じて、公立病院が感染症医療や救急医療の中核的な担い手であることが改めて認識され、単なる「経営改革」ではなく、地域医療を持続可能なものとするための「経営強化」へと政策の重点が移行した点が特徴的である。

このように、2007 年、2015 年、2022 年の三つのガイドラインを通じて、我が国の公立病院政策は、個別病院の収支改善を中心とする改革から、地域医療構想との整合性、医療機関間の機能分化と連携、人材確保、感染症対応、デジタル化を含む総合的な経営強化へと段階的に発展してきた。しかしながら、これらの政策改革が進められてきたにもかかわらず、公立病院の効率性および生産性には、依然として病院間・地域間で大きな差異が存在する。こうした異質性は、病床規模、診療機能、患者構成、立地条件、経営形態、地域の人口構造、医療従事者の確保状況など、複数の要因によって生じている可能性がある。したがって、公立病院改革の成果を検証するためには、単年度の財務指標を比較するだけでなく、各病院が投入資源をどの程度効率的に活用しているか、また、その生産性が改革期間を通じてどのように変化してきたかを定量的に明らかにすることが重要である。本研究において、公立病院の技術的効率性および全要素生産性の変化を分析し、その要因を明らかにすることは、2007 年以降の一連の公立病院改革を評価するとともに、今後の病院再編、機能分化、経営形態の選択、地域医療資源の配分に関する政策を設計する上で、重要な実証的知見を提供する。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では本論文に関連した先行研究を概観する。第 3 節では本研究に使用したデータと推計手法について説明する。第 4 節では技術的効率性の推計と全要素生産性の推計を行う。第 5 節では推定した技術的効率性と補助金ならびに競争環境の関係の分析を行い、そののちに推計した TFP と効率性の関係、TFP の決定要因について議論する。最後に第 6 節で本研究の結論を述べることにする。

2. 先行研究

病院の効率性の測定には、Data Envelopment Analysis (DEA) と Stochastic Frontier Analysis (SFA) による分析が主流である。本研究ではデータの Measurement Error、需要の

予期しない変動等を考慮に入れた SFA を使用して病院の効率性の計測を行った。日本の地方公立病院に関して SFA や全要素生産性を使用した分析として、Besstremyannaya(2011)、Besstremyannaya (2013)、Zhang et al. (2018)がある。

Besstremyannaya (2011) は、1999～2007 年度の日本の地方公立病院 617 施設を対象に、経営能力と費用効率性の関係を分析している。経営能力を直接観察できない異質性と捉え、SFA モデルを用いて病院を二つのグループに分類した。推計の結果、医業収益対医業費用比率が高く、人件費率や補助金・繰入金への依存度が低い病院ほど、効率的なグループに属する確率が高かった。以上から、地方公立病院の費用効率性を改善するには経営の質の向上が重要であることが示唆される。

Besstremyannaya (2013) は、日本の入院医療に導入された DPC に基づく包括支払制度 (PPS) が、地方公立病院の効率性に与えた影響を検証している。DEA と SFA によって技術効率性・費用効率性を推計し、PPS 導入病院と未導入病院を差の差 (DiD) 法で比較した。差の差分析の結果、PPS 導入による効率性の改善効果は限定的であり、改革直後に大幅な改善は生じなかった。その理由として、包括払いと出来高払いを組み合わせた日本独自の二部料金制度が、十分な効率化インセンティブを与えていない可能性が指摘されている。

Zhang et al. (2018)は、2007 年末に開始された公立病院改革が、日本の中規模地方公営病院の効率性と全要素生産性 (TFP) に与えた影響を検証している。2006～2011 年度の 213 病院を対象に、DEA とマルムクイスト指数を用いて効率性と TFP の変化を推計した。病院の効率性は改革直後の数年間には改善したものの、その後は低下し、改革の効果が一時的であったことが示された。財務状況や経営制度の変更は効率性改善につながらず、地域差が大きいことから、地域の実情に応じた包括的な病院改革が必要と結論づけている。

医師の年齢や経験がパフォーマンスに与える影響については、経験の蓄積によるプラスの効果と、知識の陳腐化によるマイナスの効果の双方が議論されてきた。Choudhry et al. (2005) はこの関係についてレビューを行い、評価対象となった研究の多くで、診療経験年数が増加するにつれてパフォーマンスが低下するという一貫して負の相関、あるいは部分的に負の相関が認められることを指摘している。同時に、同レビューに含まれる一部の研究では、経験年数とともにパフォーマンスが最初は上昇し、ピークに達した後に低下するという「逆 U 字型」の関係があることも報告している。

また、近年の実証研究として、Tsugawa et al. (2017) は米国のメディケア受給者のデータを用い、ホスピタリスト (入院患者担当医) の年齢と患者のアウトカムとの関係を分析している。同研究によれば、同一病院内において、高齢の医師が担当した患者は、若年の医師が担当した患者よりも死亡率が高かった。ただし、多数の患者を診察する医師においては、医師の年齢と患者の死亡率の間に関連は見られなかった。これらの先行研究は、臨床スキルの

維持には多量の経験が必要である一方、加齢は最新の知見やガイドラインからの乖離を生み、アウトカムが悪化を招く可能性を示唆している。

本研究は、日本の公立病院のパネルデータを用いて、SFA 分析と動学的な TFP の計測を統合することにより、既存研究に貢献する。ここで採用する実証分析の枠組みにより、病院の経営パフォーマンスの水準とその時間的変化の双方を把握することが可能となる。これにより、医療制度改革の有効性に関する新たな実証的知見を提示するとともに、我が国の公的医療制度の長期的な持続可能性を向上させるための政策的示唆を提供する。

3. データと推定方法

本研究では公立医療機関の財務データは総務省『病院事業決算状況・病院経営比較表』から取得し、パネルデータを作成した。作成したパネルデータの収録期間は 2007 年から 2023 年までの計 17 年間である。

分析に用いるデータの作成方法を説明する。医療機関の産出額としては付加価値額を用いる。ただし医療機関では付加価値額の計測がなされていない。通常付加価値額は産出額から中間投入を差し引いて計測を行うが、計測の難しさから医業収入から医療材料費用を差し引いたものを本研究では付加価値額とした。計測した付加価値額を付加価値デフレーターで割ることで実質化し、自然対数値をとった (VA)。デフレーターは『R-JIP データベース』にある各都道府県の「保健衛生・社会事業」産業の付加価値デフレーターを使用した。ただし R-JIP データベースから得られるデフレーターの情報は 2018 年までであるため、内閣府『県民経済計算』の各都道府県における「保健衛生・社会事業」産業のデフレーターの成長率を用いて延長推計を行った。

職員給与 ($Salary$) は、職員平均給与を上記の都道府県別付加価値デフレーターを用いて実質化し、自然対数値をとった。

研究開発費 ($R\&D$) は、「研究・研修費」を内閣府『国民経済計算 (SNA)』の「研究・開発」デフレーターを用いて実質化を行い、自然対数値をとった。

医療機関の有形固定資産 ($Tangible$) は SNA の「その他建物・構築物」と「機械・設備」のデフレーターを資本ストックで加重平均し、デフレーターを作成して実質化を行った。

各都道府県の大学における医師の数 ($UniDr$) は総務省統計局『科学技術研究調査』にある『医育機関附属の病院の勤務者』から取得した。

医療機関の補助金額 ($Subsidy$) は補助金額を医業収入で割り産出している。また競争度として都道府県ごとの医業収入のハーフィンダール・ハーシュマン指数 (HHI) を作成した。

上記以外の変数として、「1日当たりの入院患者数の自然対数値 (*Inpatient*)」、「1日当たりの外来患者数の自然対数値 (*Outpatient*)」、「病床数の自然対数値 (*Bed*)」、「医師の数の自然対数値 (*Dr*)」、「看護師数の自然対数値 (*Nurse*)」、「医師の平均年齢の自然対数値 (*DrAge*)」、「看護師の平均年齢の自然対数値 (*NurseAge*)」を作成した²。これらのデータはすべて総務省『病院事業決算状況・病院経営比較表』から取得している。

上記の変数の記述統計は表1のとおりである。

表1：記述統計

	VA	Bed	Salary	Inpatient	Outpatient	Subsidy	HHI
Mean	14.2706	4.9845	11.5687	4.7592	5.6372	1.782108	0.130595
Median	14.2698	5.0466	11.5619	4.8283	5.6560	0.126699	0.111778
S.D.	1.1859	0.9543	1.1384	0.9590	0.9655	17.55005	0.078766
Max	16.8249	6.8824	14.2205	6.8711	8.1625	787.0708	1
Min	4.6641	1.0986	8.3650	0.0000	0.0000	4.8E-07	0.032262
No. of Obs	12,649	13,928	11,763	14,809	14,838	13,604	15,876

	Dr	Nurse	R&D	UniDr	DrAge	NurseAge
Mean	2.7735	4.5742	8.8543	3.5471	3.8437	3.7209
Median	2.7081	4.6250	8.8793	3.4904	3.8286	3.7209
S.D.	1.3236	1.2006	1.6284	0.3696	0.1299	0.1050
Max	5.6525	7.1091	13.5911	4.5337	4.4462	4.1636
Min	0.0000	0.0000	1.0931	2.6672	3.1527	3.0253
No. of Obs	11,865	11,859	13,734	15,876	11,874	11,860

本研究の分析は、2段階に分かれている。第1段階として、Stochastic Frontier Analysis (SFA)を用いて各病院の技術的効率性を計測した。このSFAの手法は、Aigner et al. (1977)によって確立した。

ここでいう技術的効率性という概念はFarrell (1957)で提唱されたものである。彼によれば、「与えられた投入要素から、どれだけ最大の産出量を引き出せているか」を計測している。現実の医療機関は、100%のポテンシャルを引き出している理想的な状況には基本的に

² 医療サービスを提供する上で投入される人員は、必ずしも医師と看護師だけではなく、技術職員や事務員などがある。しかし、欠損値が多いなどのデータの制約上から本研究では医師と看護師に着目した。

ない。すなわち生産フロンティアの上で操業することは稀であり、多くの場合フロンティアの内側で活動している。SFA ではこの「フロンティアと実際の産出量との間のギャップ」を非効率性と呼んで計測している。

従来型の Data Envelope Analysis (DEA) も SFA と同様に、生産性フロンティアと現実の産出量とのギャップを計測している。本研究で SFA を用いる理由は、ある時点においてたまたま効率性が悪化していたというような、確率的な変動を取り除いて分析できるためである。本研究は 17 年間のデータを用いており、当該期間には東日本大震災や COVID-19 など様々なマクロショックが含まれている。そのため SFA の手法が望ましいと言える。

以上のデータを用いて、本研究では効率性 (E) を推計とし、各医療機関の全要素生産性 (TFP) を推計し、医療機関の生産性の決定要因の分析を行う。

4. 効率性と生産性の推計

SFA の計測には 2 種類を用いた。一つは Aigner et al. (1977)からの伝統的な方法であり、技術的効率性に影響を与える要素をすべて同じ関数に入れて推計する方法である。推定式は以下の通りである。

$$(1) \quad VA_{it} = Const. + \alpha_1 Bed_{it} + \alpha_2 Salary_{it} + \alpha_3 Inpatient_{it} + \alpha_4 Outpatient_{it} + T_t$$

もう一つは Battese and Coelli (1995)が提唱した、非効率関数を特定化し、技術的効率性を阻害あるいは改善するような変数を直接指定し分析を行う。この時の推定式を、

$$(2) \quad \frac{VA}{K_{it}} = Const. + \gamma_1 Salary_{it} + (V_{it} - U_{it})$$

$$(3) \quad U_{it} = Const. + \delta_1 Bed_{it} + \delta_2 Inpatient_{it} + \delta_3 Outpatient_{it} + W_{it}$$

と定式化する。ここで、産出量である被説明変数は付加価値額を有形固定資本で割った値の自然対数値を用いている³。 V_{it} は確率的誤差項であり、 U_{it} は非効率性項である。非効率性項の特定化を(3)式で行っており、係数が正であるなら効率性を引き下げる要因であり、係数が負であるのならば、効率性を改善させる要因であることを示している。

³非効率性関数を用いたとき、(3)式に規模をコントロールする変数が含まれないと関数が収束しなかったため、付加価値額を有形固定資産で割ることで規模のコントロールの問題を回避している。

通常、生産関数の推定において患者数は産出物として左辺に置かれることが多い。しかし、公立病院は応召義務や公共的使命により患者の受け入れを拒否することができず、患者数は病院側がコントロールできない外生的な需要ショックとしての性質を強く持つ。

そのため本研究では、Battese and Coelli (1995) に倣い、外生的な患者数を非効率性関数に組み込む定式化を採用した。

以上 2 種類の方法による技術的効率性の推定結果は表 2 の通りである。なお表中の Model1 は(1)式による推計方法を表しており、Model2 は (2)式による推定を意味している。

表 2: SFA の推定結果

	Model 1		Model2
Bed	0.1265 *** (0.0087)	Salary	4.6373 *** (0.4560)
Salary	1.2057 *** (0.0816)	Const.	26.0496 *** (2.5682)
Inpatient	0.5674 *** (0.0065)	U(Bed)	2.8834 *** (0.3784)
Outpatient	0.3701 *** (0.0086)	U(Inpatient)	-1.4455 *** (0.2583)
Const.	17.4040 *** (0.4593)	U(Outpatient)	-4.7513 *** (0.5008)
sigma-squared	1.8873 *** (0.0952)	U(Const.)	7.9991 *** (0.4442)
gamma	0.9954 *** (0.0003)	sigma-squared	15.0423 *** (1.9287)
time	-0.0160 *** (0.0003)	gamma	0.9913 *** (0.0011)
log likelihood	6666.1310	log likelihood	-13846.9900
No. of Obs.	10,133	No. of Obs.	10,131
No. of groups	933	No. of groups	932

注: ***は1%有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを表す。括弧内の数値は標準誤差である。

Model 1 の結果を見ると、Bed の係数は正で有意である。これはベッドの数が多いほど付加価値額のフロンティアに正の効果を与えており、ベッド数が多いほど、生産可能性フ

ロンティアの拡大に寄与することが分かる。また Salary の係数も正で有意である。給与は医師や看護師などの人的資本の量および質を強く反映する変数であると考えられる。したがって、この結果は、優秀な医療スタッフの確保や医療の質の向上が、医療機関の生産可能性フロンティアを大きく拡大させる要因であることを示唆している。Inpatient と Outpatient の係数もまた正で有意であった。このことは、外来患者数や入院患者数が増加するほど、生産可能性フロンティアが拡大することを意味している。

次に Model 2 の結果を確認すると、Salary の係数は正で有意であった。これは Model 1 と同様に、優秀な医療スタッフの確保や医療の質の向上がフロンティアを拡大させることを意味している。非効率性関数の係数を確認すると、Inpatient と Outpatient の係数が負で有意であった。これは患者数の増加が医療機関の遊休している有形固定資産や医療スタッフと言う資源を使うため、効率性が改善することを意味している。一方で Bed の係数は正で有意であった。Model 2 では被説明変数を付加価値有形固定資産比率にしていることを考慮すれば、この結果は、過剰な病床が資本の稼働率を低下させ、医療機関全体の効率性を悪化させることを意味している。以上の推定結果を用いて、Model 1 と Model 2 それぞれの結果における効率性を計測した。

次に生産性の指標として、全要素生産性 (TFP) の計測を行う。産出量は付加価値額の自然対数値を用いた。また投入要素は医師数 (Dr)、看護師数 (Nurse)、有形固定資産 (Tangible) である。以下の(4)式は、Fixed Effect で回帰したときの推定式である。

$$(4) \quad VA_{it} = Const. + \theta_1 Dr_{it-1} + \theta_2 Nurse_{it-1} + \theta_3 Tangible_{it-1} + \eta_i + T_t + \epsilon_{it}$$

ここで η_i は時間に依存しない固定効果であり、 T_t は時間ダミー変数である。

生産関数の推定においては、投入要素と観測されない生産性ショックとの間の同時決定バイアスを処置する必要がある。本研究では個別効果を統制する Fixed Effect に加え、動学パネルデータモデルである GMM、および中間投入物をプロキシ変数として用いて内生性をコントロールする Wooldridge (2007) の手法を採用し、結果の頑健性を担保した。各推定方法による推定結果は表 3 のとおりである。

表 3: TFP の推定結果

	[1] Fixed Effect	[2] GMM	[3] Wooldridge
Dr	0.2880 *** (0.0401)	0.0387 (0.0309)	0.2626 *** (0.0069)
Nurse	0.3900 *** (0.0649)	0.1987 *** (0.0368)	0.3823 *** (0.0071)
Tangible	0.0421 (0.0260)	-0.0046 (0.0064)	0.0112 (0.0174)
l.VA		0.7842 *** (0.0516)	
Const.	11.1958 *** (0.4886)	2.1774 *** (0.5767)	
Fixed Effect	Yes	No	
Year Dummy	Yes	Yes	
R-squared			
Within	0.1610		
Between	0.9226		
Overall	0.9212		
Sargan p-value		0.0000	
Hansen p-value		0.0000	
Wald p-value			0.0000
No. of Obs.	9,798	10,545	9,764
No. of groups	930	972	990

注: ***, **はそれぞれ1%及び5%有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを表す。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。

Fixed Effect ([1]列) の場合では、医師の数および看護師の数の係数はそれぞれ正で有意であった。この結果は Wooldridge ([3]列) の場合でも同様であった。また GMM ([2]列) の場合でも優位性は異なるものの、正であった。一方で、有形固定資産の係数は Fixed Effect ([1]列) と Wooldridge ([3]列) では有意ではないものの正であったのに対して、GMM ([2]列) の場合では有意ではないものの負であった。但し、GMM の推定では Sargan 検定及び Hansen 検定のどちらも棄却された。これら 3 つの推計結果を用いて、3 つの異なる TFP を推計した。

5. 回帰分析

5-1. 効率性と補助金及び競争度

公立病院の採算が合わず、赤字が継続している問題は今日よく知られている。総務省によれば⁴、2024 年度において全体の 83%が赤字であったことが判明している。そこで、第 4 節で推定した技術的効率性と補助金額と病院の競争環境について確認をすることにした。推定式は、

$$(5) \quad E_{it} = \text{Const.} + b_1 \text{Subsidy}_{it-1} + b_2 \text{HHI}_{it-1}$$

である。ここで E_{it} は技術的効率性を表しており、Model 1 による推計と Model 2 による推計を用いている。また Subsidy_{it} は補助金額の付加価値額に占める割合、 HHI_{it} は同じ都道府県内での医業収入に関するハーフィンダール・ハーシュマン指数である。

推計は Fixed Effect を用いており、結果は表 4 の通りである。

表 4: 効率性と補助金及び競争度の関係

	Efficiency (Model 1)			Efficiency (Model 2)		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Subsidy	-0.0043 *** (0.0010)		-0.0044 *** (0.0010)	-0.1199 *** (0.0220)		-0.1166 *** (0.0220)
HHI		0.0005 (0.0025)	0.0022 (0.0023)		-0.2725 *** (0.0980)	-0.2245 ** (0.0985)
Const.	0.1946 *** (0.0002)	0.1938 *** (0.0003)	0.1944 *** (0.0003)	0.4969 *** (0.0057)	0.5029 *** (0.0110)	0.5184 *** (0.0113)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared						
Within	0.9929	0.9925	0.9929	0.0462	0.0269	0.0495
Between	0.0084	0.0736	0.0083	0.0005	0.0002	0.0005
Overall	0.0758	0.1027	0.0754	0.0001	0.0009	0.0001
No. of Obs.	9,948	9,968	9,948	9,946	9,966	9,946

注: ***, **はそれぞれ1%及び5%有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを表す。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。

推定結果を確認すると、Model 1 および Model 2 どちらにおいても、補助金の係数は負で有意である。即ち補助金が多いほど医療機関の技術的効率性は低下している。

このことは直ちに医療機関の補助金を削減することにはつながらない。なぜならば、通常補助金を受け取る病院は経営が悪化しており、技術的効率性が低いはずだからである。また今年経営が悪かった医療機関が翌年一気に改善することは難しい。そのため 1 期のラ

⁴ 総務省『令和 6 年度病院事業決算の状況』（2026 年 8 月 9 日アクセス、URL: https://www.soumu.go.jp/main_content/001034025.pdf)

グを取って推定し、同時決定の問題を考慮したとしても、今回の評価が変わることはないだろう。しかしながら、恒常的な補助金への依存が、いわゆる「ソフトな予算制約問題」を生み出し、病院経営陣の効率化に向けた規律やインセンティブを弛緩させている可能性も否定できない。そのため補助金と技術的効率性の関係は今後より注意深く精査していく必要があると言える。

また競争度については、Model 2 において HHI の係数は負で有意である。このことは競争度が高い（HHI が低い）方が技術的効率性は高いことを意味している。すなわち、ある程度の競合する医療機関があった方が技術的効率性は高くなる。第 1 節で概観したように、近年の公立病院改革では「再編・ネットワーク化」や「機能の集約」が強力に推進されている。しかし本推計結果は、単に医療機関を集約再編し地域医療を一本化するよりも、複数の医療機関が併存し適度な競争環境が維持されている方が、結果として病院の技術的効率性が高まる可能性を示唆している。これらの結果は石川・乾（2024）と整合的である。

5-2. 生産性の実証分析

前節の推定結果を基にして効率性と生産性の 2 種類の値を推計した。これら 2 つの値の関係性についてまず確認しておくことにする。表 5 はそれぞれの値によって推定された TFP を被説明変数とし、説明変数として Model 1 と Model 2 で推定された効率性を Pooled OLS を用いて回帰分析を行ったものである。

表 5: 推定結果(1): 全要素生産性と効率性

	TFP by FE		TFP by GMM		TFP by Wooldridge	
	[1]	[2]	[4]	[5]	[6]	[7]
Model 1	2.3208 *** (0.1700)		-0.0894 *** (0.0326)		2.9575 *** (0.2025)	
Model 2		0.5124 *** (0.0177)		0.0270 *** (0.0075)		0.4095 *** (0.0184)
Const.	-0.4822 *** (0.0339)	-0.2799 *** (0.0156)	0.0169 ** (0.0073)	-0.0131 ** (0.0054)	11.1744 *** (0.0397)	11.5478 *** (0.0164)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.1536	0.1080	0.0037	0.0043	0.2703	0.0658
No. of Obs.	9,233	9,233	9,204	9,203	9,204	9,204

注: ***, **はそれぞれ1%及び5%有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを表す。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。

Fixed Effect で推計された TFP を被説明変数とした場合、Model 1 及び Model 2 推計された効率性の係数はどちらも正で有意であった。このことは SFA による効率性の向上が TFP の向上につながることを示唆している。この結果は Wooldridge によって推計された TFP についても同様の結果となった。

一方で、GMM によって推計された TFP の結果は、Model 2 ではほかの推計方法と同様に正で有意であったが、Model 1 の係数は負で有意となってしまった。ただし、GMM の推計方法では、過剰識別検定が十分にクリアされておらず、また係数値の優位性も低かったことから TFP が正しく推計されていない可能性が指摘できる。実際に表 5 中の[4]列と[5]列目の各推定結果の R^2 は非常に小さく、Fixed Effect の場合及び Wooldridge の場合と比較しても 2 桁のオーダーで低いことから当て嵌まりが十分でないと言える。

本稿では以降の分析で Fixed Effect による推計と Wooldridge による推計を用いることにする。

医療機関の TFP は SFA で推計される効率性と、それ以外の要因に分解される。そこで、TFP の決定要因を以下の様に定式化をした。なお、TFP と各要因の間の逆の因果関係による内生性を緩和するため、すべての説明変数について 1 期のラグをとって推定を行った。

$$(6) \quad TFP_{it} = Const. + \beta_1 E_{it-1} + \beta_2 R\&D_{it-1} + \beta_3 DrAge_{it-1} + \beta_4 DrAge_{it-1}^2 + \beta_5 NurseAge_{it-1} + \beta_6 NurseAge_{it-1}^2 + \beta_7 UnivDr_{it-1} + \beta_8 UnivDr_{it-1}^2 + T_t$$

E_{it} は技術的効率性を表しており、Model 1 による推計と Model 2 による推計をそれぞれ用いる。 $R\&D_{it}$ は研修・研究費の自然対数値、医師の質の代理変数として医師年齢の自然対数値 ($DrAge_{it}$)、看護師の質の代理変数として看護師年齢の自然対数値 ($NurseAge_{it}$) を用いている。その地域（都道府県）における大学にいる医師が研究することによる知識にスピルオーバー効果を見るために、大学に所属する医師の数の自然対数値 ($UnivDr_{it}$) を用いた。また、医師年齢、看護師年齢、大学医師数の非線形性を考慮して 2 乗項を入れて推計した。

表 6 は、Fixed Effect によって推計された TFP を被説明変数とした場合の推定結果、表 7 は Wooldridge によって推計された TFP を被説明変数とした場合の推定結果を表している。なお、大学医師数が都道府県ごとのデータであることと、TFP の推計や効率性を推計するときに各医療機関の個別効果を考慮していることから、Pooled OLS を用いて推計した。

表 6: 推定結果(2): TFP (Fixed Effect) を用いた推定

	Efficiency (Model 1)			Efficiency (Model 2)		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
efficiency	0.3853 *** (0.0996)	0.3113 *** (0.0988)	0.2916 *** (0.0975)	0.4676 *** (0.0149)	0.4637 *** (0.0148)	0.4613 *** (0.0149)
R&D	0.1557 *** (0.0034)	0.1378 *** (0.0041)	0.1363 *** (0.0041)	0.1615 *** (0.0022)	0.1428 *** (0.0035)	0.1417 *** (0.0035)
Dr Age		6.6577 *** (1.2463)	6.6917 *** (1.2480)		6.9181 *** (1.2051)	6.9130 *** (1.2044)
Dr Age ^2		-0.8777 *** (0.1626)	-0.8814 *** (0.1628)		-0.9126 *** (0.1574)	-0.9115 *** (0.1574)
Nurse Age		4.0532 ** (1.6987)	4.2573 ** (1.7064)		1.4918 (1.6405)	1.6414 (1.6434)
Nurse Age ^2		-0.5879 ** (0.2307)	-0.6175 *** (0.2318)		-0.2393 (0.2237)	-0.2607 (0.2241)
Univ_Dr			-0.6697 *** (0.1544)			-0.4094 *** (0.1443)
Univ_Dr^2			0.0895 *** (0.0214)			0.0553 *** (0.0199)
Const.	-1.4786 *** (0.0235)	-20.8723 *** (3.5727)	-20.0485 *** (3.5811)	-1.6786 *** (0.0231)	-16.8600 *** (3.4230)	-16.3598 *** (3.4193)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.3856	0.3932	0.3948	0.4690	0.4760	0.4765
No. of Obs.	9,233	9,233	9,233	9,233	9,233	9,233

注: ***, **, *はそれぞれ1%、5%、及び10%有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを表す。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。

表 7: 推定結果(3): TFP (Wooldridge(2007)) を用いた推定

	Efficiency (Model 1)			Efficiency (Model 2)		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
efficiency	0.5503 *** (0.1050)	0.4602 *** (0.1031)	0.4372 *** (0.1016)	0.3545 *** (0.0140)	0.3493 *** (0.0139)	0.3460 *** (0.0140)
R&D	0.1919 *** (0.0035)	0.1703 *** (0.0043)	0.1688 *** (0.0042)	0.2029 *** (0.0023)	0.1787 *** (0.0036)	0.1772 *** (0.0036)
Dr Age		8.2255 *** (1.2607)	8.2516 *** (1.2609)		8.5621 *** (1.2440)	8.5489 *** (1.2417)
Dr Age ^2		-1.0845 *** (0.1644)	-1.0871 *** (0.1645)		-1.1298 *** (0.1624)	-1.1274 *** (0.1621)
Nurse Age		4.2041 ** (1.7667)	4.4122 ** (1.7728)		1.8355 (1.7378)	2.0395 (1.7410)
Nurse Age ^2		-0.6169 ** (0.2401)	-0.6473 *** (0.2409)		-0.2979 (0.2368)	-0.3273 (0.2373)
Univ_Dr			-0.7433 *** (0.1336)			-0.5892 *** (0.1266)
Univ_Dr^2			0.1001 *** (0.0187)			0.0800 *** (0.0177)
Const.	9.9489 *** (0.0228)	-12.5398 *** (3.6433)	-11.5762 *** (3.6459)	9.7896 *** (0.0225)	-8.9214 ** (3.5576)	-8.1742 ** (3.5534)
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.5243	0.5339	0.5356	0.5627	0.5725	0.5735
No. of Obs.	9,204	9,204	9,204	9,204	9,204	9,204

注: ***, **, *はそれぞれ1%、5%、及び10%有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを表す。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。

表 6 の推計結果を確認すると、Model 1 の効率性の係数と Model 2 の効率性の係数どちらもすべての場合において正で有意である。このことは効率性の向上は TFP の向上に寄与することを意味している。また *R&D* の係数も正で有意であった。医療機関における知識に対する投資である研究や、研修と言った人的資本に対する投資は TFP の向上に貢献することが確認された。*R&D* の効果もすべての場合において同様の結果であった。

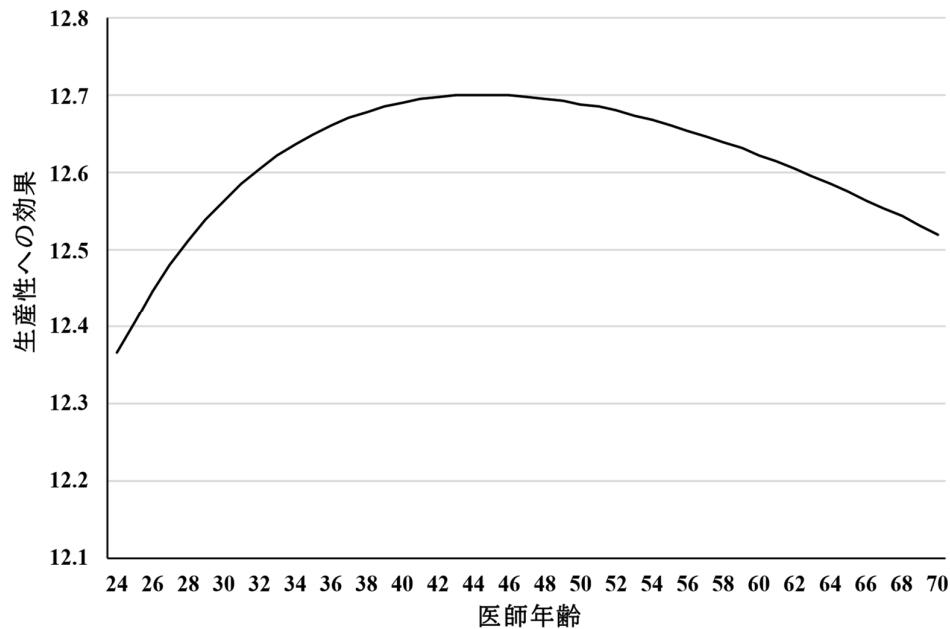
医師年齢の 1 次項の係数は正で有意であり、2 乗項の係数は負で有意であった。このことは医師の質は逆 U 字型を描いており、経験が増えれば必ずしも生産性が向上し続けるわけではないことを意味している。このことは Model 2 でも同様であった。一方で効率性に Model 1 を用いた場合、看護師の年齢においても医師の年齢と同様の結果となったが、Model 2 を用いた場合では、係数の符号は同様であるものの、有意な結果は得られなかった。

大学の医師数の係数は、効率性の計測方法によらず、1 次の項は負で有意である一方で、2 乗の項は正で有意であった。このことは、大学における医師の数の生産性に対する効果は U 字型を描いていることを意味している。この U 字型の関係は、都道府県内における大学医師のスピルオーバー効果には閾値が存在することを示唆している。大学からの医師派遣や連携が少数の段階では、研究・教育活動と現場の臨床業務との間の調整費用がかさみ TFP を押し下げる。しかし連携の規模が一定水準を超えると、高度な医療知識の共有や地域全体の医療ネットワークの効率化といった正のスピルオーバー効果が調整費用を上回り、TFP 向上に寄与するものと考えられる。

表 7 の結果を確認すると、表 6 と同様の結果であり、頑健性が確認された。

上記のように、医師の年齢と看護師の年齢が TFP に与える影響は逆 U 字型になることが確認された。そこで実際に各年齢においてどの程度 TFP に影響をおよぼすのかを確認するために、表 6 の[3]列の結果を用いてグラフを描いて確認することにした。図 1 は医師年齢を横軸に、縦軸に TFP への効果を取ったものである。なお、医師年齢は大学を卒業してから勤務を想定し、24 歳からとした。

図 1: 医師年齢の TFP への波及



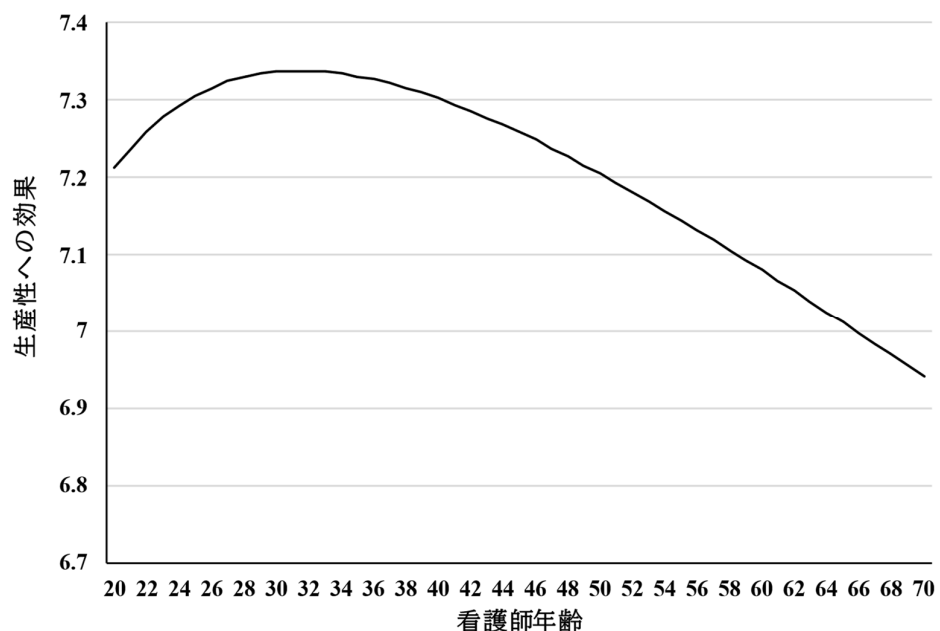
医師の年齢に関する推計結果を確認すると、20代から30代にかけて TFP への限界効果が急峻な上昇を示している。これは、個人のライフサイクルとして、若年期における集中的な臨床経験の蓄積が医療の質および生産性の向上に大きく貢献していくことを示している。

勿論、本分析に用いているのは病院ごとの医師の平均年齢である点には留意が必要である。推計結果によれば、この限界効果は45歳付近でピークに達するが、これは45歳の医師個人の能力が最大化されると同時に、病院組織全体として最新の医学知識を吸収する若手層と豊富な経験を有する熟練層が最もバランス良く配置され、最適な世代間の補完関係が形成されている状態だと解釈すべきである。

そのため、ピーク以降の緩やかな低下は、高年齢層の早期リタイアを正当化するものではない。むしろ推計結果は、ピーク到達後の25年間にも及ぶ緩やかな低下期間において、いかに高い水準の生産性を維持し続けるかが重要であることを示している。すなわち、若手時代に豊富な臨床経験を付与し人的資本をより蓄積しておくことで、病院組織全体の医療技術基盤が底上げされ、最適な世代間の補完関係を通じて長期的に生産性を向上させることが出来ることを示している。

同様に、表 6 の[3]列の結果を用いて、看護師の年齢と生産性への効果の関係を図示したものが図 2 である。なお、看護師は最年少で 20 歳から就業可能なため、横軸を 20 歳からとした。

図 2: 看護師年齢の TFP への波及



看護師の年齢に関する推計結果を確認すると、その限界効果は 31 歳付近でピークに達することが示された。看護業務は夜勤や患者の移乗など身体的負荷の高い労働集約的な性質を持つため、個人レベルで見れば、30 代以降は体力的な制約が熟練による生産性向上効果を相対的に上回りやすくなる。

しかし、ここでも推計に用いているのは病院ごとの平均年齢である点に留意が必要である。すなわち、平均年齢 31 歳付近でのピークは、体力的な実働を担う 20 代の若手層と、長年の臨床経験を持ち現場のチームリーダーとして機能する 30 代以降の中堅・熟練層が、最も効率的に機能する医療体制が構築されている状態を示唆している。逆に、平均年齢がこれを大きく上回る状態は、組織全体として夜勤や重労働がひっ迫し、限界を迎える状態を意味しており、結果として TFP を押し下げていると考えられる。

一方で、図の推計結果は 50 歳時点の看護師の限界効果が 20 歳の若手と同水準にあることも示している。熟練した看護師については、直接的な病棟業務（肉体労働）による貢献から、長年の臨床経験を活かした若手スタッフへの教育・指導、あるいは病棟管理やチー

ム医療のマネジメントといった非定型業務へ役割をシフトさせることで、病院組織全体の効率性をさらに高められる余地がある。

また、30代前半は、女性の割合が高い看護職において出産・育児といったライフイベントと重なる時期でもある。最も生産性の高い時期にある看護師の離職を防ぎ、人的資本のロスを最小限に抑えるためには、育休後のスムーズな復帰支援や、ワークライフバランスに配慮した柔軟な勤務形態の導入が急務である。加えて、一度退職した潜在看護師の再雇用に向けたリスキング支援を拡充することは、医療機関の TFP 向上において極めて有効な施策といえる。

6. おわりに

本稿では、2007 年から 2023 年までの日本の公立病院を対象としたパネルデータを用いて、Stochastic Frontier Analysis (SFA) による技術的効率性と、全要素生産性 (TFP) の計測を行い、その決定要因について実証的な分析を行った。公立病院改革が「経営の効率化」から「持続可能な地域医療提供体制の確保 (経営強化)」へと政策的重点を移す中、病院の生産性がいかなる要因によって決定されるのかを明らかにすることは、今後の地域医療政策において極めて重要である。

本研究の分析結果から、主に以下の 4 点が明らかとなった。第一に、SFA によって計測された技術的効率性の改善は、TFP の向上に有意に寄与することが確認された。また、非効率性関数の推計から、過剰な病床数は資本の稼働率を低下させ、効率性を悪化させる要因であることが示された。第二に、補助金への依存度が高い病院ほど技術的効率性が低下する傾向にあり、いわゆる「ソフトな予算制約問題」による経営規律の弛緩が示唆された。一方で、同一地域における競争度が高いほど効率性が改善することが確認された。第三に、研究・研修費といった R&D 投資は、医療機関の TFP を有意に向上させる効果を持つことが確認された。最後に、人的資本のプロファイルに関して、医師および看護師の年齢と生産性への効果の間に逆 U 字型の関係が存在することが示された。医師は 45 歳付近で、看護師は 31 歳付近で生産性への限界効果がピークに達しており、組織全体として最適な世代間ミックスを構築することの重要性が示唆された。また、大学からの派遣医師数による生産性へのスピルオーバー効果には閾値が存在し、一定規模以上の連携が TFP 向上に寄与することが示唆された。

これらの実証結果は、今後の公立病院政策に対して重要な示唆を与える。まず、病床数の適正化や外来・入院機能の分化を通じた資本稼働率の向上が、個々の病院の生産性を底上げする上で不可欠である。但し、新興感染症や災害等の予期せぬ需要変動に対し、柔軟な医療サービスの提供を維持するためには、ある一定量の余剰病床が必要不可欠である。

その為、単なる効率性の追求のみを目的とした病床削減に関してはより慎重な検討が望ましい。さらに、本研究が示すように、単に医療機関を集約再編し地域医療を一本化・独占化するよりも、複数の医療機関が併存し適度な競争環境が維持されるような政策デザインと、補助金依存を脱却するインセンティブ設計の双方が求められる。

医療従事者の質的向上に関しては単なる費用の削減ではなく、研究・研修投資の継続が求められる。また、人的資本の年齢プロファイルが示唆するように、体力的な負荷が大きい看護業務においては、離職防止とタスク・シフトを前提とした柔軟な働き方の整備が急務である。同時に、医師に関しては若年期からの集中的な経験蓄積の機会を提供するとともに、大学病院等との地域医療ネットワークにおいて、中途半端な規模ではなく、正のスピルオーバー効果が期待される十分な規模での医師派遣や連携体制や集約化を行うことが重要であると言える。

本研究は公立病院に関する包括的な分析を行ったが、課題も残されている。例えば、民間病院も含めた比較分析を行うことで公的部門特有の非効率性をより厳密に識別することが可能になる。また DPC データ等の詳細な患者情報を用いることで疾患の重症度の違いをコントロールしたアウトカム評価を行うことが挙げられる。さらにアウトプットを付加価値ではなく生存期間や患者の回復度合いなどを用いることも考えられる。加えて、地域間における生産性や効率性の差異を比較・検証するといった取り組みも、今後の地域医療の課題を議論する上で重要であろう。これらは今後の研究課題としたい。

参考文献

- Aigner, D., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt. 1977. "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.
- Battese, G. E., and T. J. Coelli. 1995. "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Function for Panel Data," *Empirical Economics*, 20, pp. 325-332.
- Besstremyannaya, G. 2011. "Managerial performance and cost efficiency of Japanese local public hospitals: A latent class stochastic frontier model," *Health Economics*, vol. 20(S1), pp. 19-34.
- Besstremyannaya, G. 2013. "The Impact of Japanese Hospital Financing Reform on Hospital Efficiency: A Difference-in-Difference Approach," *Japanese Economic Review*, 64, pp. 337-362.
- Choudhry, N. K., R. H. Fletcher, and S. B. Soumerai. 2005. "Systematic Review: The Relationship between Clinical Experience and Quality of Health Care," *Ann Intern Med*, 142(4), pp. 260-73.

- Farrell, M. J. 1957. "The Measurement of Productive Efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), pp. 253-281.
- Tsugawa, Y., J. P. Newhouse, A. M. Zaslavsky, D. M. Blumenthal, and A. B. Jena. 2017. "Physician age and outcomes in elderly patients in hospital in the US: observational study," *the BMJ*, 357, pp. 1-9.
- Zhang, X., Tone, K. and Lu, Y. 2018. "Impact of the Local Public Hospital Reform on the Efficiency of Medium-Sized Hospitals in Japan: An Improved Slacks-Based Measure Data Envelopment Analysis Approach," *Health Service Research*, 53: pp.896-918.
- 石川貴幸・乾友彦（2024）「東京都の公立病院における生産性分析」,立正大学『経済季報』 74(1): 1-22.