



RIETI Discussion Paper Series 19-J-047

入院医療における競争とプロセス・アウトカム指標

庄司 啓史
衆議院調査局

井深 陽子
慶應義塾大学



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/>

入院医療における競争とプロセス・アウトカム指標*

庄司 啓史（衆議院調査局）

井深 陽子（慶應義塾大学）

要 旨

競争と医療の質の関係については、多くの先行研究の蓄積があるが、分析対象となる国や時期によって結果が異なっており、必ずしも結論付けられた問題ではない。この要因の一つに国による制度の差異が考えられているが、日本の政府統計を使用し、この問題を真正面から分析対象とした文献は存在しない。そこで本稿では、医療施設、患者及び地理情報データをマッチングした医療施設単位で集計された最新のパネルデータ（2008、2011、2014年）を使用し、入院医療における競争と患者・病院特性を調整したプロセス・アウトカム指標（プロセス指標：平均在院日数、アウトカム指標：入院の転帰としての軽快又は死亡）との間の関係を実証的に分析するものである。本稿は、規制により管理された競争政策を導入している日本における、競争とプロセス・アウトカム指標の関係を明らかにすることを目的としている。分析結果によれば、都市部・地方部を問わず、競争度の高い地域では、プロセス・アウトカム指標が良好な傾向にあることが確認された。ただし、都市部においては一部のアウトカム指標に非線形の関係も見られ、閾値を超えた過度の競争が、逆にアウトカム指標を低下させている可能性も示唆されている。以上の結果から、一定程度の競争環境が今回分析に使用した3つのプロセス・アウトカム指標の向上へとつながる一方、過度の競争は望ましくない可能性を示唆している。

キーワード：医療、入院日数、死亡率、競争、質、アウトカム

JEL classification: I11, 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。

* 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「医療・教育サービス産業の資源配分の改善と生産性向上に関する分析」の成果の一部である。また、本稿の原案に対して、深尾京司教授（一橋大学）、佐藤主光教授（一橋大学）、プロジェクトメンバーの方々ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1. イントロダクション

GBD 2015 Healthcare Access and Quality Collaborators (2017)によると、日本の保健医療の質やアクセスの容易性は、195 か国中 11 位と英国 30 位や米国 35 位と比較して上位に位置している。この事実は、医療レベルとして日本が国際的にも高いレベルの医療を提供していることを意味する。日本国内での比較に目を向けると、日本の医療セクターでは、公的保険医療の価格が診療報酬で全国一律で決定されており、医療水準の均てん化、つまり提供される医療は一律で差異がないという考え方が背景にある。他方、国内において医療セクター（入院）の競争環境に差異がないかと言えば必ずしもそうではなく、平成 29 年医療施設調査では人口 10 万人当たりの一般病床数が多い県と少ない県で最大 2.2 倍の開きがみられている。病床数 20 床以上の病院と 19 床以下の診療所については、日本の医療供給規制上の差異があり、診療所については規制が適用されず病床に関して競争的な市場となっている。他方、病院に対しては病床規制が適用され、競争がコントロールされている。同じく地域間の差については、2017 年 4 月の内閣府 WG 資料において、レセプト情報等を集約した NDB (National Data Base) を活用し、医療提供状況(各都道府県の年齢構成調整後のレセプトの出現比 (SCR))には地域差があることが示され、少なくとも医療提供状況には、地域差があることが明らかとなっている。

Goto and Kato(2019)が指摘するように、医療施設における検査機器や手術機器等の設備投資には規制が設けられておらず、完全に自由な市場となっている。彼らの分析によると、病院の競争度が高いほど画像診断導入が進むことが発見されている。他方、競争の効果については、技術導入とアウトカムの関連性に左右されるものであり、アウトカムが上昇しない過剰な技術導入は望ましくないことを指摘している。経済学的な観点からの究極の目標を言えば、結果指標であるアウトカムよりも提供する医療の質と競争の関係を明らかにすることが望ましい。規制により管理された競争政策を導入する日本において、競争と医療の質の関係を明らかにすることは重要な問題である。しかしながら、本稿で使用するデータセットから、コンセンサスを得ることが可能な医療の質を計測することは困難であると考えられるため、プロセス・アウトカム指標を医療の質の代理変数として議論を進めたい。そこで本稿では、競争とプロセス・アウトカムの間に関係があるのかをリサーチクエスチョンとし、それを明らかにすることを目的としている。

まず、プロセス指標となる入院日数は、古くから医療の質的指標として用いられることも多く、Feldstein(1967)、Fenn and Davies(1990)、Martin and Smith(1996)、森川(2010)などで使用される。また、プロセス指標とアウトカム指標の関係については、Picone et al.(2003)、Nawata et al.(2006)、Farsi(2008)では、入院日数の短期化には治療効果に対して統計的に有意な関係がみられないと結論付けており、プロセス指標が改善したからといって必ずしもアウトカム指標が悪化する訳でなく、プロセス指標とアウトカム指標の改善は独立して解釈してもよいとの一定のエビデンスは存在している。

Gaynor et al.(2013)では、複数の指標を医療の質的指標として用いた実証分析を行って

る。彼らの分析では実証上、ケースミックスをコントロール変数として加えた上で、病院レベルで集計された①30日AMI（急性心筋梗塞）死亡率（35-74歳）、28日全年齢・全要因の死亡率（又はAMIを除く同死亡率）、②平均入院日数、③入院患者一人当たりの医療費支出を質の指標とした分析を行っている。

先行研究においては、競争と医療の質の関係をテーマとした文献が多い。米国のデータを使用した Kessler and McClellan(2000)のように、競争度が高いほど医療費は低下し、社会厚生が向上したとの文献がある。Cooper et al.(2010)は英国のNHS改革による病院間の競争的制度の導入によって急性心筋梗塞による死亡率が低下したことを発見している。また逆に Rice and Unruh(2015)のように、①医師と患者間の情報の非対称性、②医療保険の存在、③疾病ごとのメカニズムの差異を理由に競争の効果は必ずしも明らかではないとする文献もある。以上のように競争と質の関係については、海外の先行研究でも結果が一致しているとは必ずしも言えない。さらに言えば、米国では日本と同様に民間の医療機関が多いものの、日本と異なりメディケア以外に多くの保険者が存在する。また、英国では日本と異なり公営の医療機関が医療を提供している。したがって、制度も環境も全く異なるため、海外の文献はあくまで参考程度としかならない。

我が国における医療における競争を取り上げた文献には、先に述べた Goto and Kato(2019)と同様に漆(1998)、法坂・別所(2010)のように医療施設間の競争がMRI導入の競争を誘発する Medical Arms Race(MAR)を分析したものがある。その他には、民間病院に対するアンケート調査を分析した河口(2007)がある。そこでは、医療収益率と競争環境は正の関係を持ち、患者に対して非価格要素で競争を行う非価格競争の特性を強く持つため、競争促進政策は、品質の向上とともに、医療費の増加を引き起こすと結論付けている。

日本の先行研究では、森川(2010)、河口ほか(2010)のように病院の効率性分析を行う際に質の調整を試みる研究は多いが、プロセス・アウトカム指標や医療の質と競争の関係に直接着目した研究の蓄積は多くない。また、今後レセプトデータを使用した研究の蓄積が進むことが期待されるが、レセプト化している病院は、そもそも効率的な病院であるというセレクションバイアスの問題もあり、本稿のように日本を対象とした「患者調査」及び「医療施設（静態）調査」といった別の統計を使用し、入院医療のプロセス・アウトカム指標と競争との関係を分析することは、一定の経済学的な貢献を有するものと考えられる。

以下、本稿の構成は2節で使用データの説明、3節で推定モデルの説明、4節で推定結果に考察を加え、5節で結論を述べる。

2. 使用データ

本稿では、平成20年、平成23年及び平成26年の厚生労働省「患者調査」及び厚生労働省「医療施設（静態）調査」の調査票情報、平成17年、平成22年、平成27年の総務省「国勢調査」に関する地域メッシュ統計並びに平成20年、平成23年及び平成26年の国土交通省「国土数値情報 地価公示・都道府県地価調査」データを使用している。その上で、各統

計の医療施設識別番号、住所情報又は世界測地系（JGD2000）の座標データにより、各統計をマッチングし、医療施設ごとの3か年パネルデータによる分析を行った。

2. 1. 厚生労働省「患者調査」

本稿の分析で使用したデータは、病院又は一般診療所を調査対象とした各調査年9月1日から9月30日までの間に退院した患者データである。したがって、年間通してのデータではない点に留意されたい。本稿では、当該患者データを医療施設ごとに、平均値又は全退院患者数に占める割合をとることで、医療施設単位のデータに集約している。このような処理をする理由は、患者調査は患者個々のデータであるが個人を継続追跡したデータではなく、個人単位でパネルデータ化することは不可能である。他方、医療施設を退院したという意味では、医療施設単位でのパネルデータ化は可能であるためである。すなわち、期間を通じて一定の観察不可能な個人属性のコントロールが不十分なままの分析よりも、期間を通じて一定の観察不可能な医療施設の属性のコントロールを重視することを選択した。

なお、当該調査における入院日数（プロセス指標）の平均値並びに入院転帰（軽快）及び入院転帰（死亡）の割合（アウトカム指標）が、本稿の被説明変数（以下、「プロセス・アウトカム指標」という。）となっている。このうち、入院日数及び入院転帰（死亡）については、指標の上昇が悪化を意味する一方、入院転帰（軽快）については、指標の上昇が改善を意味する点に留意されたい。プロセス・アウトカム指標について、後述する地価の中央値で都市部・地方部を分割した平均値の推移は、図2-1に示すとおりである。

（図2-1挿入）

いずれのプロセス・アウトカム指標においても、都市部の方が地方部に比べ高水準であることが分かる。プロセス指標である入院日数は、都市部ではわずかに悪化傾向（長期化）である一方、地方部では平成23年にいったん悪化した後、平成26年にはほぼ平成20年と同じ水準に改善（短期化）している。アウトカム指標である入院転帰（軽快）については、都市部及び地方部ともにいったん低下し悪化する動きとなっている。同じくアウトカム指標である入院転帰（死亡）については、平成23年にいったん悪化する点は共通するが、平成26年においては、都市部がわずかに悪化する一方、地方部では改善している。以上より、プロセス・アウトカム指標については、それぞれ異なった動きを示していることが読み取ることができる。

2. 1. 1. 患者の属性

生年月日から計算される年齢、患者の性別、来院時の状況として、緊急受診（救急車）又は緊急受診（徒歩・自家用車等）の情報、患者住所と医療施設所在地の関係として、同一県内、同一二次医療圏内、同一市区町村内かどうかの情報がデータセットに含まれている。このうち、患者住所と医療施設所在地が同一の二次医療圏内かどうかのデータについては、医療施設が病院の場合のみ取得可能な情報となっている。

2. 1. 2. 患者リスク

副傷病の有無及び副傷病分類（15分類¹）、手術の有無（9分類²）、生活習慣病の状況として、糖尿病のみ、高血圧症のみ、高脂血症のみ若しくは3疾患の複数組合せの情報、生活習慣病に加えて5種類³の疾患との組合せの情報、主傷病分類（15分類⁴）がデータセットに含まれている。

2. 1. 3. 医療施設属性

一般病床数、療養病床（医療保険適用病床）数、療養病床（介護保険適用病床）数の病床全体に占める割合がデータセットに含まれている。

2. 2. 厚生労働省「医療施設（静態）調査」

本稿の分析で使用したデータは、各調査年10月1日時点の医療施設を対象とした調査である。当該統計も、調査年の一時点のスナップショットである点に留意されたい。また、一部診療科目（11分類⁵）、診療所については入院患者数がゼロの診療所、介輔診療所（沖縄県）、休止・休診中の医療施設は、分析の対象外としている。

2. 2. 1. 医療施設属性

病院・一般診療所の別、開設者（12分類⁶）、医育機関の別、標ぼう診療科（32分類⁷）、社会保険診療状況（保険医療機関か自由診療のみかの別）、承認等の状況（地域医療支援病院、災害拠点病院、開放型病院、在宅療養支援病院の別）、救急告示の有無、救急医療体制〔初期（救急医療体制）、2次（入院を要する救急医療体制）、3次（救命救急センター）、体制なし〕の別がデータセットに含まれている。

このうち、承認等の状況、救急医療体制については医療施設が病院の場合のみ取得可能な情報となっている。

¹ 糖尿病（合併症を伴わないもの）、糖尿病（性）腎症、同網膜症、同神経障害及び左記以外の合併症を伴う糖尿病、肥満（症）、高脂血症（脂質異常症）、高血圧（症）、虚血性心疾患、脳卒中、閉塞性末梢動脈疾患、大動脈疾患（大動脈瘤乖離、大動脈瘤）、慢性腎不全（慢性腎臓病）、精神疾患、その他の疾患。

² 開頭手術、開胸手術、開腹手術、筋骨格系手術、腹腔鏡下手術、胸腔鏡下手術、その他の内視鏡下手術、経皮的血管内手術、その他手術。

³ 虚血性心疾患、脳卒中、閉塞性末梢動脈疾患、大動脈瘤疾患、慢性腎不全

⁴ 副傷病と同じ（脚注1参照）。

⁵ 感染症内科、小児科、精神科、心療内科、美容外科、小児外科、産科、歯科、矯正歯科、小児歯科、歯科口腔外科

⁶ 厚生労働省、その他の国、都道府県、市町村、地方独立行政法人、その他の公的医療機関、社会保険関係団体、公益法人、医療法人、その他の法人、会社、個人。

⁷ 内科、呼吸器内科、循環器内科、消化器内科（胃腸内科）、腎臓内科、神経内科、糖尿病内科（代謝内科）、血液内科、皮膚科、アレルギー科、感染症内科、外科、呼吸器外科、循環器外科（心臓・血管外科）、乳腺外科、気管食道外科、消化器外科（胃腸外科）、泌尿器科、肛門外科、脳神経外科、整形外科、形成外科、眼科、耳鼻咽喉科、産婦人科、婦人科、リハビリテーション科、放射線科、麻酔科、病理診断科、臨床検査科、救急科。なお、診療所については主たる診療科目である。

2. 2. 2. 労働及び資本投入要素

療養病床数及び一般病床数の合計病床数、医師数合計⁸、看護師数合計⁹、臨床研修医の有無、通常の1週間の診療時間、特定集中治療室（ICU）の有無、脳卒中集中治療室（SCU）の有無、心臓内科系集中治療室（CCU）の有無、無菌治療室（手術室除く）の有無、放射線治療病室の有無、外来化学療法室の有無、マンモグラフィーの有無、RI検査（シンチグラム）の有無、SPECT（単一光子放射断層撮影）の有無、PET（陽電子放出断層撮影）の有無、PETCTの有無、マルチスライスCTの有無、その他のCTの有無、MRI（1.5テスラ以上）の有無、MRI（1.5テスラ未満）の有無、X線シミュレーターの有無、CTシミュレーターの有無、放射線治療計画装置の有無、リニアック・マイクロトンの有無、ガンマナイフ・サイバーナイフの有無、RALS（遠隔操作密封小線源治療）の有無がデータセットに含まれている。

このうち、臨床研修医の有無、特定集中治療室（ICU）の有無、脳卒中集中治療室（SCU）の有無、心臓内科系集中治療室（CCU）の有無、無菌治療室（手術室除く）の有無、放射線治療病室の有無、外来化学療法室の有無、X線シミュレーターの有無、CTシミュレーターの有無、放射線治療計画装置の有無、リニアック・マイクロトンの有無、RALS（遠隔操作密封小線源治療）の有無については医療施設が病院の場合のみ取得可能な情報となっている。

2. 2. 3. 競争度指標

2. 2. 3. 1. 競争度指数の概要

医療施設調査から入手可能な、9月中の外来患者延数合計、9月30日時点の入院患者数合計、9月中の初診患者数を使用して、競争度指標を計測する。

本稿の政策変数となる競争度の指標には、ハーフィンダール指数（HHI:Herfindahl-Hirschman Index）を使用した。HHIは、各医療施設の市場におけるシェアの2乗値の累積和で定義される¹⁰。HHIの計測においては、地理的範囲4種類（1辺約1km、1辺約10km、市区町村、二次医療圏）の入院患者数シェアを使用した。本稿では、入院医療のプロセス・アウトカム指標を分析のターゲットとしているところであるが、以下に述べる理由により、入院患者数のほか、初診外来患者数又は外来患者数を使用した、市場分類3種類のHHIの計測も行っている。

適度な競争環境の場合は、初診、外来ともに医師の臨床数といった経験値による質的向上に寄与する可能性や、他の医療機関との間での質的な競争や情報交換を通じたスピルオー

⁸ 診療所については、常勤及び常勤換算の非常勤医師の合計。

⁹ 病院については、一般病棟及び療養病棟（三交代制、二交代制、当直制・他）の総配置看護職員数、診療所については、看護師及び准看護師の実人員及び常勤換算の合計。

¹⁰ 計算方法によって、 $0 < \text{HHI} \leq 1$ の場合と、 $0 < \text{HHI} \leq 10000$ となる場合がある。本稿では後述する公正取引委員会のセーフハーバー基準に合わせて、 $0 < \text{HHI} \leq 10000$ となる計算方法を採用した。

バーによる質の向上が起きる可能性もある。逆に競争度が過度に高くなってしまうと、**Medical Arms Race(MAR)**のような必ずしも質の向上につながらないような競争が発生してしまう状況になる可能性がある。他方、競争度が低く特定の医療施設に患者が集中するような場合は、医療供給に制約が生じることで入院医療への質に影響が生じる可能性が考えられる。

ただし、二次医療圏については、あくまで入院市場の地域一体的な供給を目的とした制度であることから、外来市場についても二次医療圏をベースに **HHI** を計測することは意味のある指標とはならない可能性がある。他方同じ外来であっても、フリーアクセス制度の下においても診療報酬体系において初診料が患者にとって追加でかかる以上、初診と外来では異なる市場となっていると考えられるため、初診市場の方が再診（本稿では継続的な通院を想定）市場よりも競争的な市場である可能性がある。したがって本稿では、地理的範囲については二次医療圏をベースとしつつ、①初診外来患者数については、入院と同じ 4 種類の **HHI** を計測し、②外来患者数については、2 種類（1 辺 1 キロメートル、1 辺 10 キロメートル）の定義により計測された **HHI** を推定に使用することにした。分析に使用する **HHI** の種類については、表 2-1 に示すとおりである。

（表 2-1 挿入）

以上のような理由から、本稿では地理的範囲 4 種類、市場分類 3 種（外来についてのみ地理的範囲 2 種）の計 10 種類の **HHI** を作成した。これら計 10 種類の **HHI** について、図 2-2 に示すとおりである。

（図 2-2 挿入）

先ほどのプロセス・アウトカム指標と同様、都市部の方が地方部に比べ貫して **HHI** が低水準であり、都市部の方がより競争的な環境にあることが分かる。まず、同じ地理的範囲における指標間の差異については、①平成 26 年に一部の地方部の入院患者数指標、②平成 23 年に一部の都市部の初診患者指標、③平成 26 年に一部の地方部の初診患者指標などにおいて、他の指標と逆の動きがみられる。他方、同一指標内の地理的範囲における差異については、①平成 26 年の一部の地方部の外来患者指標、②平成 23 年の一部の都市部の初診患者指標などに他の指標と逆の動きがみられる。

都道府県ごとの入院患者数で計測した地理的範囲別の **HHI** 平均値は、表 2-2 に示すとおりである。

（表 2-2 挿入）

あくまで入院医療の提供は制度上、二次医療圏単位となっており、二次医療圏単位では各都道府県とも数値のばらつきはあるが、一定の競争環境が存在していることが分かる¹¹。二次医療圏よりも狭い地理的範囲における **HHI** については、必ずしも大都市圏において競争的な環境にあるという訳ではなく、計測する地理的範囲によって、競争の度合いは異なっ

¹¹ 参考として企業結合ガイドラインのセーフハーバー基準は、**HHI** が①1,500 以下、②1,500 超 2,500 以下でかつ増分が 250 以下、③2,500 超かつ増分が 150 以下となっている。

いることが分かる。

2. 2. 3. 2. HHI の意味

HHI の変動要因については、①医療施設の市場への参入または市場からの退出、②患者の配分が変化することの2つが考えられる。②の場合は、Bresnahan(1989)が指摘するように内生性の問題が生じる。例えば、質の高い医療施設に患者が集中し HHI が上昇するといった逆の因果関係による内生性問題、すなわち推定される HHI のパラメータに推定バイアス¹²が発生する。先行研究では、Bloom et. al.(2010)のように地理的範囲内の病院数で競争度を測っているものもあるが、この場合の HHI は病院の規模を捨象することになる。他方、病床数で HHI を測ることも考えられるが、空きベッドがあると HHI が競争度を正確に計測できないとともに、日本の制度下においては基準病床数規制があるため、HHI 自体の時系列方向での変動が期待できない。そこで本稿では、Kessler and McClellan(2000)、Gowrisankaran and Town(2003)、Gaynor et. al.(2013)のように患者数で HHI を測ることとした。この場合②の問題である、患者の病院選択による内生性バイアスが問題となるが、彼らは、内生性バイアスに対処するために、実際に観測された HHI を使用せず、患者及び病院の特性（病院からの患者の距離、患者の人口動態、患者重症度、病院の規模、病院の教育状況）に基づく市場構造から予測される理論的な HHI を推定に使用している。すなわち、理論値の推定に用いる変数以外の要因は、患者の配分変化要因であるとみなしていることになる。

しかし、表 2-3 の地理的範囲ごとの医療施設数と HHI の相関関係表によると、医療施設数と競争度指標である HHI との間には、比較的強い負の相関関係が見られ、少なくとも本稿で使用するデータに基づけば、医療施設数の多い地域では、競争的（HHI が低い）な環境にある傾向が示されている。

(表 2-3 挿入)

このように、本稿で使用するデータセットにおいては、HHI が患者の配分の変化（質が高い医療施設に患者が集中するという状況）を表している可能性があると同時に、HHI は医療施設の数の変化による競争環境の変化を表していると考えられる。さらに、次節に述べる分析モデルでは、上記の理論的な HHI の推定に用いられる変数の一部は、コントロール変数として使用されている。また、本稿で使用する地価は、医療施設の質に伴う評判を始めとした様々な要因により変化する指標となっている。したがって、②の患者の配分変化に伴う内生性バイアスについては、完全ではないものの一定程度のコントロールはされているものと解釈することが可能と考えられる。よって、医療施設の本稿の分析結果は、主に①の医療施設の参入・退出要因を HHI でみていることを想定し、議論を進めたい。

次いで医療分野に係る独占の特殊性についても、3点触れておきたい。第一に、一般の市場原理下において、独占・寡占状態による不完全競争は、財・サービス市場で企業に有利な

¹² この場合は、HHI が高いほど医療の質が高いという我々の予想する方向とは逆の方向の結果が導かれる。

価格付けによる消費者余剰の低下といった弊害が多いと経済学では考えられている。一方、医療サービスの分野では価格が政策的に固定されているため、例え独占・寡占的な状況であっても、医療施設が価格を通じて生産者余剰を増加させる行動をとることができない。

第二に、価格が固定されている状況では、医療施設は質による競争を行うことになる。第一と関連するが、医療サービス分野では、情報の非対称性を理由として供給側には規制が課される。その一方で、需要側はフリーアクセスが可能となっており、消費者が保護された制度となっており、質の競争の結果、医療施設が退出することによる消費者側のコストは大きい。供給側も過度な競争環境においては、限界費用を低下させる必要に迫られ集約という選択をすることもあり得る。その場合、自由価格市場に比べると、競争が弱まり独占・寡占的な市場となりやすいという性質を有している。その例外は、医療サービスの機能分化となるが、現状はそこまで至っていない。

第三に、必ずしも医療サービスに限られた議論ではないが、独占的であれ近隣に医療施設が存在し、医療サービスを利用できることの経済的な利益は非常に大きい。逆に完全競争によって、ユニバーサルサービスの維持が不可能となれば、特に地方部において医療サービスが利用できないことの社会的な厚生への低下は大きい。政策的にもこの点に配慮し、可能な限り地方においても医療サービスの供給が行われるよう、地方自治体などが採算を度外視し、行政サービスの一環として医療サービスを提供しているケースや民間であっても限られた医療資源により医療サービスを提供しているケースも多い。その場合は、本稿の HHI は独占的・寡占的状况を示すこととなるが、社会全体で考えれば、厚生への低下を抑制していることになる点に留意しておく必要がある。

2. 2. 4. 医療管理体制

退院調整支援担当者の有無、委託の状況（患者用給食、治療用具滅菌、医療機器保守点検業務、検体検査、医療ガス供給設備保守点検業務、清掃、患者搬送）の別¹³、オーダーリングシステムの導入状況（検査、放射線、薬剤、栄養）の別、PACS(医療用画像管理システム)導入状況の有無、電子カルテシステムの導入状況の有無、遠隔医療システム導入状況（遠隔画像診断、遠隔病理診断、在宅療養支援）の有無、医療安全体制（全般的な医療安全体制、院内感染防止対策、医療機器安全管理、医薬品安全管理）責任者（9分類¹⁴）の別、院内感染防止対策のための施設内回診頻度¹⁵、医療機器安全体制の保守計画（保守計画の策定、保守計画の実施）の管理状況（3分類¹⁶）、患者相談担当者の配置の有無、院内感染防止対策の専任担当者の有無がデータセットに含まれている。

¹³ 全部委託、一部委託、委託せずの別。

¹⁴ 医師、歯科医師、薬剤師、看護師、診療放射線技師、臨床検査技師、臨床工学技士、その他、配置なし。医療機器安全管理については、その他、医薬品安全管理については、診療放射線技師、臨床検査技師、臨床工学技士、その他の選択肢がない。

¹⁵ ほぼ毎日、週1回以上、月2～3回程度、月1回程度、月1回未満

¹⁶ 一括管理、病棟・部門ごと、その他。

このうち、医療ガス供給設備保守点検業務及び患者搬送の委託の状況、オーダーリングシステムの導入状況、PACS 導入状況、院内感染防止対策のための施設内の回診頻度、医療機器安全体制の保守計画の管理状況、患者相談担当者の配置の有無、院内感染防止対策の専任担当の有無については医療施設が病院の場合のみ取得可能な情報となっている。

2. 2. 5. 付随サービスの実施

在宅医療サービスの実施状況として、医療保険等による医療サービス実施の有無、往診の有無、在宅患者訪問診療の有無、救急搬送診療の有無、在宅患者訪問看護・指導の有無、訪問看護ステーションへの指示書の交付の有無、在宅看取りの有無がデータセットに含まれている。

2. 2. 6. 「患者調査」データとのマッチング

以上ここまでの「患者調査」及び「医療施設（静態）調査」においては、医療施設ごとの整理番号の提供を厚生労働省から受けており、当該整理番号を使用して、両統計のマッチングを行った。

2. 3. 総務省「国勢調査」に関する地域メッシュ統計

当該地域メッシュ統計は、日本の国土を1辺約10キロメートル、1キロメートル、500メートルに分割している。本稿ではこれら3つの地理的範囲における、各調査年10月1日時点の人口総数及び世帯総数を使用した。また、そこから当該地理的範囲における世帯構成の状況に関する情報として、1世帯当たり人口を計算している。

さらに、地域メッシュ統計には、地理的範囲4地点の世界測地系（JGD2000）の座標データが格納されていることから、後述する地価公示・都道府県地価調査の調査地点の世界測地系（JGD2000）座標データとのマッチングを行っている。

なお国勢調査は、平成17年、平成22年、平成27年と5年に一度の調査であることから、平成20年、平成23年及び平成26年の患者調査及び医療施設（静態）調査とのマッチングにおいては、調査年次間の変化率を一定と仮定した線形補間によって、平成20年、平成23年及び平成26年の人口総数及び世帯総数を推計している。

2. 4. 国土交通省「国土数値情報 地価公示・都道府県地価調査」

地価公示データについては各年1月1日時点、都道府県地価調査においては、各年7月1日時点の地価情報（円/m²）を使用した。その他、調査地点の属性として最寄り駅¹⁷からの距離（m）データも使用した。いずれも、患者調査及び医療施設（静態）調査の調査時点である9月よりも前であることから、同一調査年次同士でマッチングを行っている。

¹⁷ 鉄道がない地域においては、最寄りのバス停からの距離。

先述したとおり、当該調査地点が、国勢調査の地域メッシュ統計のどの地理的範囲に属するのかについては、世界測地系 (JGD2000) 座標データを使用してマッチングを行っている。

2. 5. データセットの作成

ここまでの整理により、患者調査と医療施設（静態）調査とのマッチング、国勢調査お地域メッシュ統計と地価公示・都道府県地価調査とのマッチングが行われている。

本稿では、医療施設（静態）調査の医療施設所在地住所情報及び地価公示・都道府県地価調査地点の住所情報を使用することで、本稿で使用する4つの統計全ての情報を含むデータセットの構築を行っている¹⁸。

住所情報同士のマッチングにおいては、同一都道府県及び同一市区町村であることを絶対条件とした上で、それ以下の住所表記文字列情報におけるレーベンシュタイン距離 (Levenshtein distance) が最も小さくなるデータ同士をマッチングした。レーベンシュタイン距離とは、二つの文字列情報がどの程度異なっているのかを示す情報で、文字の挿入・削除・置換の編集回数である編集距離、すなわち類似度を表す指標となる。当該マッチングにおいては、全く異なる地名でも地番が異なる場合を想定し、以下のように3段階で手順を経てマッチングを行った。

第一に、住所表記文字列全体に加え、各文字列情報を先頭2文字、先頭5文字に分割した文字列それぞれについて3つのレーベンシュタイン距離を計算する。この時点では、医療施設ごとに同一市内の各地価調査地点と比較した3つのレーベンシュタイン距離が存在する。その情報を使用して、医療施設ごとに最も小さいレーベンシュタイン距離を個々のレーベンシュタイン距離で割った値をそれぞれ計算し、より短い文字列のウェートを重く (0.4、0.325、0.275 の順) したインデックス (3数値の合計) を作成する。当該インデックスが最も大きくなるデータ同士をマッチングする。

第二に、各医療施設内で重複が生じているデータについては、先頭6文字、先頭8文字、先頭10文字に分割した文字列について3つのレーベンシュタイン距離を計算する。後は、第一の手順と同様 (ただしウェートは均等) にインデックスを作成し、インデックスが最も大きくなるデータ同士をマッチングする。

第三に、それでもなお各医療施設内で重複が生じている場合は、重複データ間で地価、最寄り駅との距離、人口総数、世帯数の平均値をとった。このケースは、医療施設が〇〇という地名の2丁目に所在しているところ、地価調査地点には、地名は同一であるが1丁目と3丁目しか存在しない状況である。このようなケースにおいては、完全なマッチングが不可能なため、第二の手順で求められたインデックスの最大値を持つ地価調査地点間での平均値を

¹⁸ 2. 3及び2. 4で述べたように、データセットの構築においては、「国勢調査」地域メッシュ統計において定義される地理的範囲情報に基づいた簡便な方法によってマッチングを行っている。したがって、例えば1辺10km範囲といっても、精緻に医療施設を中心として10km圏内という意味ではない点に留意されたい。この誤差は、定義される地理的範囲の中心地点から乖離するほど大きくなる。この誤差の解消については、今後の課題となる。

もって代用することになっている。

以上、ここまで述べたデータセット各項目の要約統計量は、表 2-4 に示すとおりである。なお、実証分析においては、地価、人口総数及び年齢について対数をとっている。

(表 2-4 挿入)

3. 推定モデル

本稿の分析では、被説明変数に医療施設ごとの入院医療のプロセスとアウトカムを表す指標を使用する。具体的には、プロセス指標には平均入院日数、アウトカム指標には入院転帰（軽快）及び入院転帰（死亡）となる。Gaynor et al.(2013)では、個々の患者レベルではなく、病院レベルで集計された平均入院日数や AMI（急性心筋梗塞）死亡率を医療の「質」指標として取扱っている。本稿でもそれに従い、医療施設単位で集計されたプロセス・アウトカム指標を計算し、管理価格下における個別病院の質の均衡値をモデル化した、Gaynor (2007)に基づいた単純な実証モデルにより分析を行う。

Hotelling(1929)、White(1972)、Tirole(1988)によると、非価格競争下において、企業は商品の品揃えを最小限にすることが知られている。本稿では彼らの考え方に従い、焦点を商品の品質のみに当てた議論を進めたい。診療報酬制度により価格競争のない日本では、病院間では質（本稿では「プロセス・アウトカム指標」。以下、本節では表記を省略する）の競争が発生すると仮定できる。価格が規制されている場合、病院は価格以外の側面である品質で患者を得ようと競争すると考えられる。仮に診療報酬価格がベースライン品質に係る病院の限界費用を超えると、病院は市場シェアを獲得するために質を向上させ、それは利潤がゼロになるまで続けられるが、病院は市場シェアを奪うことを考慮していないため、質の均衡点は過度に高くなり得ると考えられる。

まず個々の医療施設が直面する医療の需要量（＝供給量）は、(1) 式のように市場シェアと市場全体の需要量に分離可能であると仮定する。その上で、①市場シェアは医療施設 i が提供する医療の質及び他の全ての医療施設が提供する医療の質、②需要量は公定価格、医療施設 i が提供する医療の質及び他の全ての医療施設が提供する医療の質で決まると考える。

$$q_i = s_i(z_i, Z_{-i})D(\bar{p}, z_i, Z_{-i}) \cdots (1)$$

i : 医療施設, q_i : 医療供給量, s_i : 市場のシェア, D : 市場の需要, z_i : 医療の質,
 Z_{-i} : 他の全て医療施設が提供する医療の質を表すベクトル, \bar{p} : 公定価格

ここで医療施設数を (N) とし、以下の①、②及び③の仮定を置く。

- ① $s_i\left(\frac{z_i}{+}, \frac{N}{-}\right)$: 市場シェアは医療施設 i の医療の質の増加関数かつ、医療施設数の減少関数
- ② 医療施設 i の医療の質に対する市場シェアへの反応度は医療施設数の増加に伴い上昇
- ③ 全医療施設は、同じテクノロジー及びインプット価格に直面する。

以上の仮定の下では、医療施設の費用関数は、(2) 式のように、供給量と医療の質で決まる可変費用と参入にかかる固定費用で表される。

$$c_i = c(q_i, z_i) - F \dots (2)$$

c_i : 費用, F : 参入にかかる固定費用

ここでさらに、①参入・退出は自由、②均衡状態における非営利(zero profit: $\pi_i = 0$)、③医療施設 i は、ナッシュ行動をとるという3つの仮定を置いた場合の1階の条件は、以下の(3)式、利潤関数は(4)式となる。

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial z_i} = \left[\bar{p} - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} \right] \left\{ \frac{\partial s_i}{\partial z_i} D(\cdot) + s_i \frac{\partial D(\cdot)}{\partial z_i} \right\} - \frac{\partial c_i}{\partial z_i} = 0 \dots (3)$$

$$\pi_i = \bar{p} \cdot q_i - c_i = 0 \dots (4)$$

(3)式の下線部については、市場が独占($s_i = 1, \frac{\partial s_i}{\partial z_i} = 0$)の状況にあるときは、仮定により

$\frac{\partial s_i}{\partial z_i} > 0$ であるため、競争的な環境にあるときよりも小さく、質の均衡点は競争によって高くなる事が分かる。したがって厚生の変化は、質の変化がシェア又は需要をどの程度増やすのかという、 $\frac{\partial s_i}{\partial z_i}, \frac{\partial D}{\partial z_i}$ に大きく依存している。

医療施設に対する需要は、消費者にとってより多くの選択肢があるほど弾力的になることから、質の上昇に伴うマーケットシェアへの影響 ($\frac{\partial s_i}{\partial z_i}$) は、医療施設数 (N) 数とともに大きくなる。品質競争は、市場への参入が増えるとともに激しくなり、質の均衡点は、医療施設数 (N) 数の増加とともに上昇する。このことは、消費者に利益をもたらすことになるが、必ずしも社会厚生を増大させるものではない。特に、質の上昇に伴う限界効用の低下及び収益の低下が発生している場合、コストの上昇が質の向上による消費者余剰の増加を上回る可能性がある。この状態は、消費者にとってメリットではあるが、経済全体としては効率的ではない過度な医療の質を提供している状態となっていることを表している。

(3)及び(4)式を暗黙に解くと、質の均衡式は(5)式のようになる。

$$z^e = z(\bar{p}, c_q, c_z, s_i, D) \dots (5)$$

c_q, c_z : 費用の1次導関数

医療施設の供給する質は、公定価格 (\bar{p})、医療供給量の限界費用 (c_q)、医療の質の限界費用 (c_z)、マーケットシェア、マーケット需要量に加えて、マーケットシェアまたはマー

ケット需要の質弾力性で決定される。これは、(3)式を変形することによって、(6)式のように導かれる。

$$z = \frac{(\bar{p} - c_q)[\eta_z^s + \eta_z^D](s_i \cdot D)}{c_z} \dots (6)$$

η_z^s, η_z^D : 質に対するマーケットシェア・マーケット需要量の弾力性

医療施設の提供する質は、公定価格、質に対する医療施設の需要の弾力性、医療施設 i の需要が上がると上昇し、医療供給量の限界費用又は医療の質の限界費用が上がると低下する。

しかしながら実証分析上、限界費用、マーケットシェア、需要量は内生性バイアスが生じる可能性がある。そこで Gaynor(2007)では、以下の(7)式のように、外生的な変数からなる実証上のモデルを提案している¹⁹。その際、市場構造を表す医療施設数 (N) には、実証分析上、HHI が使用されることが多いとしているが、HHI は通常内生的なものとなさされていると指摘している。

$$z^e = Z(\bar{p}, W, X_D, N, \varepsilon) \dots (7)$$

W : コストシフター, X_D : 需要シフター, ε : エラー項

また、実証モデル(7)式の公定価格 (\bar{p}) においては、一般的に省略されることが多いが、仮に医療施設の利潤と関連している場合は、公定価格の上昇は市場への参入をもたらす、観測値 (N) を増加させるという省略変数バイアスを生じさせる。この場合、競争がより高い質をもたらすとの結論が導かれることになり、公定価格も説明変数として加えるべきであるが、本稿では、年次ダミーによる公定価格 (\bar{p}) のコントロールを行っているため、この問題は回避され则认为られる²⁰。

以上の整理に基づき、本稿では以下の実証モデルによるパラメータ推定を行っている。

¹⁹ ただし、コントロール変数がコストシフター (W) 及び需要シフター (X_D) のどちらに該当するのかについては、一般的に明確ではないとしている。

²⁰ Pauly and Redisch(1973)、Newhouse(1970)、Lee(1971)、Lakdawalla and Philipson(1998)の非営利病院モデルにおける利益最大化の1階の条件より、非営利病院は、質の限界費用が低い営利目的病院のような行動をとることが予測されるため、市場の病院数及び公定価格の上昇は、変わらず質の上昇をもたらすことになると考えられる。

$$\begin{aligned}
POI_{i,y} = & \alpha \begin{bmatrix} HHI_{1,1} \\ \vdots \\ HHI_{1,4} \\ \vdots \\ HHI_{3,4} \end{bmatrix}_{i,y} + \left(\alpha' \begin{bmatrix} HHI_{1,1}^2 \\ \vdots \\ HHI_{1,4}^2 \\ \vdots \\ HHI_{3,4}^2 \end{bmatrix}_{i,y} \right) + \beta [PA_1 \ \cdots \ PA_{n1}]_{i,y} + \gamma [PR_1 \ \cdots \ PR_{n2}]_{i,y} \\
& + \delta [MFA_1 \ \cdots \ MFA_{n3}]_{i,y} + \zeta [LK_1 \ \cdots \ LK_{n4}]_{i,y} + \theta [MM_1 \ \cdots \ MM_{n5}]_{i,y} \\
& + \iota [CS_1 \ \cdots \ CS_{n6}]_{i,y} + \lambda [PD_{1,1} \ \cdots \ PD_{1,3} \ \cdots \ PD_{2,3}]_{i,y} \\
& + \nu [LP_1 \ \cdots \ LP_{n7}]_{i,y} + \xi YD_y + (+FE_i) + C_i + \varepsilon_i
\end{aligned}$$

POI: プロセス・アウトカム指標(3種)、HHI: 競争度指標(3種

× 4 範囲(外来患者数のみのみ 2 範囲))、PA: 患者属性、PR: 患者リスク、MFA:

医療施設属性、LK: 労働・資本投入要素、MM: 医療管理体制、CS: 付随サービス、PD:
潜在需要(2種×3範囲)、LP: 地価、YD: 年次ダミー、FE: 固定効果、C: 定数項、 ε : 誤差項
 i : 医療施設、 y : 調査年次

まず、先述したように本稿で用いるプロセス・アウトカム指標は、医療施設ごとのデータとなっている。そのためケースミックスの問題に対処するために、患者の属性及び患者リスクの調整を行う必要があることから、当該変数についてもコントロール変数として別途加えている。患者属性として代表的なものは年齢である。患者調査には、患者個人の生年月日情報が含まれており、年齢のコントロールが可能となっている。次節の推定結果では特に触れないが、医療施設の患者平均年齢のパラメータは頑健にプロセス・アウトカム指標と負の関係が統計的に有意に観察されており、患者年齢が高くなるほどプロセス・アウトカム指標が悪化するという直感的な傾向が確認されている。

その他のコントロール変数としてのコストシフター (W) 及び需要シフター (X_D) については、医療施設属性、労働及び資本投入要素、医療管理体制、付随サービスの実施状況、潜在需要としての周辺人口及び一世帯当たり人口、立地条件としての地価及び最寄り駅までの距離を実証モデルに加えている。

分析モデルでは、特にプロセス指標である入院日数について、規制がプロセス指標に与える影響、すなわち、競争度と入院日数に関係があるのか、規制と入院日数に関係があるのか識別が難しいという問題が生じる。そこで本稿では、以下のようなコントロール変数を分析モデルに加えることにより、競争度と入院日数の関係に着目した分析を行っている。

第一に診療報酬体系において入院日数を短期化させるインセンティブを付与していることの影響への対処として、医療施設が医療保険の対象かどうか、病床のうち医療保険適用病床率、介護保険適用病床率データによるコントロールを行っている。第二に医療機能分

化の観点から医療施設が急性期医療に対応しているかどうかの影響に対処するため、救急受診率、救急医療体制、各種集中治療室の有無等の急性期医療に関する情報のコントロールを行っている。これらのコントロールにより、入院日数への規制による影響を一定程度排除することを意図したモデルとなっている。

本稿では、ケースミックスに対応しつつ競争とプロセス・アウトカム指標との関係を分析するために、データセットに含まれるこれらのコントロール変数を多く使用している。その結果、一見して医療検査機器導入や医療管理体制のようにプロセス・アウトカム指標との関係を有することが期待される情報をもコントロールする、オーバーコントロールとなっている可能性は否定できない。しかし、あくまで競争とプロセス・アウトカム指標に着目しつつケースミックスの問題を可能な限り排除するため、多数のコントロール変数を使用することを選択した。逆に本データセットでは、医療検査機器の導入の有無に関する情報は利用可能である一方、その台数などの情報はない。このようにデータの利用可能性に限界もあることから、推定結果の解釈において結論を断定することに困難を伴うことには留意されたい。

さらに本稿では、過度の品質競争による社会厚生への弊害をモデル上特定化するため、HHIの2乗項を加えた非線形モデルの推定も行っている。これらの実証モデルについて、Pooled OLS、固定効果、変動効果モデルによるパラメータ推定を行う。特に医療施設ごとの時間を通じて一定の効果をコントロール可能な固定効果モデルにより、分析において個々の病院間の同質性が著しく上昇することになる。これが、本稿で医療施設ごとに集計単位のプロセス・アウトカム指標を採用したメリットとなる。その一方で、固定効果モデルを採用することにより、プロセス・アウトカム指標と関係を持つが、時系列方向での変化が生じないような医療施設設置者などのパラメータ推定は分析の対象とならないことにも留意されたい。

本稿では全サンプルを使用した分析に加え、都市部と地方部のように経済活動の差によって競争とプロセス・アウトカム指標との関係に差があるのかどうかを明らかにすることを目的として、地価の中央値（58,400 円/m²）でサンプルを分割し、中央値以上を都市部、中央値未満を地方部と定義した実証分析も行っている。データセットにおいては、国勢調査に基づく夜間人口データは利用可能であるが、昼間人口データは含まれていない。医療サービスにアクセスするに当たり居住地からの距離も重要であるが、例えば職場からの距離（昼間の所在地）も重要な概念と考えられる。また、同一の行政単位であっても経済活動には差があることを考慮すると行政単位でのサンプル分割よりも地価のように点で存在するデータを利用の方が詳細な分析が可能と考えることができる。そこで本稿では簡易的ではあるが地価を昼間人口や経済活動の代理指標として考え、地価でサンプルを分割した分析を行った。

4. 推定結果

本稿では診療のプロセス・アウトカム指標として、①入院日数、②入院転帰（軽快）、③入院転帰（死亡）の3指標を定義し分析を行った結果、都市部と地方部ではプロセス・アウトカム指標と競争との関係に差異がある可能性が示唆される結果となっている。以下、都市部と地方部に分けてそれぞれの結果について述べる。

4. 1. 都市部

4. 1. 1. 初診患者数で測った HHI（二次医療圏）ベースモデル

都市部を分析対象とした医療のプロセス・アウトカム指標と競争（二次医療圏範囲で計測した HHI（初診患者数））との関係では、①入院日数（表4-1（b））及び②入院転帰（軽快）（表4-1（c））については、統計的に有意な関係はみられなかったが、③入院転帰（死亡）については、表4-1（a）のように HHI との間に、線形の正の関係がみられる結果となった。この結果は、二次医療圏範囲の初診患者市場における競争度の高い（HHI が低い）都市部では、入院の結果、死亡に至る割合が低い傾向にある可能性を示唆している。この関係は、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報（第2節において、医療施設が病院の場合にのみ取得可能な情報を指す。以下同じ。）を説明変数に加えたモデルでも同様の結果が観察されている。以上の結果より、都市部において初診患者市場における競争環境が高まるほど、死亡率でみたアウトカム指標が改善する傾向にあることを示している。このことは初診患者市場において、①競争度が高まることでスピルオーバー効果や質的な向上による競争を発生させることで、アウトカム指標が改善する傾向にあること、②外来対応に関する負担が特定の病院に偏る（競争度の低下）ことが、入院医療サービス供給の制約となり、入院患者のアウトカムに負の影響を与える可能性を示唆している。

また、表4-1（b）及び表4-1（c）に示すとおり、他のプロセス・アウトカム指標である入院日数及び入院転帰（軽快）モデルでは、HHI との間に統計的に有意な関係がみられなかった。その理由については、①入院日数モデルにおいては標準誤差が大きく符号条件も満たされていないこと、②入院転帰（軽快）モデルにおいては、符号条件は満たすものの推定パラメータが入院転帰（死亡）モデルと比べて小さくよりゼロに近いことが挙げられる。すなわち、入院日数と HHI の間ではその関係性が安定しないこと、入院転帰（死亡）と HHI の間では、関係性が薄いことが観察される結果となった。

（表4-1（a）、（b）、（c）挿入）

なお、二次医療圏範囲の入院患者数で計測した HHI を使用した線形モデル及び各種 HHI を使用した非線形モデルでも、競争と入院転帰（死亡）率との間に統計的に有意な関係は見られなかった。

4. 1. 2. 他の地理的範囲

ここでは上記ベースモデルとは他の地理的範囲における、①外来患者数、②入院患者数、

③初診患者数で測った HHI を使用したモデルを推定した。その結果、1 辺 1km 範囲において、①、②及び③全ての HHI についてアウトカム指標である入院転帰（軽快）率との間に統計的に有意な関係が観察された。そのうち①の外来患者数で測った HHI は、非線形の関係がみられた一方、②入院患者数及び③初診患者数では、競争度が高いほどアウトカム指標が良好な線形の関係が観察される結果となった。なお、1 辺 10km 及び市区町村単位で計測した HHI については、統計的に有意な関係は観察されなかった。

① 外来患者数で計測した HHI

地理的範囲を 1 辺 1km、外来患者数で計測した HHI を使用したモデルの推定結果は、表 4-2（a）、その形状は図 4-1（a）に示すとおり。

（表 4-2（a）、図 4-1（a）挿入）

当該 HHI と入院日数及び入院転帰（死亡）率との間には、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルで安定した結果が観察されなかった。他方、当該 HHI と入院転帰（軽快）率との間には、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルの全てで非線形の上に凸の安定した結果が観察された。その HHI の閾値水準は、概ね 6,000 台程度と現状の平均値を下回っている。HHI 指標の分布は、図 4-1（b）に示すとおりであり、競争環境が独占的地域である割合が 6 割弱の水準となっている。

（図 4-1（b）挿入）

したがって、分布図にあるように都市部において閾値水準を超える競争環境に直面する地域においては、逆にアウトカムが悪化する傾向にある能性を示唆する結果となっている。

② 入院患者数または初診患者数で計測した HHI

地理的範囲 1 辺 1km 入院患者数または初診患者数で計測した HHI を使用したモデルの推定結果は、表 4-2（b）、表 4-2（c）に示すとおり。

（表 4-2（b）、表 4-2（c）挿入）

①の外来患者数で計測した HHI と同様に、これらの HHI と入院日数及び入院転帰（死亡）率との間には、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルで安定した結果が観察されなかった。他方、当該 HHI と入院転帰（軽快）率との間には、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルの全てで安定して線形の負の結果が観察された。したがって、都市部においては、入院市場及び初診市場の競争度が高いほど入院転帰（軽快）率で測ったアウトカムが良好である傾向にある可能性が示唆される結果となっている。

ここまでの結果を整理すると、総じて都市部においては、競争度が高いほどアウトカム指標が良好となる傾向にあることが示唆される結果となっている。ただし、限定的な地理的範囲における外来市場（継続的な通院）の過度の競争環境に直面している地域は、逆にアウト

カムが低い傾向にある可能性が示唆されている点に注意が必要である。

また分析の結果、競争は軽快率または死亡率といったアウトカム指標との関係のみが観察され、入院日数といったプロセス指標との間に関係はみられなかった。

4. 2. 地方部

4. 2. 1. 入院患者数で測った HHI（二次医療圏）ベースモデル

地方部を分析対象とした医療のプロセス・アウトカム指標と競争（二次医療圏範囲で計測した HHI（入院患者数））との関係では、②入院転帰（軽快）（表 4-3（b））及び③入院転帰（死亡）（表 4-3（c））については、統計的に有意な関係はみられなかったが、①入院日数については、表 4-3（a）のように HHI との間に、図 4-2（a）に示すような非線形の関係がみられる結果となった。

（表 4-3（a）、表 4-3（b）、表 4-3（c）、図 4-2（a）挿入）

この関係は、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルの全てで非線形の下に凸安定した結果が観察された。その HHI の閾値水準は、概ね 4,000 台程度と現状の平均値を上回っている（平均値の方がより強い競争環境にある）。HHI 指標の分布は、図 4-2（b）に示すとおりであり、閾値である 4,000 よりも強い競争環境にある地域が大半を占めていることが分かる。

（図 4-2（b）挿入）

この結果は、総じて見れば二次医療圏範囲の入院患者市場における競争度の高い（HHI が低い）地方部では、入院日数が短期化する傾向にある可能性を示唆しており、入院患者市場における競争環境が高まるほど、入院日数でみたプロセス指標が改善する傾向にあることを示している。ただし、一定の競争的環境にない一部の地域においては、入院日数が長期化する可能性も同時に示唆されている。

また、表 4-3（b）及び表 4-3（c）に示すとおり、アウトカム指標である入院転帰（軽快）及び入院転帰（死亡）モデルでは、HHI の二次項との間に統計的に有意な関係がみられなかった²¹。その理由については、①入院転帰（軽快）モデルにおいては、標準誤差が大きく符号が安定していないこと、②入院転帰（死亡）モデルにおいては、符号条件は満たすものの推定パラメータが入院転帰（軽快）モデルと比べて小さくよりゼロに近いことが挙げられる。すなわち、入院転帰（軽快）と HHI の間ではその関係性が安定しないこと、入院転帰（死亡）と HHI の間では、関係性が薄いことが観察される結果となった。

なお、二次医療圏範囲の初診患者数で計測した HHI を使用した非線形モデルでは、競争と各種プロセス・アウトカム指標との間に統計的に有意な関係は見られなかった。

²¹ 入院転帰（軽快）の変動効果モデルでは統計的に有意な結果となっているが、ハウスマン検定により選択される固定効果モデルでは統計的に有意な結果とはなっていない。ただし、固定効果モデルでは検証不可能な時間を通じて一定の医療施設の属性が、アウトカム指標に与える影響の検証については、今後の課題となる。

4. 2. 2. 他の地理的範囲

ここでは上記ベースモデルとは他の地理的範囲における、①外来患者数、②入院患者数、③初診患者数で測った HHI を使用したモデルを推定した。その結果、1 辺 1km 範囲において、③初診患者数で測った HHI についてアウトカム指標である入院転帰（軽快）率との間に統計的に有意な非線形の関係が観察された。なお、1 辺 10km 及び市区町村単位で計測した HHI、外来患者数や入院患者数で測った HHI については、統計的に有意な関係は観察されなかった。

地理的範囲を 1 辺 1km、初診患者数で計測した HHI を使用したモデルの推定結果は、表 4-4、その形状は図 4-3（a）に示すとおり。

（表 4-4、図 4-3（a）挿入）

当該 HHI と入院日数及び入院転帰（死亡）率との間には、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルで安定した結果が観察されなかった。他方、当該 HHI と入院転帰（軽快）率との間には、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルの全てで非線形の下に凸の安定した結果が観察された。その HHI の閾値水準は、概ね 7,000 台程度と現状の平均値を下回っている。HHI 指標の分布は、図 4-3（b）に示すとおりであり、競争環境が独占的地域である割合が 6 割強の水準となっている。

（図 4-3（b）挿入）

先述したように地方部においては、医療サービスの供給制約により、ユニバーサルサービスとしての医療サービスの供給を意図した結果としての独占的地域が多いと考えられる。ここでの結果は、必ずしも独占的な地域において軽快率で測ったアウトカム指標が悪化している訳ではないことを示唆している。その上で、地方部においても一定の競争的環境に直面する地域においては、軽快率で測ったアウトカムが良好な傾向にある可能性を示唆する結果となっている。

ここまでの結果を整理すると、総じて地方部においては、競争度が高いほどプロセス・アウトカム指標が良好となる傾向にあることが示唆される結果となっている。また分析の結果、地方部は都市部と異なり、競争は軽快率といったアウトカム指標だけではなく、入院日数といったプロセス指標との間にも関係が観察される結果となった。

4. 3. 頑健性チェック

本稿では、結果の頑健性をチェックするため、①都市部と地方部の定義法、②HHI の計測法の 2 つの観点から別の指標による分析を行った。①については、都市部と地方部を地価で分割するのではなく、三大都市圏（首都圏：東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、名古屋圏：岐阜県、愛知県、三重県、大阪圏：京都府、大阪府、兵庫県、奈良県）かそれ以外でサンプルを分割したモデル、②については 2 種類あり、一つ目は地理的範囲に医療施設が 1 つのみ

の独占的地域かどうかのダミー、二つ目は HHI が公正取引委員会のセーフハーバー基準の一つである 2,500 以下²²の競争的環境かどうかのダミーを使用した分析を行った。なお②については、ダミー変数モデルとなるため非線形関係の分析は不可能となる点は留意されたい。

① 三大都市圏モデル

都市部については APPENDIX.A、地方部については APPENDIX.B に示す結果となった。
(APPENDIX.A、APPENDIX.B 挿入)

三大都市圏については、ベースモデルとなる入院転帰（死亡）と HHI（二次医療圏：初診患者数）との線形関係モデルでは、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルの全てにおいて、同様の結果となっている。地理的範囲が 1 辺 1km においても全てではないものの詳細な病院情報ありモデルにおいては、入院転帰（軽快）と HHI（1 辺 1km：外来患者数）との非線形関係モデル、入院転帰（軽快）と HHI（1 辺 1km：入院患者数または初診患者数）との線形モデルのいずれにおいても、総じて競争度が高いほどアウトカム指標が良好となる傾向が見られ、同様の結果となった。

三大都市圏以外の地方についても、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルの全てで、ベースモデルである入院日数と HHI（二次医療圏：入院患者数）との非線形関係モデル、入院転帰（軽快）と HHI（1 辺 1km：初診患者数）との非線形モデルの両方で、総じて競争度が高いほどプロセス・アウトカム指標が良好となる傾向が見られ、同様の結果となった。

以上より、都市部と地方部のサンプル分割については、地価による分割と三大都市圏とそれ以外という都道府県という行政単位による分割で同じ結果が観察されており、頑健な結果となっている。

② HHI の計測法

i. 独占地域ダミーモデル

先述したように、特に地理的範囲が 1 辺 1km の HHI については、その分布において独占的地域が多くを占めている場合が多い。そこで、医療サービスにおける独占的な状況がプロセス・アウトカム指標と関係しているかどうかを分析することで、先の結果が独占的な状況の影響を強く受けているかどうかをチェックする。その結果は、都市部については APPENDIX.C、地方部については APPENDIX.D に示すとおりである。

(APPENDIX.C、APPENDIX.D 挿入)

都市部の入院転帰（軽快）と地理的範囲 1 辺 1km における独占地域ダミーにのみ、独占地域の方が軽快率で測ったアウトカム指標が低い傾向にあるとの結果以外は、独占地域ダ

²² HHI が 1,500 以下という一つの基準もあるが、2,500 以下ダミーと同様の結果であった。

ミーは全てのモデルでプロセス・アウトカム指標との間に統計的に有意な関係は観察されず、独占地域であるからといって必ずしもプロセス・アウトカム指標との間に良い・悪いといった傾向は見られなかった。唯一関係が見られた都市部の入院転帰（軽快）と地理的範囲 1 辺 1km における独占地域ダミーについては、頑健性チェックの対象モデルが非線形モデルであるため解釈が難しいが、図 4-1 (a) の二次曲線及び図 4-1 (b) の HHI 分布を考慮すると、独占地域のアウトカム水準を下回る水準の競争環境に直面する地理的範囲がほとんど存在しないことから、少なくとも上に凸の関係が失われるものではないと解釈でき、相対的に独占地域のアウトカム水準が低いということを表しているように推察される。

ii. HHI が 2,500 以下の競争的環境地域ダミーモデル

ここでの趣旨は、競争的環境の強弱については、HHI の連続変数と見るのではなく、基準点よりも強い競争的環境にあるかどうかのグループ間でプロセス・アウトカム指標との間に関係があるかどうかを分析することで、競争的環境とプロセス・アウトカム指標との関係をチェックするものである。なお、基準点の設定が極めて重要となるが、本稿では公正取引委員会の合併における一つの基準となっているセーフハーバー基準のうち、HHI が 2,500 以下かどうかを基準と設定した。その結果は、都市部については APPENDIX.E、地方部については APPENDIX.F に示すとおりである。

(APPENDIX.E、APPENDIX.F 挿入)

まず都市部においては、ベースモデルとなる入院転帰（死亡）と HHI（二次医療圏：初診患者数）との線形関係モデルでは、病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルの全てにおいて、競争度が高いほどアウトカム指標が良好となる傾向が見られ、同様の結果となっている。他方、地理的範囲が 1 辺 1km の HHI については、入院患者数で測った HHI の病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデルでのみ、競争度が高いほどアウトカム指標が良好な傾向となる傾向が見られ、同様の結果となった。なお、外来患者数または初診患者数で測った HHI のモデルについては、統計的に有意な関係は観察されなかった。1 辺 1km 範囲においては、都市部においても HHI 水準が 2,500 以下のなる地理的範囲は限られており、分析において水準の設定を見直す必要がある。しかしながら、根拠のある水準が明確に定めることができない以上、どこからが競争的な環境なのかという点の検証については、今後の課題となる。

次に地方部においては、ベースモデルとなる入院日数と HHI（二次医療圏：入院患者数）との非線形関係モデルでは、詳細な病院情報を説明変数に加えたモデルにおいてのみ、総じて競争度が高いほどプロセス指標が良好となる傾向が見られ、同様の結果となった。他方、地理的範囲が 1 辺 1km の HHI については、初診患者数で測った HHI の病院・診療所を含んだモデル、病院のみのモデル、詳細な病院情報を説明変数に加えてモデルの全てにおいて、競争度が高いほどアウトカム指標が良好な傾向となる傾向が見られ、同様の結果となった。

4. 4. 小括

以上の分析により、都市部・地方部ともに、競争度の高い地域においては、プロセス・アウトカム指標が高い傾向にあることが確認された。しかしながら HHI の計測方法に関して、地理的範囲や外来・入院・初診の患者数の種類によって結果が異なっており、必ずしも強い結果が観察されたとは言えない点に留意されたい。他方、このように分析に使用する HHI によって、結果が異なるということは、継続通院の外来市場、入院市場、初診市場によって、プロセス・アウトカムとの関係において、異なるメカニズムが働いている可能性も残されている。頑健ではないものの本稿の分析結果からは、ベースモデルとなる二次医療圏範囲で測った HHI について、競争度が高いほど、都市部は死亡率で測ったアウトカム指標が、地方部は入院日数で測ったプロセス指標が良好な傾向にあることが明らかとなった。

以上の結果は、都市部においては、特定の病院に初診患者が集中することへの対処に伴う医療資源の利用が入院医療サービスの供給制約をもたらすことにより、アウトカムの低下につながっている可能性を示唆している。この点については、さらに詳細なメカニズムの分析が必要となるが、森（2008）は医師数の伸びが高齢化に追いついていない地域は、都道府県レベルで見ると、地方というよりもむしろ都市部との指摘をしており、都市部における医師の労働環境の悪化が要因となっている可能性も残されている。

地方部においては、地域間での入院日数のばらつきが指摘され、政府による医療費適正化政策により入院日数の短期化を目指していることから、競争度と入院日数の関係が示唆された点は重要で、政策が意図したとおりに進んでいる可能性を示唆している。しかしながら、仮に入院日数が短期化したとしても、その後再入院が必要となるケースが増加することや、日常生活に支障が出るほどに十分に回復していないため退院後の生活の質が低下することは、必ずしも社会厚生上望ましいとは言えない。よって、入院日数の短期化が退院患者の生活の質を低下させることがないというエビデンスが必要となる留保条件付きではあることは忘れてはならず、詳細な検証が必要となる。

以上のベースモデルの分析結果から、競争度が高まることによる正のインパクトを計算した結果は、図 4-4 に示すとおりである。

(図 4-4 挿入)

HHI が 100 低下（競争度が高まる）ことによる効果は、都市部では医療施設の入院の結果死亡に至る割合を 0.102%ポイント低下、地方部では入院期間が 7.235 日短期化すると計算できる。

最後に地理的範囲が 1 辺 1km の結果についても触れておきたい。都市部・地方部ともに競争度が高いほど、アウトカム指標である入院転帰（軽快率）が高い傾向にあることが明らかとなった。ただ都市部においては、外来患者市場（継続通院）の過度な競争環境に直面する地域においては、逆にアウトカムが低下するといった非線形の関係がみられており、先行研究が指摘する Medical Arms Race(MAR)の状況は、必ずしもアウトカムの改善をもたらす

ものではない可能性を示唆している。ただし、入院患者市場、初診患者市場では、このような非線形の関係は観察されていないことから、より詳細な分析によるメカニズムの解明は今後の課題となる。

地方部においては、総じて初診患者市場において競争度が高いほどアウトカムが改善する傾向が観察された。ただし、地方部においては医師不足問題が顕著となっており、競争的な環境を構築することが困難な地域も多い。それと同時に本稿の分析では、必ずしも独占的地域のアウトカムが非独占的地域と比べ低いという関係も見られなかった。これらの結果は、地方部においても競争的環境の構築は望ましいものの、医療サービスの供給制約を考慮すると一定の独占的地域は許容されるといった競争環境の構築も考えられ得ることを示唆している。

5. 結論

本稿の分析結果より、都市部・地方部を問わず総じて競争度の高い地域では、プロセス・アウトカム指標が良好な傾向にあることが確認された。ただし、都市部においては一部に非線形の関係もみられ、閾値を超えた過度の競争環境に直面する地域は、逆にアウトカム指標が低い傾向にある可能性を示唆されている。この結果は、一定程度の競争環境が今回分析に使用した3つのプロセス・アウトカム指標の向上へとつながる一方で、必ずしも過度の競争は望ましくない可能性を示唆している。この点は、医師の偏在化問題、医師の労働環境問題、将来の人口動態に伴う需要予測と合わせて、供給制約面を考慮した医療サービスの競争環境政策として議論する必要がある。

また、ベースモデルとなる二次医療圏範囲における競争度の高低によるプロセス・アウトカムの傾向については、都市部ではアウトカムである入院転帰（軽快）である一方、地方部では入院日数というプロセス指標に関係が見られた。先述したように、Picone et al.(2003)、Nawata et al.(2006)、Farsi(2008)では、入院日数の短期化には治療効果に対して統計的に有意な関係がみられないと結論付けており、少なくとも海外のデータを用いた分析によると、プロセス指標の改善がアウトカム指標に影響することはなく、両指標はそれぞれが別のものとして独立して解釈することができる。しかし日本のデータにおいてもこの両指標が独立したものと解釈してよいかどうかについては、プロセス指標を第一段階、アウトカム指標を第二段階とした推定などにより、詳細に分析を行う必要がある。当該分析のためには、患者個人の追跡データが必要となり、本稿のデータセットでは制約もあるため、分析の対象とはしなかったが、今後の課題の一つと言える。その他にも残された課題について以下に述べたい。

第一に、本稿のデータセットは医療施設単位の統合されたデータであることから、本来分析の対象とすべき、「競争と医療の質との関係」という究極のリサーチクエスチョンに直接的に回答できていない点である。そもそも医療の質の計測については、様々な考え方があがるが、ケースミックス問題に対処するために個々の患者のリスク調整を徹底するためには、医

療施設単位ではなく、患者個人単位のデータによる分析を行う方が望ましいと思われる。しかしながら、本稿で使用したデータでは、統計上の制約から個人単位のパネルデータの構築は不可能であった。クロスセクション分析を行うことも可能であるが、その場合は、期間を通じて一定な観察不可能な個人属性のコントロールが不可能となってしまう。本来であれば、医療施設単位、患者個人単位の両方から実証分析を行い、結果が変わらないことを確認すべきであるが、患者個人単位の分析については、今後の課題としたい。

第二に、第一に関連して本稿では、ケースミックス問題対処するために、様々なコントロール変数を使用したほか、固定効果モデルによる分析を行った。コントロール変数が多いことによるオーバーコントロールの弊害としては、議論の流れとして本来プロセス・アウトカムに関係しそうな、医療検査機器導入との関係や医療施設の管理体制との関係が表面に出てこないことを意味する。また、固定効果モデルの弊害としては、開設者のように時間を通じて変化しない医療施設の属性とプロセス・アウトカム指標との関係が分析できない点が挙げられる。このように、別の要因とプロセス・アウトカム指標との関係について分析を深めていくことは、今後の課題としたい。

第三に、本稿で使用した「患者調査」及び「医療施設（静態）調査」については、各調査年9月のデータとなっているため、必ずしも代表制を有するものではない点である。本稿では、レセプトを導入する医療施設がそもそも提供する医療の質が高い可能性があるという内生性に対処するために別の統計を使用したのが、それは代表制との関係ではトレードオフであった。したがって、レセプトデータを使用した分析も行き同様の結果が得られるかどうかを確認することは、今後の課題となる。

第四に、HHIの計測において地域メッシュ統計における地理的範囲情報を使用したのが、本来であれば医療施設が存在する地点を中心とした距離で計測すべきところを、簡便な方法として地理的範囲情報のグループ単位で市場の範囲を定義してしまっている。このことは、地理的範囲の中心点近傍では特に問題とならないが、地理的範囲の中心から離れれば離れるほど誤差が大きくなってしまいう問題点を有する。本稿の分析結果では、地理的範囲が二次医療圏及び地理的範囲の誤差が限定される1辺1kmのHHIで競争とプロセス・アウトカムとの間に統計的に有意な結果が観察された。1辺10kmのHHIで競争とプロセス・アウトカムとの関係がみられなかったことが、そもそもメカニズム上関係がないのか、当該誤差により関係がないとなっているのかについて、識別が本稿ではできていない。この点、GISの地点データを使用して正確な距離を出すという方法も理論的には考えられたが、その処理に膨大な時間を有すること及び処理能力の高い計算機が必要という制約から断念せざるを得なかった。この点は、今後の課題としたい。

第五に、本稿で使用したHHIの内生性への対処である。海外の先行研究では、HHIの持つ内生性問題への対処として、患者の病院選択モデルを推定することにより、理論的に予想されたHHIを推定に使用することで、この問題への対処を行っている。本稿ではこのような手法ではなく、①簡易的に医療施設数とHHIの相関関係をみることで、日本ではHHIと

医療施設数の相関が強い、②患者配分の変化要因となる病院の特性、患者の重篤度、地価という様々な要因を反映する変数をコントロール変数に加えることで、病院の評判の影響を一定程度コントロールしているとして、患者の配分による推定バイアスが大きいと仮定し分析を進めている。この点は、先行研究にならば、推定のステージを分けて、理論値として求められる HHI 指標を用いた分析も頑健性チェックの観点から行うという選択肢もあった。これも今後の課題としたい。

第六に、本稿の分析モデルは医療の質のメカニズム解明に直結した実証モデルとはなっていないため、ファクトファインディングにとどまる点である。本稿の結果は、①都市部と地方部では、1辺 1km 範囲の競争とプロセス指標が関係を有する点で共通するが、都市部では二次医療圏の競争とアウトカム指標が、地方部では二次医療圏の競争とプロセス指標が関係を有しており、異なるメカニズムが働いている可能性がある、②HHI の計測方法やプロセス・アウトカムの違いにより推定パラメータがゼロまたは、ばらつきが大きいため統計的に有意とならないケースもあり、その結果が異なることから市場範囲や入院・外来市場により異なるメカニズムが働いている可能性を示唆している。以上の結果は、競争とプロセス・アウトカム指標との関係において、HHI の競争範囲・種類によるメカニズムの違いであるのか、それとも単純に競争とプロセス・アウトカムの関係性が安定していないのかの識別を必要とすることを意味しているが、本稿ではそこまで分析を深めることができていない。当該識別によって、結果から導かれる結論をより強く断定するためには、メカニズムを特定した実証モデルの構築を行うことが今後の課題となる。

以上、残る課題は多いが、競争と入院医療のプロセス・アウトカム指標との間に一定の正の関係が観察され、一定の競争環境が入院医療市場においても有用である可能性が示唆されたことは、本稿の経済学的な貢献の一つと言える。

【参考文献】

- [1] 漆博雄(1998)「画像診断機器の保有量についての実証分析」『医療と社会』 Vol.8, pp.109-119.
- [2] 河口洋行(2007)「わが国病院市場の競争形態に関する研究-わが国の病院市場における競争促進は「価格低下と品質向上」をもたらすか-」『医療経済研究』 Vol.19,pp.129-145.
- [3] 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』 Vol.20 (1)、 pp.23-34.
- [4] 内閣府「医療提供状況の地域差～評価・分析 WG（4月6日）藤森委員提出資料より～」平成 29 年 4 月 12 日.
- [5] 法坂千代・別所俊一郎(2010)「MRI への投資行動分析」, Hitotsubashi Health Economics Research Papers.
- [6] 森宏一郎(2008)「医師数の統計分析：医師不足はどこで起きているか」, 日本医師会総合政策研究機構, 日医総研ワーキングペーパー No.167.
- [7] 森川正之(2010)「病院の生産性-地域パネルデータによる分析-」RIETI Discussion Paper Series 10-J-041.
- [8] Bloom N, Propper C, Seiler S, Reenen J. V., (2015) “*The Impact of Competition on Management Quality: Evidence from Public Hospitals,*” *Review of Economic Studies*, Vol.82 (2), pp.457-489.
- [9] Bresnahan, Timothy F. (1989), “*Empirical Studies of Industries with Market Power,*” In *Handbook of Industrial Organization, Vol.2*, edited by Richard Schmalensee and Robert Willing, pp.1011-1057. Amsterdam:Elsevier.
- [1 0] Cooper Z, Gibbons S, Jones S, McGuire A. (2011), “*Does Hospital Competition Save Lives? Evidence From The English NHS Patient Choice Reforms,*” *The Economic Journal*, Vol.121 (554), F228-F260.
- [1 1] Farsi, Mehdi (2008), “*The Temporal Variation of Cost-Efficiency in Switzerland's Hospitals: An Application of Mixed Models,*” *Journal of Productivity Analysis*, Vol.30 (2), pp.155-168.
- [1 2] Feldstein, M.S., (1967), “*Economic analysis for health service efficiency,*” North-Holland, Amsterdam.
- [1 3] Fenn, Paul and Philip Davies (1990), “*Variations in Length of Stay: A Conditional Likelihood Approach,*” *Journal of Health Economics*, Vol. 9 (2), pp.223-234.
- [1 4] Gaynor, M. (2007), “*Quality and Competition in Health Care Markets,*” Now Publishers Inc.
- [1 5] Gaynor, M., R. Moreno-Serra, and C. Propper (2013), “*Death by market power: Reform, competition, and patient outcomes in the national health service,*” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.5 (4), pp.134-166.
- [1 6] GBD 2015 Healthcare Access and Quality Collaborators (2017), “*Healthcare Access and*

Quality Index based on mortality from causes amenable to personal health care in 195 countries and territories, 1990–2015: a novel analysis from the Global Burden of Disease Study 2015, *Lancet*, Vol.390, pp.231-266.

- [1 7] GOTO, R. and H. KATO (2019), “Hospital competition and technology adoption :An econometric analysis of imaging technology in Japan,” RIETI Discussion Paper Series, 19-E-013.
- [1 8] Gowrisankaran, Gautam, and Robert J. Town (2003), “*Competition, Payers, and Hospital Quality*,” *Health Services research*, Vol.38 (6 Pt 1), pp.1403–1422.
- [1 9] Hotelling, H. (1929), “*Stability in Competition*,” *The Economic Journal*, Vol.39 (153), pp.41-57.
- [2 0] Daniel P. Kessler and Mark B. McClellan (2000), “*IS HOSPITAL COMPETITION SOCIALLY WASTEFUL?*,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.115 (2), pp.577-615.
- [2 1] Lakdawalla, D. and T. Philipson (1998), “Nonprofit production and competition,” Working Paper No.6377 , National Bureau of Economic Research.
- [2 2] Lee, M. (1971), “*A conspicuous production theory of hospital production*,” *Southern Economic Journal* Vol.38 (1), pp.48–58.
- [2 3] Martin, Stephen and Peter Smith (1996), “*Explaining Variations in Inpatient Length of Stay in the National Health Service*,” *Journal of Health Economics*, Vol. 15 (3), pp.279-304.
- [2 4] Nawata, Kazumitsu, Ayako Nitta, Sonoko Watanabe, and Koichi Kawabuchi (2006), “*An Analysis of the Length of Stay and Effectiveness of Treatment for Hip Fracture Patients in Japan: Evaluation of the 2002 Revision of the Medical Service Fee Schedule*,” *Journal of Health Economics*, Vol. 25 (4), pp.722-739.
- [2 5] Newhouse, J. (1970), “*Toward a theory of nonprofit institutions: An economic model of a hospital*,” *American Economic Review* Vol.60 (1), pp.64–74.
- [2 6] Pauly, M. and M. Redisch (1973), “*The not-for-profit hospital as a physicians’ cooperative*,” *American Economic Review* Vol.63 (1), pp.87–99.
- [2 7] Picone, Gabriel A., Frank A. Sloan, Shin-Yi Chou, Donald H. Taylor, Jr. (2003), “*Does Higher Hospital Cost Imply Higher Quality of Care?*” *Review of Economics and Statistics*, Vol.85 (1), pp.51-62.
- [2 8] Rice TH, Unruh L. (2015), “*The Economics of Health Reconsidered :Fourth Edition*,” *Health Administration Press*.
- [2 9] Robinson, J.C. and Luft, H.S. (1985) “*The impact of hospital market structure on patient volume, average length of stay, and the cost of care*,” *Journal of Health Economics*, Vol.4 (4) pp.333–355.
- [3 0] Tirole, J. (1988), “*The theory of industrial organization*,” *MIT Press: Cambridge, MA*.
- [3 1] White, L. J. (1972), “*Quality variation when prices are regulated*,” *Bell Journal of*

Economics and Management Science Vol.3 (2), pp.425–436.

図表一覧

図 2-1 都市部・地方部別のプロセス・アウトカム指標

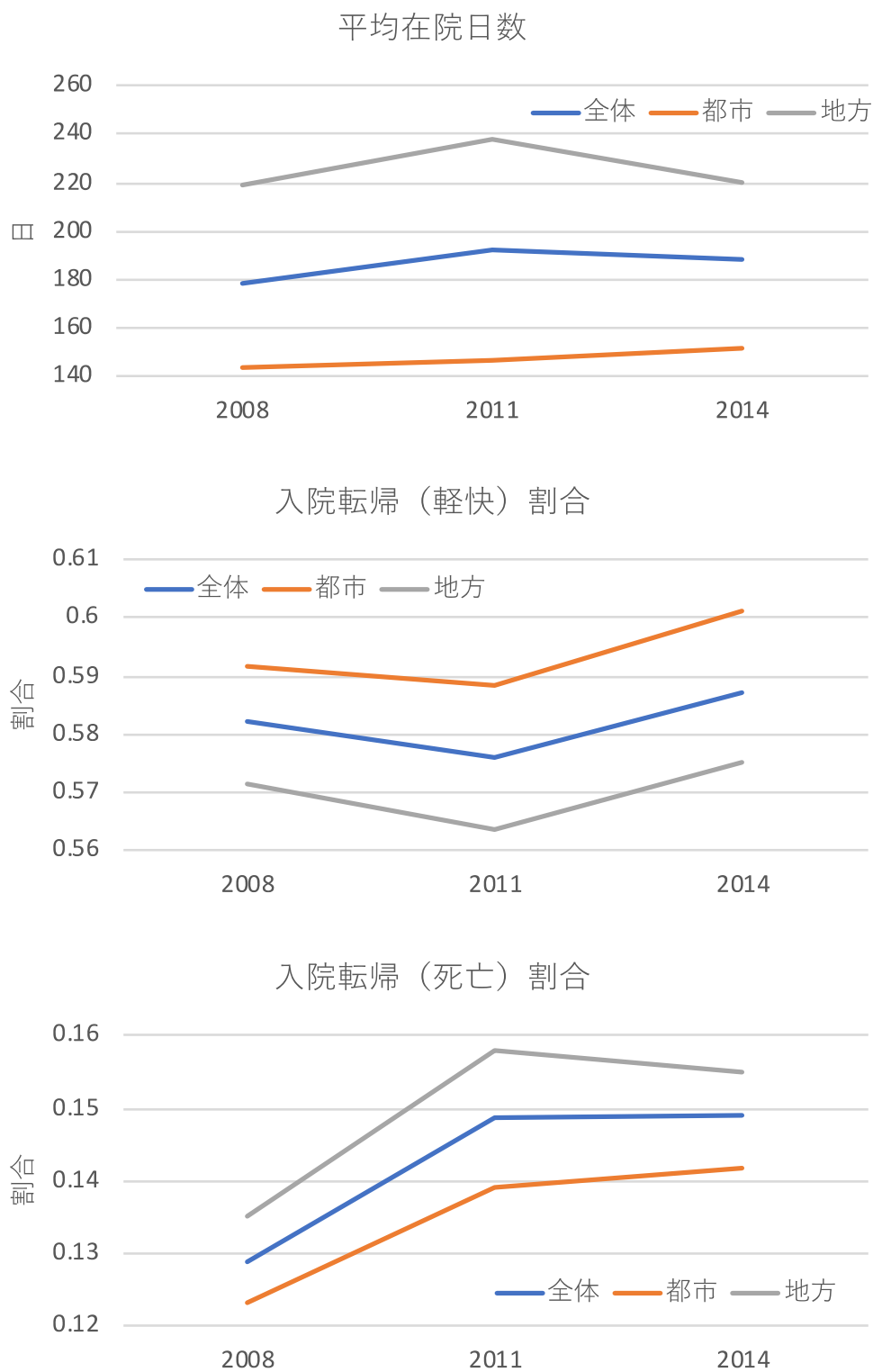
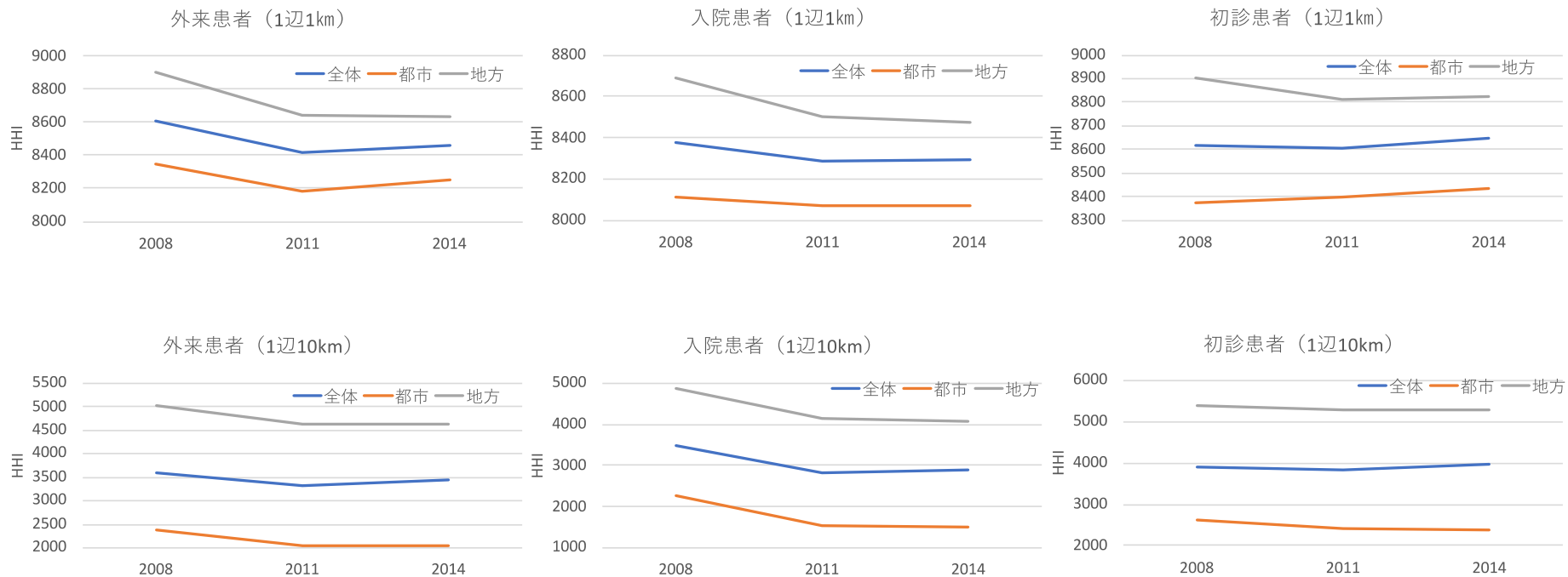


表 2-1 分析に使用する HHI の種類

距離範囲	HHI	外来患者数	入院患者数	初診患者数
1km		○	○	○
10km		○	○	○
市区町村		—	○	○
二次医療圏		—	○	○

図 2-2 都市部・地方部別の HHI 指標



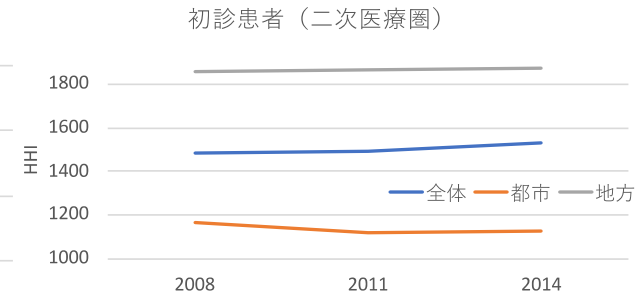
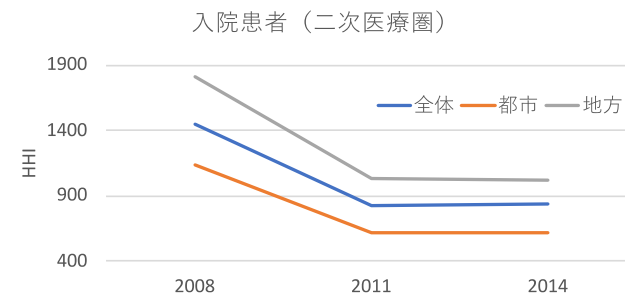
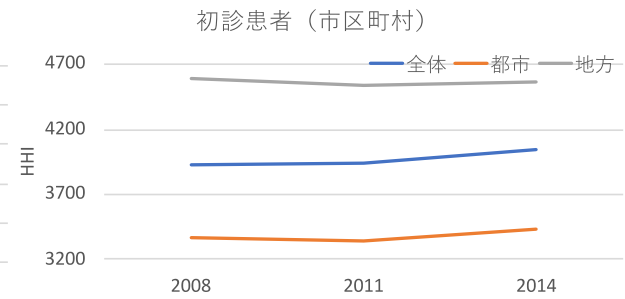
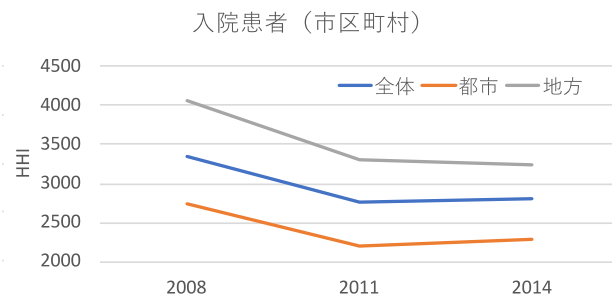


表 2-2 都道府県別 HHI (入院患者数)

	1km		10km		市区町村		二次医療圏	
1	鹿児島県	7,124	東京都	760	大分県	1,835	大阪府	595
2	大分県	7,222	大阪府	1,095	長崎県	1,886	東京都	682
3	熊本県	7,371	神奈川県	1,369	山口県	1,989	神奈川県	748
4	福井県	7,440	埼玉県	1,808	東京都	2,129	広島県	796
5	愛媛県	7,556	福岡県	2,016	広島県	2,171	高知県	805
6	高知県	7,597	沖縄県	2,225	愛媛県	2,259	福岡県	843
7	佐賀県	7,681	奈良県	2,367	鹿児島県	2,342	岡山県	846
8	宮崎県	7,704	京都府	2,494	富山県	2,429	兵庫県	876
9	徳島県	7,865	愛知県	2,513	群馬県	2,470	埼玉県	877
10	沖縄県	7,928	群馬県	2,793	福井県	2,557	沖縄県	900
11	富山県	7,970	兵庫県	2,794	熊本県	2,570	大分県	904
12	広島県	7,981	大分県	2,810	岡山県	2,593	千葉県	919
13	長崎県	8,027	熊本県	2,870	佐賀県	2,647	愛知県	922
14	和歌山県	8,137	徳島県	2,902	兵庫県	2,691	新潟県	926
15	茨城県	8,143	千葉県	3,006	神奈川県	2,718	北海道	940
16	東京都	8,216	福井県	3,087	宮崎県	2,792	京都府	967
17	山口県	8,242	山梨県	3,105	香川県	2,823	石川県	973
18	鳥取県	8,248	香川県	3,120	福岡県	2,904	鹿児島県	1,006
19	香川県	8,292	佐賀県	3,147	鳥取県	2,920	長崎県	1,007
20	青森県	8,323	富山県	3,170	石川県	2,945	茨城県	1,027
21	岡山県	8,327	広島県	3,253	大阪府	2,965	富山県	1,030
22	静岡県	8,359	静岡県	3,330	青森県	2,971	静岡県	1,034
23	奈良県	8,368	茨城県	3,477	秋田県	3,006	徳島県	1,037
24	山梨県	8,396	和歌山県	3,516	福島県	3,007	三重県	1,083
25	群馬県	8,416	鹿児島県	3,551	徳島県	3,085	山形県	1,109
26	千葉県	8,473	石川県	3,555	新潟県	3,120	山梨県	1,144
27	福島県	8,497	愛媛県	3,568	高知県	3,249	岐阜県	1,147
28	京都府	8,527	長崎県	3,625	茨城県	3,261	香川県	1,169
29	福岡県	8,557	宮崎県	3,665	栃木県	3,306	愛媛県	1,191
30	大阪府	8,577	山口県	3,774	滋賀県	3,318	福島県	1,192
31	北海道	8,588	鳥取県	3,822	千葉県	3,332	宮城県	1,208
32	兵庫県	8,591	高知県	3,844	沖縄県	3,368	栃木県	1,219
33	埼玉県	8,593	岡山県	3,851	静岡県	3,376	熊本県	1,259
34	山形県	8,606	青森県	4,119	岩手県	3,390	山口県	1,283
35	岩手県	8,620	滋賀県	4,126	和歌山県	3,403	福井県	1,299
36	三重県	8,675	宮城県	4,222	京都府	3,566	佐賀県	1,314
37	岐阜県	8,715	北海道	4,287	埼玉県	3,648	鳥取県	1,392
38	神奈川県	8,717	栃木県	4,307	北海道	3,666	奈良県	1,401
39	島根県	8,722	岐阜県	4,309	愛知県	3,710	群馬県	1,403
40	長野県	8,724	長野県	4,393	山梨県	3,731	宮崎県	1,417
41	秋田県	8,739	福島県	4,604	島根県	3,779	青森県	1,452
42	石川県	8,842	新潟県	4,653	宮城県	3,818	長野県	1,567
43	宮城県	8,958	三重県	4,832	三重県	3,828	和歌山県	1,594
44	栃木県	9,043	岩手県	4,889	奈良県	3,885	岩手県	1,754
45	新潟県	9,046	山形県	5,057	長野県	4,007	滋賀県	1,877
46	愛知県	9,059	秋田県	5,135	岐阜県	4,028	秋田県	1,997
47	滋賀県	9,167	島根県	5,177	山形県	4,154	島根県	2,096

表 2-3 範囲内医療施設数と HHI の相関係数表

		全体	都市	地方
HHI	1km	-0.799	-0.785	-0.815
	外来患者数			
	10km	-0.663	-0.671	-0.714
HHI	1km	-0.823	-0.814	-0.835
	10km	-0.627	-0.628	-0.686
	入院患者数			
	市区町村	-0.591	-0.588	-0.613
	二次医療圏	-0.555	-0.530	-0.527
HHI	1km	-0.700	-0.698	-0.697
	10km	-0.692	-0.677	-0.729
	初診患者数			
	市区町村	-0.666	-0.655	-0.685
	二次医療圏	-0.630	-0.602	-0.610

注. HHI は競争度が高いほど数値が低下する。

表 2-4 要約統計量

分類	変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	
パネル	調査年	20795	2010.938	2.457911	2008	2014	
	医療施設ID	20795	5507.249	3608.92	1	16823	
プロセス・アウトカム	平均在院日数	20788	186.4033	685.8108	0	26767.5	
指標	転帰_軽快	20795	0.5818286	0.2834784	0	1	
	転帰_死亡	20795	0.141809	0.2100984	0	1	
競争変数	外来患者数HHI(1辺約1km)	20795	8494.039	2271.255	0	10000	
	外来患者数HHI(1辺約10km)	20795	3458.223	2755.731	0	10000	
	入院患者数HHI(1辺約1km)	20795	8320.012	2373.114	0	10000	
	入院患者数HHI(1辺約10km)	20795	3078.043	2720.219	0	10000	
	入院患者数HHI(市区町村)	20795	2977.382	2477.134	0	10000	
	入院患者数HHI(二次医療圏)	20795	1046.471	857.6109	180.1376	10000	
	初診患者数HHI(1辺約1km)	20795	8622.552	2213.849	0	10000	
	初診患者数HHI(1辺約10km)	20795	3902.789	2844.448	0	10000	
	初診患者数HHI(市区町村)	20795	3973.336	2720.831	0	10000	
	初診患者数HHI(二次医療圏)	20795	1502.134	1113.556	255.4918	10000	
	患者属性	平均年齢	20789	68.25293	14.46551	0.3888889	108.0556
		男性比率	20795	0.4578487	0.1774007	0	1
緊急受診率(救急車)		20795	0.0725333	0.1083636	0	1	
緊急受診率(徒歩・自家用車等)		20795	0.1071617	0.1481417	0	1	
患者・施設所在地県外		20792	0.0472877	0.0949696	0	1	
患者・施設所在地医療圏外(※)		18997	0.1843478	0.1982175	0	1	
患者・施設所在地市区町村外		20792	0.359315	0.2726355	0	1	
患者リスク	副傷病有率	20795	0.7632944	0.2611412	0	1	
	糖尿病(合併症を伴わないもの)率	20795	0.1108637	0.1070645	0	1	
	糖尿病(性)腎症率	20795	0.0128619	0.0424757	0	1	
	糖尿病(性)網膜症率	20795	0.0073248	0.0250223	0	0.6666667	
	糖尿病(性)神経障害率	20795	0.0071147	0.0298149	0	1	
	上記以外の合併症を伴う糖尿病率	20795	0.0056691	0.0263936	0	1	
	肥満(症)率	20795	0.0040744	0.0236511	0	1	
	高脂血症(脂質異常症)率	20795	0.0912461	0.1118877	0	1	
	高血圧(症)率	20795	0.281724	0.2106207	0	1	
	虚血性心疾患率	20795	0.0861686	0.1340786	0	1	
	脳卒中率	20795	0.0564021	0.1037253	0	1	
	閉塞性末梢動脈疾患率	20795	0.0184457	0.055189	0	1	
	大動脈疾患(大動脈解離、大動脈瘤)率	20795	0.0080258	0.0311228	0	1	
	慢性腎不全(慢性腎臓病)率	20795	0.0312953	0.0705425	0	1	
	精神疾患率	20795	0.1316143	0.2047522	0	1	
	その他の疾患率	20795	0.5878264	0.3178322	0	1	
	手術有率	20795	0.1834275	0.2192074	0	1	
	開頭手術率	20795	0.0024917	0.01284	0	0.5	
	開胸手術率	20795	0.002295	0.0112455	0	0.5	
	開腹手術率	20795	0.0176379	0.0352494	0	1	
	筋骨格系手術率	20795	0.0365382	0.0915636	0	1	
	腹腔鏡下手術率	20795	0.0063404	0.0175214	0	1	
	胸腔鏡下手術率	20795	0.0011491	0.0055218	0	0.2045455	
	その他の内視鏡下手術率	20795	0.0285045	0.0623863	0	1	
	経皮的血管内手術率	20795	0.009055	0.0344334	0	1	
	その他手術率	20795	0.0794157	0.1489967	0	1	
	3疾患_糖尿病のみ	20795	0.0022998	0.0167668	0	1	
	3疾患_高血圧症のみ	20795	0.0007333	0.0107057	0	0.8	
	3疾患_高脂血症のみ	20795	0.0000574	0.0019017	0	0.1666667	
	3疾患_複数組合せ	20795	0.0902822	0.1246904	0	1	
	3疾患のみ	20795	0.0004328	0.0207998	0	1	
	3疾患+虚血性心疾患	20795	0.0059149	0.0766823	0	1	
	3疾患+脳卒中	20795	0.0047127	0.0684886	0	1	
	3疾患+閉塞性末梢動脈疾患	20795	0.0024044	0.0489771	0	1	
	3疾患+大動脈瘤疾患	20795	0.0003366	0.0183445	0	1	
	3疾患+慢性腎不全	20795	0.002693	0.051825	0	1	

分類	変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
患者リスク	主傷病分類					
	糖尿病（合併症を伴わないもの）	20795	0.0120245	0.0397501	0	1
	糖尿病（性）腎症	20795	0.0025596	0.0169459	0	0.6046512
	糖尿病（性）眼合併症	20795	0.0015499	0.0136669	0	0.8333333
	糖尿病（性）神経障害	20795	0.0011242	0.0128271	0	1
	上記以外の合併症を伴う糖尿病	20795	0.0012212	0.0071169	0	0.3333333
	肥満（症）	20795	0.0001206	0.0034344	0	0.4
	高脂血症（脂質異常症）	20795	0.0003347	0.0053871	0	0.2857143
	高血圧（症）	20795	0.0072144	0.0355632	0	1
	虚血性心疾患	20795	0.0158343	0.0502448	0	1
	脳卒中	20795	0.0839806	0.1500712	0	1
	閉塞性末梢動脈疾患	20795	0.0018227	0.0099999	0	0.5
	大動脈疾患（大動脈解離、大動脈瘤）	20795	0.001641	0.0114555	0	1
	慢性腎不全（慢性腎臓病）	20795	0.0160212	0.0725147	0	1
	精神疾患	20795	0.1607258	0.3304128	0	1
その他の疾患	20795	0.6938252	0.3295424	0	1	
医療施設属性	療養病床（医療保険適用病床）率	20795	0.1818007	0.3351959	0	1
	療養病床（介護保険適用病床）率	20795	0.0299884	0.1290971	0	1
	一般病床率	20795	0.6447662	0.4435036	0	1
	施設種別:病院	20795	0.9136812	0.280841	0	1
	施設種別:一般診療所	20795	0.0863188	0.280841	0	1
	開設者_その他の法人	20795	0.0484732	0.2147691	0	1
	開設者_会社	20795	0.0057706	0.0757469	0	1
	開設者_個人	20795	0.0573215	0.2324614	0	1
	開設者_厚労省以外の国の機関	20795	0.0373167	0.1895412	0	1
	開設者_都道府県	20795	0.0288531	0.1673975	0	1
	開設者_市町村	20795	0.0889637	0.2846982	0	1
	開設者_独立行政法人	20795	0.0075499	0.0865636	0	1
	開設者_その他の公的医療機関	20795	0.0373167	0.1895412	0	1
	開設者_社会保険関係団体	20795	0.011397	0.1061491	0	1
	開設者_公益法人	20795	0.0391921	0.1940564	0	1
	開設者_医療法人	20795	0.6363068	0.4810734	0	1
	非医育機関(※)	19000	0.9770526	0.1497397	0	1
	施設種別:病院	20795	0.9136812	0.280841	0	1
	施設種別:一般診療所	20795	0.0863188	0.280841	0	1
	開設者_その他の法人	20795	0.0484732	0.2147691	0	1
	開設者_会社	20795	0.0057706	0.0757469	0	1
	開設者_個人	20795	0.0573215	0.2324614	0	1
	開設者_厚労省以外の国の機関	20795	0.0373167	0.1895412	0	1
	開設者_都道府県	20795	0.0288531	0.1673975	0	1
	開設者_市町村	20795	0.0889637	0.2846982	0	1
	開設者_独立行政法人	20795	0.0075499	0.0865636	0	1
	開設者_その他の公的医療機関	20795	0.0373167	0.1895412	0	1
	開設者_社会保険関係団体	20795	0.011397	0.1061491	0	1
	開設者_公益法人	20795	0.0391921	0.1940564	0	1
	開設者_医療法人	20795	0.6363068	0.4810734	0	1
	非医育機関(※)	19000	0.9770526	0.1497397	0	1
	内科	20795	0.8582352	0.3488172	0	1
	呼吸器内科	20795	0.2977639	0.4572861	0	1
	循環器内科	20795	0.4252945	0.4943995	0	1
	消化器内科（胃腸内科）	20795	0.4241885	0.4942311	0	1
	腎臓内科	20795	0.0762683	0.2654333	0	1
	神経内科	20795	0.289108	0.4533591	0	1
	糖尿病内科（代謝内科）	20795	0.0889637	0.2846982	0	1
	血液内科	20795	0.0439048	0.2048882	0	1
	皮膚科	20795	0.3542198	0.4782877	0	1
	アレルギー科	20795	0.0520798	0.2221934	0	1
	リウマチ科	20795	0.1339264	0.3405814	0	1
	外科	20795	0.5522962	0.4972695	0	1
	呼吸器外科	20795	0.100024	0.3000393	0	1
	循環器外科（心臓・血管外科）	20795	0.1199808	0.3249469	0	1
乳腺外科	20795	0.0571772	0.2321865	0	1	

分類	変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
	気管食道外科	20795	0.0115893	0.1070307	0	1
	消化器外科 (胃腸外科)	20795	0.1314258	0.3378736	0	1
	泌尿器科	20795	0.3280115	0.4695003	0	1
	肛門外科	20795	0.1324838	0.3390241	0	1
	脳神経外科	20795	0.2943015	0.4557391	0	1
	整形外科	20795	0.5693195	0.4951834	0	1
	形成外科	20795	0.1385429	0.3454772	0	1
	眼科	20795	0.2997355	0.4581531	0	1
	耳鼻咽喉科	20795	0.2462611	0.4308428	0	1
	産婦人科	20795	0.1710026	0.3765203	0	1
医	婦人科	20795	0.0883866	0.2838632	0	1
療	リハビリテーション科	20795	0.5846598	0.4927925	0	1
施	放射線科	20795	0.3887473	0.4874774	0	1
設	麻酔科	20795	0.3061313	0.460896	0	1
属	病理診断科	20795	0.0568887	0.2316353	0	1
性	臨床検査科	20795	0.0190911	0.1368487	0	1
	救急科	20795	0.0455879	0.2085946	0	1
	自由診療のみ	20795	0.0014907	0.0385823	0	1
	非地域医療支援病院(※)	19000	0.9463684	0.2252951	0	1
	非災害拠点病院(※)	19000	0.9061053	0.2916899	0	1
	非開放型病院(※)	19000	0.8916842	0.310787	0	1
	非在宅療養支援病院(※)	19000	0.9481579	0.221714	0	1
	救急医療体制救急告示無	20795	0.5632123	0.496	0	1
	入院を要する救急医療体制(※)	18208	0.4288774	0.4949293	0	1
	救命救急センター(※)	18208	0.0384446	0.1922724	0	1
	救急医療体制なし(※)	18208	0.430525	0.4951633	0	1
	総ベッド数	20795	145.7156	166.9531	0	1475
	総医師数	20795	24.50365	62.07549	0	1578
	総看護師数	20795	57.83437	119.1134	0	8007
	臨床研修医無(※)	19000	0.7778947	0.4156725	0	1
	1週間の診療時間	19792	35.67397	11.89967	0	168
	特定集中治療室 (ICU)無(※)	19000	0.8868947	0.3167298	0	1
	脳卒中集中治療室 (SCU) 無(※)	19000	0.9854211	0.1198631	0	1
	心臓内科系集中治療室 (CCU) 無(※)	19000	0.9576316	0.2014335	0	1
労	無菌治療室 (手術室除く) 無(※)	19000	0.9331579	0.2497549	0	1
働	放射線治療病室無(※)	19000	0.9869474	0.113503	0	1
及	外来化学療法室無(※)	19000	0.7889474	0.4080664	0	1
び	マンモグラフィー無	20795	0.7003126	0.458132	0	1
資	RI検査 (シンチグラム) 無	20795	0.8498197	0.3572567	0	1
本	SPECT (シンチカメラ) 無	20795	0.8621784	0.3447209	0	1
投	PET無	20795	0.9888435	0.1050361	0	1
入	PETCT無	20795	0.9720606	0.1648032	0	1
要	マルチスライスCT無	20795	0.4507333	0.4975788	0	1
素	その他のCT無	20795	0.7642222	0.4244942	0	1
	MRI (1.5テスラ以上) 無	20795	0.7184419	0.4497698	0	1
	MRI (1.5テスラ未満) 無	20795	0.8571291	0.3499495	0	1
	X線シミュレーター無(※)	19000	0.9476842	0.2226689	0	1
	CTシミュレーター無(※)	19000	0.9054211	0.2926402	0	1
	放射線治療計画装置無(※)	19000	0.8923684	0.3099227	0	1
	リニアック・マイクロトン無(※)	19000	0.8977895	0.3029329	0	1
	ガンマナイフ・サイバーナイフ無	20795	0.9909113	0.0949029	0	1
	RALS (小線源治療) 無(※)	19000	0.9741053	0.1588255	0	1

分類	変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
	退院調整支援担当者無	20795	0.6438086	0.4788842	0	1
	給食（患者用）一部委託	20795	0.1962972	0.3972055	0	1
	給食（患者用）委託なし	20795	0.2698726	0.4439041	0	1
	滅菌（治療用具）一部委託	20795	0.3193075	0.4662196	0	1
	滅菌（治療用具）委託なし	20795	0.519019	0.4996502	0	1
	保守点検業務（医療機器）一部委託	20795	0.4406348	0.4964752	0	1
	保守点検業務（医療機器）委託なし	20795	0.0824717	0.2750887	0	1
	検体検査一部委託	20795	0.4897812	0.4999076	0	1
	検体検査委託なし	20795	0.0159654	0.1253445	0	1
医療	保守点検業務（医療ガス供給設備）一部委託(※)	19000	0.1323158	0.3388427	0	1
	保守点検業務（医療ガス供給設備）委託なし(※)	19000	0.0829474	0.2758099	0	1
管	清掃一部委託	20795	0.2821351	0.4500496	0	1
	清掃委託なし	20795	0.1674922	0.3734237	0	1
体制	患者搬送一部委託(※)	19000	0.1056842	0.3074411	0	1
	患者搬送委託なし(※)	19000	0.7661579	0.4232841	0	1
	オーダリングシステム（検査）未導入(※)	19000	0.6415263	0.4795648	0	1
	オーダリングシステム（放射線）未導入(※)	19000	0.6658947	0.4716891	0	1
	オーダリングシステム（薬剤）未導入(※)	19000	0.6128421	0.4871131	0	1
	オーダリングシステム（栄養）未導入(※)	19000	0.6680526	0.4709246	0	1
	PACS（医療用画像管理システム）導入予定(※)	19000	0.3927368	0.488372	0	1
	PACS（医療用画像管理システム）導入予定なし(※)	19000	0.0867895	0.2815337	0	1
	電子カルテシステム一部に導入	20795	0.0370281	0.1888353	0	1
	電子カルテシステム導入予定	20795	0.1733109	0.3785249	0	1
	電子カルテシステム導入予定なし	20795	0.5942775	0.4910431	0	1
	遠隔操作システム未導入	20795	0.8682856	0.3381881	0	1
	遠隔病理診断未導入	20795	0.9728781	0.1624425	0	1
	在宅療養支援未導入	20795	0.9969704	0.0549595	0	1
	医療安全体制責任者（歯科医師）	20795	0.002693	0.051825	0	1
	医療安全体制責任者（薬剤師）	20795	0.0120702	0.1092021	0	1
	医療安全体制責任者（看護師）	20795	0.1562876	0.3631365	0	1
	医療安全体制責任者（診療放射線技師）	20795	0.0052416	0.0722109	0	1
	医療安全体制責任者（臨床検査技師）	20795	0.0037509	0.0611311	0	1
	医療安全体制責任者（臨床工学技士）	20795	0.0015869	0.0398055	0	1
	医療安全体制責任者（その他）	20795	0.0091368	0.0951513	0	1
	医療安全体制責任者（配置なし）	20795	0.0046165	0.0677894	0	1
	院内感染防止対策責任者（歯科医師）	20795	0.0026449	0.0513614	0	1
	院内感染防止対策責任者（薬剤師）	20795	0.0132243	0.1142369	0	1
	院内感染防止対策責任者（看護師）	20795	0.1514306	0.3584767	0	1
	院内感染防止対策責任者（診療放射線技師）	20795	0.0008175	0.028581	0	1
	院内感染防止対策責任者（臨床検査技師）	20795	0.0346237	0.1828292	0	1
	院内感染防止対策責任者（臨床工学技士）	20795	0.0003847	0.0196107	0	1
	院内感染防止対策責任者（その他）	20795	0.0014907	0.0385823	0	1
	院内感染防止対策責任者（配置なし）	20795	0.0062034	0.078519	0	1
医療	院内感染防止対策の専任担当者無(※)	19465	0.5045466	0.4999922	0	1
	医療機器安全管理責任者（歯科医師）	20608	0.0028144	0.0529779	0	1
管	医療機器安全管理責任者（薬剤師）	20608	0.0181968	0.1336659	0	1
	医療機器安全管理責任者（看護師）	20608	0.2121991	0.408875	0	1
体制	医療機器安全管理責任者（診療放射線技師）	20608	0.1313568	0.3377983	0	1
	医療機器安全管理責任者（臨床検査技師）	20608	0.0570167	0.2318801	0	1
	医療機器安全管理責任者（臨床工学技士）	20608	0.1890043	0.3915215	0	1
	医薬品安全管理責任者（歯科医師）	20652	0.0047453	0.0687242	0	1
	医薬品安全管理責任者（薬剤師）	20652	0.7440442	0.4364077	0	1
	医薬品安全管理責任者（看護師）	20652	0.0207728	0.1426264	0	1
	院内感染防止対策のための施設内回診（週1回以上）(※)	19405	0.2905952	0.4540487	0	1
	院内感染防止対策のための施設内回診（月2～3回程度）(※)	19405	0.0997681	0.2996983	0	1
	院内感染防止対策のための施設内回診（月1回程度）(※)	19405	0.3833548	0.4862161	0	1
	院内感染防止対策のための施設内回診（月1回未満）(※)	19405	0.1220819	0.3273889	0	1
	医療機器安全体制の管理保守計画の策定（病棟・部門ごと）(※)	18870	0.2631161	0.4403365	0	1
	医療機器安全体制の管理保守計画の策定（その他）(※)	18870	0.0570747	0.2319915	0	1
	保守計画の実施（病棟・部門ごと）(※)	18830	0.3115242	0.4631288	0	1
	保守計画の実施（その他）(※)	18830	0.0587361	0.2351363	0	1
	患者相談担当者無(※)	19769	0.1433052	0.3503927	0	1

分類	変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
付随 の実 施 ス	医療保険等による在宅医療サービス無	20795	0.3742246	0.4839337	0	1
	往診無	20795	0.8083193	0.3936326	0	1
	在宅患者訪問診療無	20795	0.6980524	0.4591137	0	1
	救急搬送診療無	20795	0.9335898	0.2490037	0	1
	在宅患者訪問看護指導無	20795	0.8914162	0.3111238	0	1
	訪問看護ステーションへの指示書交付無	20795	0.6867035	0.4638449	0	1
	在宅看取り無	20795	0.9591729	0.1978943	0	1
要 変 数	1辺約1km人口総数	20795	5214.698	5101.691	1.148698	38479.06
	1辺約10km人口総数	20795	260810	375951.8	461.868	1900577
	1辺約1kmID一世帯当たり人口	20795	2.48337	0.9852609	1	102.4843
	1辺約10kmID一世帯当たり人口	20795	2.516652	0.3088471	1.717195	4.490514
立地変数	地価	20795	116957.9	308345.1	900	20000000
	最寄り駅（バス停）からの距離	20795	2197.019	4225.861	0	99000

注1. 変数名の（※）印は、医療施設が病院のみの調査項目。

表 4-1 (a) 都市部の入院転帰（死亡）：二次医療圏（初診患者数）モデル（線形）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
プロセス・アウトカム	転帰（死亡）	転帰（死亡）	転帰（死亡）	転帰（死亡）	転帰（死亡）
病院・診療所	OLS	FE	RE	FE	FE
説明変数（詳細な病院情報）	全サンプル	全サンプル	全サンプル	病院	病院
都市・地方	なし	なし	なし	なし	あり
	都市	都市	都市	都市	都市
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI（二次医療圏:初診患者数）	4.28.E-06 (1.48)	9.78.E-06 ** (2.49)	5.48.E-06 ** (2.09)	1.04.E-05 *** (2.67)	1.02.E-05 ** (2.56)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9716	9716	9716	8922	8345
グループ数		5390	5390	4667	4506
平均グループ内観測数		1.8	1.8	1.9	1.9
Adj R-squared	0.514				
R-squared within		0.1448	0.0922	0.1495	0.1666
R-squared between		0.2788	0.5172	0.3125	0.3062
R-squared overall		0.2926	0.5159	0.3183	0.3096
corr(u_i, Xb)		0.0031		0.0382	0.0343

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

注 4. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 5. Hausman テストの結果、固定効果モデルが選択された。

表 4-1 (b) 都市部の入院日数：二次医療圏（初診患者数）モデル（線形）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
プロセス・アウトカム	入院日数	入院日数	入院日数	入院日数	入院日数
病院・診療所	OLS	FE	RE	FE	FE
説明変数（詳細な病院情報）	全サンプル	全サンプル	全サンプル	病院	病院
都市・地方	なし	なし	なし	なし	あり
	都市	都市	都市	都市	都市
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI（二次医療圏:初診患者数）	1.52.E-02 (1.31)	-8.92.E-03 (-0.90)	8.64.E-03 (0.66)	-8.83.E-03 (-0.89)	-8.10.E-03 (-0.82)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9714	9714	9714	8920	8343
グループ数		5390	5390	4667	4506
平均グループ内観測数		1.8	1.8	1.9	1.9
Adj R-squared	0.223				
R-squared within		0.0789	0.019	0.0814	0.0853
R-squared between		0.0324	0.2629	0.0309	0.0507
R-squared overall		0.0539	0.2086	0.053	0.0759
corr(u_i, Xb)		-0.204		-0.1871	-0.0961

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

注 4. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 5. Hausman テストの結果、固定効果モデルが選択された。

表 4-1 (c) 都市部の入院転帰（軽快）：二次医療圏（初診患者数）モデル（線形）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
プロセス・アウトカム	転帰（軽快）	転帰（軽快）	転帰（軽快）	転帰（軽快）	転帰（軽快）
	OLS	FE	RE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	全サンプル	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	なし	なし	あり
都市・地方	都市	都市	都市	都市	都市
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI（二次医療圏:初診患者数）	-4.50.E-06 (-1.31)	-2.71.E-06 (-0.48)	-2.47.E-06 (-0.72)	-2.51.E-06 (-0.45)	-1.04.E-06 (-0.18)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9716	9716	9716	8922	8345
グループ数		5390	5390	4667	4506
平均グループ内観測数		1.8	1.8	1.9	1.9
Adj R-squared	0.4344				
R-squared within		0.0622	0.0316	0.0624	0.0783
R-squared between		0.1738	0.4487	0.1976	0.1661
R-squared overall		0.1983	0.4377	0.2073	0.1781
corr(u_i, Xb)		-0.0763		-0.0957	-0.0961

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

注 4. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 5. Hausman テストの結果、固定効果モデルが選択された。

表 4-2 (a) 都市部のプロセス・アウトカム 3 種：1 辺 1km (外来患者数) モデル (非線形)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
プロセス・アウトカム	転帰 (軽快)	転帰 (軽快)	転帰 (軽快)	入院日数	入院日数	入院日数	転帰 (死亡)	転帰 (死亡)	転帰 (死亡)
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	病院	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数 (詳細な病院情報)	あり	あり	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI (1辺1km:外来患者数)	2.44.E-05 ** (2.19)	2.13.E-05 ** (1.99)	2.48.E-05 ** (2.23)	4.17.E-02 * (1.71)	4.26.E-02 * (1.69)	4.33.E-02 (1.59)	-1.18.E-05 (-1.35)	-1.13.E-05 (-1.25)	-6.29.E-06 (-0.68)
形状	上に凸	上に凸	上に凸						
閾値	6,421.1	6,415.7	6,294.4						
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9716	8922	8345	9714	8920	8343	9716	8922	8345
グループ数	5390	4667	4506	5390	4667	4506	5390	4667	4506
平均グループ内観測数	1.8	1.9	1.9	1.8	1.9	1.9	1.8	1.9	1.9
R-squared within	0.0643	0.064	0.0808	0.0802	0.0828	0.0871	0.144	0.1483	0.1652
R-squared between	0.1753	0.1997	0.169	0.0334	0.0322	0.0527	0.2848	0.3202	0.308
R-squared overall	0.1999	0.2092	0.1808	0.0548	0.0541	0.0774	0.2983	0.3253	0.3109
corr(u_i, Xb)	-0.0759	-0.0949	-0.0932	-0.2058	-0.1883	-0.0973	0.0201	0.0571	0.0446

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

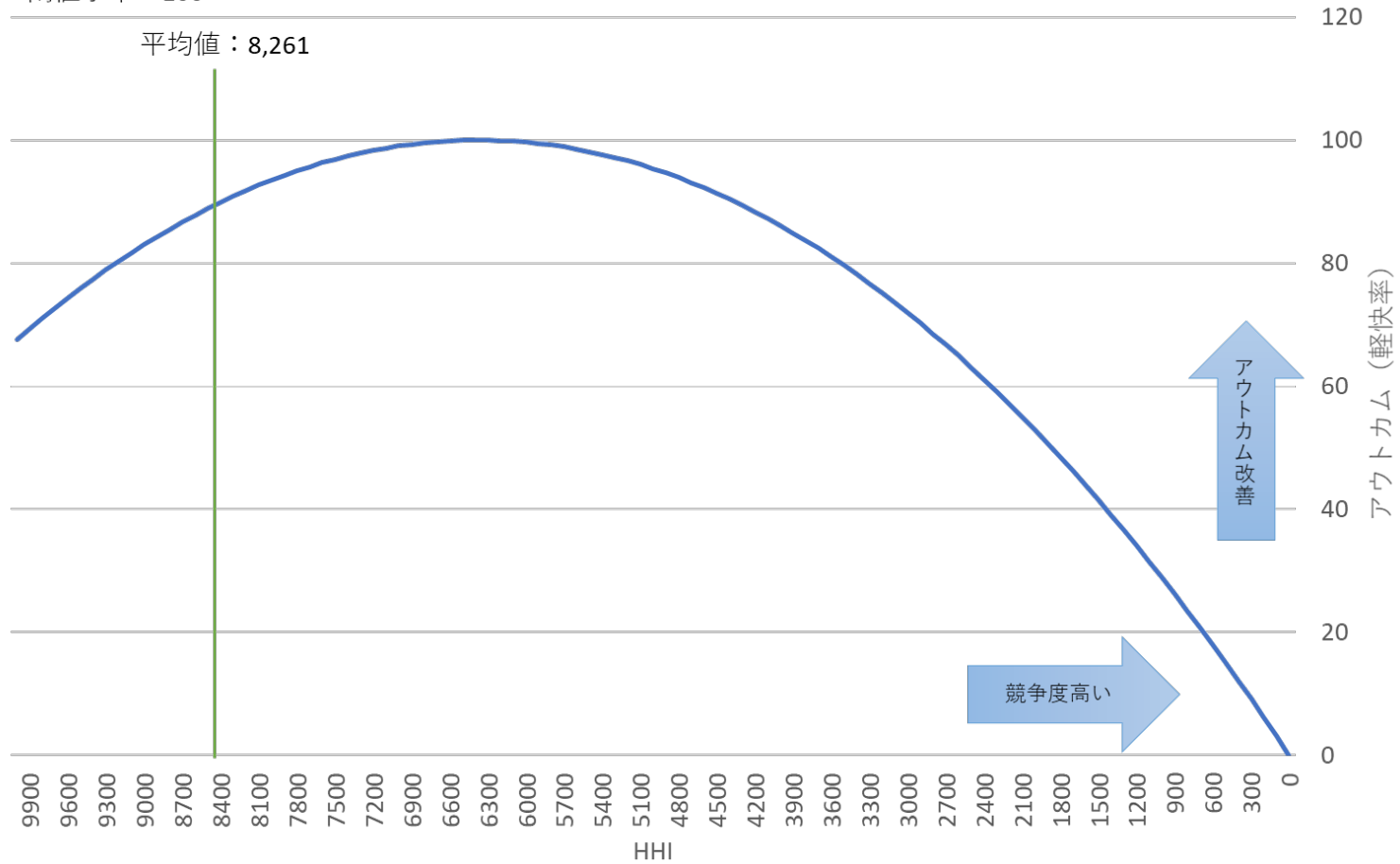
注 4. モデルは全て固定効果モデル。

注 5. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 6. HHI 二次項は省略。形状、閾値の空欄は、二次項が統計的に有意ではないことを意味する。

図4-1 (a) 都市部の入院転帰（軽快）と HHI（1辺1km:外来患者数）との関係

閾値水準 = 100



注1. 定数項及び他の変数が全てゼロの際に HHI が閾値水準の場合のアウトカム指標の理論値を 100 として指数化。

注2. 便宜上、HHI が右に行くほど競争度が高くなるように横軸を反転させている。

注3. 表4-2 (a) (1) ~ (3) の3つのモデルにおけるパラメータの平均値を使用してグラフ化。

図 4-1 (b) 都市部の HHI (1 辺 1 km : 外来患者数) 指標の分布

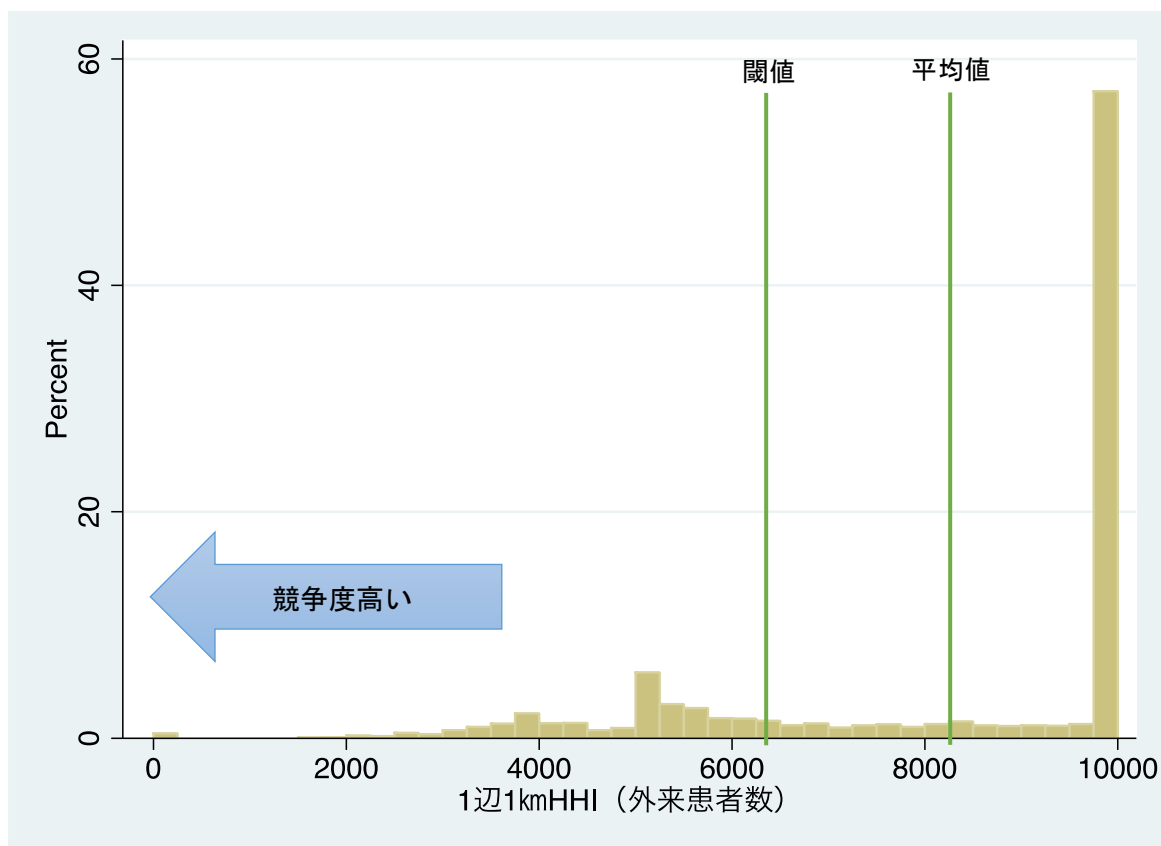


表 4-2 (b) 都市部のプロセス・アウトカム指標 3 種：1 辺 1km (入院患者数) モデル (線形)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
プロセス・アウトカム	転帰 (軽快) FE	転帰 (軽快) FE	転帰 (軽快) FE	入院日数 FE	入院日数 FE	入院日数 FE	転帰 (死亡) FE	転帰 (死亡) FE	転帰 (死亡) FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数 (詳細な病院情報)	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI (1辺1km:入院患者数)	-3.61.E-06 ** (-2.13)	-3.92.E-06 ** (-2.33)	-4.86.E-06 *** (-2.77)	-2.08.E-04 (-0.06)	-9.12.E-05 (-0.03)	2.73.E-03 (0.70)	-1.18.E-06 (-1.17)	-9.54.E-07 (-0.91)	-9.88.E-07 (-0.95)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9716	8922	8345	9714	8920	8343	9716	8922	8345
グループ数	5390	4667	4506	5390	4667	4506	5390	4667	4506
平均グループ内観測数	1.8	1.9	1.9	1.8	1.9	1.9	1.8	1.9	1.9
R-squared within	0.0634	0.0638	0.0804	0.0787	0.0812	0.0854	0.1437	0.148	0.1652
R-squared between	0.1747	0.1995	0.1701	0.033	0.0315	0.0524	0.2836	0.3187	0.3074
R-squared overall	0.1994	0.2093	0.1821	0.0543	0.0534	0.0774	0.2971	0.3239	0.3105
corr(u_i, Xb)	-0.0763	-0.095	-0.0928	-0.2022	-0.1851	-0.0948	0.0178	0.0551	0.0441

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

注 4. モデルは全て固定効果モデル。

注 5. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

表 4-2 (c) 都市部のプロセス・アウトカム指標 3 種：1 辺 1km (初診患者数) モデル (線形)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
プロセス・アウトカム	転帰 (軽快)	転帰 (軽快)	転帰 (軽快)	入院日数	入院日数	入院日数	転帰 (死亡)	転帰 (死亡)	転帰 (死亡)
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数 (詳細な病院情報)	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市	都市
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI (1辺1km:初診患者数)	-2.80.E-06 *	-2.98.E-06 *	-3.40.E-06 **	5.96.E-03 *	6.16.E-03 *	5.41.E-03	1.10.E-06	1.19.E-06	1.11.E-06
	(-1.81)	(-1.94)	(-2.20)	(1.67)	(1.70)	(1.45)	(0.95)	(1.01)	(0.92)
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9716	8922	8345	9714	8920	8343	9716	8922	8345
グループ数	5390	4667	4506	5390	4667	4506	5390	4667	4506
平均グループ内観測数	1.8	1.9	1.9	1.8	1.9	1.9	1.8	1.9	1.9
R-squared within	0.0629	0.0632	0.0793	0.0798	0.0823	0.0861	0.1437	0.1481	0.1652
R-squared between	0.176	0.2004	0.1681	0.0333	0.0319	0.052	0.2853	0.3203	0.3091
R-squared overall	0.2004	0.2099	0.1804	0.0549	0.054	0.077	0.2985	0.3252	0.312
corr(u_i, Xb)	-0.073	-0.0918	-0.0918	-0.2051	-0.1882	-0.0977	0.0172	0.0539	0.0435

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

注 4. モデルは全て固定効果モデル。

注 5. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

表 4-3 (a) 地方部の入院日数：二次医療圏（入院患者数）モデル（非線形）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
プロセス・アウトカム	入院日数	入院日数	入院日数	入院日数	入院日数
	OLS	FE	RE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	全サンプル	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	なし	なし	あり
都市・地方	地方	地方	地方	地方	地方
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI（二次医療圏:入院患者数）	-4.63.E-03 (-0.30)	6.87.E-02 ** (2.05)	6.83.E-03 (0.41)	7.12.E-02 ** (2.06)	1.00.E-01 ** (2.47)
形状		上に凸		上に凸	上に凸
閾値		4,304.2		4,245.0	4,674.4
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9892	9892	9892	8992	8507
グループ数		4945	4945	4138	4067
平均グループ内観測数		2	2	2.2	2.1
Adj R-squared	0.2768				
R-squared within		0.1	0.0269	0.1022	0.1209
R-squared between		0.0029	0.2975	0.0004	0.0003
R-squared overall		0.008	0.2733	0.0054	0.006
corr(u_i, Xb)		-0.5026		-0.4789	-0.5199

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

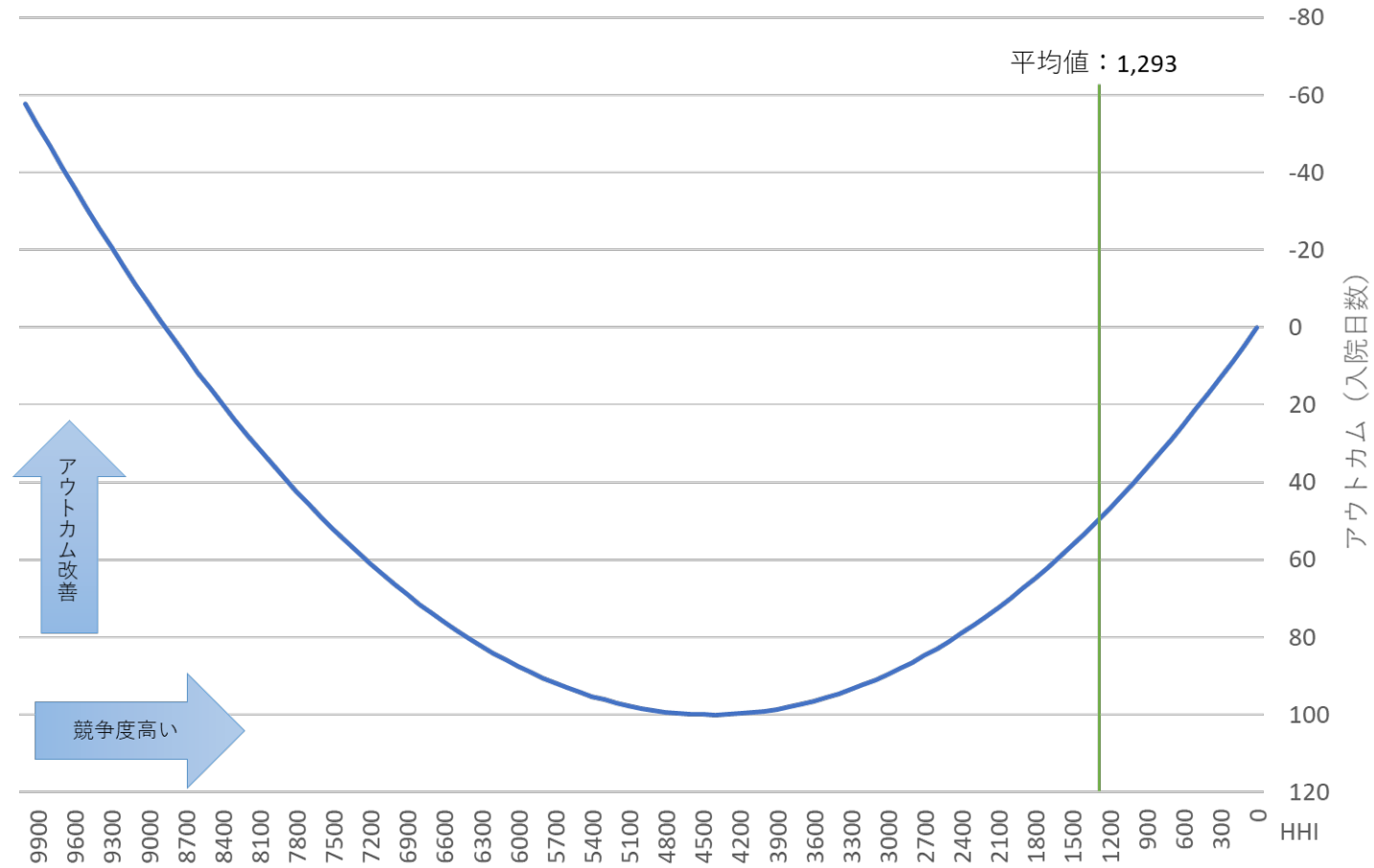
注 4. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 5. HHI 二次項は省略。形状、閾値の空欄は、二次項が統計的に有意ではないことを意味する。

注 6. Hausman テストの結果、固定効果モデルが選択された。

図 4-2 (a) 地方部の HHI (二次医療圏：入院患者数) と入院日数との関係

閾値水準 = 100



- 注 1. 便宜上、アウトカム指標が上に行くほど改善するように縦軸を、HHI が右に行くほど競争度が高くなるように横軸を反転させている。
 注 2. 定数項及び他の変数が全てゼロの際に HHI が閾値水準の場合のアウトカム指標の理論値を 100 として指数化。
 注 3. 表 4-3 (a) (2)、(4)、(5) の 3 つのモデルにおけるパラメータの平均値を使用してグラフ化。

図4-2 (b) 地方部のHHI（二次医療圏：入院患者数）指標の分布

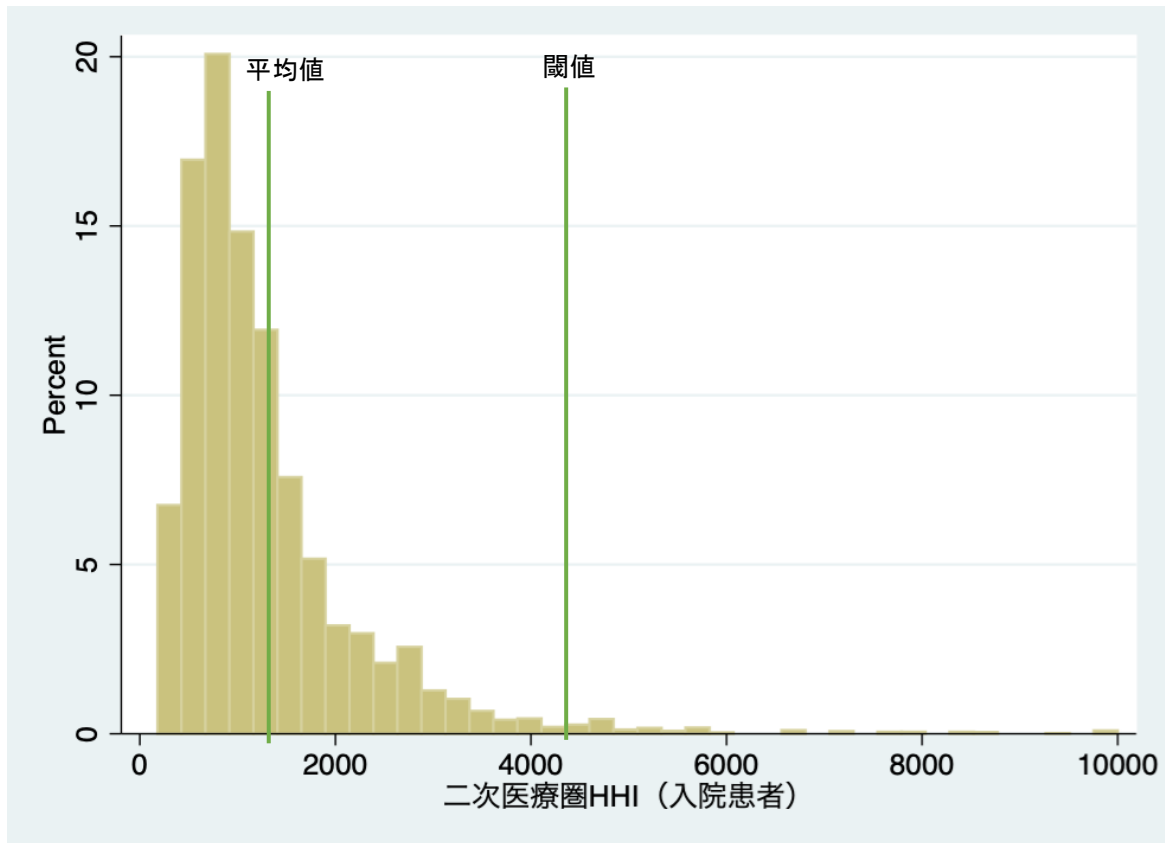


表 4-3 (b) 地方部の入院転帰（軽快）：二次医療圏（入院患者数）モデル（非線形）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
プロセス・アウトカム	転帰（軽快）	転帰（軽快）	転帰（軽快）	転帰（軽快）	転帰（軽快）
	OLS	FE	RE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	全サンプル	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	なし	なし	あり
都市・地方	地方	地方	地方	地方	地方
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI（二次医療圏:入院患者数）	2.00.E-05 *** (3.29)	9.30.E-06 (0.96)	1.65.E-05 *** (2.70)	6.37.E-06 (0.66)	-2.66.E-06 (-0.27)
形状	上に凸		上に凸		
閾値	3,508.8		3,784.4		
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9896	9896	9896	8996	8510
グループ数		4946	4946	4139	4067
平均グループ内観測数		2	2	2.2	2.1
Adj R-squared	0.3745				
R-squared within		0.0856	0.0523	0.086	0.0973
R-squared between		0.1559	0.3934	0.232	0.1881
R-squared overall		0.168	0.3679	0.2053	0.1671
corr(u _i , X _b)		-0.1632		-0.1525	-0.2321

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

注 4. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 5. HHI 二次項は省略。形状、閾値の空欄は、二次項が統計的に有意ではないことを意味する。

注 6. Hausman テストの結果、固定効果モデルが選択された。

表 4-3 (c) 地方部の入院転帰（死亡）：二次医療圏（入院患者数）モデル（非線形）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
プロセス・アウトカム	転帰（死亡）	転帰（死亡）	転帰（死亡）	転帰（死亡）	転帰（死亡）
病院・診療所	OLS	FE	RE	FE	FE
説明変数（詳細な病院情報）	全サンプル	全サンプル	全サンプル	病院	病院
都市・地方	なし	なし	なし	なし	あり
	地方	地方	地方	地方	地方
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI（二次医療圏:入院患者数）	-6.94.E-06 *	-5.36.E-06	-5.41.E-06	-7.22.E-06	-2.71.E-06
	(-1.69)	(-0.80)	(-1.34)	(-1.07)	(-0.38)
形状					
閾値					
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9896	9896	9896	8996	8510
グループ数		4946	4946	4139	4067
平均グループ内観測数		2	2	2.2	2.1
Adj R-squared	0.4487				
R-squared within		0.1342	0.0936	0.1406	0.1492
R-squared between		0.2304	0.4725	0.2944	0.2979
R-squared overall		0.2442	0.4426	0.283	0.2852
corr(u_i, Xb)		-0.2609		-0.23	-0.2426

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

注 4. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 5. HHI 二次項は省略。形状、閾値の空欄は、二次項が統計的に有意ではないことを意味する。

注 6. Hausman テストの結果、固定効果モデルが選択された。

表 4-4 地方部のプロセス・アウトカム指標 3 種：1 辺 1km（初診患者数）モデル（非線形）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
プロセス・アウトカム	転帰（軽快）	転帰（軽快）	転帰（軽快）	入院日数	入院日数	入院日数	転帰（死亡）	転帰（死亡）	転帰（死亡）
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	地方	地方	地方	地方	地方	地方	都市	都市	都市
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
HHI（1辺1km:初診患者数）	-3.26.E-05 *** (-3.53)	-3.10.E-05 *** (-3.36)	-3.26.E-05 *** (-3.51)	2.21.E-02 (0.55)	2.28.E-02 (0.57)	1.67.E-02 (0.39)	-7.92.E-06 (-0.98)	-8.44.E-06 (-1.04)	-9.31.E-06 (-1.03)
形状	下に凸	下に凸	下に凸						
閾値	7,342.3	7,346.0	7,409.1						
年ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
診療科ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	9896	8996	8510	9892	8992	8507	9896	8996	8510
グループ数	4946	4139	4067	4945	4138	4067	4946	4139	4067
平均グループ内観測数	2	2.2	2.1	2	2.2	2.1	2	2.2	2.1
R-squared within	0.0882	0.0887	0.1002	0.0998	0.102	0.1202	0.1345	0.1408	0.1498
R-squared between	0.1528	0.23	0.1838	0.0031	0.0009	0.0002	0.2243	0.2945	0.2994
R-squared overall	0.1653	0.2038	0.1636	0.0084	0.0068	0.0056	0.2395	0.283	0.2866
corr(u_i, Xb)	-0.1658	-0.1537	-0.2355	-0.502	-0.4734	-0.5203	-0.2609	-0.2241	-0.2418

注 1. カッコ内は t 値。係数右の印は係数の有意水準を示し「*:10%」、「**:5%」、「***:1%」を意味する。

注 2. 推定結果には、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

注 3. 掲載する HHI のほか分析モデルにおいては、先述した分析モデルのとおり患者のリスク要因、医療施設の属性等でコントロールしている。

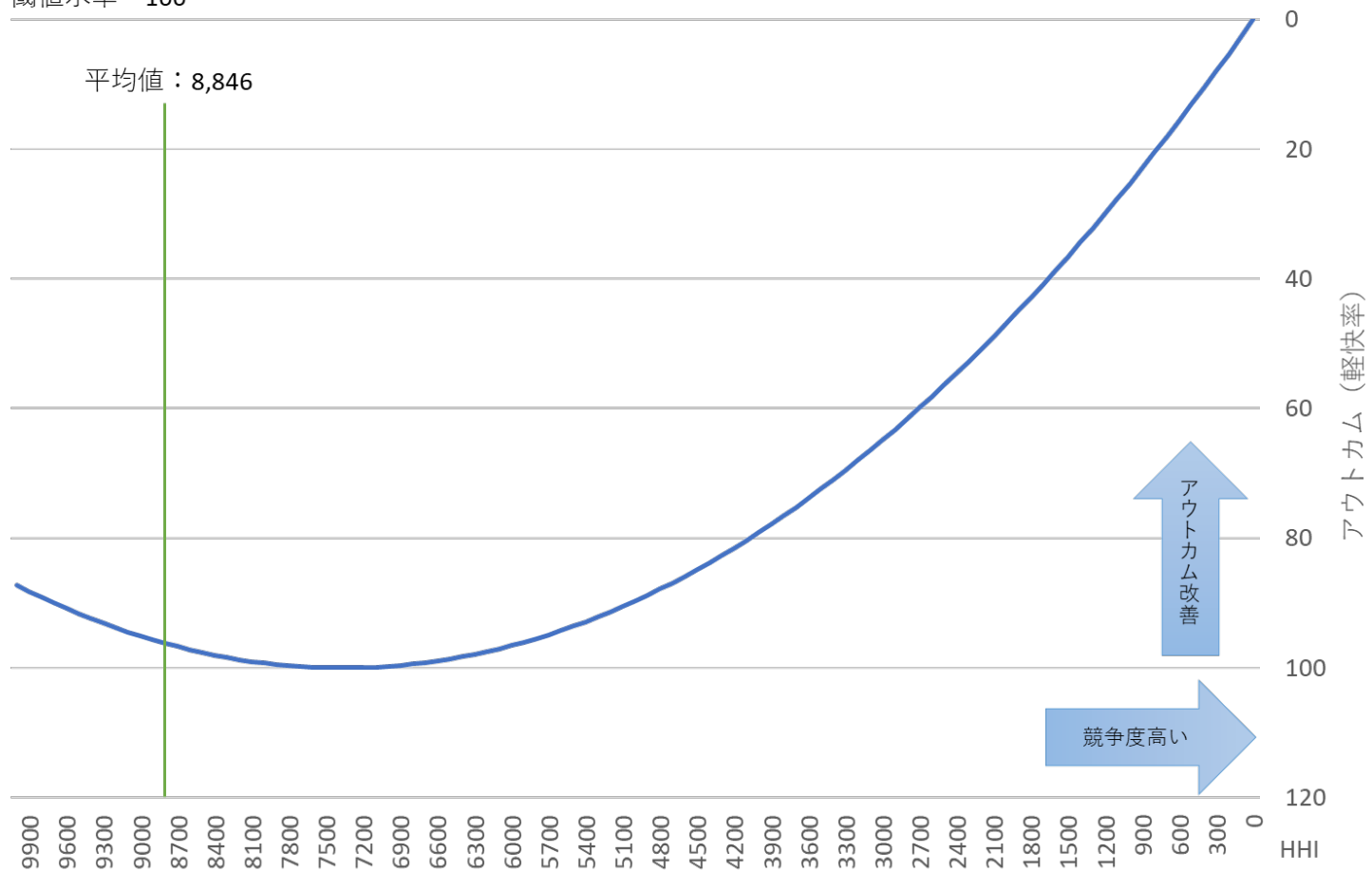
注 4. モデルは全て固定効果モデル。

注 5. 詳細な病院情報とは、表 2-1 中の※印を付した、病院のみを対象とした調査項目を指す。

注 6. HHI 二次項は省略。形状、閾値の空欄は、二次項が統計的に有意ではないことを意味する。

図 4-3 (a) 地方部の HHI (1 辺 1km : 初診患者数) と入院転帰 (軽快) との関係

閾値水準 = 100



注 1. 便宜上、アウトカム指標が上に行くほど改善するように、縦軸を反転させている。

注 2. 定数項及び他の変数が全てゼロの際に HHI が閾値水準の場合のアウトカム指標の理論値を 100 として指数化。

注 3. 表 4-4 (1) ~ (3) の 3 つのモデルにおけるパラメータの平均値を使用してグラフ化。

図 4-3 (b) 地方部の HHI (1 辺 1km : 初診患者数) 指標の分布

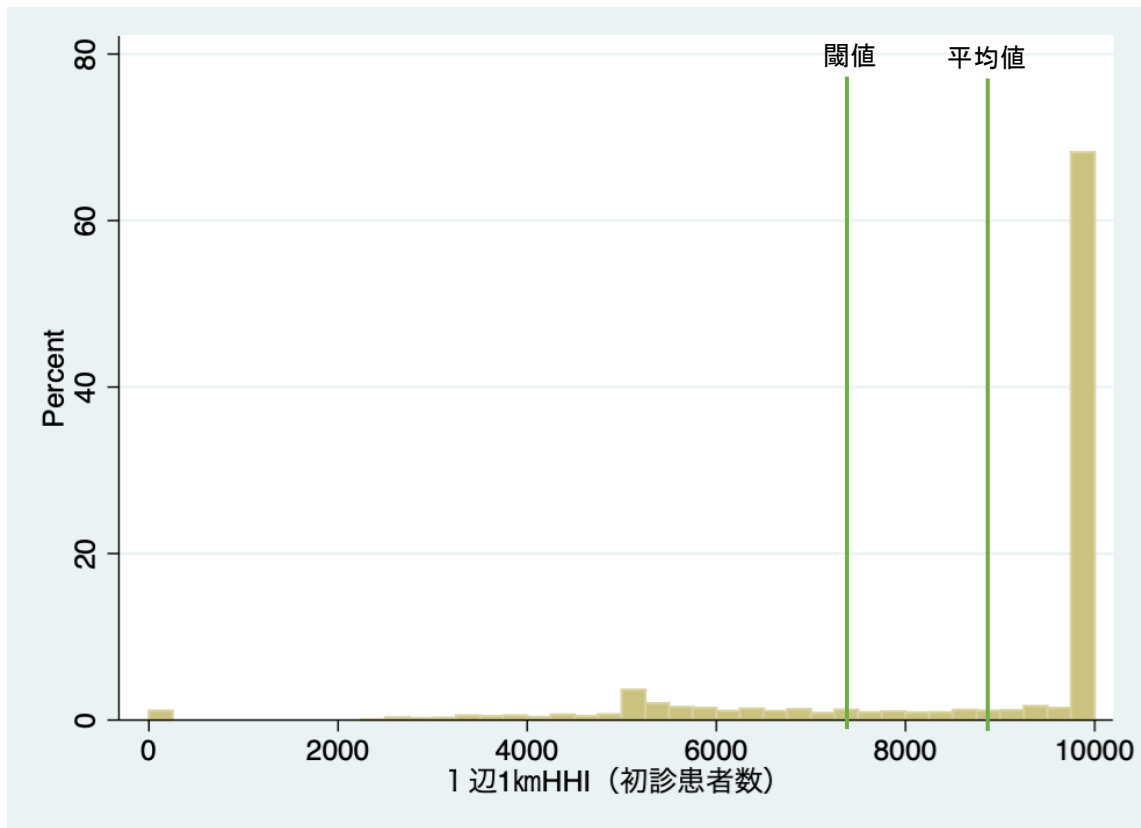
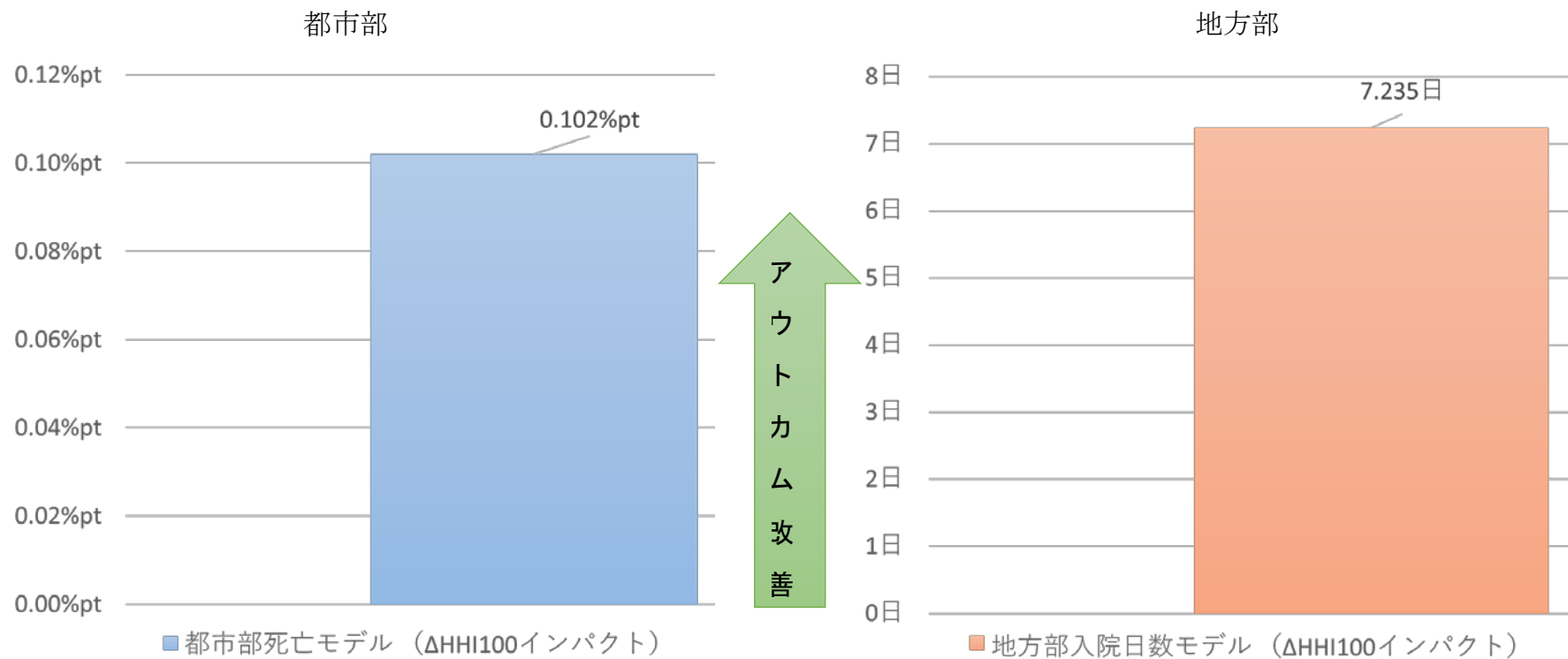


図 4-4 競争度が高まることによる正のインパクト



注1. 都市部：二次医療圏（初診患者数）HHI、地方部：二次医療圏（入院患者数）HHIがいずれも100低下（競争度が高まる）した場合における、プロセス・アウトカム指標の改善インパクト。

注2. 地方部は非線形モデルのため、平均値における接線の傾きから求めた。

APPENDIX .A 三大都市圏（都市部）サンプルモデル

対応表番号	(1) 表4-1 (a)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	表4-1 (a)			表4-2 (a)			表4-2 (b)			表4-2 (c)			表4-2 (c)		
プロセス・アウトカム	転帰（死亡）			転帰（軽快）			転帰（軽快）			転帰（軽快）			入院日数		
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	三大都市圏			三大都市圏			三大都市圏			三大都市圏			三大都市圏		
① HHI（二次医療圏：初診患者数）	+	+	+												
② HHI（1km：外来患者数）				±0	+	+									
HHI^2（1km：外来患者数）				±0	-	-									
③ HHI（1km：入院患者数）							±0	±0	-						
④ HHI（1km：初診患者数）										±0	±0	-	±0	±0	±0

注1. 係数が有意水準10%レベルで有意であった場合、黄色の網掛けをし、その符号を掲載している。±0の欄は統計的に有意とならなかったことを意味している。

注2. 全て固定効果モデル

APPENDIX .B 三大都市圏以外（地方部）のサンプルモデル

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
対応表番号	表4-3 (a)			表4-4		
プロセス・アウトカム	入院日数			転帰（軽快）		
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	三大都市圏以外の地方			三大都市圏以外の地方		
① HHI（二次医療圏：入院患者数）	+	+	+			
HHI^2（二次医療圏：入院患者数）	-	-	-			
② HHI（1km：初診患者数）				-	-	-
HHI^2（1km：初診患者数）				+	+	+

注1. 係数が有意水準10%レベルで有意であった場合、黄色の網掛けをし、その符号を掲載している。±0の欄は統計的に有意とならなかったことを意味している。

注2. 全て固定効果モデル

APPENDIX .C 独占地域ダミー（都市部）モデル

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
対応表番号	表4-1 (a)			表4-2 (a)			表4-2 (a)		
プロセス・アウトカム	転帰（死亡）			転帰（軽快）			入院日数		
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	都市			都市			都市		
独占地域 モデル	① 独占地域ダミー（二次医療圏）	② 独占地域ダミー（1km）							
	±0	±0	±0	-	-	-	±0	±0	±0

注1. 係数が有意水準10%レベルで有意であった場合、黄色の網掛けをし、その符号を掲載している。±0の欄は統計的に有意とならなかったことを意味している。

注2. 全て固定効果モデル

APPENDIX .D 独占地域ダミー（地方部）モデル

対応表番号		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		表4-3 (a)			表4-4		
プロセス・アウトカム			入院日数		転帰（軽快）		
		FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所		全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）		なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方			地方		地方		
独占地域	① 独占地域ダミー（二次医療圏）	±0	±0	±0			
モデル	② 独占地域ダミー（1km）				±0	±0	±0

注1. 係数が有意水準10%レベルで有意であった場合、黄色の網掛けをし、その符号を掲載している。±0の欄は統計的に有意とならなかったことを意味している。

注2. 全て固定効果モデル

APPENDIX .E 競争的環境ダミー（都市部）モデル

対応表番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	表4-1 (a)			表4-2 (a)			表4-2 (b)			表4-2 (c)			表4-2 (c)		
プロセス・アウトカム	転帰（死亡）			転帰（軽快）			転帰（軽快）			転帰（軽快）			入院日数		
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方	都市			都市			都市			都市			都市		
競争的環境モデル	① HHI ≦ 2500（二次医療圏：初診患者数）	-	-	-											
	② HHI ≦ 2500（1km：外来患者数）				±0	±0	±0								
	③ HHI ≦ 2500（1km：入院患者数）							+	+	±0					
	④ HHI ≦ 2500（1km：初診患者数）										±0	±0	±0	-	-

注1. 係数が有意水準10%レベルで有意であった場合、黄色の網掛けをし、その符号を掲載している。±0の欄は統計的に有意とならなかったことを意味している。

注2. 全て固定効果モデル

APPENDIX .F 競争的環境ダミー（地方部）モデル

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
対応表番号	表4-3 (a)			表4-4		
プロセス・アウトカム		入院日数		転帰（軽快）		
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
病院・診療所	全サンプル	病院	病院	全サンプル	病院	病院
説明変数（詳細な病院情報）	なし	なし	あり	なし	なし	あり
都市・地方		地方		地方		
競争的環境モデル	① HHI ≤ 2500（二次医療圏：入院患者数）	±0	±0	-		
	② HHI ≤ 2500（1km：初診患者数）			+	+	+

注1. 係数が有意水準10%レベルで有意であった場合、黄色の網掛けをし、その符号を掲載している。±0の欄は統計的に有意とならなかったことを意味している。

注2. 全て固定効果モデル