

平成 2 7 年 度
厚生労働科学研究費による
研 究 報 告 書

平成 2 7 年度
厚生労働科学研究費補助金
(政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業))

複数の厚生労働統計をリンケージした データによる医療提供体制の 現状把握と実証分析

報告書

平成 2 8 (2 0 1 6) 年 3 月

一般財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会



医療経済研究機構

研究代表者 主任研究員 高久玲音

調査研究体制

【調査研究担当】

研究代表者

高久 玲音 医療経済研究機構 研究部 主任研究員

分担研究者

別所 俊一郎 慶応義塾大学 経済学部 准教授

安藤 道人 国立社会保障・人口問題研究所 研究員

佐方 信夫 医療経済研究機構 研究部 研究員

山岡 淳 医療経済研究機構 研究部 主任研究員

研究協力者

大津 唯 国立社会保障・人口問題研究所 研究員

大西 健 シンガポール経営管理大学 講師

後藤 励 京都大学 白眉センター 特定准教授

津川 友介 聖路加国際大学 客員研究員

平木 秀輔 京都大学医学研究科 腎臓内科 医師

若森 直樹 東京大学大学院経済学研究科 講師

(所属は平成 28 年 3 月 31 日時点)

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）「複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる医療提供体制の現状把握と実証分析」

平成 27 年度 報告書

目 次

調査研究体制	
目次	ii
平成 27 年度 統括研究報告書・分担研究報告書	1
統括研究報告書	「複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる医療提供体制の現状把握と実証分析」 高久 玲音（医療経済研究機構）	
分担研究報告書	「各データの調査設計及びリンケージ状況に関する基礎的な確認」 高久 玲音（医療経済研究機構）	
分担研究報告書	「医療スタッフ配置と入院患者の満足度・退院意向に関する研究 受療行動調査の応用利用」 佐方 信夫（医療経済研究機構）	
分担研究報告書	「二次医療圏域別に見た救急医療体制の変化」 山岡 淳（医療経済研究機構）	

分担研究報告書 「病院における雇用や在院日数の季節性・及び時系列変化に関する分析 平均在院日数と患者数の都道府県別季節性」

高久 玲音（医療経済研究機構）

分担研究報告書 「病院における雇用や在院日数の季節性・及び時系列変化に関する分析 自治体病院雇用における政治的循環」

高久 玲音（医療経済研究機構）

分担研究報告書 「高額医療機器の地理的分布に関する研究 MRIの事例」

別所 俊一郎（慶応義塾大学）

分担研究報告書 「自治体病院の閉鎖・縮小が地域医療や地域社会に与える影響の検証」

安藤道人（国立社会保障・人口問題研究所）

関連研究及び資料 67

関連研究 「診療報酬の変化が医療技術利用に与える影響 MRI と CT に関する分析」

後藤 励（京都大学）

平木 秀輔（京都大学医学研究科）

津川 友介（聖路加国際大学）

資料 「本研究班における取得データの一覧」

高久 玲音（医療経済研究機構）

研究成果の刊行に関する一覧 89

統括研究報告書・分担研究報告書

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）
統括研究報告書

複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる
医療提供体制の現状把握と実証分析

研究代表者 高久玲音 医療経済研究機構 主任研究員

研究要旨

厚生労働省は医療施設調査で把握された医療機関を通して、患者調査や受療行動調査など多くの優れた統計調査を行っている。しかしながら、そうした統計調査を患者単位及び施設単位で紐づけしたデータ（以下、リンケージ・データ）を用いた調査研究はほとんど行われてこなかった。本研究班では、このリンケージ・データを用いて、政策的に重要な課題について、今までにない詳細な知見を得ることを目的としている。2年計画の初年である平成27年度は、厚生労働省に対して調査票情報の申請を行い、複数の統計がどのような形でリンケージ可能か検討するとともに、それを用いて試験的な解析を行った。膨大なデータの利用申請を行ったために、申請作業自体に時間がかかり、当初の計画と比してやや遅延しているが、いくつかの論点が明らかにされた。今後は、個別に得られた研究成果を総括し、研究者間でも議論を重ねることで、具体的な政策インプリケーションの導出を目指していく必要があると考えられた。

A. 研究目的

超高齢社会を間近に控え、医療提供体制の改革について多くの議論が行われている。しかし、望ましい改革の方向性についての知見は未だ十分とは言えない。その理由は、厚生労働省の保有する医療機関に関する公的統計が十分に活用されていないことも一因だろう。特に、医療提供体制の中核をなす医療機関行動に関する我が国の知見は多くない。供給者の役割に着目した多くの先行研究では医療機関単位的意思決定ではなく、医師の処方や治療の意思決定を扱っており、Besstremyannaya（2011 Health Economics）、法坂・別所（2012 季刊社会

保障研究）などの数少ない例外を除き、病院単位で行われる医師・看護師の配置や技術導入に関する分析は少なかった。病院・診療所単位の分析が我が国で進展していないことを端的に示している事実は、厚生労働省の保有する代表性の極めて高い医療機関に関する様々な基幹統計が、ほとんど活用されてこなかったことである。『医療施設調査』『患者調査』『受療行動調査』『医師歯科医薬剤師調査』『病院報告』『社会医療診療行為別調査』など継続性と代表性の高い調査は全て医療機関番号をもとに連結可能と考えられ、その連結データによって、医療提供体制の改革に資するようなエビデンスが数多く提供されると考えられる。こう

したアプローチを採用した例外的な研究として、Hashimoto et al. (2011 Lancet)では『医療施設調査』と『患者調査』を連結し、医療スタッフの数と入院 30 日以内の死亡率には相関があることを明らかにした。この Hashimoto et al. (2011) Lancet. のように、複数の公的統計の調査票情報をリンケージした大規模データの構築は、政策形成に資するエビデンスをもたらすだろう。以上のように、本申請の目的は、まず調査初年度において、統計自体のリンケージ可能性について確認するとともに、それを用いて厚生労働行政に資する基本的なデータを構築し、医療提供体制の改革の指針となるようなエビデンスを提供することにある。

B. 研究方法

調査開始にあたって、まず、厚生労働省の行っている公的統計の調査票情報の利用申請を行った。具体的には、患者調査（病院奇数票・退院票）、医療施設調査（静・動）、受療行動調査、社会医療診療行為別調査、病院報告（患者票・従事者票）について、1999 年から 2011 年までの調査票を取得した。2014 年度調査に関しては、次年度に継続が認められれば利用申請を行う予定である。

次に、取得したデータを統計ソフトに読み込み、各統計を医療施設単位で連結した。患者調査と受療行動調査については、施設コードと患者の性・生年月日で連結した。このデータにより、受療行動調査において調査されている入院満足度や退院の意向などの調査項目が、病院の属性（看護スタッフ数など）や患者の属性（主傷病、救急搬送の有無など）と連結可能になった。これ

らのデータのリンケージ状況については、分担報告書（高久玲音「データのリンケージ状況の基礎的確認と調査設計の改善のための調査研究」）を参照にされたい。

さらに、本研究班のアプローチの大きな特徴として、医療施設の住所情報から、市区町村の境界にとらわれない地理的な情報を得ることが挙げられる。この情報によって、地域内の医療機関の競争環境等が適切に考慮されることになる。

なお、本研究班では、作業の円滑な進行と更なるデータの利活用のため、新たな研究協力者（若森直樹（東京大学講師）、大西健（シンガポール経営大学講師）、後藤励（京都大学准教授）、津川友介（聖路加国際大学）、大津唯（国立社会保障人口問題研究所研究員）、平木 秀輔（京都大学医学研究科 医師））が加わった。このうち、若森、大西は別所とともに、MRI や高額機器の導入に関する研究を、津川、後藤、平木は社会医療診療行為別調査を用いた MRI の利用状況の分析を現在進めているところである。また、大津は地域における医療介護連携について分析を進めている。

以上の研究体制とデータを用いて、現在以下のような研究課題について検討している。

i. 看護配置の充実度と入院患者のアウトカムの関連に関する分析（佐方 高久）¹

¹ 当初、看護基準 7 対 1 を取っている病院

患者調査、医療施設調査、受療行動調査をリンケージさせることにより、患者の疾病ごとに看護配置が手厚い医療機関で患者のアウトカムが上昇しているのか検討する。

ii.乳幼児医療費助成と地域の診療機関行動に関する分析（高久）

医療施設調査の診療所票と市区町村レベルの乳幼児医療費助成の対象年齢をマッチさせることで、助成の拡大が小児科の患者数や診療所の改廃にどのような影響を与えたのか検討する。

iii. DPC/PDPS 病院における入院患者の在院日数や患者満足度の分析（佐方 高久）

患者調査、医療施設調査、受療行動調査を、病院報告をリンケージさせることにより、患者の疾病ごとに DPC を導入した医療機関で患者のアウトカムが上昇しているのか、平均在院日数がどの程度低下しているか検討する。

iv.介護提供機関の充実度と入院患者の退院意向に関する分析（高久、安藤、大津）

患者調査、医療施設調査、受療行動調査に加えて、介護サービス施設・事業所調査を用いて、患者住所地の近くにどのような介護事業所があると患者の退院意向が高まるのか分析する。

v.救急医療提供体制の地域差に関する分析

の特徴について考察する予定であったが、医療施設調査で看護配置基準が調査されなくなっていたことから分析枠組みを変更した。

（山岡）

初年度の分析により 2006 年以降近畿地方の 2 次救急医療体制が急激に縮小したことが明らかになった。その要因として奈良県大淀病院で起きた通称大淀病院事件の影響に焦点を当て、この事件が地域の救急医療体制へ与えた影響を明らかにする。

vi.病院における雇用や在院日数の季節性及び時系列変化に関する分析（高久）

病院報告と医療施設調査を連結することで、1999 年から 2014 年までの病院単位の雇用状況や平均在院日数の季節性及び推移をまとめる。また病院単位の雇用に影響を与える要因として、自治体選挙の効果を識別する。

vii. MRI 等高額機器の導入要因に関する分析（別所、若森、大西）

MRI などの高額機器の導入要因について、先端的な構造推定モデルを用いて、医療機関の相互連関を考慮した分析を進める。

viii.診療報酬改定が MRI の利用に与える分析（津川、後藤、高久）

社会医療診療行為別調査を用いて、2002 年の MRI に対する大幅な診療報酬の削減が、MRI の撮影回数などに与えた影響を明らかにする。

ix.自治体病院改革と地域医療・地域福祉に関する分析（安藤）

2000 年代に集中した自治体病院の統廃合や規模縮小によって、地域経済や医療機関の競争状況がどのように変化したか明らか

にする。

(倫理面への配慮)

本研究班で使用するデータは匿名化処置がなされているため、倫理上の問題は生じない。

C. 研究成果

各研究課題の進捗を述べる前に、データの基礎的なリンケージ状況について、高久が検討をおこなった。この検討結果については分担報告書(「各データの調査設計及びリンケージ状況に関する基礎的な確認」)を参照されたい。また**分析番号** については、調査票情報の申請作業に時間を要したことと「介護サービス施設・事業所調査」のデータの読み込みに時間がかかっていることから、本年度の期間中には確定的な分析結果が得られなかった。そのため、成果報告は割愛する。

i. 看護配置の充実度と入院患者のアウトカムの関連に関する分析(佐方 高久)

本分析では、患者調査、受療行動調査、病院報告、医療施設調査のリンケージ・データを用いて、看護スタッフの充足度(看護師数/病床数)が入院患者のアウトカムにどのような影響を与えるか検討した。海外の類似の研究でも米国において看護スタッフの数が入院患者の満足度(Ahish et al. 2008. *New England Journal of Medicine*)や死亡(Needleman et al. 2011. *New England Journal of Medicine*)に大きな影響を与えていることが示されているが、本研究班ではわが国の大規模なデータを用いてこの知見について再検討できる。分析の結果、看護スタッフの数は入院について満

足だと答える確率を大きく引き上げることが示唆された。それだけではなく、分析結果は、看護師数が増えることにより患者の退院意向が向上することを示唆した。

ii. 乳幼児医療費助成と地域の診療機関行動に関する分析(高久)

医療施設調査の診療所票を用いて、乳幼児医療費助成を拡充した地域の小児科では、小児科に受診する子どもが増えるのか検討した。その結果、医療費助成の拡充と小児科に受診する子どもの数を有意に上昇させていた。一方、医療費助成の結果、診療所の利益が上昇したことで、診療所は逆に休診日を増やすことが明らかにされた。本研究の成果は既に2016年度の日本経済学会における発表が予定されている。本研究については、学会発表を経て次年度の報告書に結果がまとめられる予定である。

iii. DPC/PDPS 病院における入院患者の在院日数や患者満足度の分析(佐方)

まず、DPC/PDPSの導入がどの程度平均在院日数を引き下げるか明らかにするために、「病院報告」の月次統計を再集計し、導入前後の平均在院日数を比較した。その結果、DPC/PDPSを導入した病院では約3%平均在院日数が低下するという結果が得られた。その後、患者調査、受療行動調査、病院報告、医療施設調査のリンケージ・データを用いて、DPC/PDPS病院と出来高の病院で患者満足度や患者自身の退院意向に違いがあるか検討した。分析の結果、包括支払いの導入は一般的には過小医療に帰結すると指摘されるものの、DPC/PDPSが患者の満足度を低下させるという結果は得ら

れなかった。本分析については、分析と結果を総合した上で、分担報告書にまとめられた。

v. 救急医療提供体制の地域差に関する分析（山岡）

本研究では2002年から2011年の期間における救急医療体制の地域差について、主に夜間内科救急の救急医療体制について検討した。救急医療体制を評価する指標として、圏域ごとに「毎日対応病院数」と、毎日対応病院以外の病院が担う「輪番指標」を設け、それぞれの変化を明らかにした。結果として、「毎日対応病院数」は全体の80.7%の圏域で減少していた。一方、「輪番指標」の減少は37.1%にとどまり、むしろ41.5%の圏域では増加していた。毎日対応病院は減っているものの、その半数近くの圏域では輪番指標が増加しており、限定的にはあるものの救急受診を行う病院の、救急受け入れ態勢が拡充されていることが確認された。

vi. 病院における雇用や在院日数の季節性及び時系列変化に関する分析（高久）

まず、平均在院日数や患者数の季節性を検討したところ、平均在院日数の最長月と最短月の比率は最大で1.14（富山県）、最小で1.06（沖縄県）となり、比較的大きな季節変動が観察されることが分かった。また、新規入院患者数の季節性については西高東低であり、東日本ほど季節性が大きかった。ただし退院患者数については一貫した地域差の傾向は見られなかった。

次に、雇用者数について、自治体選挙の影響を中心に検討を行った。分析の結果、

選挙年には平均して自治体病院の常勤換算医師数が3%上昇することが明らかになった。特に非常勤の医師で選挙年における増加率は8%と高かった。これは、自治体病院の運営が政治的な争点となる中で、現職市長が自治体病院の環境を選挙前に整えようとすることに起因すると考えられた。

vii. MRI 等高額機器の導入要因に関する分析（別所、若森、大西）

MRIなどの高額機器の導入要因について今年度は基礎的な検討を行った。その結果、2002年と2011年を比較するとMRIスキャナを持ちながらあまり使用していない医療機関と、保有するスキャナを十分に使っている医療機関に二極化している可能性がある点が指摘された。また、10万人当たり台数の多い地域ほど保有するMRIスキャナを十分に使っている医療機関の比率が少なくなっており、これはMRIスキャナが過剰にある地域が存在する可能性が示唆された。

viii. 診療報酬改定がMRIの利用に与える分析（津川、後藤、平林）

「社会医療診療行為別調査」を用いて、2002年の診療報酬改定がMRI及びCTの利用に与える影響について検討した。特に、2002年改定ではMRIのみ診療報酬が減額しCTと比較した相対価格が30%ほど変化した。その結果、2002年ではMRI使用率は大きく下がったものの、翌年からは再度上昇に転じていたことが明らかにされた。さらに、特定機能病院では、2003年以降について有意な効果が観察されなかった。これは2003、2004年でDPC参加病院があり入院から外来に検査が移行し、診療報酬減

額による効果を相殺した可能性が示唆された。

ix. 自治体病院改革と地域医療・地域福祉に関する分析（安藤）

2008年に閉鎖に追い込まれた自治体病院（2010年5月に100床程度の病院として再開）の閉鎖・縮小が、近隣病院の外来・入院患者数や医師・看護師数、年齢別人口、地価に与えた影響を検証した。その結果、病院閉鎖・縮小は、近隣病院の医師数や看護師数を増加させた可能性を示唆する一方で、他の変数に対して顕著な影響を与えていない可能性が示唆された。

D. 考察

まず、本年度の成果として挙げられるのは、リンケージ・データを用いて入院患者のアウトカム（満足度、退院意向）について、これまででない詳細な検討を行えたことだろう（分析番号 vi, ix）。特に、退院意向に大きな影響を及ぼす病院属性は、看護スタッフの数であり、DPC/PDPSの導入や医師数は有意な影響を及ぼさなかった。こうした結果が得られた要因は二つ考えられる。まず、看護師が増えることにより患者の身体的アウトカムが向上する点が想定される（Hashimoto et al. 2011. Lancet）。さらに、直接的な治療効果と同様に、看護師は退院プロセスにおいて様々な役割を担っていると考えられる。例えば、退院後の生活指導や適切な退院時期について多くの助言を行うのは、医師よりもむしろ看護師かもしれない。そのために、医師数よりも看護師数が退院意向の向上に寄与しているという結果が得られた可能性がある。

以上の結果が持つ政策インプリケーションは次のようになる。まず、今後、平均入院日数を短縮する政策を進める場合、退院後の介護や地域包括ケアをめぐる論点も非常に重要だが、病院内におけるスタッフの在り方が患者の退院意向に大きな影響を与える点に留意する必要があるだろう。また、看護師の削減を進める政策を進める場合には、直接的な医療費の抑制効果だけでなく、患者が退院しにくくなることによる間接的な医療費の上昇効果も考慮すべきであると推察された。

次に、本研究班では病院行動に関する詳細な知見がえられた（分析番号 vi, ix）。特に、自治体病院の行動について分析番号 vi では選挙の影響が指摘され、分析番号 ix では自治体病院の閉鎖が地域社会にどのような影響を与えるかが詳細に検討された。今後、これらの分析はリンケージ・データを用いて患者アウトカムの解析まで拡張される予定であり、次年度では政策的なインプリケーションまで考察されると考えられる。

最後に、高額機器の利用に関する質の高い分析がなされたことも本研究班の特徴である。例えば、分析番号 vii ではMRIの稼働率が低い地域が存在することが明らかにされた。また、分析番号 viii では診療報酬改定の影響が考察された。今現在、これらの結果を総合的に解釈する段階には至っていないが、次年度では、日本における高額機器の適正な利用の在り方について、より詳細な検討がなされると期待される。

以上のように、各分析とも2年計画の初年度であることから、現段階での総括は難しい状況であるが、いくつかの分析の鍵となる重要な発見は既に含まれていると考え

られる。今後は、研究成果の共有を研究者同士がはかるとともに、具体的な政策インプリケーションの導出に向けた作業が必要になるだろう。

なし

E. 結論

本研究班の初年度の分析結果により、第一にリンケージ・データの政策課題への応用可能性について一定の示唆が得られたと考えられる。特に、医療施設調査と患者調査と受療行動調査をリンクして用いることにより、医療機関行動から患者アウトカムまで一体的な分析が可能となる点は、初年度の成果だけでも十分に示唆される点である。

ただし、膨大なデータの申請作業に時間を要したことから、現段階で分析結果を総合して具体的な政策インプリケーションを導出するところには至っていない。次年度では、学会発表等を活用し、異なる研究者からの意見も収集するとともに、様々な発表機会を設けデータの有用性について広くアピールしていく必要もあるだろう。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はありません。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

高久玲音” Reduced Cost-Sharing and the Supply-Side Responses” 日本経済学会 名古屋大学 2016年6月(予定)

H. 知的財産権の出願・登録状況

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）

複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる

医療提供体制の現状把握と実証分析

分担研究報告書

各データの調査設計及びリンケージ状況に関する基礎的な確認

研究代表者 高久玲音 医療経済研究機構 主任研究員

研究要旨

本研究班では、「医療施設調査」「病院報告」「患者調査」「受療行動調査」を病院単位で連結することで、様々な医療提供体制に関する知見がえられることを期待している。そこで、まず各調査の基礎的なリンケージ状況を確認するとともに、より効率的な調査を行う可能性について検討した。検討の結果、「医療施設調査」と「患者調査」を連結利用する場合には、すべての患者に対して病院の情報が連結可能だという意味において効率的な調査設計がなされていると考えられた。しかしながら、「患者調査」の奇数票でしか患者の詳細な属性が把握できないにも関わらず、「受療行動調査」は偶数票の対象者にも配布されることから、約半数の「受療行動調査」の対象者では「患者調査」との結合ができなかった。しかしながら、複数の調査年をプールすることで、入院患者に対するアンケート調査としては国際的にみても大規模なサンプルサイズを確保できることが確認された。

A. 研究目的

本研究では、2005年、2008年、2011年における「医療施設調査」、「病院報告」、「患者調査」、「受療行動調査」を連結したデータを作成しデータのリンケージ状況について確認するとともに、より効率的な調査設計に向けた示唆を得ることを目的とする。ここでの確認は、本研究班における他の分析の基礎となるものであり、それ自体として医療行政への貢献が見込めるものではないが、質の高い調査設計の構築に資することを期待している。

B. 研究方法

前述の年度における4つの統計調査のリン

ケージ状況を記述統計的に確認した。なお、各調査から取得可能な調査項目は**スライド1**にまとめた。まず最も基礎的な統計は「医療施設調査」であり、ここで各医療施設に施設IDが割り振られる。同調査からは病床規模や所有者に関する情報など、基礎的な病院情報が取得される。次に、医療施設調査と患者調査を施設IDで連結することが可能である。ここで、患者調査で調査されている患者の年齢や性別、加入医療保険、および主傷病などの属性が取得可能になる。最後に、患者調査と受療行動調査を患者単位で接続することで、受療行動調査における「満足度」や「自宅での両行可能性」に関する患者単位の調査項目が、

患者調査の情報と接続可能になった。

C. 研究成果

データの概要は表1にまとめた。まず、平成17年度調査については受療行動調査で6万人、患者調査で54万人の入院患者が把握された。受療行動調査と患者調査で連結可能だった患者数は2万人程度だった。受療行動調査で調査されているにもかかわらず連結可能ではない(すなわちリンケージ・データとして解析できない)客対数を計算すると、平成17年度で3万8000人と見積もられた。一方、リンケージできた客対数の割合は36%程度であり、受療行動調査で調査がなされた患者の4割は患者調査とリンケージすることが可能だった。こうした傾向は各年度とも同じであり、3か年の調査をプールすることで、61,039人の患者について患者調査と受療行動調査がリンケージされた。ここで確保されたサンプルサイズは、患者属性が詳細に把握可能な入院医療に関するアンケート調査としてとらえると、国際的にも極めて大きなものに属するといえる。

D. 考察

以上のように受療行動調査と患者調査のリンケージによって、わが国では入院医療に関する非常に質の高いデータが利用可能になっていると考えられる。ただし、調査設計については、依然として改善の余地があるものと考えられた。特に、受療行動調査で詳細なアンケートが行われているにもかかわらず、60%程度の調査対象者について、患者調査の情報との接続ができなくなっている点は、調査設計として非効率であ

ると思われる。

この点については、受療行動調査が患者調査の偶数票の対象者にも配布されていることに原因がある。すなわち、詳細な患者の属性が調査されているのは奇数票だけである一方で、偶数票の患者にもアンケート調査が行われていることで、それらの患者の回答結果を応用利用することができなくなっている。表2では、患者の誕生日別に、患者調査と受療行動調査の観測値数と連結率をまとめている。患者調査では奇数票であるために偶数の誕生日であるものはいない点に留意されたい。一方で、受療行動調査では、偶数の誕生日の患者も調査対象になっている。その結果、受療行動調査と患者調査とリンケージした場合に利用可能な観測値が大幅に減っていると見られる。例えば、偶数日に出生した患者については、受療行動調査に回答しても患者調査の詳細な情報とリンクすることはできなくなっている。この点の改善は比較的容易だとみられる。例えば、同じ数の受療行動調査の調査票を行う場合であっても、患者調査の奇数票の対象者に限定して配布することで、単純計算で2倍の観測値を確保できるなど大幅な調査の改善が見込まれる。調査対象となった病院に対して、受療行動調査の配布対象を限定することは新たな負担を課すことにもつながることは無視できない。しかしながら、回答したのにもかかわらず有効に利活用されない調査票があることは、調査に回答する患者の観点からも望ましいことではない。今現在の調査設計であっても、リンケージ・データが質の高い情報を提供するものであることには変わりがないが、今後、より有用な調査にするためには、

この点の改善が必要だと考えられた。

E. 結論

本研究では分析に先立って、受領行動調査と患者調査のリンケージ状況について確認した。確認の結果、患者属性が詳細に把握可能なアンケート調査として考えた場合、リンケージデータの観測値数は3か年で6万人程度となり、同種の調査としては国際的にも大規模であることが示唆された。しかしながら、リンケージ作業によって、調査設計上の非効率な点も指摘された。特に、リンケージした場合の調査客対数を増やすために、受療行動調査を患者調査の奇数票対象者に限定して配布するなどの工夫が必要だと考えられた。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はありません。

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

スライド1 データの概要

データ概要



- ◆ アウトカム
 - (入院・外来) 満足度
 - 退院意向
 - 死亡
- ◆ 患者レベルの調整
 - ICD10
 - 年齢、性別
 - 加入医療保険
 - 救急搬送の有無
- ◆ 施設レベルの調整
 - 病床規模
 - 医師・看護師数
- ◆ 調査年
 - H17,20,23
 - H26については次年度入手予定

表 1 調査年度別の連結率

	受療行動調査	患者調査	連結可能 患者数	連結率
平成 17 年度	60,090	537,136	21,871	36%
平成 20 年度	53,239	521,021	19,763	37%
平成 23 年度	51,632	513,280	19,405	38%
合計	164,961	1,571,437	61,039	37%

注：連結率は受療行動調査の患者数に対する連結可能患者数の比率。

表2 入院日別の連結率

出生日	受療行動調査	患者調査 (奇数票)	連結可能 患者数	調査率	連結率
	A	B	C	A/B	C/A
1	8,410	159,428	4,210	5%	50%
2	5,779				
3	5,768	114,812	5,389	5%	93%
4	4,698				
5	6,076	128,343	5,713	5%	94%
6	4,948				
7	5,004	99,119	4,693	5%	94%
8	5,141				
9	4,488	65,836	1,417	7%	32%
10	6,719				
11	5,049	82,653	2,381	6%	47%
12	5,072				
13	5,096	96,808	4,802	5%	94%
14	4,849				
15	6,665	147,727	6,223	5%	93%
16	4,937				
17	4,955	97,490	4,596	5%	93%
18	5,283				
19	4,686	66,559	1,477	7%	32%
20	6,790				
21	5,003	80,225	2,308	6%	46%
22	4,941				
23	5,106	96,992	4,673	5%	92%
24	4,739				
25	6,116	135,793	5,714	5%	93%
26	4,888				
27	4,804	95,120	4,466	5%	93%
28	5,408				
29	4,200	59,398	1,358	7%	32%
30	4,602				
31	2,504	41,712	1,199	6%	48%
合計	162,724	1,568,015	60,619	10%	37%

注：3か年の調査をプールして算出。受療行動調査は患者調査の偶数票対象者と奇数票対象者に配布されるが、分析に使用可能なのは患者調査の奇数票のみであることから、連結率は偶数出生日の患者については0%となる。欠損値を除いたため、合計は表1と一致しない。なお、出生日の末尾が1及び9の患者で連結率が低い点は、患者調査のサンプリングを反映している。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）

複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる

医療提供体制の現状把握と実証分析

分担研究報告書

医療スタッフ配置と入院患者の満足度・退院意向に関する研究

「受療行動調査」の応用利用

研究分担者 佐方信夫 医療経済研究機構 研究員¹

研究要旨

厚生労働省による「受療行動調査」では入院患者の満足度など、重要な患者アウトカムが調査されているが、現在のところ十分に利活用されているとは言えない。本研究では、「医療施設調査」「患者調査」「病院報告」「受療行動調査」をリンケージすることで、患者の主傷病や年齢などの個人属性を調整した上で、医療スタッフ配置が入院患者の満足度や退院意向と関連しているか、基礎的な分析を行った。分析の結果、病床あたりの看護師数は、入院患者の満足度と強く関連していることが明らかになった。循環器系疾患における入院患者では、看護師や医師の多さと満足度が強く関連する傾向があったが、主傷病によって医療スタッフとの関連には違いが観察された。

¹ 本研究は研究代表者・高久玲音との共同で進めている。

A. 研究目的

医療スタッフに対する給与費は病院の収益の約 54%を占める重要なコストであり（平成 25 年度 医療経済実態調査）、医療スタッフの多寡は死亡率などの患者アウトカムに少なからず影響を与えると思われる（Hashimoto et al. Lancet 2011）。従来の研究では、患者満足度や死亡率などのアウトカムにも医療スタッフは影響を与えることが指摘されてきたが、わが国のように平均在院の長い国においては「医療スタッフが多いことで予後が良くなり早く退院できる」という経路もあると考えられる。

本研究では、「医療施設調査」「患者調査」「病院報告」「受療行動調査」などの複数の厚労統計をリンケージすることで、医療スタッフが入院アウトカムにどのような影響を与えるのか、基礎的な相関分析を行うものである。

初年度にあたる平成 27 年度では、疫学分野で広く用いられている多重回帰分析を用いて、疫学文献における基礎的な知見が日本でも再現できるか確認することを目的とした（Aiken et al. Lancet 2014 などを参照されたい）。

特に、患者の満足度は入院医療における重要なアウトカムであるにも関わらず、わが国で「受療行動調査」を用いた包括的な分析は行われてこなかった。その点で、標準的な方法による代表性の高いデータによる分析は、政策的・学術的な貢献も高いものと推察される。

B. 研究方法

まず、「医療施設調査」「患者調査」「病院報告」「受療行動調査」を 2005 年、2008

年、2011 年について取得した。次に、「病院報告」の従事者票から各病院の医師数や看護師数を把握した。その後、病院単位 of ID を用いて「医療施設調査」と接合した。「医療施設調査」からは病床数や病院の所有者などの、基礎的な病院単位の変数が特定された。次に「患者調査」と「医療施設調査」を患者 ID を用いてリンケージした。これによって、患者調査で調査されている主傷病や性別、年齢などの患者単位の変数を把握することができた。最後に「患者調査」と「受療行動調査」を患者単位で接合して、入院患者の満足度や退院意向（自宅での療養が可能か？）などの質問項目を利用することができた。

最終的に 4 つのデータを接合することで、5 万人超の患者について病院単位の制御変数と個人単位の制御変数を特定することができた。

分析は多くの疫学研究に習い多重回帰分析を行った。

C. 研究成果

まず、受療行動調査で調査されている患者の満足度がどのような要因と相関しているのか、表 1 にまとめた。表 1 では、被説明変数に各項目について「満足」と答えた場合に 1 をとる 2 値変数を作成し、満足と答える確率に影響を与える諸要因を特定している。満足度については、2005 年から 2011 年までの調査で継続的に把握可能だった「医師の診療・治療」「医師との対話」「看護師による看護」「病室のプライバシー」「病室・浴室・トイレ」「食事」「全体的な満足度」について解析した。

結果をみると、すべての項目で看護師が

増えるほど満足度が高まるという関係が観察された。また正規医師の増加も満足度に大きな影響を与えていた。ただし、結果をみると、例えば看護師については、「食事」や「病室・浴室・トイレ」などの項目についても係数がプラスに推定されており、メカニズムの特定が難しくなっている。

また、その他の変数については女性の場合に「病室に対する満足度」が低く、その結果全体的な満足度も低くなっていることがわかった。最後に DPC 病院であるかどうかは患者の満足度には影響を与えなかった。

次に表 2 では、同様の推定式を用いて、「自宅での療養可能性」の決定要因を解析している。分析結果をみると、看護師の係数は有意にプラスに推定されており、看護師が増えるほど自宅で療養できると答える患者が増える可能性が示唆された。また医師数に関しては自宅での療養意向との相関はなかった。

ここまでの推定ではすべての患者を対象として解析を行ったが、医療スタッフの効果は患者の疾病によって異なると考えられるため、患者の主傷病でサンプルを分けて推定した。表 3 では全体的な満足度の決定要因を患者の主傷病別に報告している。まず看護師数の効果をみると、主傷病が「血液・免疫」「精神および行動の障害」「循環器」「呼吸器」「尿路・性器」である場合に、有意に推定された。一方、医師数については「新生物」「循環器」「耳」「消化器」「結合組織」で効果は有意となった。特に、「循環器」では医師数と看護師数ともに統計的に有意な相関があり、かつ看護師数の効果は強くなっていた。これは、循環器疾患の入院では、重篤で容態の不安定な患者も多

く、患者の不安が強いため、看護師数の増加によるケア時間の増加で、相対的に不安が大きく軽減され、満足度が上がっていると考えられる。

次に表 4 では自宅での療養可能性について同様の主傷病別の推定を報告している。ここでは、医師数の効果は全般的に有意に推定されておらず、看護師の効果が強くなっている。特に「新生物」「循環器」「神経」「消火器」では、看護師の効果の有意水準は高くなっている。また、「循環器」では医師数の配置についても自宅での療養可能性を引き上げるという結果が得られた。

D. 考察

本分析の注意点として、分析結果はあくまで相関であり因果関係を直接的に示唆するものではないことが挙げられる。例えば、看護師が増えた結果として「病室や浴室・トイレ」への満足度が上がることは、本来ないと思われる。しかし、本分析は基礎的な相関関係の把握を行っているため、何らかの観察されない要因によって両者の相関が検出された可能性がある。

以上の点を踏まえて、次年度ではより因果関係に近い効果を得るための推定上の工夫や、別のアウトカムを用いた因果経路の特定が必要と考えられた。

E. 結論

本分析で行った多重回帰分析の結果によると、看護師数や医師数といった医療スタッフ配置は、患者の満足度や退院意向と密接なつながりがあることが明らかになった。特にその効果は、循環器系の疾患で強いと

思われた。ただし、これらの効果はあくまで相関関係であることから、次年度以降、より慎重な検討を行う必要があると考えられた。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はありません。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

平成 28 年中の発表を予定

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表1 入院満足度の決定要因

	診療・治療 (1)	医師との 対話 (2)	看護師 (3)	プライバシー - (4)	病室 (5)	食事 (6)	全体 (7)
DPC 病院	0.002 (0.01)	0.002 (0.01)	0.002 (0.01)	0.007 (0.01)	0.003 (0.02)	-0.004 (0.01)	-0.004 (0.01)
年齢	0.001***	0.002***	0.001***	0.002***	0.004***	0.003***	0.002***
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
女性	-0.001 (0.00)	-0.006 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.002 (0.01)	-0.026*** (0.00)	-0.009** (0.00)	-0.017*** (0.00)
救急搬送による入院	0 (0.01)	-0.005 (0.01)	-0.008 (0.01)	-0.005 (0.01)	0.003 (0.01)	-0.002 (0.01)	0.003 (0.01)
看護師/病床	0.012*** (0.00)	0.012*** (0.00)	0.011*** (0.00)	0.010*** (0.00)	0.012*** (0.00)	0.005** (0.00)	0.011*** (0.00)
准看護師/病床	-0.007 (0.01)	-0.002 (0.01)	-0.012*** (0.00)	-0.011** (0.01)	-0.007 (0.01)	-0.004 (0.01)	-0.015** (0.01)
正規医師/病床	0.010*** (0.00)	0.015*** (0.00)	0.010*** (0.00)	0.013*** (0.00)	0.020*** (0.01)	0.022*** (0.00)	0.022*** (0.00)
非正規医師/病床	0.012*** (0.00)	0.012*** (0.00)	0.014*** (0.01)	0.017*** (0.01)	0.012 (0.01)	0.012* (0.01)	0.022*** (0.01)
主傷病	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
調査年	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
市区町村	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測値	56,942	56,942	56,889	56,846	55,500	56,144	54,529
決定係数	0.033	0.033	0.031	0.029	0.023	0.043	0.039

注：***は p<0.01 を示す。

表2 自宅における療養可能性の決定要因

	(1)
DPC 病院	0.000 (0.009)
年齢	-0.004***
女性	0.000 -0.028*** (0.004)
救急搬送による入院	-0.007 (0.007)
看護師/病床	0.020*** (0.003)
准看護師/病床	-0.008 (0.006)
正規医師/病床	0.008 (0.005)
非正規医師/病床	0.009* (0.005)
主傷病	yes
調査年	yes
市区町村	yes
観測値	59,233
決定係数	0.071

注：***は $p < 0.01$ を示す。

表3 入院満足度(全体)の決定要因(主傷病別)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
DPC 病院	-0.003 (0.011)	0.017 (0.030)	-0.036 (0.037)	0.004 (0.054)	-0.048 (0.037)	-0.059 (0.038)	0.002 (0.016)	-0.036 (0.028)	-0.009 (0.019)	-0.042* (0.024)	-0.03 (0.034)	0.011 (0.041)	0.035 (0.025)
年齢	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.001*** (0.000)
女性	-0.008 (0.007)	-0.009 (0.018)	-0.048** (0.023)	-0.022 (0.027)	-0.002 (0.025)	-0.011 (0.022)	-0.023** (0.011)	0.005 (0.017)	-0.046*** (0.014)	-0.035** (0.014)	-0.014 (0.020)	0.008 (0.185)	-0.008 (0.015)
救急搬送による入院	0.035** (0.017)	0.024 (0.050)	-0.021 (0.042)	0.021 (0.062)	-0.026 (0.036)	-0.017 (0.061)	0.003 (0.013)	-0.005 (0.027)	0.006 (0.020)	0.007 (0.033)	-0.063 (0.043)	0.017 (0.044)	-0.015 (0.018)
看護師/病床	0.006 (0.004)	0.014* (0.007)	0.003 (0.007)	0.033** (0.015)	0.01 (0.008)	-0.001 (0.010)	0.020*** (0.004)	0.023*** (0.007)	0.006 (0.005)	0.002 (0.006)	0.012** (0.006)	0.022 (0.015)	0.012* (0.007)
准看護師/病床	-0.027* (0.015)	-0.03 (0.032)	-0.062** (0.025)	-0.06 (0.052)	-0.032 (0.040)	-0.014 (0.027)	-0.001 (0.014)	0.008 (0.022)	-0.023 (0.015)	-0.033 (0.020)	-0.018 (0.019)	0.059 (0.036)	-0.005 (0.013)
正規医師/病床	0.028*** (0.005)	0.006 (0.010)	0.030* (0.017)	0.006 (0.018)	0.015 (0.016)	0.039*** (0.014)	0.019** (0.009)	0.003 (0.013)	0.028*** (0.009)	0.019*** (0.007)	0.011 (0.016)	-0.004 (0.017)	0.007 (0.016)
非正規医師/病床	0.027*** (0.008)	0.028 (0.019)	0.029 (0.026)	0.036 (0.030)	0.025 (0.024)	0.019 (0.024)	0.031** (0.013)	-0.011 (0.025)	0.006 (0.017)	0.056*** (0.017)	0.012 (0.019)	-0.003 (0.008)	0.058*** (0.021)
ICD10	C 新生物	D 血液・免疫	E 精神	F 精神	G 神経	H 耳	I 循環器	J 呼吸器	K 消火器	M 結合組織	N 尿路性器	O 妊娠	S 損傷
調査年	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
市区町村	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測値	14,834	2,391	1,794	1,866	1,735	1,551	7,381	3,184	4,696	4,151	2,218	1,724	4,306
決定係数	0.0430	0.0970	0.1390	0.1220	0.1370	0.1290	0.0640	0.0960	0.0840	0.0890	0.1130	0.1430	0.0690

注：***は p<0.01 を示す。「患者調査」で調査対象となった病院のみを用いた分析結果。個人属性として年齢、性別、ICD10 が調整されている。調査年は 2002 年、2005 年、2008 年、2011 年。

表3 自宅における療養可能性の決定要因（主傷病別）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
DPC 病院	-0.01 (0.013)	-0.018 (0.031)	-0.068** (0.033)	-0.072 (0.064)	-0.011 (0.045)	0.024 (0.032)	0.004 (0.022)	0.012 (0.029)	0.002 (0.021)	-0.019 (0.025)	0.014 (0.037)	0.026 (0.043)	0.031 (0.026)
年齢	-0.004*** 0.000	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.005*** 0.000	-0.004*** 0.000	-0.003*** 0.000	-0.005*** 0.000	-0.004*** (0.001)	0 (0.003)	-0.004*** 0.000
女性	-0.029*** (0.009)	-0.016 (0.021)	-0.045* (0.027)	-0.032 (0.028)	-0.007 (0.029)	-0.017 (0.022)	-0.043*** (0.011)	0.021 (0.019)	-0.049*** (0.014)	-0.021 (0.016)	-0.032 (0.020)	-0.287*** (0.062)	-0.033** (0.016)
救急搬送による入院	0.047** (0.019)	0.054 (0.049)	-0.022 (0.046)	-0.002 (0.056)	0.03 (0.037)	0.012 (0.070)	-0.02 (0.015)	0.009 (0.022)	0.006 (0.021)	-0.025 (0.035)	-0.022 (0.039)	-0.01 (0.039)	0.005 (0.016)
看護師/病床	0.011*** (0.004)	0.020** (0.009)	0.018* (0.010)	0.016 (0.016)	0.037*** (0.011)	0.008 (0.009)	0.034*** (0.005)	0.01 (0.008)	0.019*** (0.005)	0.021** (0.009)	0.015 (0.010)	0.001 (0.015)	0.015** (0.006)
准看護師/病床	-0.030** (0.015)	0.043 (0.036)	-0.019 (0.028)	0.003 (0.068)	-0.019 (0.034)	0.022 (0.022)	-0.017 (0.016)	-0.021 (0.021)	0.009 (0.016)	0.002 (0.021)	-0.037 (0.027)	0.017 (0.033)	-0.012 (0.017)
正規医師/病床	-0.002 (0.005)	0.015 (0.012)	0.024* (0.014)	0.009 (0.025)	0.003 (0.017)	-0.012 (0.012)	0.026*** (0.010)	0.025 (0.018)	-0.001 (0.013)	0.01 (0.015)	0.009 (0.018)	-0.001 (0.021)	-0.006 (0.016)
非正規医師/病床	-0.003 (0.008)	0.004 (0.019)	0.021 (0.027)	0.043 (0.034)	0.028 (0.027)	-0.004 (0.026)	0.012 (0.013)	0.025 (0.024)	0.013 (0.016)	0.01 (0.016)	-0.027 (0.029)	0.011 (0.011)	0.025 (0.023)
ICD10	C 新生物	D 血液・免疫	E 精神	F 精神	G 神経	H 耳	I 循環器	J 呼吸器	K 消火器	M 結合組織	N 尿路性器	O 妊娠	S 損傷
調査年	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
市区町村	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
観測値	15,412	2,476	1,862	1,973	1,817	1,610	7,794	3,316	4,873	4,357	2,294	1,725	4,519
決定係数	0.0470	0.0940	0.1480	0.1420	0.2450	0.1180	0.1470	0.1530	0.0740	0.1010	0.1830	0.1140	0.0950

注：***は p<0.01 を示す。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）

複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる

医療提供体制の現状把握と実証分析

分担研究報告書

二次医療圏域別に見た救急医療体制の変化

研究分担者 山岡淳 医療経済研究機構 主任研究員

研究要旨

本研究では二次医療圏別の救急医療体制の変化について、医療施設調査の病院票を用いて検討を行った。対象期間は2002年と2011年であり、対象の二次医療圏は337圏域であり、夜間内科救急の救急医療体制について検討した。救急医療体制を評価する指標として、圏域ごとに「毎日対応病院数」と、毎日対応病院以外の病院が担う「輪番指標」を設け、それぞれの変化を明らかにした。結果として、「毎日対応病院数」は全体の80.7%の圏域で減少していた。一方、「輪番指標」の減少は37.1%にとどまり、むしろ41.5%の圏域では増加していた。毎日対応病院は減っているものの、その半数近くの圏域では輪番指標が増加しており、限定的にはあるものの救急受診を行う病院の、救急受け入れ態勢が拡充されていることが確認された。また、二次医療圏域をグループ別に見ると、人口が少なく、また救急対応ができる病院が限られている地域(輪番の無い地域)において、毎日対応病院の減少が緩やかであることが確認できた。このような地域は、病院数が少ない地域であるため、仮に救急医療が不採算であったとしても、地域の救急医療体制を維持しようとする医療機関または行政の試みがあることが推測される。

A. 研究目的

日本における救急医療体制を巡っては、2005年前後に報道を賑わせた「医療崩壊」問題の一部として、従来は着眼されてこなかった、地域の救急病院の受け入れ制限または救急取り下げや、長時間搬送による搬送中の死亡事故などが注目された。そもそも、救急医療体制の構築は、都道府県の地域医療計画により定められているものの、原則として救急病院(2次救急を担う救急告示病院および輪番制参加病院)の指定は、病院側からの申し出により都道府県が行うも

のであり、都道府県行政が政策的に直接コントロールすることはできない。ゆえに、各病院が運営状況(経営状況や医師確保等)に応じて、救急受け入れを制限または取りやめを独自におこない、地域の救急医療体制の構造を変化させよう。

実際に既存統計により、その変化を確認してみよう。医療施設調査によると、救急告示病院の数は、2004年では4,235施設であったが、2014年には3,863施設へと減少した。ただ、急性期を扱う2次救急医療の担い手は救急告示病院に限らず、医療計

画に基づく輪番制参加病院や、本来3次救急に対応する救急救命センターも含まれる。よって、救急告示病院数の変化だけを見て、救急医療体制が縮小していると安易に評価することはできない。

そこで、本研究では、医療施設調査の病院票を用い、地域別の救急医療体制の変化について、より踏み込んで検討する。具体的には、夜間の内科救急の受け入れ可能な病院の統計を二次医療圏域別に集計し論ずる事を大きな目的とする。データの制約上、夜間の内科救急に限られる点は留意されたし。ただし、通常の外來診療が行われていない時間帯であり、また脳卒中、呼吸不全、心不全といった患者数も多く重症度の高い傷病に対応する内科を対象とするため、救急医療体制を評価するに、妥当性が低い対象とは言い切れないであろう。

B. 研究方法

本研究では、夜間の内科救急の受け入れ可能な病院の統計を、平成14年と平成23年の医療施設調査の病院票から取得し、2時点間の地域別にみた救急受け入れ状況の変化を確認する。対象とする地域単位は二次医療圏域である。これは平成23年4月時点で349圏域であるが、東日本大震災の影響により2011年のデータの取得ができなかった福島県7圏域および宮城県3圏域と、データ処理の関係で統合した4圏域、また分離して分析した2圏域があるため、本研究の対象は337圏域である。

医療圏域別のデータは、各対象年の医療施設調査の病院票より、「救急医療体制：夜間対応：内科」の項目を使用する。対応状況は「ほぼ毎日対応」「週3-5日対応」「週

1-2日対応」「ほとんど不可能」の4分類である。

地域の救急医療体制を評価するための指標として、2つの指標を用いる。1点目は、一点目は、二次医療圏内で夜間の内科の救急受け入れを「ほぼ毎日対応」を行っている病院の数(毎日対応病院数)を指標として設ける。基本的に「ほぼ毎日対応」の病院は、常に救急対応な人材が確保されている事が想定される。

ただ、救急の受け入れは、必ずしも「ほぼ毎日対応」している病院だけでなく、週の限られた日に対応している病院もある。毎日対応病院が減ったからと言って、地域の救急の受け入れ状況が悪化したとは言い難く、毎日対応病院が減った分に対し他の病院が輪番に参加したり、対応日数を増やしたりして対応を行っているケースも考えられる。そこで、二点目の指標として地域別に「週3-5日対応」「週1-2日対応」の病院の受け入れ状況の数値化を試みる。具体的には、「週3-5日対応」病院数に4を乗じた値と、「週1-2日対応」に1.5を乗じた値を足し数値化する。便宜的にこの数値を「輪番対応指標」とする。

本研究では「毎日対応病院数」「輪番対応指標」の2指標の変化(減少・維持・増加)について、二次医療圏域別にクロス集計する。

ただ、圏域の人口規模の違いによる変化の違いがあることが想定される。また、両時点において輪番対応を行なっている医療機関の無い圏域もあり、その場合は「輪番対応指標」に変化は見られない。ゆえに、本研究では全圏域を「輪番無し(51圏域、うち46圏域が人口20万人未満)」「輪番有り・

人口 20 万人未満(109 圏域)」「輪番有り・人口 20 万人以上(177 圏域)」の 3 分類で検討する。

なお、本研究で用意した 2 指標は、2002 年から 2011 年の間に各二次医療圏の救急医療体制がどのように変化していったかという点について評価するものであり、救急医療体制の地域差を評価するには適さないことに留意されたい。

C. 研究成果

毎日対応病院数および輪番指標の変化に関するクロス表は表 1 の通りである。全体で見ると、80.7%と大多数の圏域において毎日対応病院が減少しており、図 1 において 45 度線より下側に記された圏域がそれに該当する。一方、輪番指標に関してはそれとは異なった動向となっており、輪番の有無にかかわらず 41.5%の圏域で輪番指標が増加しており、つまりこれらの圏域は、この期間に対応日数を増やした病院や新たに輪番参加した病院があるという事が分かる。その一方で、37.1%の圏域では輪番指標が減少している。図 2 において、45 度線より上の圏域は輪番指標が増加、下の圏域では輪番指標が減少している。なお、図 2 においては、「輪番無し(両時点において輪番指標 0)」の圏域はプロットしていない。

これらの組み合わせを見ると、双方の指標ともに維持または増加している地域は 10.7%にとどまり、残りの 89.3%の圏域ではいずれかの指標が減少している。動向として顕著なのは、全体の 39.2%を占める、毎日対応病院数の減少と輪番指標の増加が確認できる圏域である。この圏域では、毎日対応病院が減ってはいるものの、輪番制

参加病院による受け入れ態勢が拡充している。この場合の輪番制参加病院には、既存の輪番制参加病院だけでなく、新規参入した病院や、毎日対応病院から輪番制に移行したものも含まれる。次に、多いものが、毎日対応病院数および輪番指標の双方の減少が確認できる 28.5%の圏域である。

これらの動向が、二次医療圏別の特徴(「輪番無し」「輪番有り・人口 20 万人未満」「輪番有り・人口 20 万人以上」の 3 分類)によって異なるか、表 2 より検討する。毎日対応病院数においては、基本的にどのグループでも、減少が過半数を占めるものの、「輪番無し」の減少の割合は 51.0%と最も少なく、次いで「輪番有り・人口 20 万人未満」が 78.0%が減少、「輪番有り・人口 20 万人以上」に至っては実に 91.0%もの圏域で減少が確認できた。この動向を順序変数とし「減少」に-1、「維持」に 0、「増加」に 1 を付与して、各グループ間の平均の比較(t 検定)を行ったところ、いずれのグループ間においても平均の差に有意な結果が得られた(表 3)。

続いて、輪番指標においては、「20 万人未満」の圏域は、「20 万人以上」の圏域と比較して、増加が多く、減少が少ないという傾向が伺えた。「毎日対応病院数」の動向と同様に、動向を順序変数とし、平均の比較(t 検定)を行ったところ、2 群間において、統計的に有意な平均の差は認められなかった($p=.792$)。

D. 考察

多くの二次医療圏域で、毎日対応病院数の減少が確認され、既存の統計により救急告示病院の減少が認められている通りの結

果が出た。ただし、輪番指標を評価指標として加えることで、毎日対応病院は減っているものの、その半数近くの圏域では輪番指標が増加しており、限定的にはあるものの救急受診を行う病院の、救急受け入れ態勢が拡充されていることが確認された。

また、二次医療圏域をグループ別に見ると、人口が少なく、また救急対応ができる病院が限られている地域(輪番の無い地域)において、毎日対応病院の減少が緩やかであることが確認できた。このような地域は、病院数が少ない地域であるため、仮に救急医療が不採算であったとしても、地域の救急医療体制を維持しようとする医療機関または行政の試みがあることが推測される。もし、人口の少ない二次医療圏において救急医療体制を維持しようとするような試みがあるとするならば、輪番指標においても、人口の少ない地域において増加の傾向が確認できることが考えられるが、今回の分析ではその傾向を見出すことはできなかった。

なぜ、救急医療体制の地域差が経年で変動しているのかという点について、追加的に分析を行った。特に、2000年代半ばの近畿地方では奈良県を中心として、入院を伴う救急患者を「受け入れられない」と回答する医療機関が増えていた(図3)。同時期には奈良県で通称「大淀病院事件」など、救急医療体制に大きな影響を与えたイベントが発生していたことから、影響もあるものとみられる。

E. 結論

本研究では、救急医療体制の変化につい

て、従来検討されていなかった二つの指標を、医療施設調査の病院票から作成し、検討した。その結果として、二次医療圏域の動向をより詳細にするとともに、分類することができた。

今回の結果を受け、今後の二点の研究課題が考えられる。一点目は、この分類に応じて、圏域の健康アウトカムに影響を及ぼしているかどうか検証する事である。例えば、「毎日対応病院、輪番指数がともに減少している圏域」では、住民の健康に影響があるのかという事の検討などが、それに当たる。これは、圏域を対象とするため、他の調査とのリンケージによって、健康アウトカムの指標を作成することで対応できる。

二点目として、どのような病院が救急受け入れ体制を縮小しているのかという事である。今回は、個票でデータを取得しているが、時間の制約上、病院ごとのパネルデータの作成は困難であった。今後は、病院のパネルデータを作成し、救急受け入れ態勢を縮小している病院の条件を検討していきたい。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はない。

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
平成 28 年中の発表を予定

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

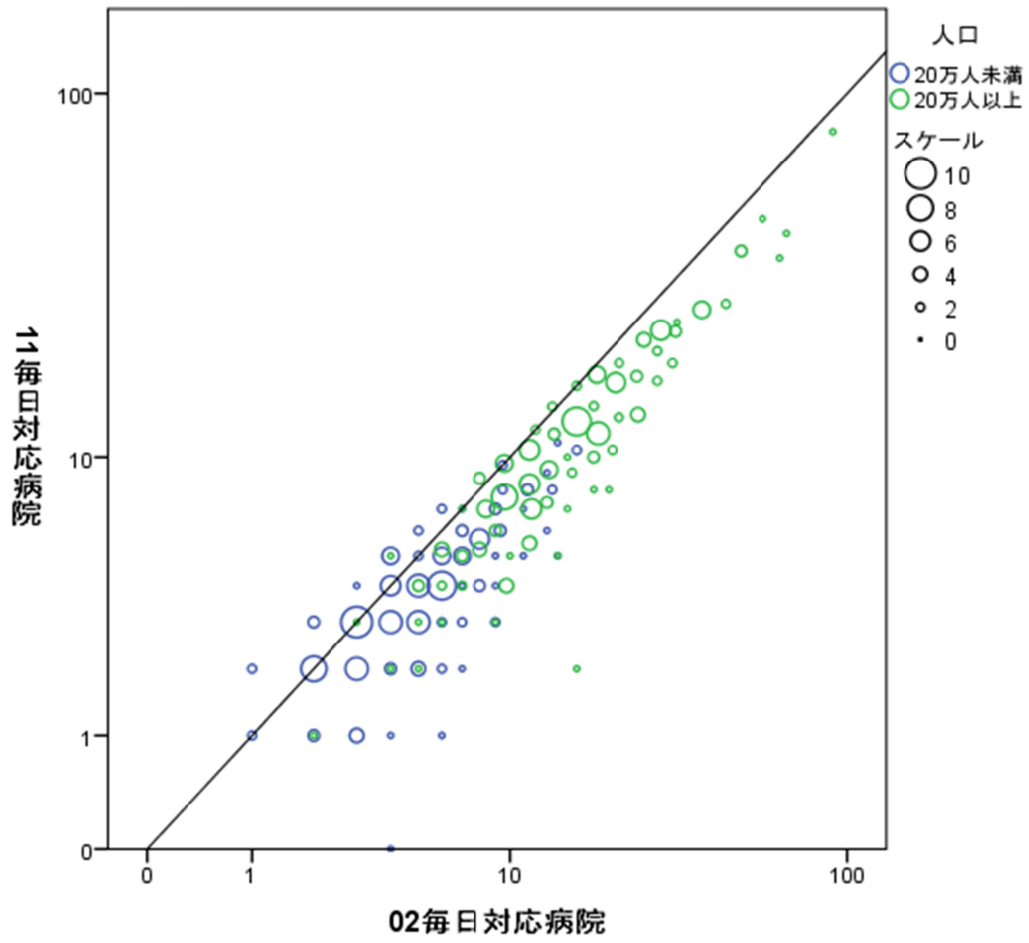


図1 毎日対応病院数の変化

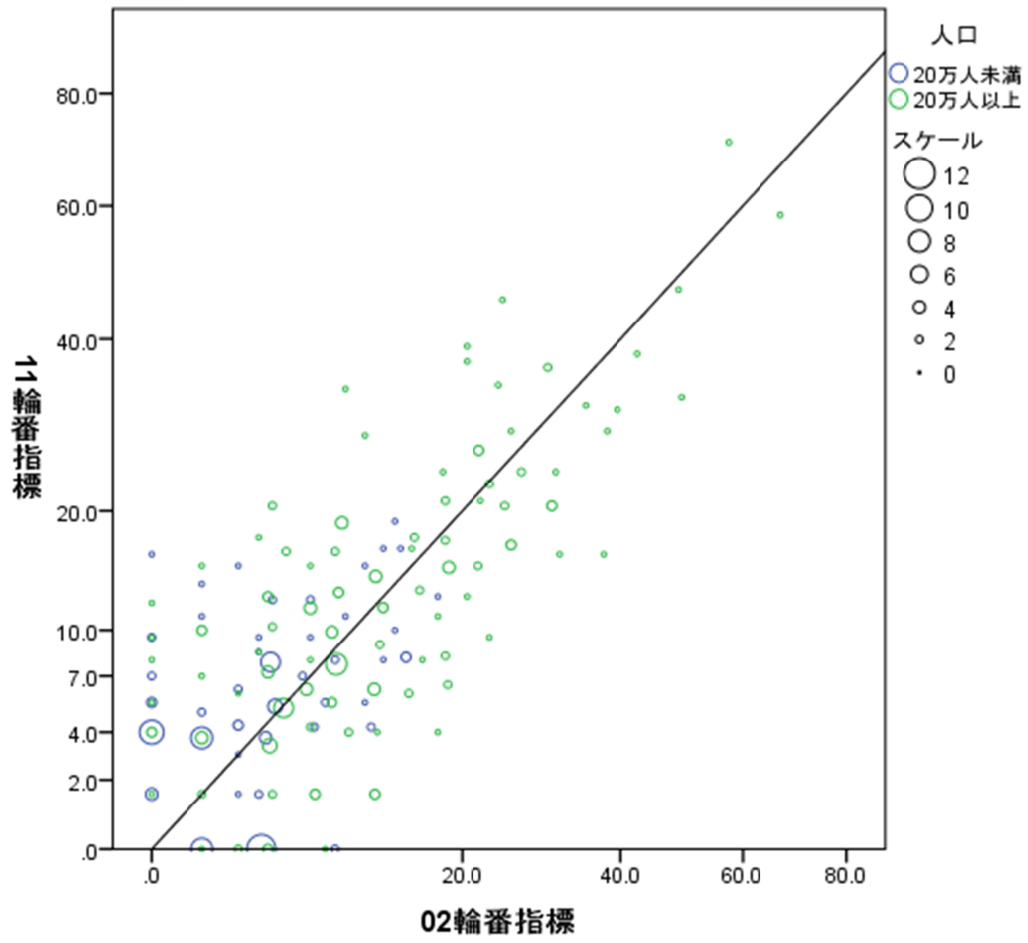
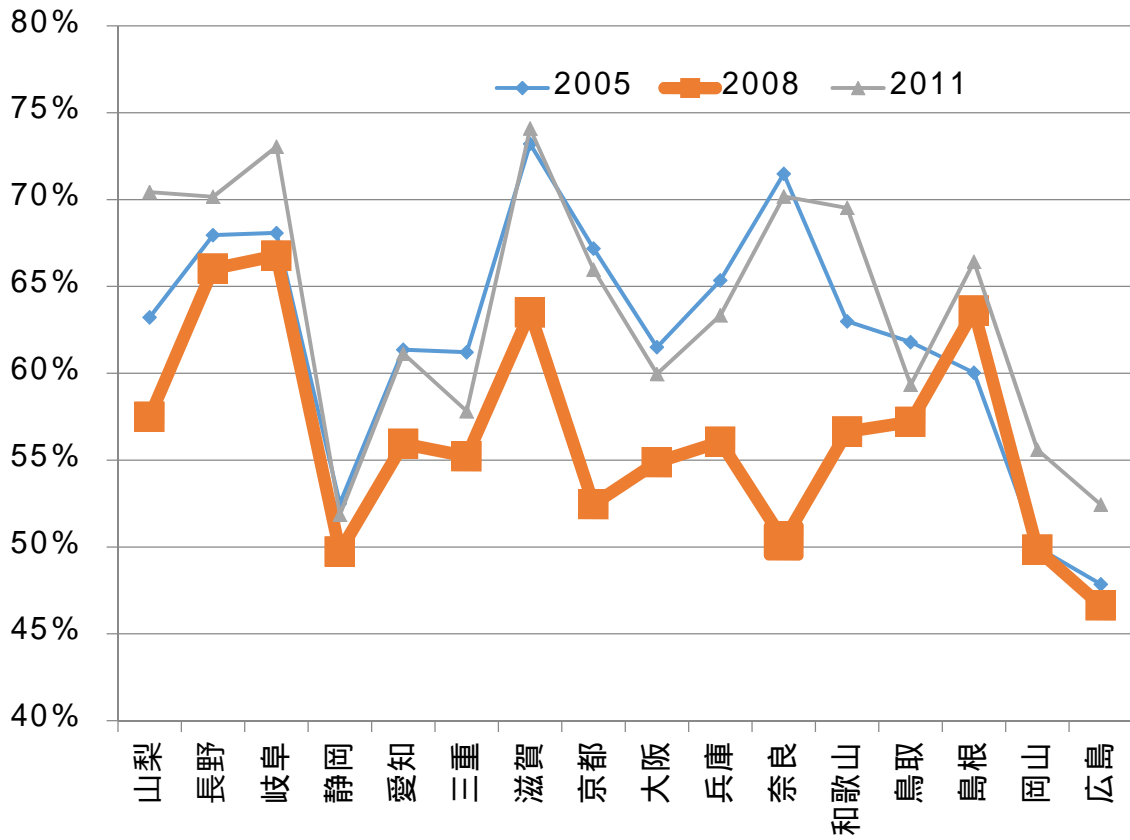


図2 輪番指標の変化



(注) 医療施設調査を使用。病院の規模を調整するために病床数でウェイトを付けている。

図3 2次救急医療が提供可能な病院の割合

表1 毎日対応病院数・輪番指標の動向別圏域数

		輪番指標			合計
		減少	維持	増加	
毎日対応病院	減少	96	44	132	272
	維持	16	22	6	44
	増加	13	6	2	21
合計		125	72	140	337
毎日対応病院	減少	28.5%	13.1%	39.2%	80.7%
	維持	4.7%	6.5%	1.8%	13.1%
	増加	3.9%	1.8%	0.6%	6.2%
合計		37.1%	21.4%	41.5%	100.0%

表2 グループ別に見た毎日対応病院数・輪番指標の動向別圏域数

			輪番指標			
			減少	維持	増加	合計
毎日対応病院	輪番無し	減少	26			26
		維持	19			19
		増加	6			6
		合計	51			51
	輪番有り・20万人未満	減少	25	6	54	85
		維持	8	1	5	14
		増加	8	0	2	10
		合計	41	7	61	109
	輪番有り・20万人以上	減少	71	12	78	161
		維持	8	2	1	11
		増加	5	0	0	5
		合計	84	14	79	177
輪番無し	減少	51.0%			51.0%	
	維持	37.3%			37.3%	
	増加	11.8%			11.8%	
	合計	100.0%			100.0%	
輪番有り・20万人未満	減少	22.9%	5.5%	49.5%	78.0%	
	維持	7.3%	0.9%	4.6%	12.8%	
	増加	7.3%		1.8%	9.2%	
	合計	37.6%	6.4%	56.0%	100.0%	
輪番有り・20万人以上	減少	40.1%	6.8%	44.1%	91.0%	
	維持	4.5%	1.1%	0.6%	6.2%	
	増加	2.8%			2.8%	
	合計	47.5%	7.9%	44.6%	100.0%	

表 3 グループ別に見た毎日対応病院数変化の動向の t 検定結果

	輪番有り 20 万人未満	輪番有り 20 万人以上
輪番無し	*	***
輪番有り・20 万人未満	-	***

p:.05>*.01>***>.001

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）

複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる

医療提供体制の現状把握と実証分析

分担研究報告書

病院における雇用や在院日数の季節性・及び時系列変化に関する分析

平均在院日数と患者数の都道府県別季節性

研究代表者 高久玲音 医療経済研究機構 主任研究員

研究要旨

わが国の病床規制制度においては地域単位の病床利用率や平均在院日数が、基準病床数算出のための重要な指標として用いられている。しかしながら、入院患者の出現においては季節性が大きく、ある期間の平均的な値に基づく基準病床数の算出方法は、地域の実情にそぐわない可能性もある。そこで、本研究では2000年から2010年までの病院報告の月次統計を用いて、平均在院日数と患者数（新、退院、延）の季節性を都道府県別に検討した。その結果、平均在院日数の最長月と最短月の比率は最大で1.14（富山県）、最小で1.06（沖縄県）となった。また、新規入院患者数の季節性については、医療費と同じく西高東低であり、東日本ほど季節性が大きかった。ただし退院患者数については一貫した地域差の傾向は見られなかった。以上のような季節性の地域差が現行の医療提供体制へ与える影響については、引き続き検討が必要だと考えられた。

A. 研究目的

わが国の医療提供体制に関する議論のなかで、病床利用率や平均在院日数といった指標は極めて重要な意味をもっている。例えば、病床規制における基準病床数の算出式においても、地域レベルの平均在院日数や病床利用率が用いられている。しかしながら、これらの指標は必ずしも年間を通して安定的な指標とはいえない。特に、新規の入院に関しては、冬季に多く、春に少ないという明確な季節性がある。よって、年間平均の平均在院日数や病床利用率に基づいて基準病床数が算出される場合、入院需要の多い季節では病床が不足し、入院需要

の少ない季節では病床の過剰が起こると推察される。また、こうした傾向は季節性の大きな地域で顕著であると推察される。

本研究では、こうした季節性の傾向を地域別に把握することを目的とする。

B. 研究方法

2000年から2010年までの病院報告（患者票）を用いてすべての病院の一般病床における、新患者数、退院患者数、延べ患者数を読み込み、そこから平均在院日数を算出した。その後、都道府県別月別に各指標をまとめ、地域差と季節性について検討した。季節性については、当該期間における

月別の平均値を算出し最大値/最小値及び変動係数を算出して評価をおこなった。

C. 研究成果

図1及び図2では平均在院日数の地域差と季節性をまとめた。まず図1では、月別の平均在院日数(1月~12月)を異なる色の線でプロットしている。まず地域差については、頻繁に指摘される遠い、西日本で平均在院日数が高いという特徴がみられた。ただし、月別にみると、北陸地方では線のバラツキが大きく、最長月と最短月の乖離が大きいことがわかる。図2で最長月と最短月の比率を計算すると、北陸地方では突出して同比率が高い。また、全般的に東日本ほど同比率が高く、西日本では低いという特徴があった。平均在院日数の最長月と最短月の比率は最大で1.14(富山県)、最小で1.06(沖縄県)となった。これは、感染症などの季節性の高い疾患による入院の多さによって、在院日数の季節性が影響を受けていることを示唆しているだろう。

次に、新規入院患者についても同様のグラフを作成し、傾向を確認した(図3、4)。図3をみると、西日本では病院あたりの新規入院患者数は少なく、小規模の病院が多いという医療提供体制をもっていることが示唆される。また、季節性について変動係数を計算し図4でプロットしているが、東日本ほど季節性が大きく、西日本では比較的年間を通じて安定的に新入院患者が発生している。

同様のグラフを退院患者(図5、6)及び延べ患者数(図7、8)についても作成した。ここで興味深いポイントは、退院患者数については明確な季節性の地域差が確

認できなかった点である。新規の入院における季節性では地域差が大きかったことを考えると、入院日数の調整を通じて、退院患者数ベースでは季節性の地域性が平準化されていることを示唆しているだろう。

D. 考察

入院需要の季節性は比較的安定した傾向を持っているとみられ、地域の医療提供体制全般に幅広い影響を与えているとみられる。そこで、観察された入院需要の季節性がどのような病院単位の変数と相関をもっているのか、追加的に検討した。図9では、横軸に入院患者の季節性(変動係数)をとり、縦軸に延べ患者数をとっている。みると、両者の間には一定の相関がみられた。すなわち、入院需要の季節性の大きな地域では、大きな病院(入院患者が平均的に多い病院)が多いという傾向が観察された。これは単なる相関関係であり因果関係を直接的に示唆するわけではないが、病院が大規模化することでリスクプールをおこなっている可能性を示唆しているだろう。例えば、西日本では歴史的にどの季節においても一定の入院患者が見込まれることから規模が小さい病院でも経営的に安定しやすい傾向があるかもしれない。反対に、東日本では入院需要の季節性が大きいことから、大きな病院でないと経営が長期的に安定しないという可能性がある。

E. 結論

本稿では、入院医療における基礎的な指標について、「病院報告」の月次統計を2000年から2010年までプールすることで地域性と季節性を確認した。得られた結果を要

約すると、平均在院日数や患者数ともに、地域差が大きいことが明らかになったが、それだけではなく季節的な変動についても大きな地域差が確認された。

次年度においては、こうした季節性のありかたが病院経営や地域医療提供体制に与える影響について、さらに考察を深める必要があると考えられた。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はありません。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

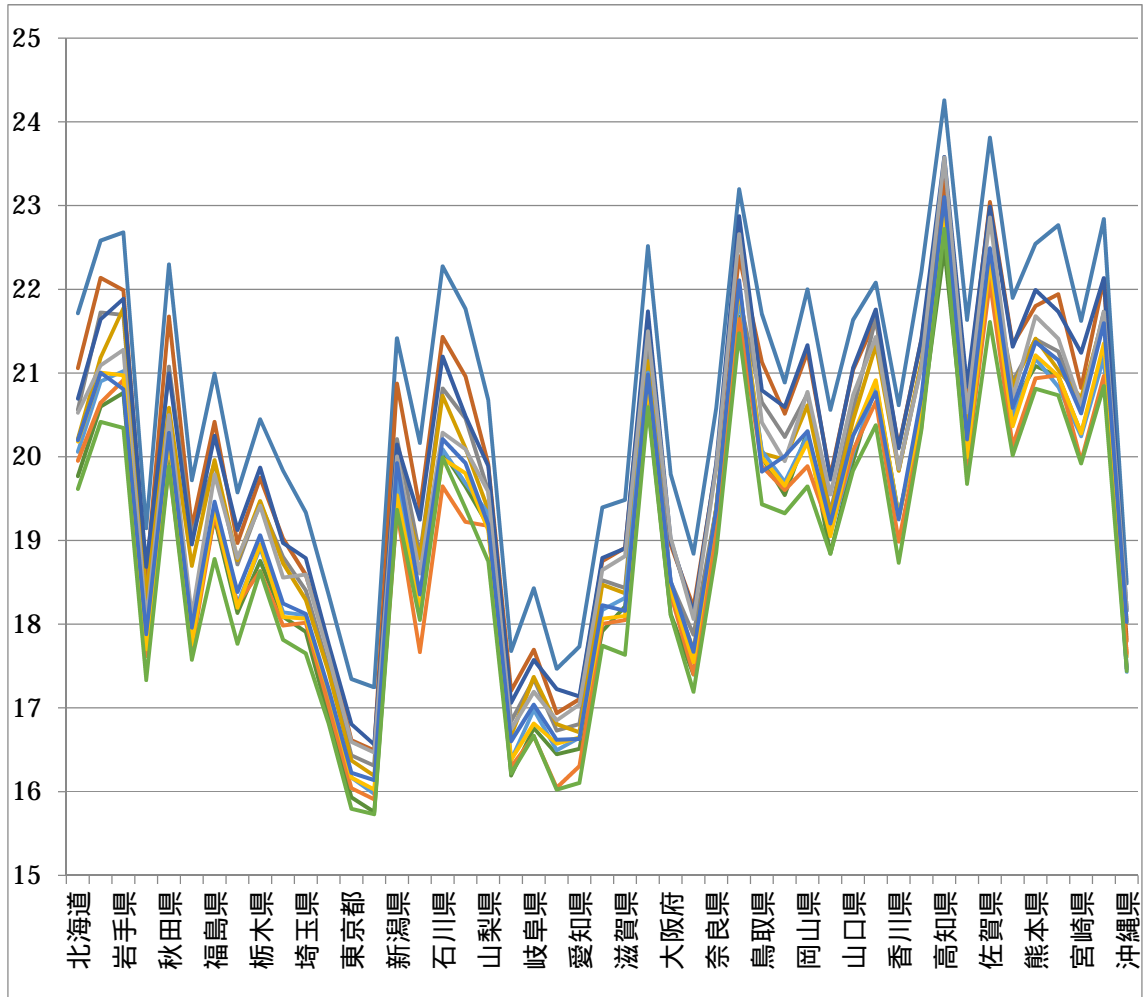
2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

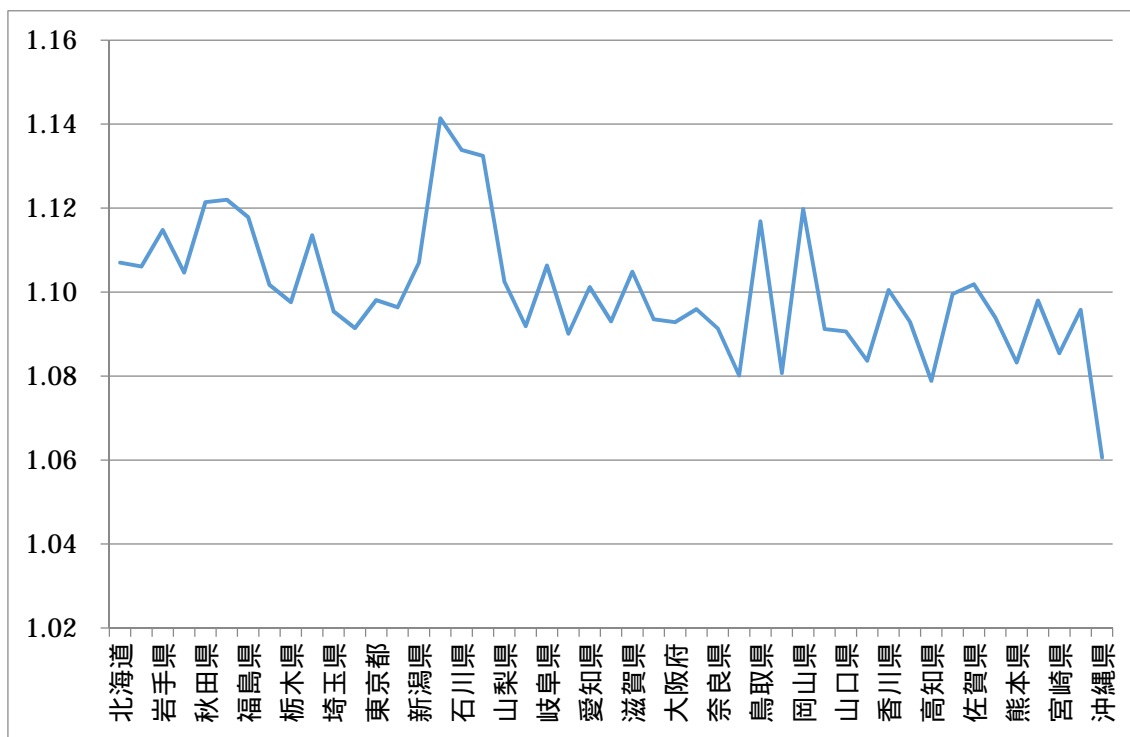
なし

図1 平均在院日数：都道府県別



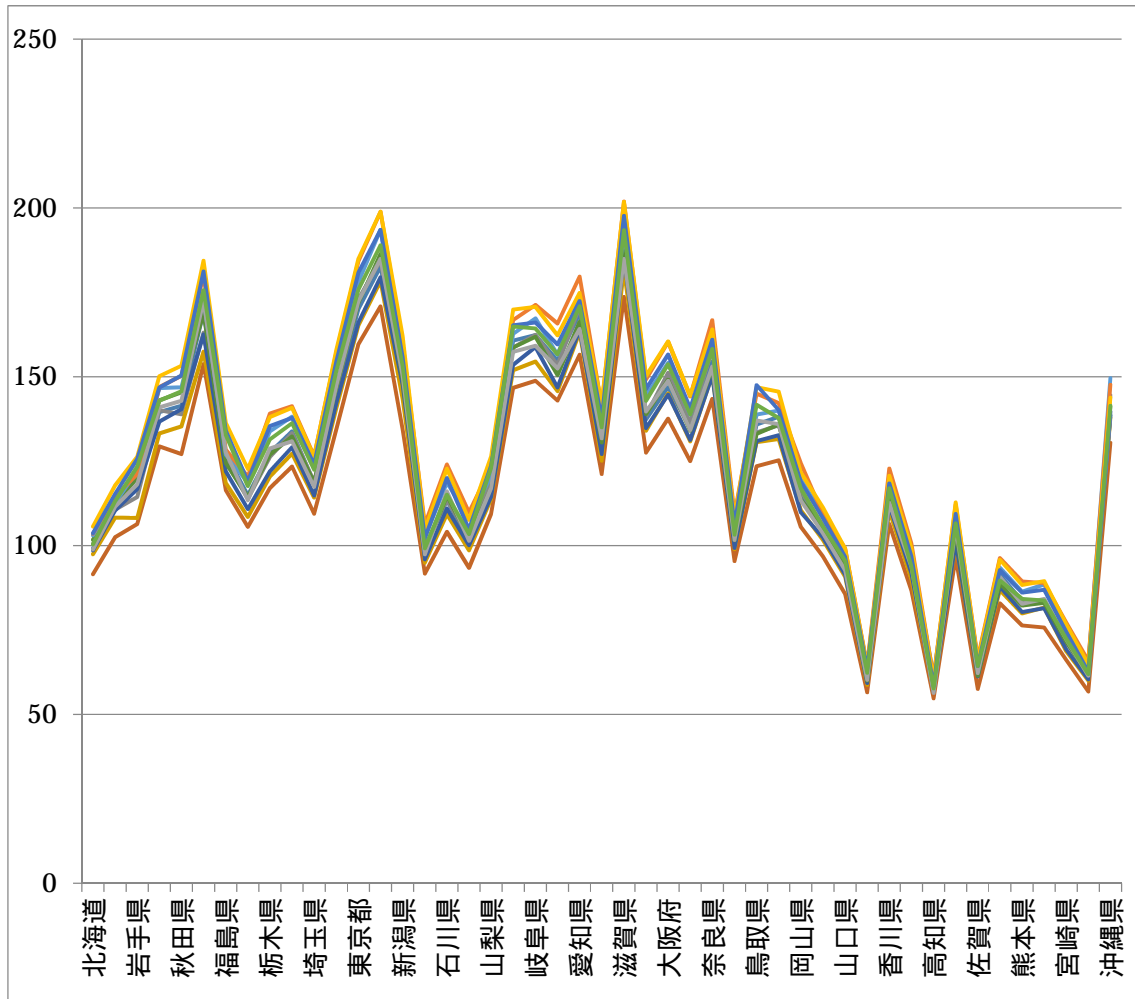
注：各線は月別の平均在院日数を表す

図2 平均在院日数：最大値/最小値



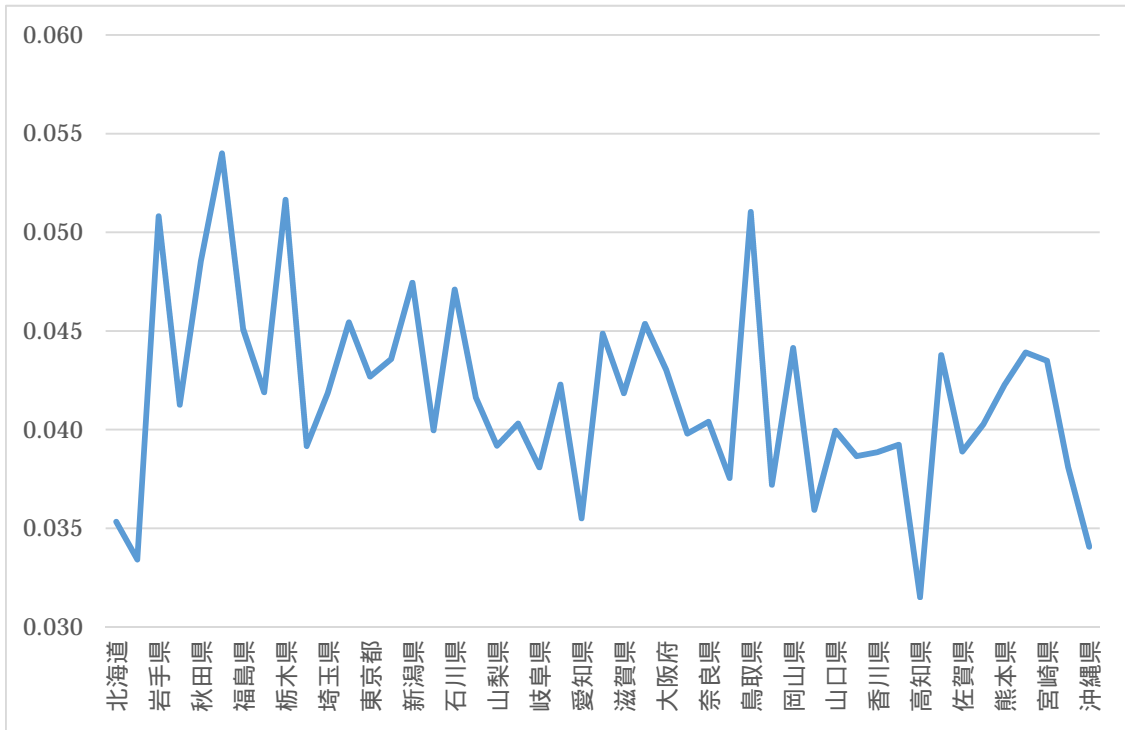
注：各線は平均在院日数の最長月と最短月の比率を示す

図3 新入院患者数：都道府県別



注：各線は月別の新入院患者数を表す

図4 新入院患者数：変動係数



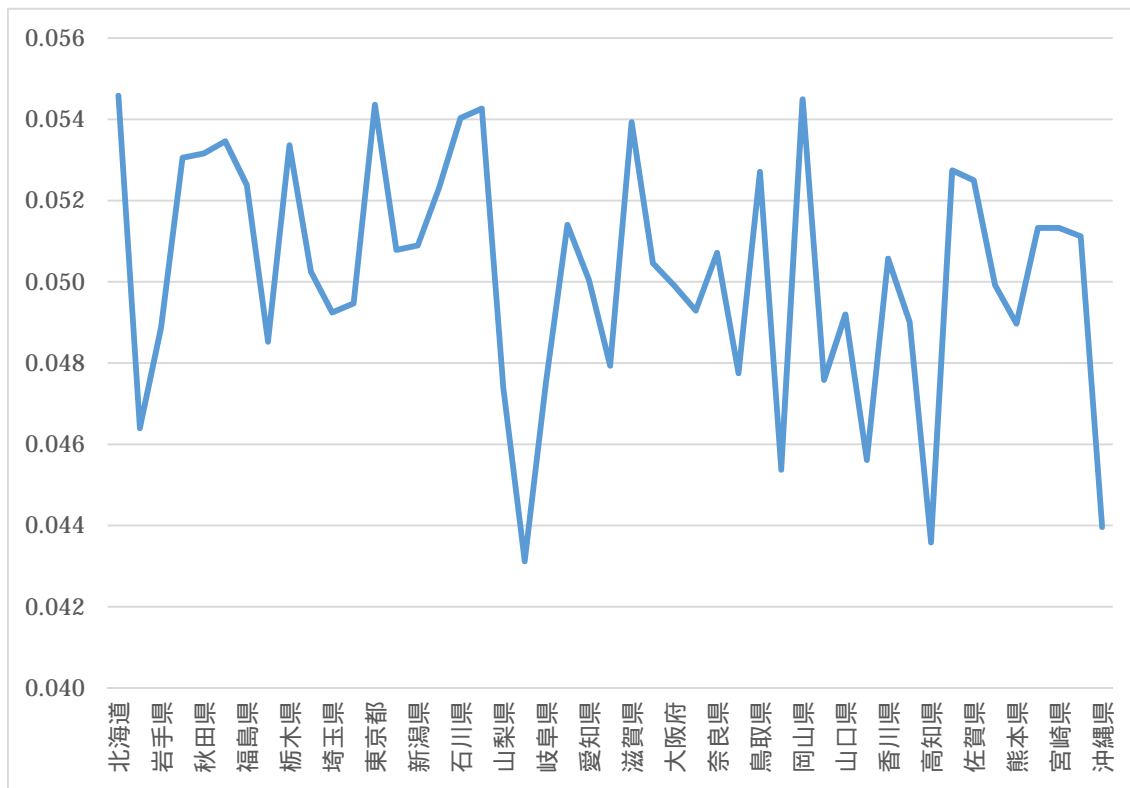
注：変動係数は月次単位の新規入院患者について、都道府県別の標準偏差を平均値で割って算出。

図5 退院患者数：都道府県別



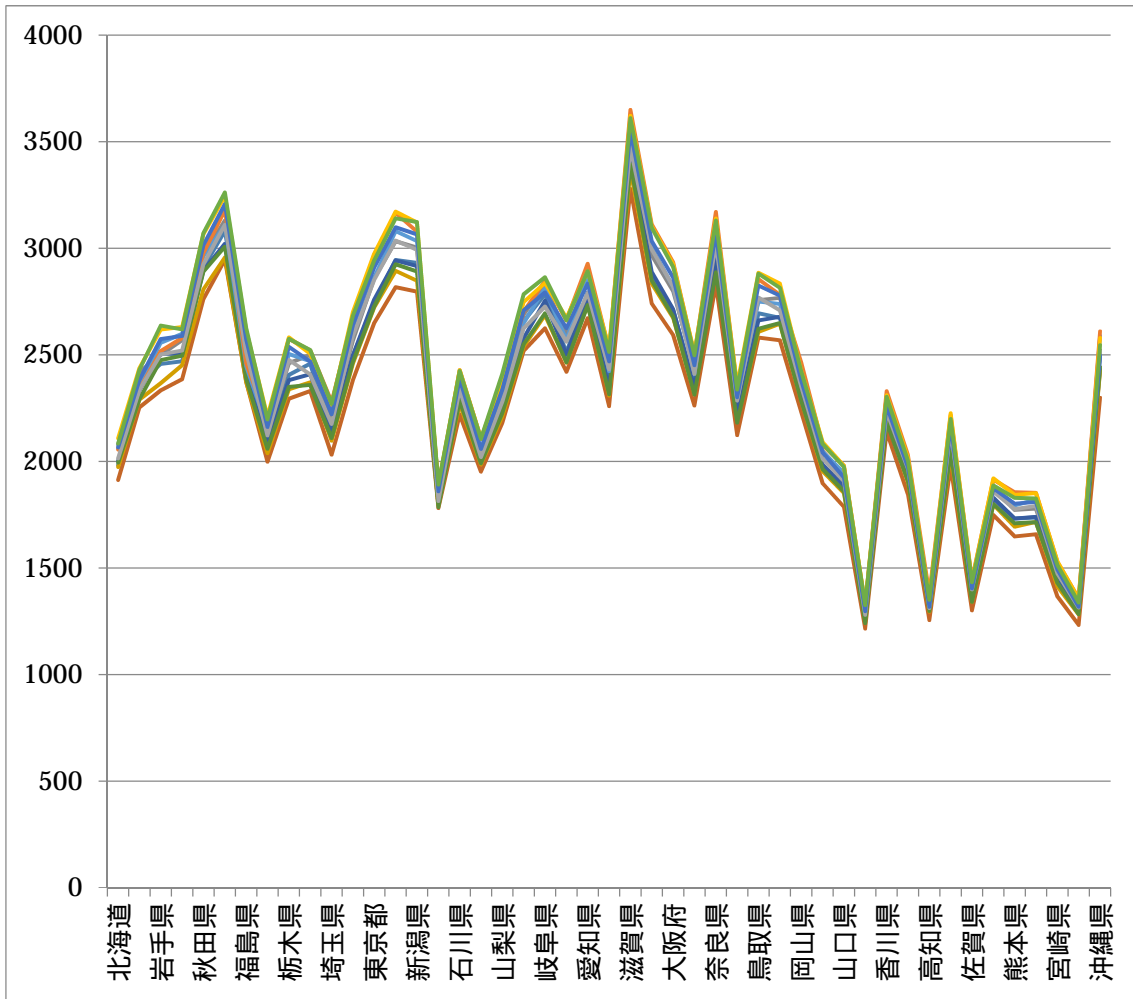
注：各線は月別の退院患者数を示す

図6 退院患者数：変動係数



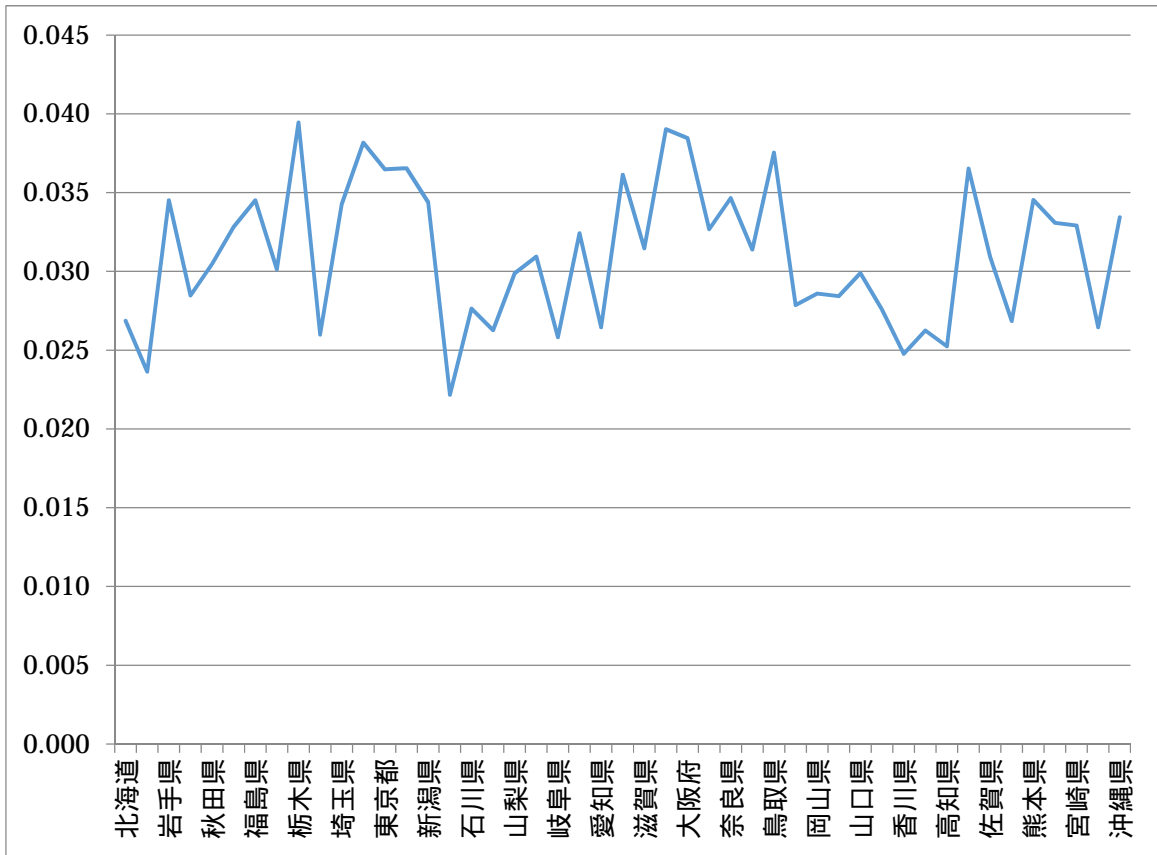
注：変動係数は月次単位の退院患者について、都道府県別の標準偏差を平均値で割って算出。

図7 延べ患者数：都道府県別



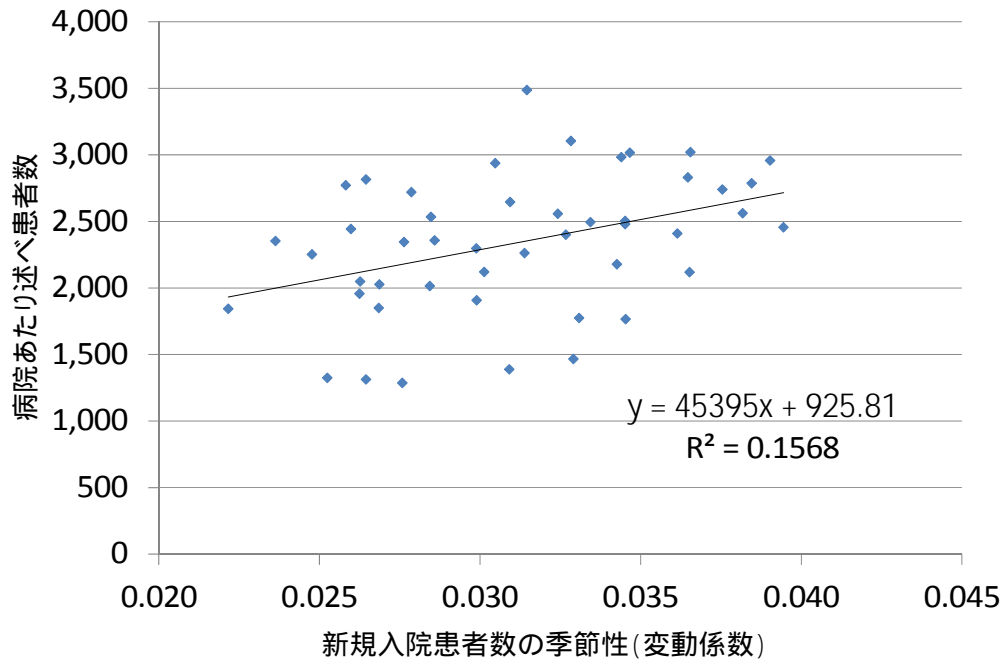
注：各線は月別の退院患者数を示す

図9 延べ患者数：変動係数



注：変動係数は月次単位の延べ患者数について、都道府県別の標準偏差を平均値で割って算出。

図9 病院当たりの患者数と新規入院患者の季節性



注：変動係数は月次単位の新規入院患者について、都道府県別の標準偏差を平均値で割って算出。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）

複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる

医療提供体制の現状把握と実証分析

分担研究報告書

病院における雇用や在院日数の季節性・及び時系列変化に関する分析

自治体病院雇用における政治的循環

研究代表者 高久玲音 医療経済研究機構 主任研究員

研究要旨

本研究では、市議会及び市長選挙が自治体病院の医療スタッフ配置に与える影響を分析した。分析の結果、選挙年には平均して自治体病院の常勤換算医師数が3%上昇することが明らかになった。特に非常勤の医師で選挙年における増加率は8%と高かった。これは、自治体病院の運営が政治的な争点となる中で、現職市長が自治体病院の環境を選挙前に整えようとすることに起因すると考えられた。また、選挙年には、自治体病院で小児科や産科といった不採算部門を閉鎖する傾向が緩和されていた。推定によれば、自治体病院において小児科を開設している確率は選挙年で2-3%上昇していた。最後にすべての分析結果を、市区町村立病院以外の公的病院（都道府県立病院や国立病院）のサンプルを用いて再現したところ、自治体選挙の効果は市長選及び市議会選とともに全く観察されなかった。今後は、選挙における自治体病院の医療スタッフが患者アウトカム（満足度など）に与える影響についても検討を行う必要があると考えられた。

A. 研究目的

医療スタッフの配置と患者アウトカムの関連に関する研究は、政策的にも極めて重要であり、かつ医療政策研究の中心的トピックでもある。しかしながら、病院単位の特性（例えば病院あたりの医師数）と患者アウトカムの間には、医療スタッフ配置以外にも様々な交絡変数が存在する。例えば、医療スタッフ配置の多い病院では、比較的重篤な患者を受け入れており、何ら統計的な調整が行われない場合、「医療スタッフの多い病院ほど死亡率が高い」という関係が観察されてしまう。こうした技術的な問題

を排除し、医療スタッフの因果的効果を確認することは、学術的のみならず政策的にも大きな価値のあることだと思われる。例えば、診療報酬における看護スタッフ配置に関する点数の設定や、医師の流出が激しい自治体病院における医師確保などの政策において、そもそもそうした政策が患者に良い影響を与えるのかを確認することは、言うまでもなく重要である。

そうした研究を行うための予備的研究として、本研究では、自治体の首長が選挙で再選するために自治体病院の雇用を増やすという政治的現象に着目した。近年、自治

体病院の経営が困難になるなかで、選挙前には病院の雇用を増やし機能強化を行うインセンティブがあると推察される。また、自治体病院の赤字が財政再建の障害となっている場合であっても、雇用の整理を通じた財政再建策は選挙前には延期される可能性も高いただろう。仮に、そうした政治的動機が存在する場合、自治体病院では選挙年における雇用数の上昇が確認されるはずである。さらに、首長は自らが運営者である自治体病院の雇用に関しては権限を持っているものの、同じ地域の民間病院の雇用には関与できない。よって、市長選挙のタイミングが影響するのは自治体病院だけであり、同じ地域の民間病院は全く影響を受けないと予想できる。

こうした仮説を、「医療施設調査」「病院報告」をリンケージした代表性の高い大規模データを使って確認することが、本研究の目的である。

B. 研究方法

まず、市長選挙の実施年などの政治的変数を地方自治総合研究所が発行している『全国首長名簿』から2002年から2012年まで取得した。なお、町村選挙についてはデータ精度が市区と異なることから、分析対象としなかった。

次に、病院報告の「従事者票」を2002年から2012年まで取得し、すべての病院における医師数、看護師数を統計ソフトに読み込んだ。この従事者データを市区町村コードを用いて『全国首長名簿』の選挙情報と連結した。このデータを用いて、2002年から2012年までのすべての市における選挙情報が、その市の市立病院の雇用者情報

を接続された。

市長選挙については、病院報告の調査年度と同じ年度に選挙が行われる場合に1をとる2値変数を作成した。また、議会選挙の効果を別途識別するため、議会選挙のタイミングについても同様の方法で特定した。さらに、首長選挙の性質による効果の異質性をコントロールするために、現職議員の支持政党が自民党である選挙と民主党である選挙を特定した。最後に、無投票の選挙では現職議員の行動も異なると予想されることから、無投票選挙ダミーを作成した。

次に、基本的な制御変数として、議会の議席数（対数値）と議席の政党別シェアを調整した。政党としては、ここでは継続的に把握が可能だった自民党、民主党、公明党、共産党のシェアを計算して推定に用いた。

以上のデータを用いて、2002年から2012年の期間における、自治体選挙と病院雇用の関係が明らかにされた。なお、2011年の東日本大震災の影響を除くために、被災3県は除いた。

C. 研究成果

まず、選挙年において自治体病院の雇用がどのように変化するのか、表1にまとめた。表1では、被説明変数に対数をとった常勤医師数を取り、複数の選挙年ダミーで回帰した係数を報告している。1列では、市長選挙年ダミーのみを推定に含めた結果を、2列では議会構成などを加えた推定結果を、3列では現職首長の党派性を加えた結果と、4列では議会選挙の効果を加えた結果を報告している。また5列と6列では、中小都市と大都市でサンプルを分割してい

る。

結果をみると、まず1列では現職が再選する選挙の選挙年では、医師数が2.4%増えている。これは再選の選挙の場合に現職議員が再選確率を高めるために、選挙実施年に自治体病院への医師配置を増やすことを示している。この結果は2列から4列にかけて様々な選挙属性を制御しても頑健である。4列ですべての変数を制御した結果を報告しているが、係数は0.030であり、市長選挙年には医師数が3%増加していると解釈できる。さらにこの選挙効果は、大都市では観察されなかった。また、4列の結果をみると、議会選挙の効果は有意ではなく、現職首長の党派性も選挙効果に影響は与えていなかった。

以上の結果を常勤医師と非常勤医師に分けて分析したのが**表2**である。**表2**では、非常勤医師数において、きわめて大きな効果が観察されている。4列では、非常勤医師の増加率は選挙年に8%となっていた。

これらの結果は、選挙のタイミングが他の社会経済的変数と交絡しているために観察された「みせかけの相関」である可能性も排除できない。そこで、自治体病院以外の公的病院（都道府県立病院、国立病院、準公的病院）をサンプルにして、同様の推定をおこなった。これらの病院は、自治体病院と機能的に重複している部分が大いだが、自治体選挙の影響は受けないはずである。

このブラシボテストの結果は**表3**にまとめた。表3をみると、全医師数、常勤医師数、非常勤医師数などすべての結果で、首長選挙の効果は有意ではない。また議会選挙の効果も同様に有意ではない。仮に、選

挙のタイミングが観察されない地域レベルのトレンドと交絡している場合には、これらの病院でも選挙の効果は有意に推定されるはずである。特に、公立病院の民営化などの影響によって、自治体病院の選挙効果が有意に推定されている場合、都道府県立病院のサンプルを用いても選挙効果は有意に推定されるはずである。しかし推定結果は頑健に有意ではなかった。

次に、表4では看護職数（看護師+准看護師）と看護師割合（看護師/看護職数）に対する選挙効果を解析した。1列では、市立病院のサンプルでは選挙年に看護職数が5.8%増加している。また、選挙年と現職首長の推薦政党が民主党である場合の交差項の係数は-0.77で有意となっている。これは、民主党が推薦政党である地域では総じて看護職配置が多く、これらの地域では選挙前に追加的な看護職の確保を行わないことに起因すると考えられた。最後に3列、4列のブラシボテストの結果をみると、選挙効果はいずれも有意ではなかった。

ただし、自治体選挙のタイミングが、病院の雇用に再選動機以外の経路を通じて影響をあたえる可能性もある。そこで、首長が雇用をコントロールできない自治体病院以外の病院のサンプルを使って、同じ推定を試みる。結果をみると、公的病院、医療法人、個人病院のいずれにおいても医師の雇用と選挙の相関は全く見られなかった。これは、市立病院の雇用が、まさに選挙を通じて変動していたことを示唆しているだろう。

表5では、選挙年だけではなく、選挙前年及び、選挙1年後の効果を推定している。すべての推定で、有意な効果が観察された

のは選挙年ダミーのみであり、選挙前年や選挙後の効果は観察されなかった。

以上のような頑健な選挙効果が観察された一つの理由として、選挙年には小児科や産婦人科のような住民の注目度の高い診療科を閉鎖することを避ける可能性が考えられる。そこで、これらの診療科の開設に対する選挙の影響を推定した。表6をみると、小児科を提供する確率は、選挙年において2 - 3%程度上昇している。産婦人科については、サンプルサイズの関係から、首長選挙と様々な交差項を推定に加えると有意にならなくなったが、首長選挙単体の効果としては有意な効果を示した。この推定においても、市立病院以外のサンプルでは有意な効果は得られなかったことから、推定結果が因果関係であることが示唆された。

D. 考察

本研究の主な留保として、選挙タイミングの外生性が挙げられる。特に少なくない自治体が平成の大合併を契機として選挙を行っている。合併の意思決定によって選挙タイミングが影響される場合、推定結果は様々なバイアスの影響を受けると考えられる。次に、2007年以降の公立病院民営化によって、自治体病院として統計上把握されなくなった病院が存在する。ただし、こうした問題による推定上のバイアスは大きくないと考えられる。特に、平成の大合については、別途合併した自治体を除いて推定を行ったが、結果に大きな相違はなかった。次に公立病院改革については、とりわけ都道府県立病院に大きな影響を与えたと思われるが、本稿のプラシボテストは頑健に有意ではない。これは、本稿の結果がそうし

た要因によって大きな影響を受けていないことを示している。反対に、本稿で得られたいくつかの結果は、選挙年における首長の行動として解釈が容易であり、妥当性も高いと考えられる。特に、小児科などの住民の注目度の高い不採算部門の閉鎖を選挙年に回避し、そのために（常勤ではなく）非常勤の医師を雇用するという結果については、選挙年における一時的な行動としてある程度の説得性がある。

さらに、選挙効果は大都市ではなく中小都市で強く観察されていた。この点についても、大都市では民間病院の代替機能が強く、選挙においては自治体病院の赤字の削減が注目されることから、整合的な結果といえる。しかし、いずれにしても、これらの推定上の（潜在的な）問題点について、次年度に精査を行う必要がある。

E. 結論

本稿では、自治体病院の医療スタッフの廃止が自治体選挙に少なくない影響を受けていることを明らかにした。今後は、本研究班で既に構築されているリンケージデータを用いて、患者アウトカム（満足度、死亡）についても分析を進めることが重要である。

また、本分析の分析結果は確定したものではなく、今後さらに検討を深める余地は大きい。いずれにしろ選挙における自治体病院の雇用変動というトピックは政治経済学的にも興味深く、政策的にも重要なトピックであると考えられる。また、それを用いて、患者の死亡率などの重要なアウトカムの検討を行える点は、本研究班で作成したリンケージデータの大きな利点である。

今後本分析のようなデータの利活用を通して、政策課題に対して基礎的なエビデンスを提供できるものと推察される。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はありません。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

平成 28 年中の発表を予定

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表1 医師数と市長選挙

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
選挙年ダミー： 首長	0.024*** [0.009]	0.021** [0.010]	0.031*** [0.012]	0.030** [0.014]	0.031** [0.016]	-0.001 [0.041]
選挙年ダミー： 議会				-0.021 [0.013]	-0.012 [0.015]	-0.045* [0.027]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.014 [0.021]	0.011 [0.025]	-0.032 [0.048]
選挙年ダミー： 無投票選挙		0.018 [0.023]	0.014 [0.023]	0.015 [0.023]	0.009 [0.024]	0.063 [0.070]
選挙年ダミー： 現職自民党			0.002 [0.024]	0.001 [0.024]	0.012 [0.026]	-0.013 [0.076]
選挙年ダミー： 現職民主党			-0.033 [0.031]	-0.034 [0.031]	-0.043 [0.027]	0.06 [0.092]
Ln 議席数		-0.096** [0.047]	-0.099** [0.047]	-0.096** [0.047]	-0.147 [0.097]	-0.539** [0.224]
議席シェア： 自民党		0.243 [0.218]	0.234 [0.217]	0.236 [0.217]	0.229 [0.248]	0.598 [1.203]
議席シェア： 民主党		0.68 [0.445]	0.683 [0.440]	0.694 [0.436]	1.221*** [0.356]	0.136 [0.954]
議席シェア： 公明党		0.728 [0.557]	0.726 [0.554]	0.717 [0.554]	0.683 [0.604]	-1.057 [2.874]
議席シェア： 共産党		0.121 [0.411]	0.109 [0.414]	0.11 [0.415]	0.263 [0.442]	1.201 [1.431]
市固定効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
サンプル	全	全	全	全	中小市	大都市
Observations	4,184	4,178	4,178	4,178	3,347	831
R-squared	0.69	0.69	0.69	0.69	0.78	0.45

注：***は $p < 0.01$ を示す。「病院報告」を用いたすべての市立病院の2002年から2012年までの情報を用いた推定結果。被災三県を除く。

表2 医師数と選挙：常勤・非常勤

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
パネルA：常勤医師数						
選挙年ダミー： 首長	0.017*	0.01	0.029**	0.026	0.024	-0.026
	[0.009]	[0.010]	[0.013]	[0.016]	[0.018]	[0.051]
選挙年ダミー： 議会				-0.024*	-0.02	-0.022
				[0.015]	[0.016]	[0.037]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.022	0.021	-0.033
				[0.024]	[0.027]	[0.061]
パネルB：非常勤医師数						
選挙年ダミー： 首長	0.056***	0.070***	0.055**	0.080**	0.094**	0.033
	[0.019]	[0.022]	[0.027]	[0.033]	[0.036]	[0.111]
選挙年ダミー： 議会				0.019	0.021	0.037
				[0.026]	[0.030]	[0.075]
選挙年ダミー： 首長*議会				-0.065	-0.041	-0.237**
				[0.053]	[0.058]	[0.116]
市固定効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
議会構成		yes	yes	yes	yes	yes
現職首長の党派性			yes	yes	yes	yes
サンプル	全	全	全	全	中小市	大都市

注：***は $p < 0.01$ を示す。「病院報告」を用いたすべての市立病院の2002年から2012年までの情報を用いた推定結果。被災三県を除く。

表3 医師数と選挙：市立病院以外

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
パネルA：全医師数						
選挙年ダミー： 首長	0.000	-0.003	0.005	-0.010	-0.004	-0.034
	[0.007]	[0.008]	[0.015]	[0.018]	[0.020]	[0.033]
選挙年ダミー： 議会				-0.008	-0.014	-0.014
				[0.013]	[0.013]	[0.029]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.036	0.026	0.056
				[0.025]	[0.027]	[0.045]
パネルB：常勤医師数						
選挙年ダミー： 首長	-0.003	-0.008	0.001	-0.018	-0.013	-0.041
	[0.007]	[0.008]	[0.015]	[0.020]	[0.024]	[0.035]
選挙年ダミー： 議会				-0.007	-0.012	-0.013
				[0.014]	[0.014]	[0.032]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.045	0.034	0.067
				[0.028]	[0.032]	[0.047]
パネルC：非常勤医師数						
選挙年ダミー： 首長	0.000	-0.003	-0.006	-0.034	-0.058	0.021
	[0.018]	[0.020]	[0.029]	[0.035]	[0.044]	[0.059]
選挙年ダミー： 議会				-0.053	-0.047	-0.053
				[0.032]	[0.038]	[0.073]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.085	0.069	0.099
				[0.053]	[0.070]	[0.091]
市固定効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes
議会構成		yes	yes	yes	yes	yes
現職首長の党派性			yes	yes	yes	yes
サンプル	全	全	全	全	中小市	大都市
観測値	7,687	7,675	7,675	7,675	4,844	2,831

注：***は $p < 0.01$ を示す。サンプルは市立病院以外のすべての公的病院。2002年から2012年までの情報を用いた推定結果。被災三県を除く。

表4 看護職配置と選挙

	市立病院		市立病院以外	
	看護職数 (1)	看護師割合 (2)	看護職数 (3)	看護師割合 (4)
選挙年ダミー： 首長	0.058*** [0.021]	0.000 [0.002]	-0.005 [0.021]	-0.002 [0.002]
選挙年ダミー： 議会	-0.005 [0.018]	-0.003 [0.002]	-0.002 [0.016]	-0.002 [0.002]
選挙年ダミー： 首長*議会	-0.007 [0.029]	0.007* [0.004]	0.005 [0.032]	0.001 [0.004]
選挙年ダミー： 無投票選挙	-0.021 [0.041]	0.002 [0.004]	0.026 [0.025]	0.005 [0.004]
選挙年ダミー： 現職自民党	-0.028 [0.029]	0 [0.003]	-0.003 [0.029]	-0.002 [0.003]
選挙年ダミー： 現職民主党	-0.077** [0.037]	-0.006* [0.004]	-0.001 [0.024]	0.005 [0.003]
Ln 議席数	-0.111** [0.054]	-0.026*** [0.009]	-0.121 [0.102]	-0.024** [0.010]
議席シェア： 自民党	0.182 [0.209]	0.018 [0.025]	0.113 [0.275]	0.007 [0.022]
議席シェア： 民主党	0.816* [0.425]	-0.011 [0.053]	0.295 [0.405]	-0.069** [0.029]
議席シェア： 公明党	-0.029 [0.765]	-0.074 [0.100]	-0.644 [0.696]	-0.032 [0.086]
議席シェア： 共産党	-0.245 [0.472]	-0.051 [0.064]	-0.569 [0.543]	0.067 [0.066]
市固定効果	yes	yes	yes	yes
年効果	yes	yes	yes	yes
サンプル	全	全	全	全
Observations	4,176	4,170	7,694	7,694
R-squared	0.664	0.727	0.328	0.487

注：***は $p < 0.01$ を示す。2002年から2012年までの情報を用いた推定結果。被災三県を除く。看護職数は看護師と准看護師の合計。看護職割合は看護職数に占める看護師の割合。

表5 勤学的効果

	医師数		看護職数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
選挙前年	0.002 [0.014]	0.001 [0.014]	0.017 [0.019]	0.017 [0.018]
選挙年	0.026* [0.014]	0.031* [0.017]	0.02 [0.018]	0.065*** [0.023]
選挙1年後	0.008 [0.011]	0.009 [0.011]	0.008 [0.014]	0.008 [0.014]
市固定効果	yes	yes	yes	yes
年効果	yes	yes	yes	yes
その他の選挙変数		yes		yes
Observations	4106	4106	4098	4098
R-squared	0.685	0.685	0.661	0.661

注：***は $p < 0.01$ を示す。2002年から2011年までの情報を用いた推定結果。被災三県を除く。

表6 その他の変数に対する選挙効果

	(1) 小児科有	(2) 産婦人科有	(3) 入院患者数	(4) 外来患者数	(5) 2次救急可能
パネルA: 市立病院					
他の選挙変数なし	0.021** [0.009]	0.024* [0.012]	0.038* [0.020]	0.055*** [0.021]	-0.012 [0.013]
他の選挙変数あり	0.028* [0.014]	0.012 [0.019]	0.030 [0.030]	0.014 [0.028]	0.006 [0.022]
観測値	1534	1534	1523	1527	1514
パネルB: 市立病院以外					
他の選挙変数なし	0.013 [0.014]	-0.011 [0.023]	0.026 [0.033]	0.035 [0.044]	-0.009 [0.017]
他の選挙変数あり	0.001 [0.008]	0.000 [0.012]	0.025 [0.019]	0.006 [0.026]	-0.024** [0.012]
観測値	2605	2605	2587	2574	2536
市固定効果	yes	yes	yes	yes	yes
年効果	yes	yes	yes	yes	yes
その他の制御変数	yes	yes	yes	yes	yes
サンプル	全	全	全	全	全

注：***は $p < 0.01$ を示す。2002年、2005年、2008年、2011年の医療施設調査を用いた推定結果。入院患者数、外来患者数は対数値。被災三県を除く。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）

複数の厚生労働統計をリンケージしたデータによる

医療提供体制の現状把握と実証分析

分担研究報告書

高額医療機器の地理的分布に関する研究

MRI の事例

研究分担者 別所俊一郎 慶應義塾大学経済学部 准教授

研究要旨

日本には、他の先進各国と比べて、MRI スキャナをはじめとする高額医療機器が人口あたり数多く保有されている。所得水準の高さ、高齢化の進展、出来高払いを中心とする公的医療保険制度、患者のもつ医療機関選択の自由、医療機関の自由開業制等、日本には高額医療機器が普及する要因は揃っていると考えられるものの、その分布・利用状況については十分に検討されているとは言いがたい状況にある。本研究では「医療施設調査」をはじめとした全数調査・代表性の高い大規模データを用いて、高額医療機器の地理的分布を確認し、この投資決定に影響する要因を検討した。その結果、MRI スキャナの全国での総台数は増加傾向にある一方、地理的な偏在は縮小傾向にあることが確認され、これは、MRI スキャナの少なかった地域ほど台数が増加していることによって説明される。また、高齢者の多い地域・人口当たりベッド数が多い地域でも増加している。2002年と2011年を比較するとMRI スキャナを持ちながらあまり使用していない医療機関と、保有するスキャナを十分に使っている医療機関に二極化している可能性がある。また、10万人当たり台数の多い地域ほど保有するMRI スキャナを十分に使っている医療機関の比率が少なくなっており、これはMRI スキャナが過剰にある地域があることを反映しているのかもしれない。

A. 研究目的

日本には、他の先進各国と比べて、MRI スキャナをはじめとする高額医療機器が人口あたり数多く保有されている。日本では多くの医療機関が民間部門によって運営されており、MRI スキャナのような高額医療機器の導入にはそれほど規制がかかっていないことから、機器の多さは医療機関の意思決定の結果と考えられる。必要な投資額の大きさを考えると、高額医療機器の導入は医療機関にとっても重大な投資決定であろう。国際的に見た高額医療機器の多さの原因を検討することは医療機関の行動原理を解明するという点で学術的に意義がある

のみならず、高額医療機器や技術は医療費増加の有力な要因のひとつとされていることを考慮すると、政策的な意義も小さくないと考えられる。

MRI スキャナのような高額医療機器の普及要因については、国際データや、医療機関の個票を用いた分析が海外では進められてきた。医療機器は患者の検査や治療に使われるから、機器の利用が適切であり、その対価を支払うことのできる患者が多ければ、医療機関は医療機器を導入しようとするだろう。すなわち、高齢者が多い地域、所得が高い地域のほうが高額医療機器は早く導入されやすい。先進国では医療サービ

スはなんらかの医療保険の対象になるから、保険の償還方式も医療機関の投資行動に影響する。医療機関の経営主体や財務状況も機器導入の決定要因になりうる。患者が医療機関を選択することができる状況では、患者を獲得するために医療機関間に戦略的な依存関係が発生し、医療機器を導入して患者を惹き付けようとするかもしれない。

これらの先行研究を踏まえると、日本にはMRIスキャナの導入が促進されやすい環境が揃っているとも考えられる。所得水準は高く、高齢化は進展している。中心となる公的医療保険制度の償還方式はほぼ出来高払いといってよい。患者は基本的に医療機関選択の自由（フリーアクセス）をもっている。医療機関は、届出により原則どこでも自由に開業でき、法的には非営利団体とはいえ、多くの民間医療機関の経営者は営利企業の経営者とほぼ同様の経営責任を負っていると考えられる。さらに、資本投資に対する規制は病床のみに対して行われているため、医療機器など他の生産要素への代替投資を招く可能性もある。このように、MRIスキャナが導入されやすい条件が整っている一方で、日本においてはこれらの機器が必ずしも十分に活用されていない可能性も指摘されてきた。

本研究の目的は、これらの先行研究を踏まえて、「医療施設調査」をはじめとした全数調査・代表性の高い大規模データを用いて、高額医療機器の地理的分布を確認し、この投資決定に影響する要因を検討することにある。

B. 研究方法

「医療施設静態調査」を1999年から2011

年まで5回分を入手し、すべての診療所・病院におけるMRI検査の有無・件数・MRI台数のほか、各医療施設の属性を読みこんだ。ただし、1999年の静態調査では診療所に対してMRI検査に関して質問していないので、以下ではおもに2002年以降のデータを用いる。静態調査では医療施設の識別番号を都道府県ごとに割り当てているものの、異なる年の調査での識別番号との同一性が確認できていないため、MRI検査の状況を地域的に集約した。

2002年から2011年にかけてはいわゆる平成の大合併が進行していることから、医療施設の属する市町村名が年によって変化している。また、MRI検査を行う医療施設は都心部に集中していると考えられることから、全国的な分布を検討するために2次医療圏単位で集計することとした。2次医療圏は一般的な医療サービスを提供する医療圏とされており、都道府県が設定するものであるが、医療計画の見直し等に伴って設定が変化することがある。そこで本研究では2005年時点での2次医療圏の区分けに従って集計することとした。ただし、横浜市と川崎市は一つの市のなかに複数の2次医療圏が設定されているが、両市については1つの医療圏とみなしている。

MRIスキャナがどれほど活用されているかの指標として、医療施設ごとにMRIスキャナ1台当たりの検査件数を求め、2次医療圏内で1台当たりの検査件数が一定数以上となっている施設の比率を求めた。これは、医療圏全体での1台当たり検査件数を用いてしまうと、医療圏内での検査件数の偏在・十分に活用されていないMRIスキャナの台数の情報が消えてしまうと考えられ

るからである。検査件数の閾値としては、先行研究から採算がとれると考えられる1か月あたり300件を用いた。

各2次医療圏の社会経済的状況として、所得水準と年齢構成を考慮した。所得水準としては総務省「市町村課税状況等の調」から課税対象所得のデータを得た。年齢構成の情報は、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」から得た。これらのデータは市町村ごとに集計されているため、2次医療圏ごとに集計しなおし、一人当たり課税対象所得、15歳以下人口比率、65歳以上人口比率を算出した。また、2次医療圏内にある医療機関数、一人当たりベッド数も用いた。

このようにして集計した2次医療圏ごとのMRIスキヤナの台数・利用状況と社会経済的状況の関係を検討するため、台数・利用状況を被説明変数、それらの過去値・社会経済的状況・2次医療圏内にある医療機関数・一人当たりベッド数を説明変数とする回帰分析を行った。推定方法は固定効果モデルを用いた。

C. 研究成果

まず、全国に存在するMRIスキヤナ台数を病院・診療所別に集計した。2008年の調査からは磁場強度によって1.5テスラ以上と1.5テスラ未満に分けて調査が行われているため、2008年以降についてはそれぞれについても集計した。表1は集計結果を示している。2002年には病院と診療所を合わせて4,405台あったMRIスキヤナは順調に台数を増加させ、2011年には5,990台存在している。磁場強度によって分けてみると、2008年では病院と診療所を合わせて1.5テ

スラ以上が2,823台、1.5テスラ未満が2,680台であったのに対し、2011年には1.5テスラ以上が3,461台、1.5テスラ未満が2,529台となっており、1.5テスラ以上の機器が増加する一方で1.5テスラ未満のスキヤナの台数は減少している。

磁場強度によって増減の違いはあるものの総数を増やしているMRIスキヤナの地理的偏在を確認するため、2次医療圏を単位として、総台数について不平等度を算出した。結果は表2に示されている。算出した指標はGini係数・Theil尺度・対数分散の3種類であるが、いずれの指標も2002年から2011年にかけて単調に減少している。

地理的なMRIスキヤナの分布を検討するため、10万人当たりのMRIスキヤナの台数の3年間の変化を被説明変数として行った回帰分析の結果は表4に示されている。説明変数はすべて3年前の値を用いている。第1列と第2列は2005年から2011年までの3回分をプールした推定結果、第3列から第5列はそれぞれの年ごとの推定結果である。いずれのケースにおいても3年前の10万人当たりMRIスキヤナの台数は、その後3年間のMRIスキヤナの台数の増加とマイナスの相関を示しており、とくに3回分をプールして固定効果モデルを用いた場合にはいずれも統計的に有意な結果となっている。また、3回分をプールして固定効果モデルを用いた場合には65歳以上人口比率が統計的に有意に正の相関を示している。他方で、一人当たり課税対象所得や15歳以下人口比率の係数はどのケースについても統計的に有意にはゼロと異なる。

次に、MRIスキヤナの活用状況の指標として、医療施設ごとにMRIスキヤナ1台当

たりの検査件数を求めた。表4は2002年と2011年、およびこの2時点間の差の集計結果を示している。2002年から2011年にかけてMRIスキャナの総台数は増加しているが、1台当たりの検査件数の分布は変化しており、その変化のありようは病院と診療所で異なる。1台当たりの検査件数が50件以下の医療機関は病院でも診療所でも増えているが、その増え方は診療所のほうが多い。また、1台当たり検査件数が50件から250件のあいだに入る医療機関は、病院については減少している一方で、診療所については増加している。同時に、1台当たり350件以上の検査を行っている医療機関の比率も増加している。

MRIスキャナ1台当たりの検査件数がどのような医療施設で変化しているかをみるため、2次医療圏を単位とし、被説明変数に1台当たり検査数が300件を超える医療機関の比率を取って行なった回帰分析の結果は表5に示されている。説明変数の組合せの異なる2つの定式化のいずれにおいても、10万人当たりMRI台数の係数は統計的に有意に負に推定され、また、65歳以上人口比率の係数は統計的に有意に正の値をとるという結果が得られた。

D. 考察

以上の研究成果から、MRIスキャナの台数や利用状況は、以下のように推移していると考えられよう。

MRIスキャナの全国での総台数は増加しており、これにともなって地理的な偏在は縮小傾向にある。この縮小傾向は、MRIスキャナの少なかった地域ほど、その後の3年間で台数が増加していることによって説

明される。同時に、高齢者の多い地域では、おそらくは医療提供の必要性のために、MRIスキャナの台数は増加している。台数の増加と人口当たりベッド数との相関関係は、固定効果を制御した推定では観測されないものの、横断面データを用いた推定では正に推定されることから、人口当たりベッド数と相関を持つ各地域特有の事情が、MRIスキャナの導入に相関している可能性が考えられる。

MRIスキャナの総台数は増加しているなかで、その利用状況も変化している。2002年と2011年を比較すると、1台当たり50件以下の検査しか行っていない医療機関とともに、1台当たり300件以上の検査を行っている医療機関の比率が増加している。他方で、1台当たり50件から300件の検査を行っている医療機関の比率は減少している。すなわち、MRIスキャナを持ちながらあまり使用していない医療機関と、保有するスキャナを十分に使っている医療機関に二極化しているのかもしれない。回帰分析の結果からは、10万人当たり台数の多い地域ほど、保有するMRIスキャナを十分に使っている医療機関の比率が少なくなることが示唆される。このことは、MRIスキャナが過剰にある地域があることを反映しているのかもしれない。他方で、高齢者の多い地域では保有するMRIスキャナを十分に使っている医療機関の比率は高くなり、医療需要に対応して利用されていることが看取される。

E. 結論

本分析の分析結果は確定したものではなく、変数の設定・推定方法の選択等の点に

において今後さらに検討を深める余地は大きいと思われる。MRI スキャナをはじめとする高額医療機器の分布・利用状況の分析は日本においてはいまだ緒に就いたばかりであり、高額医療機器の保有量が国際的に見て例外的に多いという現状にかんがみれば、このような分析を進めることの学術的・政策的意義は極めて大きいといえよう。医療施設の機器の導入・利用状況の分析では、個票を用いて医療施設の属性を制御することが不可欠であるから、この点で本研究班が作成しているデータは貴重なものと考えられる。

今後、本分析のようなデータの利活用を通して、政策課題に対して基礎的なエビデンスを提供できるものと期待される。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はありません。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

平成 28 年中の発表を予定

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表 1. 台数推移

年	総数		1.5 テスラ以上		1.5 テスラ未満	
	病院	診療所	病院	診療所	病院	診療所
1999 年	2938	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
2002 年	3505	900	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
2005 年	3878	1250	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
2008 年	3936	1567	2413	410	1523	1157
2011 年	4239	1751	2946	515	1293	1236

表 2. 地理的分布の不平等度

年	Gini 係数	Theil 尺度	対数分散
2002 年	0.207	0.074	0.148
2005 年	0.195	0.066	0.131
2008 年	0.190	0.066	0.121
2011 年	0.187	0.064	0.117

表 3. 推定結果：10 万人当たり MRI 台数の変化

推定方法	2005 ~ 2011 年		2005 ~ 2011 年		2005 年		2008 年		2011 年	
	FE	***	FE	***	OLS	***	OLS	**	OLS	
10 万人当たり MRI 台数 (台/10 万人)	-0.876 (0.046)	***	-0.877 (0.047)	***	-0.142 (0.033)	***	-0.068 (0.032)	**	-0.010 (0.043)	
一人当たり課税対象所得 (100 万円/人)	0.034 (0.056)		0.034 (0.058)		0.014 (0.030)		-0.010 (0.031)		0.010 (0.038)	
15 歳以下人口比率	-13.564 (11.526)		-13.459 (11.542)		7.726 (4.731)		2.432 (5.589)		0.352 (8.934)	
65 歳以上人口比率	13.656 (3.826)	***	13.489 (3.860)	***	4.905 (1.842)	***	-0.289 (2.160)		1.134 (3.425)	
医育機関数			-0.081 (0.214)		0.128 (0.053)	**	0.044 (0.061)		-0.010 (0.090)	
人口当たり総ベッド数			-16.207 (56.235)		36.774 (9.831)	***	30.186 (10.728)	***	39.588 (16.085)	**
定数項	2.454 (2.289)		2.766 (2.533)		-1.833 (1.300)		-0.045 (1.484)		-0.555 (2.273)	
修正済み決定係数	0.000		-0.003		0.086		0.013		0.011	
サンプルサイズ	1095		1095		365		365		365	

(注) カッコ内は標準偏差。被説明変数は 3 年前と比較したときの 10 万人当たり MRI 台数の変化。説明変数はすべて 3 年前の値。

表4.1 台当たりの検査件数変化

	総数			病院			診療所		
	2002年	2011年	2002 2011	2002年	2011年	2002 2011	2002年	2011年	2002 2011
～50	612	1,023	411	396	562	166	216	461	245
～100	813	906	93	619	586	-33	194	320	126
～150	683	676	-7	532	445	-87	151	231	80
～200	556	600	44	457	427	-30	99	173	74
～250	467	540	73	410	398	-12	57	142	85
～300	323	414	91	281	309	28	42	105	63
～350	161	320	159	141	254	113	20	66	46
～400	98	230	132	78	185	107	20	45	25
～450	70	127	57	60	103	43	10	24	14
～500	35	85	50	28	57	29	7	28	21
500超	59	116	57	51	91	40	8	25	17
全体	3877	5037	1160	3053	3417	364	824	1620	796

表5. 推定結果：1台当たり300件以上検査をしている医療機関の比率

	2005～2011年	2005～2011年
10万人当たりMRI台数	-0.876 *** (0.046)	-0.877 *** (0.047)
一人当たり課税対象所得	0.034 (0.056)	0.034 (0.058)
15歳以下人口比率	-13.564 (11.526)	-13.459 (11.542)
65歳以上人口比率	13.656 *** (3.826)	13.489 *** (3.860)
医育機関数		-0.081 (0.214)
人口当たり総ベッド数		-16.207 (56.235)
定数項	2.454 (2.289)	2.766 (2.533)
修正済み決定係数	0.000	-0.003
サンプルサイズ	1095	1095

(注) カッコ内は標準偏差。推定方法は固定効果モデル。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(統計情報総合研究事業)）
分担研究報告書

自治体病院の閉鎖・縮小が地域医療や地域社会に与える影響の検証

研究分担者 安藤道人 国立社会保障・人口問題研究所 研究員

研究要旨

本研究では、2008年に閉鎖に追い込まれた自治体病院（2010年5月に100床程度の病院として再開）の閉鎖・縮小が、近隣病院の外来・入院患者数や医師・看護師数、年齢別人口、地価に与えた影響を検証した。研究デザインとしては、閉鎖・縮小を経験した自治体病院の近隣病院および近隣地区を分析単位とし、閉鎖・縮小となった自治体病院からの距離を処置変数とし、各種のアウトカム変数が自治体病院閉鎖前後でどのように変化したのかを検証した。その結果、病院閉鎖・縮小は、近隣病院の医師数や看護師数を増加させた可能性を示唆する一方で、他の変数に対して顕著な影響を与えていない可能性が示唆された。一方で、分析手法のさらなる精査や検証対象事例の拡大の必要性も示唆された。

A. 研究目的

自治体病院は、一次医療や二次医療、そして地域包括ケアにおいて中心的な役割を担っている医療機関である。本研究では、そのような役割を担っている自治体病院の閉鎖が地域医療や地域社会にどのような影響を与えるかを検証し、人口減少社会および高齢社会における自治体病院の役割について検証する。具体的には、400近い病院規模を有していたにもかかわらず2008年9月をもって休止となった銚子市立病院（2010年5月に100床程度の病院として再開）の閉鎖の影響を検証する。

B. 研究方法

自治体病院の廃止前後の医療施設（静態）調査の病院の個票パネルデータや国勢調査や地価公示のパネルデータを用いたグラフ分析や回帰分析により、自治体病院の廃止効果を検証する。廃止効果の識別・推定のための研究デザインとしては、閉鎖となった自治体病院（ここでは銚子市立病院）の近隣病院および近隣地区を分析単位とし、閉鎖となった自治体病院（ここでは銚子市立病院）からの距離を処置変数とし、各種のアウトカム変数が自治体病院閉鎖前後でどのように変化したのかを検証する。

アウトカム変数として用いるのは、1.近隣病院の外来患者数、入院患者数、常勤医師数、看護師数（常勤換算）（医療施設静態調査より取得）、2.近隣地区の年齢階級別人口（国勢調査より取得）、および3.地価公示

額（地価公示より取得）である。

なお、分析対象となる近隣病院および近隣地区は、銚子市および銚子市に隣接する3市（千葉県旭市、千葉県東庄町、茨城県神栖市）に限定して分析を行った。

C. 研究成果

1. 近隣病院の医療利用・供給

まず図1には、1999年から2011年までの医療施設調査（静態）銚子市立病院および近隣病院・診療所の地理的分布が示されている。右下の赤点が銚子市立病院、濃い点が病院、薄い点が診療所である。今回の分析は主に病院のデータを用いる。

図1：銚子市立病院の近隣病院・診療所

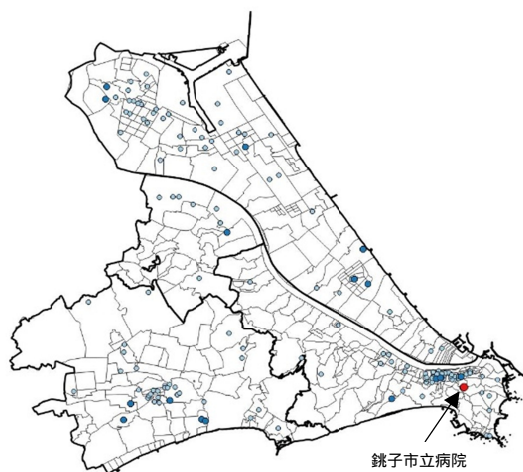
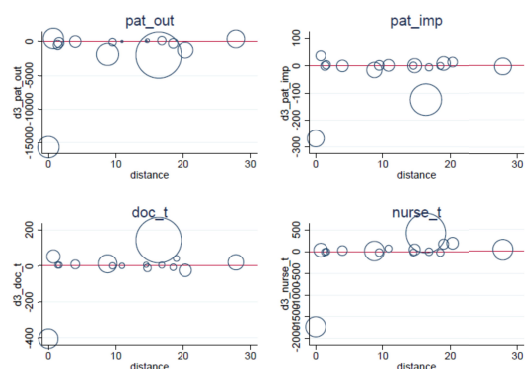


図2および図3では、銚子市立病院およびその近隣病院において、銚子市立病院からの距離をX軸（単位：km）に、2008年9月末の病院閉鎖前後で患者数や医師・看護師数がどう変化したのかをY軸に、散布図を作成した。両方の図において、Y軸は、左上が外来患者数、右上が入院患者数、左下が常勤医師数、右下が常勤換算した看護

師数および准看護師数の合計値の変化である。また、散布図の点の大きさは、それぞれの病院の規模を、該当する患者数および医師・看護師数（2005年10月時点）で表したものである。

図2：近隣病院の医療利用・供給の変化と銚子市立病院からの距離（2005.10-2008.10）



まず図2をみると、X軸において距離ゼロとなっている銚子市立病院において、患者数・医師数・看護師数全てが急減しているのが分かる。これは2008年10月1日の調査日時点ではすでに銚子市立病院は閉鎖しているため、それぞれの2008年の数値はゼロとなっているためである。一方、近隣病院についてそれらの変動をみると、最も隣接している中規模病院において入院患者数が増加していることが見て取れる。また、医師数・看護師数については、近隣の比較的大規模な病院については増加が観察されるが、銚子市立病院からの距離との明確な相関は見られない。なお、銚子市立病院から17.8kmほどのところにある大規模病院は、銚子市立病院が属する香取海匠保健医療圏の高度急性期医療を担う旭中央病院である。

図3：近隣病院の医療利用・供給の変化と銚子市立病院からの距離（2005.10-2011.10）

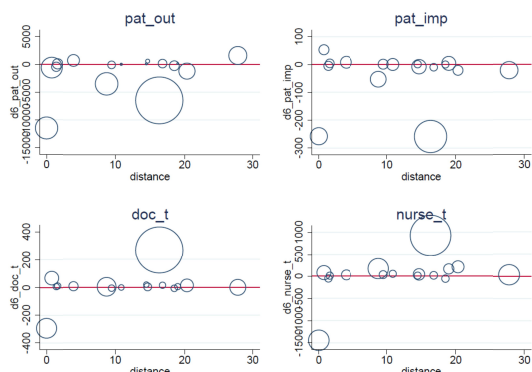


図3は、図2と同様の散布図を、アウトカム変数の変化の間隔を2005-2008年の3年間から2005年10月から2011年10月の6年間に変更したものである（なお銚子市立病院は2010年5月に100床程度の病院として再開している）。基本的な含意は図2と変わらないが、近隣病院の医師数・看護師数の増加傾向は6年間の間隔をみるとより顕著である。

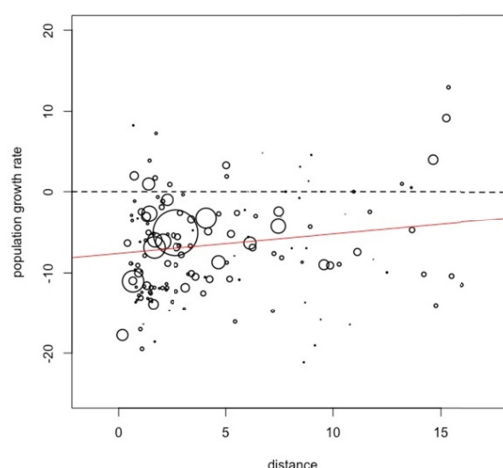
まとめると、銚子市立病院の閉鎖および縮小を挟んだ3年間あるいは6年間の近隣病院の医師数・看護師数をみると、近隣病院において一定程度の規模拡大が観察された。一方で、患者数については調査日の特性から注意を要するが、最も隣接している病院の入院患者数が増加しているのは銚子市立病院の閉鎖・縮小の影響である可能性がある。

2. 人口移動への影響

次に、銚子市立病院の閉鎖・縮小が銚子市の人口増減に与えた影響を国勢調査の小地域集計統計を用いて分析する。図4は銚子市内の小地域（町丁・字別等別）レベル

の人口増加率(2005年から2010年)をY軸と銚子市立病院からの距離をX軸とした散布図である。また散布図の個々の点の大きさは、それぞれの小地域の2005年時点での人口規模を、直線は単回帰直線を示している。

図4：人口変化率と銚子市立病院からの



この図によれば、銚子全体として総じて人口減少傾向にあり（すなわち人口増加率がマイナス）、特に銚子市立病院に近づくほど人口減少率は高いように見える。しかし、表1に示すように、銚子の人口全体および年齢コーホートごとの人口増加率は総じて銚子市立病院からの距離と有意な相関はない。2010年時点での20-24歳の層についてはむしろ、銚子市立病院から遠ざかるほど人口増加率が小さくなっている。

表1：人口増加率（年齢階級別）と銚子市立病院からの距離の単回帰分析

年齢コーホート, 2010 (年齢コーホート, 2005)	総数	5-9 (0-4)	10-14 (5-9)	15-19 (10-14)	20-24 (15-19)
d istance (km)	1.2073	-1.276	-0.142	-0.842	-4.093**
s.e.	(0.783)	(0.993)	(0.515)	(0.552)	(1.371)
I ntercept	-79.204***	15.284 [†]	1.801	-4.056	15.952
s.e.	(3.6)	(6.024)	(3.127)	(3.352)	(8.319)
R ²	0.018	0.012	0.001	0.017	0.061

年齢コーホート, 2010 (年齢コーホート, 2005)	25-29 (20-24)	30-34 (25-29)	35-39 (30-34)	40-44 (35-39)	45-49 (40-44)
d istance (km)	0.569	0.386	-0.148	0.259	0.159
s.e.	(1.007)	(0.865)	(0.482)	(0.329)	(0.346)
I ntercept	-6.863	-4.326	-0.371	-3.219	-2.073
s.e.	(6.111)	(5.251)	(2.922)	(1.995)	(2.098)
R ²	0.002	0.001	0.001	0.005	0.002

年齢コーホート, 2010 (年齢コーホート, 2005)	50-54 (45-49)	55-59 (50-54)	60-64 (55-59)	65-69 (60-64)	70-74 (65-69)
d istance (km)	0.194	0.409	-0.034	0.333	0.363
s.e.	(0.311)	(0.271)	(0.23)	(0.254)	(0.258)
I ntercept	-5.118**	-2.892	-2.907*	-6.208***	-10.565***
s.e.	(1.889)	(1.647)	(1.398)	(1.543)	(1.568)
R ²	0.003	0.016	0	0.012	0.014

アウトカム変数はすべて人口変化率(%)、サンプルサイズはすべて139、s.e.(標準誤差)はrobust standard error: *** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

3. 地価への影響

次に、自治体病院閉鎖の地価への影響を検証するために、銚子市およびその近隣3市町村の地価公示(住宅地)の動態を検証した。地価公示(住宅地)の調査地点は図5に示した通りである。

図5：地価公示(住宅地)の調査地点



図6では、図5における点線を閾値として、銚子市立病院側を処置群、反対側を対照群として両者の平均地価の推移を比較し

ている。それによると、2000年移行の趨勢として、両群の地価は低下傾向にあり、とくに対象群のほうが低下幅が大きい。また、自治体病院閉鎖の生じた2008年を境に処置群の地価トレンドが対照群のトレンドと比べて変化している事実はなく、従って病院閉鎖が地価に与えた影響は存在しないか軽微なものであったと考えられる。

図6：銚子市立病院の隣接地域の地価と非隣接地域の地価の推移



D. 考察

本研究では散布図や単回帰などの基礎的な分析手法を用いて、2008年に生じた自治体病院(銚子市立病院)の閉鎖が地域医療や地域社会に与えた影響について検討した。それによると、第一に、患者数、医師数、看護師数などでは近隣の病院において一定の増加が観察されたものの、それらと自治体病院との距離の間には明確な相関は観察されなかった。ただし、自治体病院の閉鎖の影響を顕著に受けた病院は隣接する同規模の病院などに限定されている場合、本報

告の分析手法では十分にその影響を捉えられていない可能性がある。第二に、人口増加率と自治体病院との距離の間にも、単回帰分析では統計的に有意な相関は観察されなかった。第三に、地価についても、自治体病院に近い地域ほど高い地価下落を経験しているという事実は観察されなかった。

E. 結論

本報告では、400床近い病院規模を有する自治体病院の閉鎖・縮小の影響が、近隣病院の患者数、医師数、看護師数、人口減少、地価などに与えた影響を検証した。その結果、病院閉鎖・縮小はこれらの変数に対して顕著な影響を与えていない可能性が示唆された。

一方で、自治体病院の閉鎖・縮小の影響が近隣の少数の同規模病院によって吸収されている場合、本報告の分析ではその効果を十分に捉えられていない可能性が高く、分析手法のさらなる精査や検証対象事例の拡大が必要である。また、本報告の分析は基礎的な散布図や単回帰に拠っており、そのさらなる改善も重要である。

F. 健康危険情報

特に記載すべき点はありません。

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし

関連研究及び資料

診療報酬の変化が医療技術利用に与える影響

MRIとCTに関する分析¹

京都大学 白眉センター 特定准教授 後藤 励

京都大学医学研究科 腎臓内科 医師 平木 秀輔

公益財団法人 聖路加国際大学 客員研究員 津川 友介²

1. はじめに

医療費の増大要因として医療技術の高度化が重要であることは、医療経済学上の共通認識となっている。チャンドラとスキナーによると、医療技術はその生産性によって3つのカテゴリーに分けられる。(Chandra and Skinner 2012)

- I. 費用対効果が高く、過剰に提供される可能性の少ない「ホームラン」のようなイノベーション。HIVに対する抗レトロウイルス治療などが含まれる。
- II. とても有効性の高いが、ある集団にとっては有効であるものの他の集団には効果の少ない医療サービス。心臓の冠動脈ステントなどがこのカテゴリーに該当する。
- III. 臨床的な有効性が明らかになっていない「グレー・エリア」の医療サービス。重症患者におけるICUの滞在日数など。

カテゴリーIと有効性の高いカテゴリーIIの医療サービスが多ければ、大きな医療費の増加に直面することなく健康のアウトカム改善が享受できる。一方で、有効性の低いカテゴリーIIIとカテゴリーIIの医療サービスを多く導入している国は、高騰する医療費に直面しながらも健康アウトカムが十分改善していないと考えられる。

より効率的に健康アウトカムを生産するためにこれまでとられている方法は、欧州などを中心としたHTA(医療技術評価)による「量」に対する規制が中心であった。医療技術を臨床研究や、費用効果研究により明示的にIIIからIIにわけ、IIのカテゴリーに分けられる医療技術に優先的に資源を配分する方法である。

もう一つは、「価格」による規制である。有効であると思われる医療技術に対して診療報酬を高くつけることで技術採用を促し、有効でないものに対しては、診療報酬を安くすることで供給を減少させるといった方法である。

一方、アメリカでは、「量」「価格」どちらも規制が行われていないため、GDP比18%という医療支出に対して健康改善が十分でないと批判されてきた。そのため、「量」「価格」の規制による医療技術供給の変化に関するエビデンスが求められている。また、保険適応の制限など「量」を一律に規制する

1 本研究について東京大学 医学系研究科 社会医学専攻 平林 万葉氏の協力を得た。

2 所属は平成28年3月31日時点

ことは、アメリカでは政治的な抵抗が大きいため、「価格」による規制の効果に関するエビデンスが注目されている。

この点に関して、日本は数少ない「価格」中心の調整を行っている国である。日本では、医療サービスの単価は診療報酬制度によって均一に設定されており、医療提供者や患者はその価格を受容するしかない Price-taker (価格需要者) である。さらには医療サービスの単価は 2 年ごとの診療報酬改定で変更されており、大幅な単価の変更は外的なショックであると捉えることができる。たとえば、MRI の撮影件数およびそれに伴う医療費は年々増加の一途を辿っていたが、2002 年に MRI の単価が 31% 切り下げられた。その翌年には、それに反応するように MRI の撮影件数の総数が減少した (図 1)。(Ikegami 2014)

これは医療提供者が、MRI 提供による利益が小さくなったため、時間や人的資源などのリソースをより利益率の高いサービスに再配分したことが原因であると推察される。医療サービスの提供量が患者サイドの健康に関する需要ではなく、医師など供給サイドによってコントロールされていることを示唆している。最近のアメリカの研究においても、医療サービスの使用量の地域間のばらつきの原因のうち最大のものは医師が正しいと信じていることであり、患者サイドの要因の影響は小さいと報告されている。(Cutler, Skinner et al. 2013)

しかしながらこれまでは、MRI の全体の撮影回数や医療費の変化に着目した分析が多く、類似の技術間の代替性を考慮した分析や、医療機関の属性による違いに着目した分析は行われてこなかった。本研究では、診療の個票データを分析することで、MRI と CT の診療報酬の変化が技術の使用にあつた影響を医療技術の詳しい分類、医療機関種別ごと (営利・非営利の別など) 別に分析することを試みる。

2. 方法

表 1 では、MRI の診療報酬が大きく変化した 2002 年前後の CT と MRI の診療報酬の変化を示した。2002 年の診療報酬改定で CT と MRI とともに診療報酬の減額があつたが、MRI の減額幅が大きく、2001 年では単純 CT 撮影頭部に比した単純 MRI 撮影頭部の相対価格は 2.53 (1660 点 / 655 点) であつたが 2002 年以降では 1.83 (1140 点 / 620 点) に下がった。これらはいずれも CT か MRI をある部位で 1 回目に撮影する場合の点数であつて、同一月に同一部位で 2 回目以降撮影する場合は CT、MRI とともに同一価格つまり相対価格は 1 となる。2 回目以降の相対価格には 2002 年前後の変化はない。

本研究では、社会医療診療行為別調査の個票を用い、単純または特殊の CT、MRI 撮影を 1 回目に行ったサンプルを抽出した。社会医療診療行為別調査は診療報酬明細書の標本調査であり、出来高請求されているものについては診療行為の詳細がわかる。しかし、DPC により包括請求されているものについては、診療行為について詳細はわからない。2005 年からは、DPC 対象ベッドも全病床の 10% を超え、特定機能病院以外の病院に広がりつつある時期のため、2005 年は分析対象から除いた。また、単純特殊の区別のない 1998 年、1999 年についても分析対象から除いている。した

がって、分析期間は 2000 年から 2004 年までの 5 年間である。

分析期間のうち、2003 年と 2004 年も DPC 導入期間であるため、入院の診療行為については把握できない部分がある。そのため、総件数を分析対象とはせずに、CT と MRI の撮影にしろ MRI の使用率を部位別に、また全サンプルと特定機能病院のみのサンプル、民間病院（医療法人または個人が設立主体である医療機関）のみのサンプルで示した。さらに、CT もしくは MRI から MR 撮影を選択する離散選択について、プロビットモデルを用いた分析を行った。説明変数には、性別、年齢、CT から MRI に徐々に技術が移行していることを考慮したトレンド項、診療報酬の大きな変化があった 2002 年ダミー、その後の継続的な変化を見るための 2002 年以降ダミーである。なお、サンプル抽出率の逆数をウェイトとして用いている。

3. 結果

図 2 を見ると、MRI の使用率は全体では 2002 年に下がっているものの 2003 年には改訂前の 2001 年の使用率を越え、2004 年も伸びていた。部位別に見ると、頭部、躯幹ともに 2002 年に減少しているがその後の伸びは頭部の方が大きかった。図 3 の特定機能病院のみのサンプルでは、2002 年の落ち込みが全体に比べて少なかった。また、頭部では 2002 年でもほぼ使用率は変化していなかった。一方、2003 年以降は使用率が頭部躯幹とも伸びていた。また、図 4 の民間病院のみのサンプルでは、全体と頭部はほぼ同様の傾向を示しているが、躯幹は不規則な動きとなっていた。これは、頭部に比べて躯幹の CT、MRI の実施件数が少ないことによると思われる。

表 2 の全部位での推定結果を見ると、全サンプルではトレンド項、2002 年ダミー、2002 年以後ダミーすべて有意となっていた。2002 年の MRI の診療報酬減額改定は、2002 年以降継続的にそれまでの MRI 使用率の上昇を緩和した効果が見られた。特定機能病院では、2002 年ダミーのみ負に有意であり、短期的な効果のみが観察された。民間病院では、2002 年以降ダミーが負でトレンド項が正で有意であり、2002 年ダミーは非有意であった。表 3 の頭部のみの推定でもほぼ同様の結果が見られた。

4. まとめ

診療報酬の変化という価格変動に対して医療サービス供給量がどのように変化するかについて、類似した技術のうち一方だけ大きく価格が変わった 2002 年の診療報酬改定前後の MRI、CT に関して分析を行った。同一部位に関しては、同一月に撮影すると CT、MRI と同じ点数であるためこの 2 つの技術は相互に密接な関連があるといえる。2002 年に MRI のみ診療報酬が減額し相対価格が 30% ほど変化した。その結果、診療報酬が変わった 2002 年では MRI 使用率は大きく下がったものの、翌年からは再度上昇に転じている。特定機能病院では、2003 年以降について有意な効果が観察されなかったが、これは 2003、2004 年で DPC 参加病院があり入院から外来に検査が移行し、診療報酬減額による効果を相殺した可能性がある。

本分析では、傷病名や、CT,MRI 以外の診療行為の詳細情報を用いた患者の健康状態や疾病区分による分析は行っていない予備的な分析である。今後は、技術間の代替性の医学的な相違にも着目した分析を行っていく必要がある。

参考文献

Chandra, A. and J. Skinner (2012). "Technology Growth and Expenditure Growth in Health Care." Journal of Economic Literature **50**(3): 645-680.

Cutler, D., et al. (2013). Physician beliefs and patient preferences: a new look at regional variation in health care spending, National Bureau of Economic Research.

Ikegami, N. (2014). "Controlling Health Expenditures by Revisions to the Fee Schedule in Japan." Universal Health Coverage for Inclusive and Sustainable Development: 69.

図 1

図 MRI：撮影回数と医療費（1994～2010年）

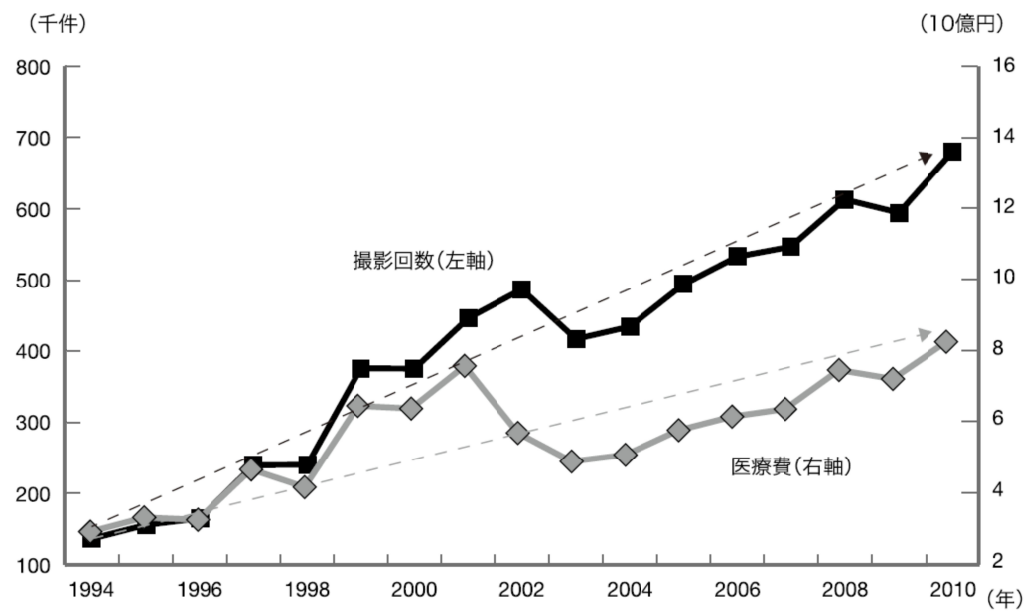


表 1:2002 年前後の CT と MRI の診療報酬の推移

		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
単純 C T 撮影	頭部 1 回目	665	665	655	655	620	620	620	620
	軀幹 1 回目	890	890	880	880	830	830	830	830
	四肢 1 回目	620	620	610	610	570	570	570	570
特殊 C T 撮影	頭部 1 回目			715	715	715	715	710	710
	軀幹 1 回目			960	960	960	960	950	950
	四肢 1 回目			670	670	670	670	660	660
単純 M R I 撮影	頭部 1 回目	1680	1680	1660	1660	1140	1140	1140	1140
	軀幹 1 回目	1800	1800	1780	1780	1220	1220	1220	1220
	四肢 1 回目	1710	1710	1690	1690	1160	1160	1160	1160
特殊 M R I 撮影	頭部 1 回目			1760	1760	1760	1760	1500	1500
	軀幹 1 回目			1880	1880	1880	1880	1600	1600
	四肢 1 回目			1790	1790	1790	1790	1520	1520
	頭部 2 回目以降	600	600	600	600	600	600	600	600
	軀幹 2 回目以降	810	810	810	810	810	810	810	810
	四肢 2 回目以降	560	560	560	560	560	560	560	560

出典:医科点数表解釈各年版 単位は点。

図 2: CT,MRI にしめる MRI 使用率の推移(全体)

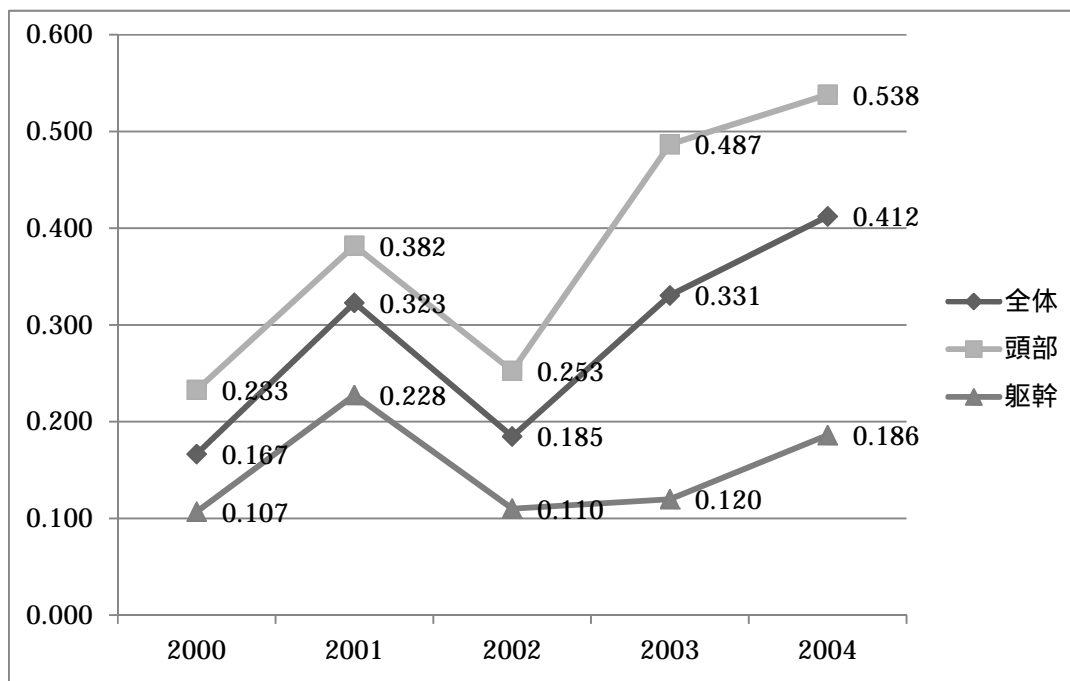


図 3: CT,MRI にしめる MRI 使用率の推移(特定機能病院のみ)

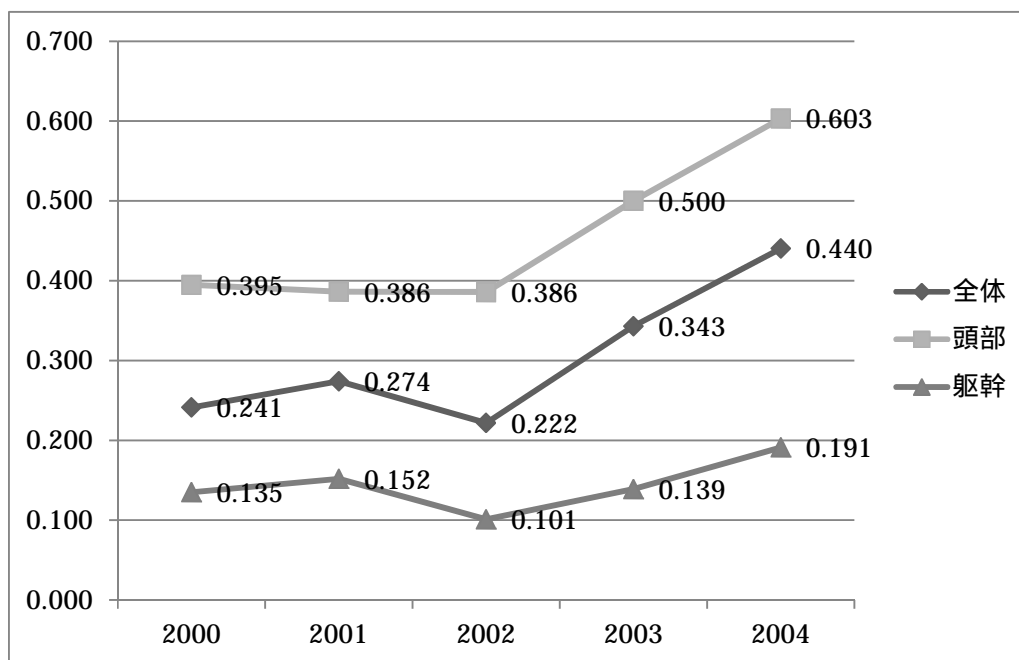


図 4: CT, MRI にしめる MRI 使用率の推移(民間医療機関のみ)

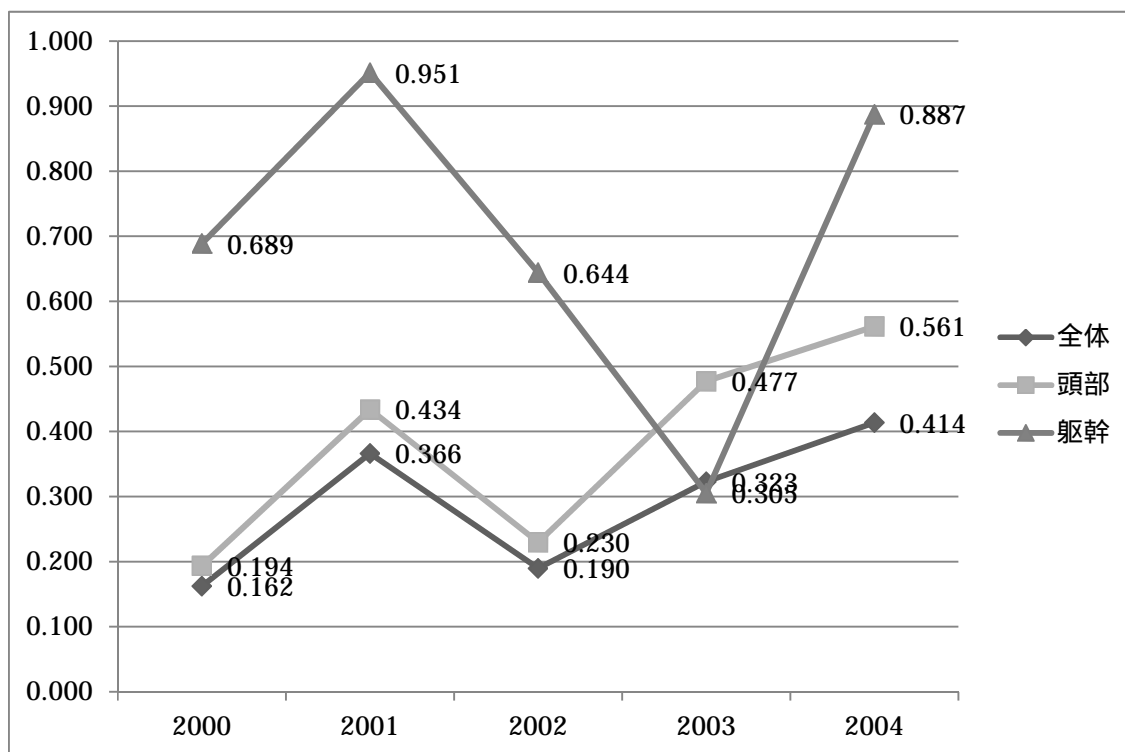


表 2: MRI 選択に関する推定結果(全部位)

全部位	全サンプル			特定機能病院			民間病院		
	推定値	SE	p 値	推定値	SE	p 値	推定値	SE	p 値
女性ダミー	0.040	0.038	0.293	0.144	0.083	0.080	0.039	0.057	0.495
年齢	0.002	0.001	0.068	-0.001	0.002	0.609	0.004	0.001	0.006
トレンド項	0.363	0.032	0.000	0.141	0.086	0.103	0.459	0.044	0.000
2002 年以後ダミー									
—	-0.618	0.099	0.000	-0.070	0.283	0.805	-0.901	0.132	0.000
2002 年ダミー	-0.144	0.049	0.003	-0.279	0.136	0.040	-0.041	0.071	0.567
定数項	-1.337	0.073	0.000	-0.826	0.154	0.000	-1.554	0.111	0.000
n	29,799			3,160			16,970		
Wald chi2(5)	446.47			38.26			250.05		
Prob > chi2	0.000			0.000			0.000		

表3：MRI 選択に関する推定結果(頭部のみ)

頭部のみ	全サンプル			特定機能病院			民間病院		
	推定値	SE	p 値	推定値	SE	p 値	推定値	SE	p 値
女性ダミー	-0.006	0.050	0.906	0.158	0.109	0.147	-0.002	0.071	0.983
年齢	0.009	0.001	0.000	0.005	0.002	0.039	0.011	0.002	0.000
トレンド項	0.289	0.041	0.000	0.115	0.113	0.306	0.441	0.056	0.000
2002 年以後ダミー									
—	-0.247	0.126	0.050	0.137	0.370	0.710	-0.706	0.168	0.000
2002 年ダミー	-0.302	0.065	0.000	-0.269	0.182	0.138	-0.178	0.094	0.057
定数項	-1.398	0.100	0.000	-0.744	0.194	0.000	-1.751	0.150	0.000
n	16,100			1,586			9,652		
Wald chi2(5)	331.36			30.22			197.7		
Prob > chi2	0.000			0.000			0.000		

・ 研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書 籍 名	出版社名	出版地	出版年	ページ
なし							

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
なし					