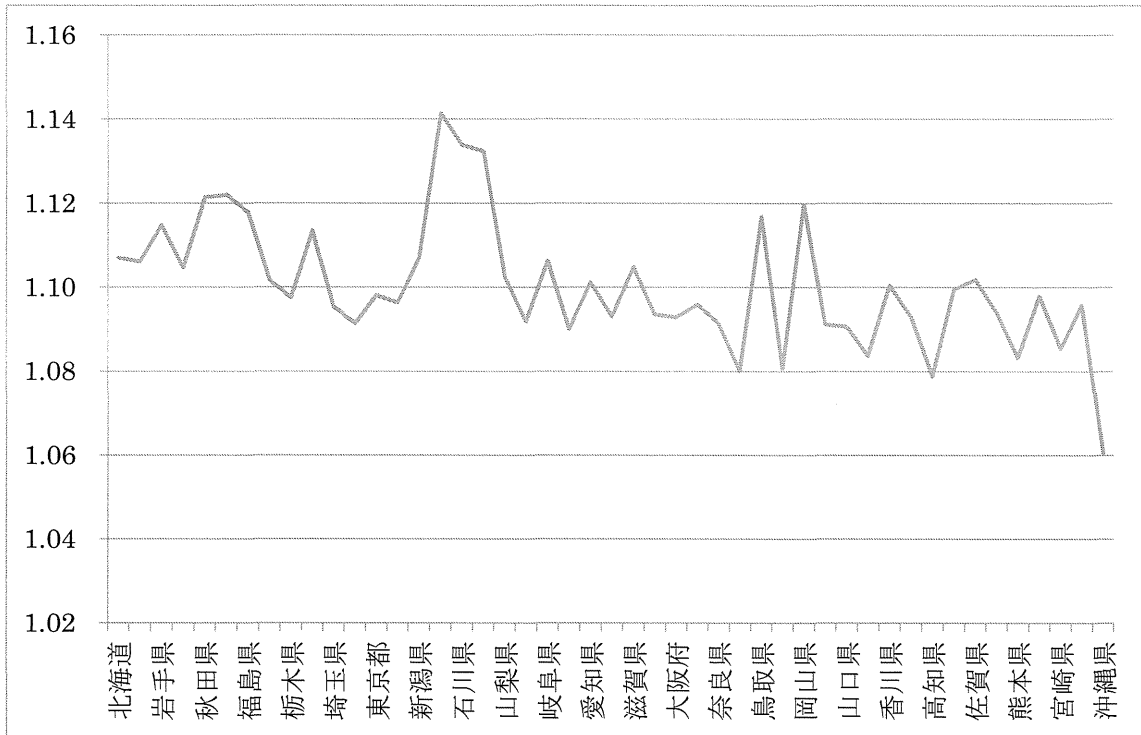
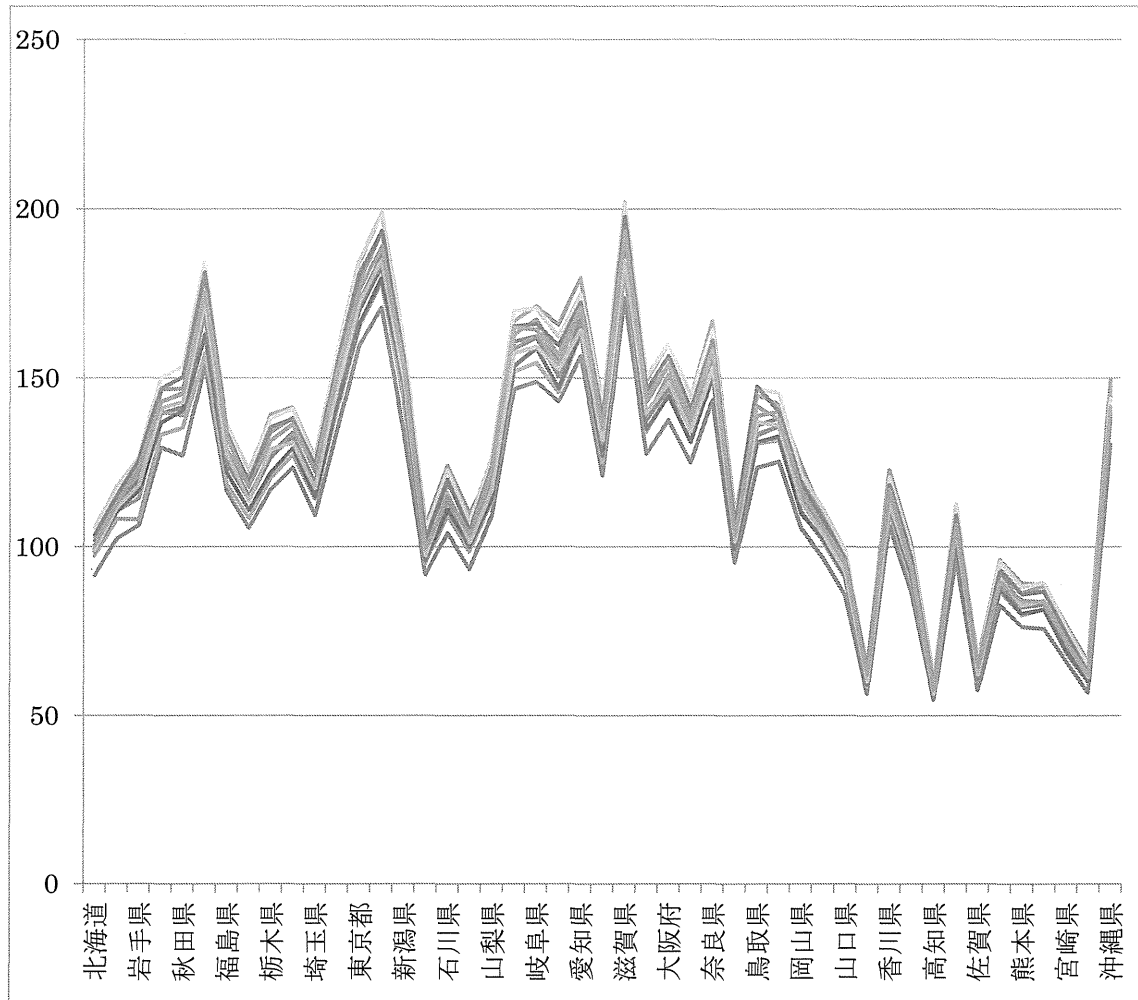


図2 平均在院日数：最大値/最小値



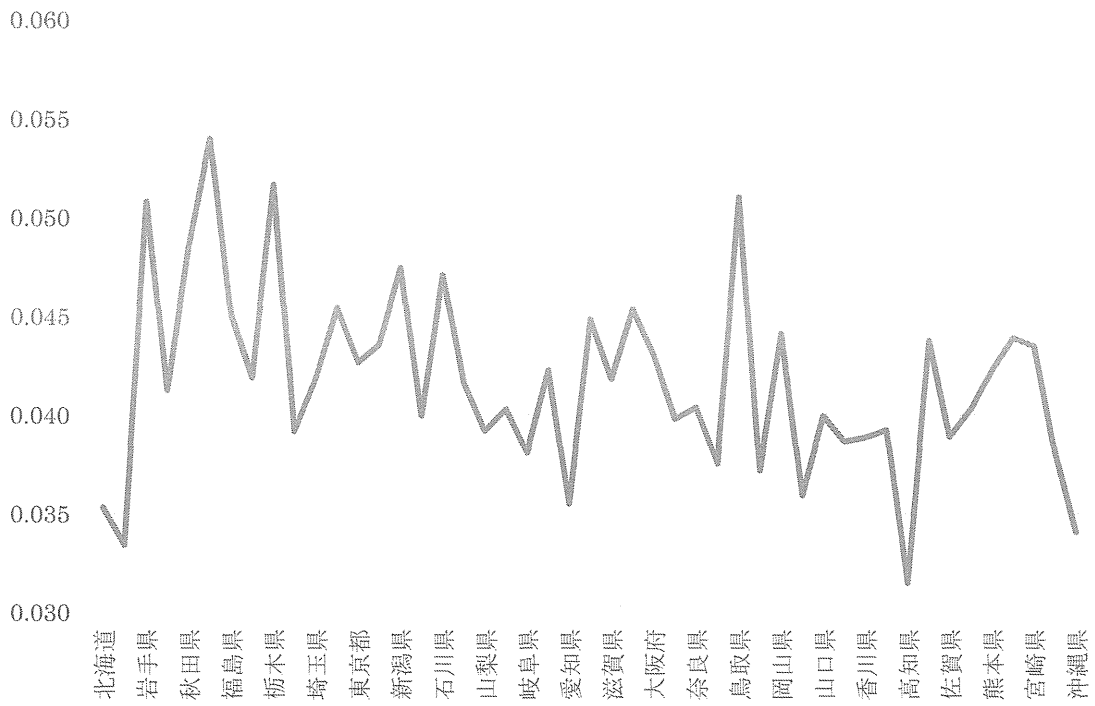
注：各線は平均在院日数の最長月と最短月の比率を表す

図3 新入院患者数：都道府県別



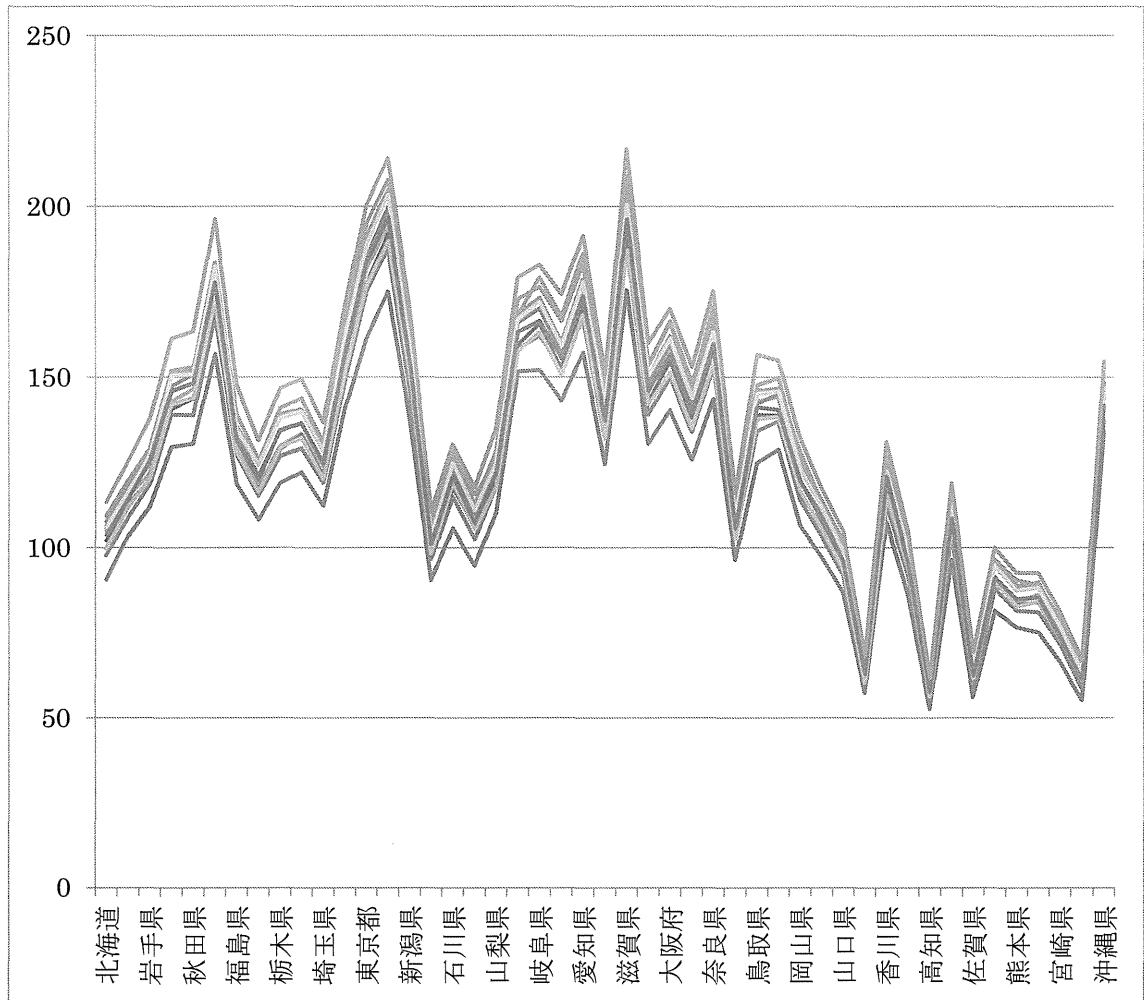
注：各線は月別の新入院患者数を表す

図4 新入院患者数：変動係数



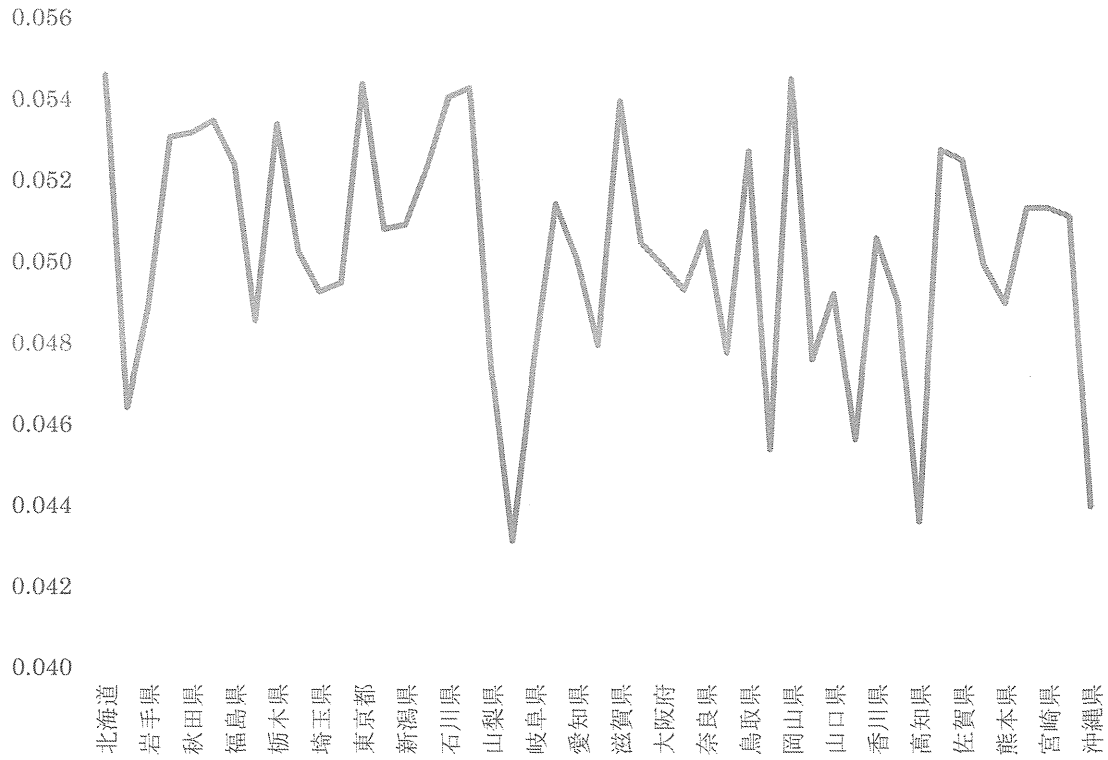
注：変動係数は月次単位の新規入院患者について、都道府県別の標準偏差を平均値で割って算出。

図5 退院患者数：都道府県別



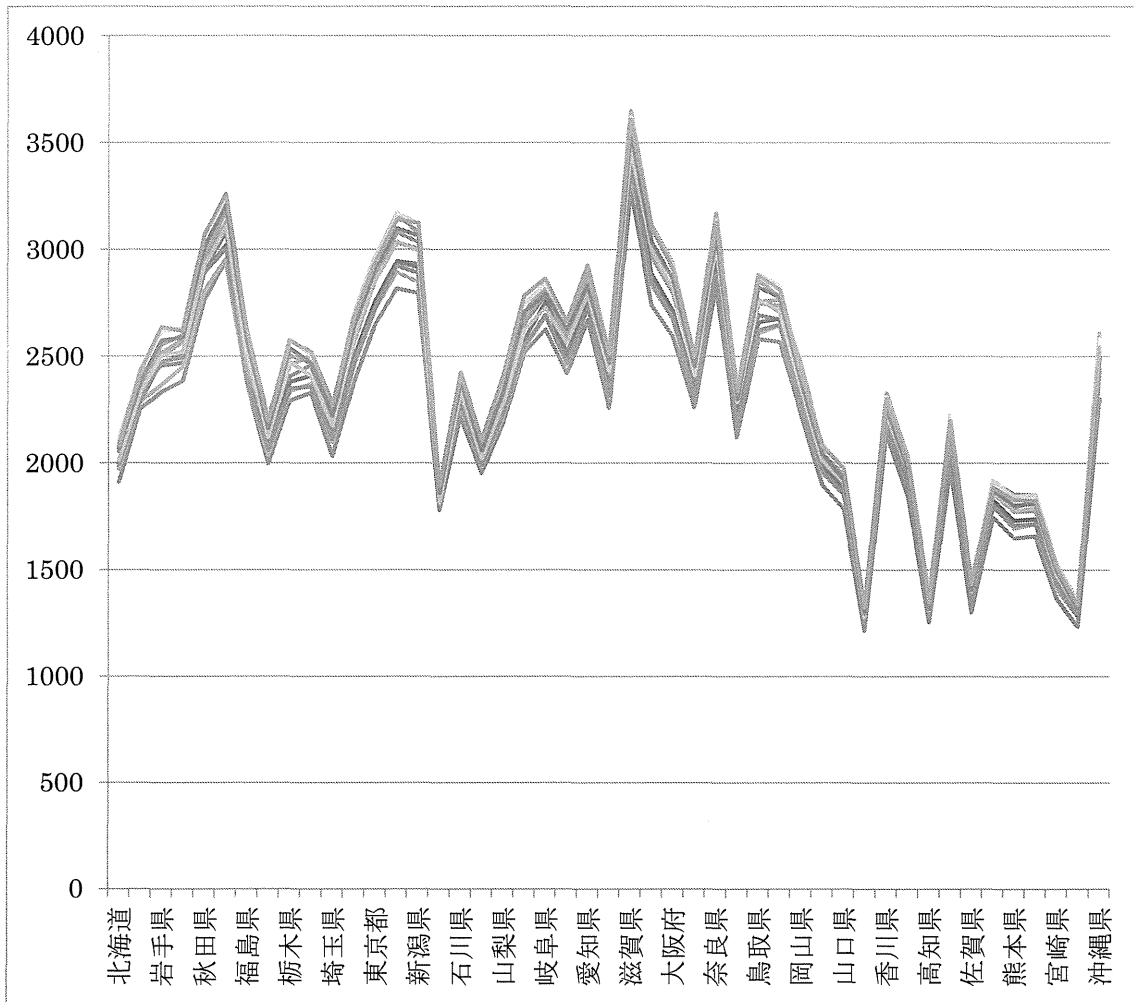
注：各線は月別の退院患者数を表す

図6 退院患者数：変動係数



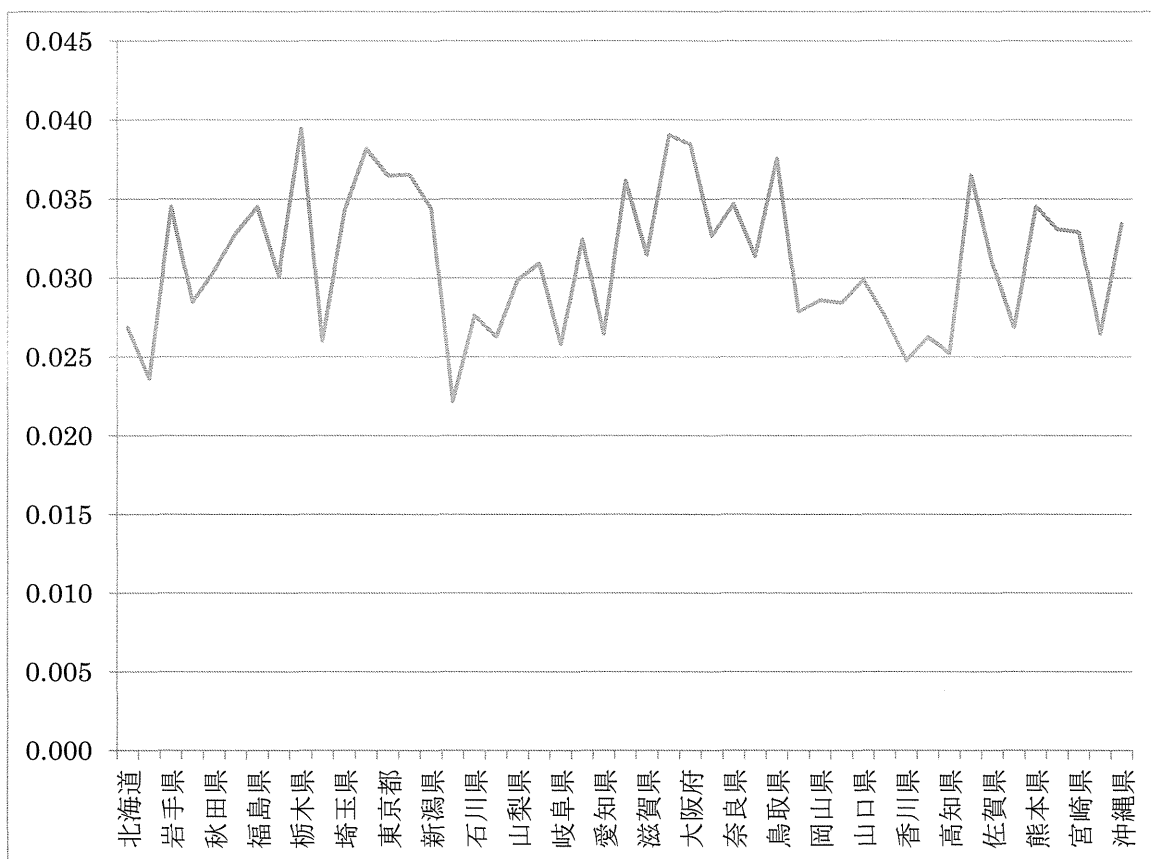
注：変動係数は月次単位の退院患者について、都道府県別の標準偏差を平均値で割って算出。

図7 延べ患者数：都道府県別



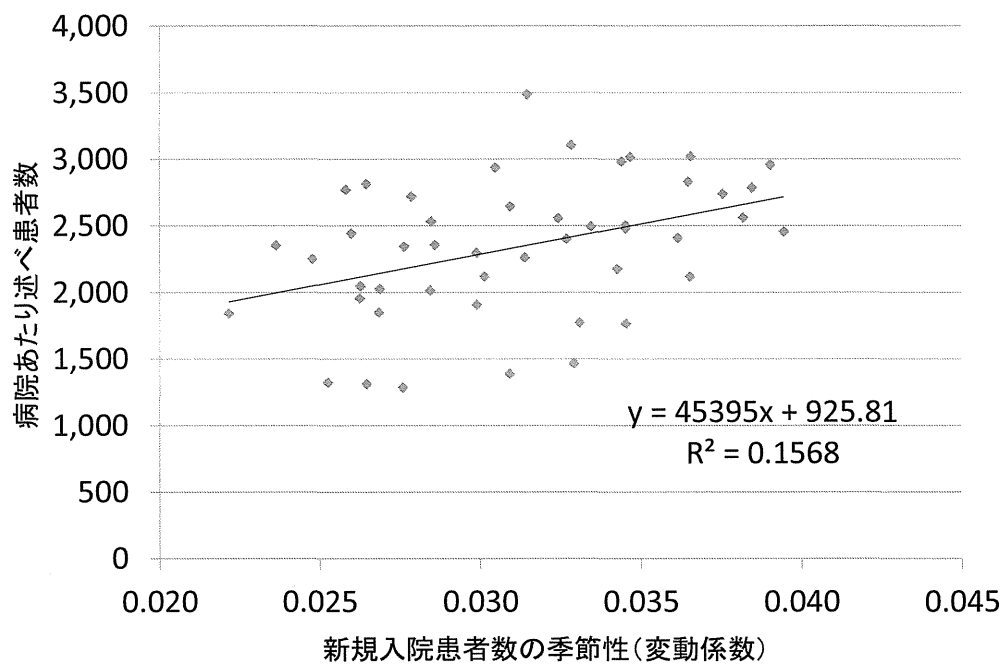
注：各線は月別の退院患者数を表す

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②

—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多いが、自治体選挙の影響は受けないはずである。

このプ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列のプ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、首長が雇用に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、平成の大合併については、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、統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 [0.007]	-0.003 [0.008]	0.005 [0.015]	-0.010 [0.018]	-0.004 [0.020]	-0.034 [0.033]
選挙年ダミー： 議会				-0.008 [0.013]	-0.014 [0.013]	-0.014 [0.029]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.036 [0.025]	0.026 [0.027]	0.056 [0.045]
パネルB：常勤医師数						
選挙年ダミー： 首長	-0.003 [0.007]	-0.008 [0.008]	0.001 [0.015]	-0.018 [0.020]	-0.013 [0.024]	-0.041 [0.035]
選挙年ダミー： 議会				-0.007 [0.014]	-0.012 [0.014]	-0.013 [0.032]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.045 [0.028]	0.034 [0.032]	0.067 [0.047]
パネルC：非常勤医師数						
選挙年ダミー： 首長	0.000 [0.018]	-0.003 [0.020]	-0.006 [0.029]	-0.034 [0.035]	-0.058 [0.044]	0.021 [0.059]
選挙年ダミー： 議会				-0.053 [0.032]	-0.047 [0.038]	-0.053 [0.073]
選挙年ダミー： 首長*議会				0.085 [0.053]	0.069 [0.070]	0.099 [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 動学的効果

	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