

## ベイズ推定の医療費地域差指数への適用

タカハシ 高橋	クニヒコ 邦彦*	ヒダ 飛田	エイスケ 英祐*
ヤマオカ 山岡	カズエ 和枝*	タンゴ 丹後	トシロウ 俊郎*

**目的** 古くから医療費の地域格差の問題に関するさまざまな議論が行われている。わが国において市町村ごとの医療費の格差を論じる際、国民健康保険における地域差指数という指標が用いられる。しかしこの指標は観測度数と期待度数の比の形の指標であり、地域の死亡リスクを表す際に用いられる標準化死亡比と同様、人口の少ない地域ではその変動が大きく、不安定な指標となる。そこでその問題点を解決することを目的に、死亡リスクでの議論と同様、統計学的な視点からベイズ推定を用いた指標の検討を行う。

**方法** 本研究では医療費に対数正規分布を仮定し、その上で従来の地域差指数の統計学的な位置づけを明らかにし、さらにそのフルベイズ推定量からベイズ地域差指数を導出した。実際に公開されている各市町村の年次データを用いて従来の地域差指数の値と提案するベイズ地域差指数の相対的な比較を行った。

**結果** 医療費の分布として対数正規分布を仮定すれば、従来の地域差指数はその分布の中央値に基づく水準を表す指標の推定値であるという意味づけが可能となった。実データによる数値計算では、特に人口の少ない地域での従来の地域差指数が不安定であることがわかった。そこでベイズ推定を行うことで、その不安定さを解決できることが観察された。

**結論** 提案するベイズ推定を行うことで全体として平滑化された安定した医療費水準の推定を行うことができた。この指標を用いることで、より適切な地域格差の議論を行うことができるようになると思われる。

**Key words** : 国民健康保険, 地域差指数, ベイズ推定, 対数正規分布

### 1 はじめに

古くから医療費の地域差に関する問題が論じられ、さまざまな視点からの研究・検討およびその対策が行われている<sup>1)</sup>。とくに国民健康保険の医療費の地域差問題に対応するため、昭和63年5月の国民健康保険法の一部改正によって導入された国民健康保険法第68条の2第1項の規定に基づき、医療給付費等が著しく多額な市町村を厚生労働大臣が毎年度指定している。指定された市町村(指定市町村)は国民健康保険事業の運営の安定化に関する計画(安定化計画)を作成し、国および都道府県の指導および援助の下に給付費等の適正化等運営の安定化のための処置を講ずることになっている。具体的には、毎年度、年度の始まる前に、指定年度の前々年度の当該市町村の実績給付費(災害その他の特別事情に

係る額は控除)が、年齢構成等を勘案した当該市町村の基準医療費に1.14倍を乗じて得た額を超えた市町村が高医療費市町村として指定されている。平成21年度は平成21年1月31日付けで、厚生労働省保険局国民健康保険課の発表「国民健康保険法第68条の2第1項の規定に基づく平成21年度の指定市町村の指定について<sup>2)</sup>」によって24道府県にまたがる109市町村が指定されている。なお、平成7年度までは1.17を超えた地域が指定されており、また現在もこの値が1.17を越えた地域は基準超過費用額の共同負担金の対象となっている。

この指定に利用される指数は「地域差指数」とよばれる。実際の安定化計画指定市町村の指定においては災害その他の特別事情に係る額が控除された実績医療費を用いた控除後の地域差指数が用いられるが、一方で、控除を行っていない地域差指数も医療費の地域格差をはかる上で重要な指標となっている<sup>1,3,4)</sup>。控除を行わない「地域差指数」および「一人当たりの実績医療費」の値は厚生労働省「医療費

\* 国立保健医療科学院技術評価部  
連絡先：〒351-0197 埼玉県和光市南 2-3-6  
国立保健医療科学院技術評価部 高橋邦彦

マップ」として、都道府県別、二次医療圏別とともに市町村別（実際には保険者としていくつか広域連合や組合を含む）のものが公表され、厚生労働省のweb上でも公開されている。たとえば平成17年度の統計では最も地域差指数が高かったのは沖縄県渡名喜村の1.635であり、逆に最も低かったのは東京都御蔵島町の0.409であった。またこの地域差指数が1.14を越えた市町村は全1826市町村中277市町村であった（平成17年度医療費マップ）。

この地域差指数は、実績医療費と基準医療費の比、すなわち観測度数（observed number）と期待度数（expected number）の比である、いわゆるO/E比（observed/expected ratio）の形で

$$i \text{ 地域の地域差指数} = \frac{i \text{ 地域の実績医療費}}{i \text{ 地域の年齢構成を考慮した基準医療費}}$$

と定義されている。しかし、このようなO/E比の形の指標は、その地域の人口の影響によってバラツキの度合いが大きく異なり、特に人口の小さい地域では不安定な指標であることが知られている<sup>5)</sup>。すなわち人口規模の違う地域同士をこのような指標で比較することは不適切になってしまう。実際、平成17年の市区町村ごとの国民健康保険被保険者数は、最小が東京都御蔵島村の108人、最大が神奈川県横浜市1,174,580人であり、中央値は10,111人とやはり大きなばらつきがみられ<sup>6)</sup>、地域差指数においても人口の影響が大きいものと考えられる。一方、地域の死亡リスクをはかる標準化死亡比（Standardized Mortality Ratio, SMR）も同じO/E比の指標であり人口の影響を受けるが、そこではこの不安定さを取り除くためのひとつの方法として、ベイズ推定によってそのリスクを推定することが提案されている<sup>5,7,8)</sup>。

そこで本研究では、この地域差指数の統計モデルについて検討し、そのモデルのもとでのベイズ推定を適用した指標の推定を行う。さらに実際の医療費データにあてはめ従来の地域差指数との相対的な比較を行う。

## II 研究方法

### 1. 地域差指数の統計モデル

各地域の実績医療費は0以上の連続量であり、かつ高額な値をとる可能性もあることから、裾の長い分布として所得分布などと同様に対数正規分布を仮定することが自然であると考えられる。つまり*i*地域の実績医療費を $x_i$ とすると、その対数値が正規分布に従い、

$$\log x_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$$

と仮定することができる。実際、わが国の医療費に

関するいくつかの先行研究においても、同様の理由から医療費の分布に対数正規分布を仮定した検討が行われている<sup>9,10)</sup>。ここでこの分布に従う確率変数の中央値は

$$\text{Median}(x_i) = \text{Exp}(\mu_i)$$

であり、これは幾何平均の期待値として求められる。いま、*i*地域の医療費が、その地域の被保険者の人数・年齢構成の影響を考慮すれば全国と同水準であるか、それより多い(少ない)水準かどうかを、この中央値を用いて

$$\text{Median}(x_i) = \text{Exp}(\mu_i) = \theta_i e_i$$

と考えることにする。ここで $e_i$ は*i*地域の基準医療費である。つまり*i*地域の水準を表すパラメータ $\theta_i$ によって、実績医療費が全国と同水準( $\theta_i=1$ )であれば、その分布は中央値が基準医療費と等しい対数正規分布であり、全国の基準より高医療費となる地域であれば中央値が基準医療費より大きい( $\theta_i > 1$ )分布に従うと考えることができ、

$$\log x_i \sim N(\log \theta_i e_i, \sigma_i^2)$$

となる。このとき水準を表す未知のパラメータ $\theta_i$ の最尤推定量は

$$\hat{\theta}_i = \frac{x_i}{e_i}$$

と求めることができ、この値が従来の地域差指数になっている。これにより従来用いられている地域差指数は、各地域の医療費に対数正規分布のモデルを仮定し、その分布の中央値に注目したときの、医療費の水準を表すパラメータの推定量であると位置づけられる。

ここで、*i*地域の実績医療費が*c*円増えたとする、そのときの地域差指数は

$$\frac{x_i + c}{e_i} = \frac{x_i}{e_i} + \frac{c}{e_i} = \hat{\theta}_i + \frac{c}{e_i}$$

と変化する。すなわち医療費が同じ額変化した場合でも、基準医療費が少ない、つまり被保険者数が少ない地域ほど地域差指数の値に大きな影響を与えることになることがわかる。

### 2. 地域差指数のベイズ推定

従来SMRの議論では、推定する未知パラメータ $\theta_i$ もまた確率変数ととらえ、そこにある事前分布を仮定するベイズ推定量が提案されている。未知パラメータに事前分布を仮定するという事は、推定される $\hat{\theta}_i$ が、極端に高いまたは低い値をもたないようにバラツキの大きさを制御することを意味する<sup>5)</sup>。たとえばSMRの経験ベイズ推定に基づくEBSMR<sup>8)</sup>ではその事前分布にガンマ分布を仮定している。

同様に本研究では地域差指数 $\theta_i$ を確率変数であ

ると考え、そのモデルに基づいて $\theta_i$ の推定を行う地域差指数のベイズ推定を考える。ここでは医療費の分布が対数正規分布であり、地域差指数 $\theta_i$ の事前分布としても対数正規分布を仮定する。つまりこのモデルを式で書き表すと

$$\log x_i \sim N(\log \theta_i e_i, \sigma_i^2) = N(\log \theta_i + \log e_i, \sigma_i^2)$$

$$\log \theta_i \sim N(\eta, \delta^2)$$

となる。ただし、このモデルに含まれる他のパラメータ $\eta, \delta^2, \sigma_i^2$ もまた確率変数として、この事前分布にはパラメータが未知であることを積極的に示す無情報事前分布を仮定した。ここでは、それぞれ正規分布、ガンマ分布を用いて

$$\eta \sim N(0, 10^5), 1/\delta^2 \sim \text{Gamma}(0.5, 0.0005),$$

$$1/\sigma_i^2 \sim \text{Gamma}(0.5, 0.0005)$$

を仮定した。これらの分布はSMRの対数正規モデルにおけるフルベイズ推定の際などに用いられている無情報事前分布である<sup>5,7)</sup>。これによって、 $\eta$ は $(-\infty, \infty)$ 上、 $\delta^2, \sigma_i^2$ は $(0, \infty)$ 上のどの値をとるか予測できなくなり、つまりその値について何の恣意的な判断もしなくてよいことになる。このモデルのもとでパラメータ $\theta_i$ の事後分布を求め、その期待値 $\hat{\theta}_i^*$ を $\theta_i$ の推定値とするのがフルベイズ推定量となる。なお、フルベイズモデルの事後分布の計算を数理的に導出するのは複雑になるため、一般的にはコンピュータ乱数に基づくマルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 法が利用される<sup>11)</sup>。ここではMCMCを利用した統計ソフトウェア WinBUGS<sup>12)</sup>を利用し、 $\theta_i$ のベイズ推定値 $\hat{\theta}_i^*$ を数値的に求めた。本論文ではこの推定された $\hat{\theta}_i^*$ を「ベイズ地域差指数」と呼ぶことにする。

実際例として、平成15～17年度の年次データを用いて全国の各市町村のベイズ地域差指数 $\hat{\theta}_i^*$ を計算し、これまで用いられていた地域差指数の値と比較を行った。とくに平成17年度に関して、ベイズ地域差指数と従来の地域差指数の違いを地図に図示して観察した。さらに平成15～17年度の3年間について、全市町村のベイズ地域差指数を求め、各年度の上位10市町村について比較を行った。

なお各市町村の実績医療費は公開されている「一人当たりの実績医療費」と国民健康保険事業年報による「国民健康保険被保険者数」の積として求めた。さらにその値と公開されている地域差指数の値から逆算して基準医療費を求めた。ただし平成16, 17年度の「北海道空地中部広域連合」, 「北海道大雪地区広域連合」, 「和歌山県御坊市外三ヶ町組合」および平成15年度「新潟県東浦連合」については全体および構成地域の国民健康保険被保険者数の記載が文献にないため、本解析では除外することとした。同様

に東京都の平成15年以前の国民健康保険被保険者数の記載もなかったが、東京都統計年鑑<sup>13)</sup>に同データの掲載があるため、そのデータを用いた。また市町村合併により、地域差指数および一人当たり実績医療費が合併前のデータであるのに、国民健康保険被保険者数が合併後で示してある箇所については、合併後の被保険者数を前年の合併前各地域の被保険者数に応じて比例配分して用いた。ただし平成16年度「新潟県阿賀町」, 平成15年度「新潟県阿賀野市」については合併前、合併後とも国民健康保険被保険者数の記載がないため解析から除外した。ベイズ地域差指数はWinBUGSを用いた数値計算によって求めたが、その計算は都道府県単位で行った。つまりベイズモデルにおけるハイパーパラメータ $\eta, \delta^2$ に関しては都道府県ごとの推測を行った。

### III 研究結果

#### 1. 平成17年度地域差指数データの解析

まず平成17年度全市町村の地域差指数およびベイズ地域差指数の値と基準医療費との関係を図1にそれぞれプロットした (横軸は各市町村の基準医療費の常用対数值)。この年の地域差指数では、前述のとおり最大が1.635, 最小が0.409であったが、各市町村の基準医療費は基本的にその地域の対象人口 (ここでは被保険者数) に比例するものであり、地域差指数が極端に大きいまたは小さいのは基準医療費が少ない市町村に多いことが観察された。一方、ベイズ地域差指数をみると、最大が1.273, 最低が0.795となり、全体として1.0に近づき、極端に高い地域、極端に低い地域がなくなる様子が図1からも観察された。なお地域差指数が1.20以上となったのは160市町村、ベイズ地域差指数では97市町村であり、また安定化計画の指定市町村の基準1.14を超える市町村の数は、地域差指数では276, ベイズ地域差指数では225であった (ただし前述のとおり解析から除いた北海道空地中部広域連合 (地域差指数1.236) は含まない)。

ここでこの年の地域差指数が最大だった渡名喜村の含まれる沖縄県に注目すると、従来の地域差指数では渡名喜村を含め5市町村においてその値が1.14を超えていた。しかし、ベイズ地域差指数をみると、当該5市町村とも1.14を下回り、またその中では渡名喜村が最も低い値 (1.071) となった (表1)。沖縄県においてベイズ地域差指数が最も高くなったのは国頭村、本部町の1.128であった。

同様に全国のデータについて地域差指数とベイズ地域差指数をそれぞれ図示した (図2)。ここでは安定化計画の基準となっている1.14に注目し、また

図1 地域差指数とベイズ地域差指数のプロット（平成17年度，全国）横軸は基準医療費の常用対数値

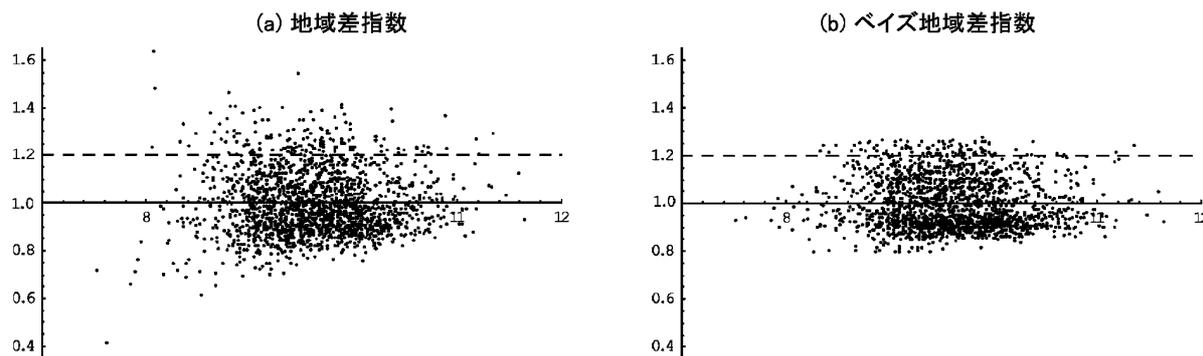


表1 平成17年度地域差指数が1.14を越えた市町村とそのベイズ地域差指数（沖縄県）

市町村	被保険者数	実績医療費 (億円)	基準医療費 (億円)	地域差指数	ベイズ地域差指数
糸満市	24,247	81.017	69.842	1.160	1.113
国頭村	3,028	13.582	11.262	1.206	1.128
大宜味村	1,991	8.844	7.605	1.163	1.114
本部町	7,394	32.057	26.669	1.202	1.128
渡名喜村	266	1.923	1.176	1.635	1.071

標準の20%以上の差として0.80, 1.20および1.25を区分として地図を描いた。地域差指数およびそのベイズ地域差指数において、北海道，中国・四国，および九州地方に高い値を取る市町村が多くみられたが，従来の地域差指数で1.25を超えるような高い値をとった地域の多くで，ベイズ地域差指数が1.14～1.25の間になるようになり全体として極端に高い値を取るような地域が減少している様子が観察された。たとえば北海道では従来の地域差指数は最大が1.543（赤平市），最小が0.742（鶴井村）であったが，ベイズ地域差指数は最大が1.262（古平町），最小が1.039（占冠村）であった。同様に九州地方での地域差指数は最大が1.409（佐賀県鳥栖市），最小が0.762（鹿児島県三島村）であったが，ベイズ地域差指数では最大1.273（佐賀県鳥栖市），最小0.936（宮崎県都農町）であった。この地図をみると，とくに大分県や熊本県，島根県，山口県などでは高水準の市町村がほとんどなくなっていた。また地域差指数が全体的に1.0に近く均一な都道府県において，1箇所だけ1.25を越えているような市町村は秋田県井川町（被保険者数1,912人，以下同），山梨県早川町（861人），奈良県野迫川村（304人）および鳥取県若桜町（2,063人）などいずれも被保険者数がかなり少ない地域であり，地域差指数の不安定さが表われたものと考えられる。しかしこれらの町村のベイズ地域差指数はいずれも0.8以上1.14未

満の範囲に入っていた。さらに全国的に0.80を下回るようなかなりの低水準の地域もベイズ地域差指数でみると大きく減少し，全体としてベイズ地域差指数では極端に高い値や低い値をとらず基準の1.0に近づいた平滑化された地図となった。

## 2. 地域差指数の変化

平成15～17年度の各年度で地域差指数とベイズ地域差指数の分布を観察した（表2）。いずれの年度の最大値，最小値ともベイズ地域差指数のほうが1.0に近づいており，全体としてバラツキが小さくなった。また各年度で地域差指数の高かった市町村の上位10市町村について，それぞれの地域差指数とベイズ地域差指数を比較し，同様にベイズ地域差指数の値が高かった市町村について，従来の地域差指数と比較した（表3）。ただし10位の地域が2つあった場合は両方を示し上位11市町村を示している。この結果，一部の市町村は従来の地域差指数，ベイズ地域差指数ともに上位に位置していたが，順位が大きく変化していた。特に従来の地域差指数で最大の値をとっていた市町村はベイズ地域差指数では上位10位以内には含まれていなかった。逆にベイズ地域差指数で最大値をとっている市町村はいずれも従来の地域差指数でも上位に位置していた。

## IV 考 察

医療費の地域差については最近でもさまざまな議

図2 平成17年度各市区町村の地域差指数とベイズ地域差指数  
(a)北海道, (b)東北地方, (c)関東・北陸・中部地方, (d)近畿・中国・四国地方, (e)九州・沖縄地方.  
それぞれ, 左が地域差指数, 右がベイズ地域差指数. 5段階に色分けして描画.

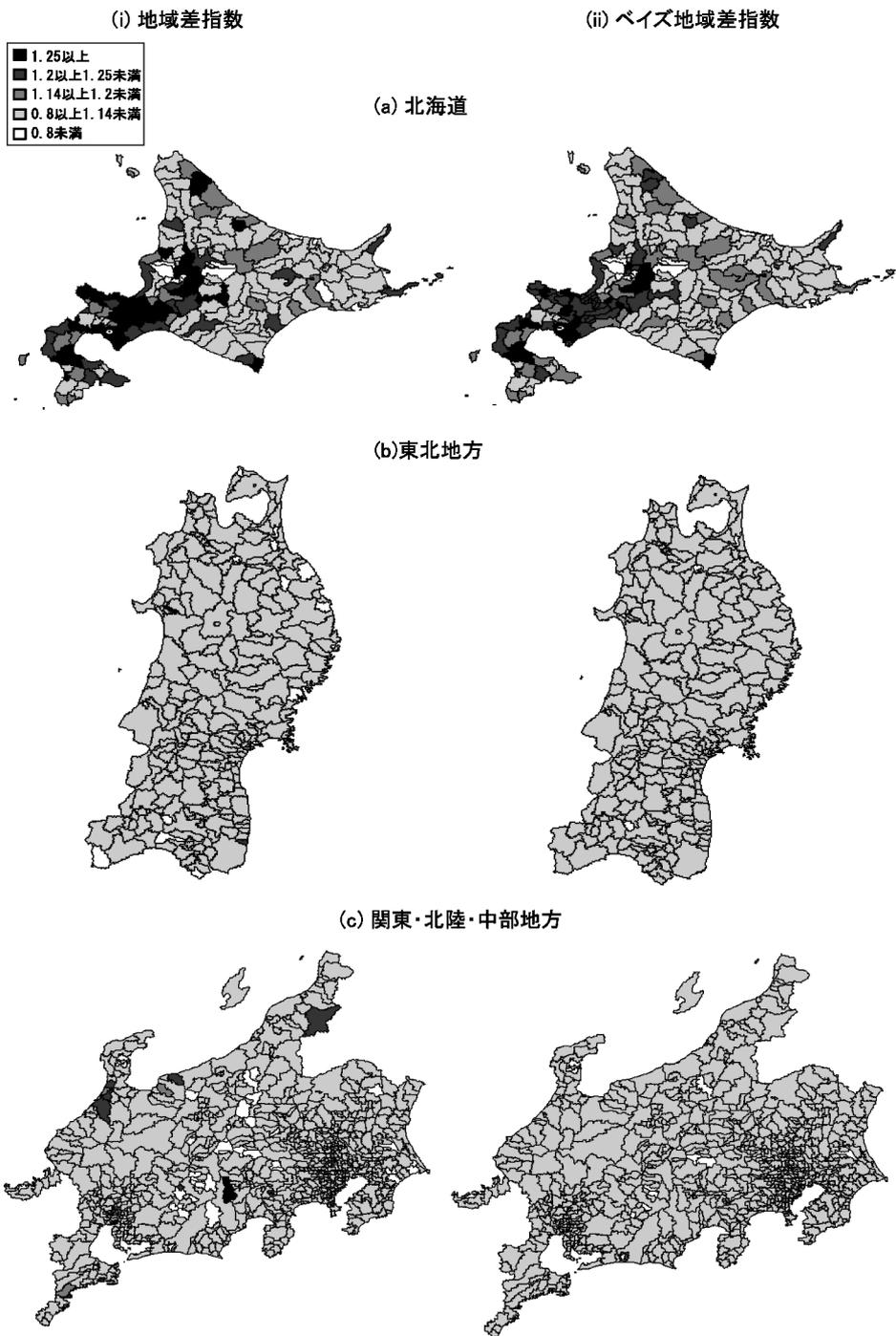


図2

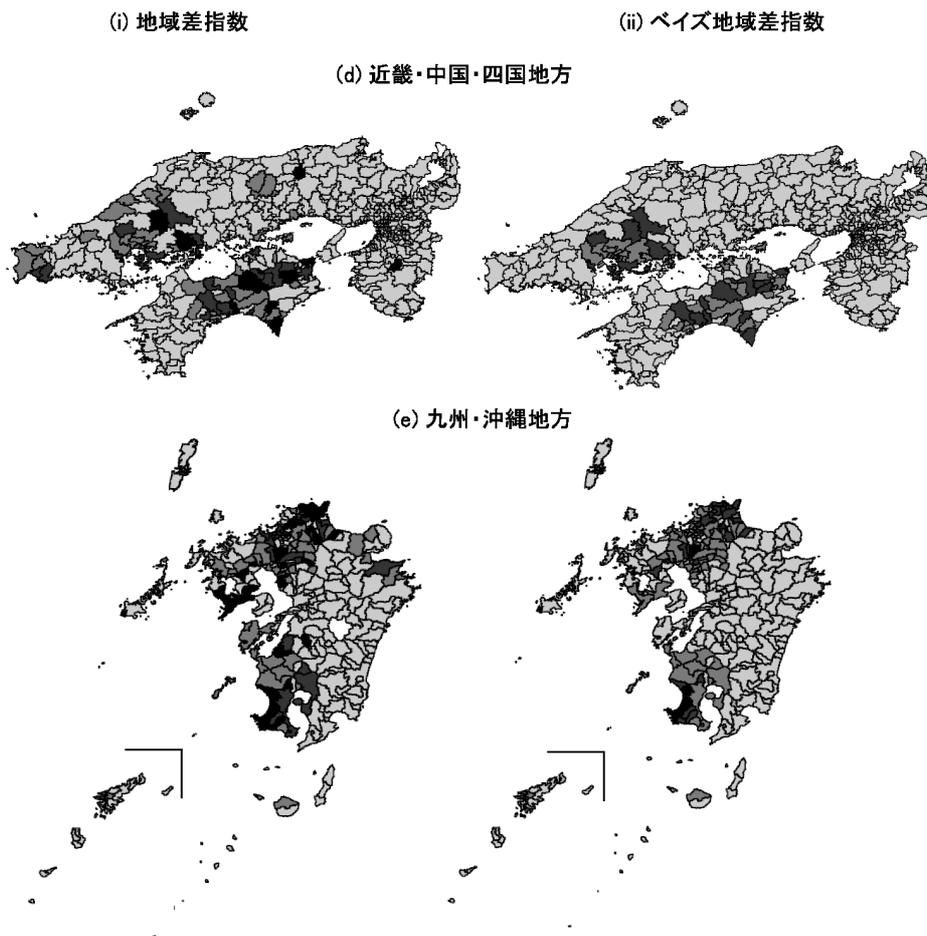


表2 地域差指数とベイズ地域差指数の値と市町村数

	市 町 村 数					
	平成17年度*1)		平成16年度*2)		平成15年度*3)	
	地域差指数	ベイズ地域差指数	地域差指数	ベイズ地域差指数	地域差指数	ベイズ地域差指数
1.2以上	160	97	192	118	247	134
1.1以上～1.2未満	218	257	234	284	370	409
0.9以上～1.1未満	988	1,138	1,075	1,178	1,471	1,713
0.8以上～0.9未満	403	322	462	457	640	564
0.8未満	55	9	74	0	107	15
合 計	1,823	1,823	2,037	2,037	2,835	2,835
最大値	1.635	1.273	1.775	1.321	1.881	1.354
最小値	0.409	0.795	0.574	0.813	0.552	0.776

\*1) 北海道空地中部広域連合, 北海道大雪地区広域連合, 和歌山県御坊市外三ヶ町組合は除く

\*2) 北海道空地中部広域連合, 北海道大雪地区広域連合, 和歌山県御坊市外三ヶ町組合および新潟県阿賀町は除く

\*3) 新潟県阿賀野市, 新潟県東浦組合は除く

論があり地域差分析や要因に関する研究が行われ、その適正化が目指されている<sup>14)</sup>。しかし医療費の適正化という言葉の解釈は文字通り「医療費を適正にする」ことから「医療費の抑制」までさまざまであ

る<sup>15)</sup>。本研究ではそのような医療費の地域差研究で用いられる指標のひとつである地域差指数について、統計学的な観点からその指標の意味、問題点を指摘し、その問題点のひとつである人口サイズによ

表3 地域差指数とベイズ地域差指数の高い市町村の比較

(i) 地域差指数の高い市町村

順位	平成17年度				平成16年度				平成15年度			
	市町村	被保険者数	地域差指数	ベイズ地域差指数	市町村	被保険者数	地域差指数	ベイズ地域差指数	市町村	被保険者数	地域差指数	ベイズ地域差指数
1	渡名喜村 (沖繩県)	266	1.635	1.071	赤平市 (北海道)	6,623	1.775	1.192	赤平市 (北海道)	6,594	1.881	1.190
2	赤平市 (北海道)	6,670	1.543	1.224	吉川村 (高知県) <sup>#</sup>	980	1.584	1.241	福山町 (鹿児島県) <sup>#</sup>	2,810	1.837	1.213
3	野迫川村 (奈良県)	304	1.476	0.984	三野町 (徳島県) <sup>#</sup>	1,509	1.463	1.321	小長井町 (長崎県) <sup>#</sup>	2,708	1.818	1.123
4	壮瞥町 (北海道)	1,483	1.461	1.250	壮瞥町 (北海道)	1,474	1.459	1.274	渡名喜村 (沖繩県)	271	1.620	1.044
5	鳥栖市 (佐賀県)	20,266	1.409	1.273	黒松内町 (北海道)	1,316	1.457	1.274	富村 (岡山県)	360	1.608	1.063
6	京極町 (北海道)	1,561	1.406	1.260	三笠市 (北海道)	6,062	1.443	1.273	坂北村 (長野県)	964	1.577	0.899
7	星野村 (福岡県)	1,982	1.402	1.197	田川市 (福岡県)	21,024	1.436	1.205	一字村 (徳島県) <sup>#</sup>	745	1.558	1.353
8	洞爺湖町 (北海道)	4,887	1.398	1.260	津奈木町 (熊本県)	2,705	1.431	1.110	美甘村 (岡山県) <sup>#</sup>	599	1.532	1.067
9	登別市 (北海道)	19,091	1.397	1.260	占平町 (北海道)	2,108	1.421	1.278	三野町 (徳島県)	1,559	1.487	1.354
10	南幌町 (北海道)	3,527	1.397	1.261	虻田町 (北海道) <sup>#</sup>	3,847	1.420	1.279	三笠市 (北海道)	6,036	1.480	1.283
					津奈木町 (熊本県)				津奈木町 (熊本県)	2,711	1.480	1.095

(ii) ベイズ地域差指数の高い市町村

順位	平成17年度				平成16年度				平成15年度			
	市町村	被保険者数	地域差指数	ベイズ地域差指数	市町村	被保険者数	地域差指数	ベイズ地域差指数	市町村	被保険者数	地域差指数	ベイズ地域差指数
1	鳥栖市 (佐賀県)	20,266	1.409	1.273	三野町 (徳島県) <sup>#</sup>	1,509	1.463	1.321	三野町 (徳島県)	1,559	1.487	1.354
2	みやき町 (佐賀県) <sup>s</sup>	10,172	1.344	1.263	東祖谷山村 (徳島県) <sup>#</sup>	920	1.368	1.298	一字村 (徳島県) <sup>#</sup>	745	1.558	1.353
3	占平町 (北海道)	2,089	1.378	1.262	西祖谷山村 (徳島県) <sup>#</sup>	780	1.352	1.294	美馬町 (徳島県) <sup>#</sup>	2,999	1.432	1.343
4	南幌町 (北海道)	3,527	1.397	1.261	虻田町 (北海道) <sup>#</sup>	3,847	1.420	1.279	東祖谷山村 (徳島県)	912	1.439	1.339
5	芦別市 (北海道)	8,856	1.382	1.260	占平町 (北海道)	2,108	1.421	1.278	木屋平村 (徳島県) <sup>#</sup>	568	1.430	1.338
6	登別市 (北海道)	19,091	1.397	1.260	神山町 (徳島県)	3,405	1.324	1.278	市来町 (鹿児島県) <sup>#</sup>	2,646	1.466	1.314
7	京極町 (北海道)	1,561	1.406	1.260	京極町 (北海道)	1,526	1.376	1.276	吉野町 (徳島県) <sup>#</sup>	2,867	1.374	1.314
8	洞爺湖町 (北海道)	4,887	1.398	1.260	泊村 (北海道)	977	1.363	1.276	三加茂町 (徳島県)	2,541	1.361	1.308
9	伊達市 (北海道)	15,288	1.360	1.259	壮瞥町 (北海道)	1,474	1.459	1.274	神山町 (徳島県)	3,449	1.336	1.293
10	八雲町 (北海道)	9,121	1.349	1.259	黒松内町 (北海道)	1,316	1.457	1.274	島牧村 (北海道)	1,012	1.420	1.288
	えりも町 (北海道)	3,404	1.337	1.259								

<sup>#</sup> 次年度までに合併が行われた市町村

<sup>s</sup> 合併により当該年度から発足した市町村

る指標の不安定性について、ベイズ推定の手法を用いた改良を試みた。従来の地域差指数のようなO/E比の形をした指標では、分母の値（ここでは基準医療費）が小さい、つまり人口の小さい地域では不安定な指標になることが指摘されており、人口規模の異なる地域をその値で単純に比較することは望ましくない。実際平成17年の地域差指数が最大、最小となったのは被保険者数がかなり少なくそれぞれ266人と108人の地域であった。一方で、分子にあたる実績医療費の最小は東京都御蔵島村の0.17億円、最大は大阪市の4,427億円、中央値は40億円であった。もともと地域差指数は年齢構成の違いを調整した上で、医療費の地域差を表す基準の指標として用いられているのであるが、仮に最近増加している高価な医薬品・医療機器を使った1千万円を超えるような超高額医療費の事例があった場合、人口サイズの大きな地域ではその額は全体の実績医療費にそれほどの影響を与えないが、人口サイズの小さい地域では全体の実績医療費の値に大きな影響を与えてしまうことになる。たとえば被保険者数が100万人の地域で1千万円の医療費支出が1件増えた場合、一人当たりではわずか10円の増加にしかならないが、被保険者が100人の地域ではそれが一人当たり10万円の増加になってしまう。結果として被保険者数の少ない地域では、その1件の医療費支出の額が地域差指数の値に大きく影響を与えてしまうことになる。

地域比較においてその地域の人口の影響によってバラツキの度合いが大きく異なってしまうような指標では、ベイズ推定の適用がよく知られており、実際に厚生労働省で発表されている人口動態統計特殊報告の中でも保健所・市区町村別合計特殊出生率、標準化死亡比についてそれぞれベイズ推定値が示されている<sup>16)</sup>。そこで本研究では地域医療費が対数正規分布に基づくという統計モデルを仮定したうえで、ベイズ推定の理論を適用し地域差指数のベイズ推定値となるベイズ地域差指数を提案した。一般に経済学における格差の分析研究などでは、古くから対数正規分布によって所得の分布などがモデル化され議論されている<sup>17)</sup>。本研究で論じた地域の医療費も正の連続値であり、またその分布は高額の方向に裾が長くなると考えることは自然であり、実際、日本の医療費を扱ったいくつかの先行研究<sup>9,10)</sup>でも医療費の分布として対数正規分布を仮定した検討が行われていることから対数正規分布を仮定することは妥当であると考えられる。この仮定のもとでベイズ推定を行った結果、全体として極端に高い値や低い値をとる地域が少なくなり全体として平滑化された値になる様子が観察された。特に被保険者数がかな

り少なく、従来の地域差指数で極端に高い、または低い値をとっているような地域では、従来の地域差指数の値とベイズ地域差指数で大きな違いがあった。そのような地域での1件の高医療費支出が地域差指数の値に与える影響が、人口の大きな地域に比べるとあまりにも大きいという指標の不安定性が表われた結果となった。つまり従来の地域差指数で極端な最大値を取るような地域は人口の小さい地域がほとんどで、それは見かけの水準であると考えられる。しかし、人口の少ない地域でのベイズ地域差指数が必ず低くなるというわけではない。たとえば平成16年度のベイズ地域差指数をみると、その上位10位以内に位置しているのは被保険者数の少ない地域が多く、従来の地域差指数でも上位10位以内に入っていた地域もいくつか含まれていた。つまりベイズ地域差指数では、極端に高い、または低い値を取る地域は減少し、全体としてその値は1.0に近づくものの、人口サイズによる変動を考慮したうえでも安定して水準の高い地域は、人口にかかわらずきちんと高い値が出てくるといえる。

とはいえ、一方で地域医療費の観点から考えると、たとえば特定の医療施設からの極端に高い医療費の支出など、真に異常な事態が発生している場合なども考えられる。小地域においてそのような事象があった場合、ベイズ推定による補正のため結果が多少歪められてしまう可能性も否定できない。一例として図2の東北地方において地域差指数が1.298と唯一1.25を越えていた秋田県井川町では、ベイズ地域差指数は1.011と平均的な水準となった。しかしこの年のデータをもとに指定される平成19年度はもちろん、その前後も含め平成21年度まで毎年高医療費指定市町村として指定されている。つまり偶発的にその年だけ高かったのではなく、他の理由があるのではないかと考えられる。そのため地域差指数とベイズ地域差指数を見比べ大きく変化したものについては個別に詳細な検討をする必要性があろう。このような限界はあるものの、逆に言えば、ベイズ地域差指数においても十分高い値をとった地域に関しては本当に高水準の地域であると強く考えることができよう。実際の適用場面においては従来の地域差指数とベイズ地域差指数を見比べながら検討を行うことが重要かつ有用であると考えられる。

国民健康保険法に基づいて厚生労働大臣が指定する安定化計画の指定市町村はこの地域差指数に基づいて行われるが、実際には特別事情に係る額が控除されるため、単純にこの値のみで判断されているわけではない。しかし地域差指数そのものも公開されており医療費の地域差の指標として用いられてい

る。地域差指数において1.14を越えたのは平成17年度276市町村であったが、ベイズ地域差指数で1.14を超えたのは225市町村であった。この1.14という基準値そのものの妥当性についての考察も必要であるが、本研究結果より、従来の地域差指数に基づいて単純に基準を決めることには問題があることが示唆された。また同様に医療費指数<sup>15)</sup>や格差指数<sup>18)</sup>といったいくつかの指標を用いた医療費格差の検討も行われている。しかしこれらの指標もO/E比の形の指標であり、直感的にわかりやすい指標ではあるが、SMRや地域差指数同様、対象人口規模の異なる地域間でその値を比較する際には注意しなくてはならない指標である。本研究の結果からもそのような指標による地域格差の比較検討では、結果の解釈に十分な注意が必要であることが示唆された。

SMRをはじめとする死亡リスクの推定においては、観測される死亡数にポアソン分布を仮定したポアソンモデルに基づく議論が一般的であり、その設定のもとでのベイズ推定量などは多い。しかし本研究で扱った対数正規分布のように、ポアソン分布以外の分布を仮定したモデルでの議論はそれほど多くない。本研究では地域差指数をその分布の中央値に基づく水準を表す推定量として位置づけた。その際、各地域の分散についてはなんら恣意的な仮定をおかない無情報事前分布を用いた推定を行った。ここではSMRの対数正規モデルにおいて一般的によく用いられている事前分布を用いたが、この事前分布の設定によってベイズ推定の結果も多少変動する。いくつかの無情報事前分布を設定して結果を比較したところ、とくに分散 $\sigma^2$ に設定する事前分布が影響していた。これはこの分散が $\log x_i$ のバラツキを表すものであり、極端に大きすぎる値を取るとは考えられず、無情報事前分布といえどもある程度の制限を受けるべきと考えられる。ここで設定した事前分布では $1/\sigma^2$ の期待値が1,000となることから、 $\sigma^2$ は比較的小さい値を取りやすくなると考えられる。また、たとえば各地域の分散もその地域の人口サイズに応じた規則性があると考えられるかもしれない。もしそのような状況を考えるのであればそれに応じた適切なモデルを構築し、その上で推定を行うこともできるだろう。この点については引き続き検討していきたい。

また死亡リスクの推定においては各市町村のリスクが独立ではなく、その値は近隣の地域と類似しているという空間相関を考慮したモデルでの推定も行われている<sup>5,7)</sup>。本研究で扱う医療費については、そのような地域相関を考えるべきかどうか判断が難しいところであろう。本研究ではベイズ推定の計算

を都道府県単位で行っており、ある意味で都道府県内では地域差指数の分布が似ているという地域相関を考えていることになる。しかし、医療費水準においても隣接している市町村ではその水準も似ているというような地域相関があると考えられるのであれば、それを考慮したより複雑なモデルでの議論も有用であろう。さらにはその集積性の検討による地域分析なども可能となると考えられる。また経時的な観察により、提案する地域差指数のベイズ推定においても経年変化を考慮したモデルの検討なども今後の重要な課題である。

医療費水準や死亡リスク以外にも、さまざまな場面において市町村ごとの状況を把握しその比較を行うことは大変重要である。特に市町村のように小地域で人口規模の異なる地域を比較する際には、用いる指標の統計学的な意味や特性を理解した上で、適切な評価をすることが必要である。人口規模によって不安定になるような指標については、本研究で提案するようなベイズ推定値がひとつの対応策であり、そのような適切な指標を用いた地域比較の検討が行われることが望まれる。

## V おわりに

医療費の地域格差の指標のひとつとして用いられる国民健康保険の地域差指数について、人口の少ない地域で不安定な指標になるという問題点を指摘し、それを改良するべくベイズ推定について検討を行った。本研究では医療費の分布として対数正規分布を仮定したうえで、従来の地域差指数の統計的な意味を解釈し、さらにそのベイズ推定量を求めることができた。このベイズ推定による指標を用いることで地域差指数の不安定さが改善され、より適切な地域比較を行うことができるようになると思われる。

(受付 2009. 3. 9)  
(採用 2009. 9.15)

## 文 献

- 1) 地域差研究会, 編. 医療費の地域差. 東京: 東洋経済新報社, 2001.
- 2) 厚生労働省保険局国民健康保険課. 国民健康保険法第68条の2第1項の規定に基づく平成21年度の指定市町村の指定について. 2009.
- 3) 厚生省保険局調査課, 監修. 医療費ハンドブック(平成13年版). 東京: 法研, 2001.
- 4) 厚生省保険局調査課, 監修. 地域医療費総覧(2004). 東京: 社会保険研究所, 2004.
- 5) 丹後俊郎, 横山徹爾, 高橋邦彦. 空間疫学への招待. 東京: 朝倉書店, 2007.

- 6) 総務省統計局, 編. 統計でみる市区町村のすがた 2008. 東京: 日本統計協会, 2008.
- 7) Lawson AB. Bayesian Disease Mapping. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2009.
- 8) 丹後俊郎. 死亡指標の経験的ペイズ推定量について: 疾病地図への適用. 応用統計学 1988; 17: 81-96.
- 9) Nakamura K, Okamura T, Kanda H, et al. Medical costs of patients with hypertension and/or diabetes: a 10-year follow-up study of National Health Insurance in Shiga, Japan. Journal of Hypertension 2006; 24: 2305-2309.
- 10) Okamura T, Nakamura K, Kanda H, et al. Effect of combined cardiovascular risk factors on individual and population medical expenditures: a 10-year cohort study of National Health Insurance in a Japanese population. Circulation Journal 2007; 71: 807-813.
- 11) Lawson AB, Browne WJ, Vidal Rodeiro CL. Disease Mapping with WinBUGS and MLwiN. Chichester: John Wiley & Sons, 2003.
- 12) Imperial College and Medical Research Council. WinBUGS PACKAGE v1.4.3. 2007. <http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs/> (2009年10月2日アクセス可能).
- 13) 東京都総務局統計部調査課, 編. 東京都統計年鑑平成16年. 東京: 東京都生活文化局広報広聴部広聴管理課, 2006.
- 14) 郡司篤晃. 医療費の地域差は何を意味するか. 病院 2007; 66(9): 735-739.
- 15) 印南一路, 古城隆雄. 医療費適正化計画の問題点. 社会保険旬報 2008; 2362: 6-11.
- 16) 厚生労働省大臣官房統計情報部人口動態・保健統計課. 平成15年~平成19年 人口動態保健所・市区町村別統計の概況 人口動態統計特殊報告. 2009.
- 17) 竹内 啓, 編. 統計学辞典. 東京: 東洋経済新報社, 1989.
- 18) 笹原義和, 横山英世, 須賀雅彦, 他. 産業別医療費の格差の検討. 日大医学雑誌 2001; 60(8): 358-367.

## Bayesian approach to indices of regional healthcare expenditure in Japan

Kunihiko TAKAHASHI\*, Eisuke HIDA\*, Kazue YAMAOKA\* and Toshiro TANGO\*

**Key words** : national health insurance, regional health care costs, bayesian inference, lognormal distribution

**Objectives** To compare medical expenses among regions in Japan, the “regional difference index” of National Health Insurance has been used. The index is formulated as a ratio of observed to expected numbers. However, it has large variability such as in the standardized mortality ratio (SMR) in small populations. To circumvent this problem, we propose an alternative index based on Bayesian methods.

**Methods** Regional medical expenses were assumed to have a log normal distribution and be derived from the conventional regional difference index as a statistical estimator. Under the assumed distribution, we then considered a full Bayes estimator for the index. The data for 2003–2005 were used for a comparison between the proposed Bayesian index and the conventional index.

**Results** Under the assumed lognormal model, we could define the conventional index as an estimator for the expenditure level in the region. We showed that it has a large variability for small populations. The proposed Bayes estimator could solve this problem.

**Conclusions** The proposed index based on Bayesian inference could stably estimate the level of regional medical expenses. We therefore suggest that a more appropriate discussion of regional differences could be given using this Bayesian index than with the conventional one.

---

\* Department of Technology Assessment and Biostatistics, National Institute of Public Health