

2013年度SFC研究所プロジェクト補助  
研究課題名：人口減少社会における地域医療システムの構築  
研究代表者：印南一路（総合政策学部・教授）

## 第1章 我が国における主要疾病別死亡数・入院/外来数の将来動向

### 第1節 背景と目的

2011年に厚生労働省は、地域医療計画に盛り込むべき疾病として、がん、脳卒中、急性心筋梗塞、糖尿病に精神疾患を加えた5大疾病を挙げている。これらの主要疾病別に死亡数や入院患者数、外来患者数の将来動向を把握することは、増大する我が国の医療費や、医療サービス（医師数・病床数）供給に対する需要を把握する上で、重要な課題の一つであると言える。

これまで、死亡数や入院数、外来数の将来推計方法として、①生命表を用いる方法、②現在の（年齢階級率）死亡率・入院率・外来率を将来に適用する方法、③年齢・期間・コーホート要因を考慮する方法、等が用いられてきた。疾病別死亡数・入院数・外来数の推計には、主に②の方法が用いられてきた。近年我が国でも、疾病要因別性・年齢階級別の死亡数・入院数・外来数のデータが蓄積されてきたことから、③の方法を適用することができるが、従来用いられてこなかった、

本研究では、③の代表的手法である Lee-Carter model をもちいて、全国レベルでの5大疾病別死者数・入院者数・外来者数モデルを推定し、2035年までの死者数・入院者数・外来者数の将来推計を行った。既存のモデルを用いている点で方法論的な新規性はないものの、医療需要の将来動向を検討する基礎資料となり得る点で、学術的・政策的な意義があると考えられる。

### 第2節 分析の方針と方法

#### (1) Lee-Carter モデル

生命表モデルでは、暦年 $t$  ( $t_1, \dots, t_n$ )年に同時に出生した集団=コーホート $x$  ( $0, \dots, \omega$ )における生存数 $l_{xt}$ は、出生時生存数 $l_{0t}$ と年齢 $x$ での生存確率 $Pr(x_t)$ を用いて、次式のように表される。

$$l_{xt} = l_{0t} \cdot Pr(x_t) \quad (1-1)$$

このコーホートの死力 $\mu_{xt}$ を次式(4-2)のように表すとき、 $l_{xt}$ は死力を用いて式(4-3)のように表すことができる。

$$l_{xt} = l_{0t} \cdot \exp \int_0^x \mu_{xt} d_{xt} \quad (1-2)$$

一方、暦年 $t$ 年のコーホート集団 $x$ における人口数と死亡数をそれぞれ $y_{xt}$ 、 $e_{xt}$ とするとき、 $t$ 年の年齢階級 $x$ における死亡率 $m_{xt}$ は次式のように定義できる。このとき、死亡率 $m_{xt}$ は死力 $\mu_{xt}$ と等しくなる。

$$m_{xt} = \frac{y_{xt}}{e_{xt}} \quad (1-3)$$

Lee and Carter (1992)は死亡率 $m_{xt}$ を被説明変数とし、暦年に影響を受けない年齢に対する係数 $\alpha_x$ 、暦年による変化を意味する時系列トレンド $\kappa_t$ 、暦年トレンドによる年齢階級別死亡率の変化 $\beta_x$ により説明するモデルを提案した。ここで、 $\varepsilon_{xt}$ は正規分布に従う誤差項である。

$$\begin{aligned} \log(m_{xt}) &= \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{xt} &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (1-4)$$

ここで Lee-Carter モデルでは、未知パラメータ $\beta_x$ および $\kappa_t$ は次式のような制約を持つとしている。

$$\sum_{x=0}^{\omega} \beta_x = 1 \quad (1-5)$$

$$\sum_{t=t_1}^{t_n} \kappa_t = 1 \quad (1-6)$$

特異値分解により解を求めるとき、年齢に対する係数の推定量 $\hat{\alpha}_x$ は次式のようになる。

$$\hat{\alpha}_x = \frac{1}{n} \sum_{t=t_1}^{t_n} \log(\hat{m}_{xt}) \quad (1-7)$$

これは、最小二乗法により得られる解と一致する。

Renshaw and Haberman (2006)は、Lee-Carter モデルに基づき、年齢効果を二つに分けた上で、コーホート効果 $\iota_{t-x}$ を加えた拡張 Lee-Carter モデルを提案した。

$$\log(\mu_{xt}) = \alpha_x + \beta_x^{(0)} \iota_{t-x} + \beta_x^{(1)} \kappa_t \quad (1-8)$$

ここで $\beta_x^{(0,1)}$ は、推定値、0、1 のいずれかの値をとる。

## (2) 予測

このモデルを用いた場合、将来時点 $s$  ( $s > 0$ )における死力の将来推計値 $\hat{\mu}_{x,t_n+s}$ は、暦年に依存する係数 $\iota_{t-x}$ と $\kappa_t$ の将来推計値 $\hat{i}_{t_n+s-x}$ 及び $\hat{\kappa}_{t_n+s}$ を用いて、次式により得ることができる。

$$\log(\hat{\mu}_{x,t_n+s}) = \hat{\alpha}_x + \beta_x^{(0)} \hat{i}_{t_n+s-x} + \beta_x^{(1)} \hat{\kappa}_{t_n+s} \quad (1-9)$$

Lee-Carter モデルの時系列外挿をする際には、 $\kappa_t$ の推定量 $\hat{\kappa}_t$ を時系列とみなして ARIMA(0,1,0) モデルを用いて予測値 $\hat{\kappa}_{t_n+s}$ を計算し、上式(4-9)に適用する。

## (3) モデルの適用

本研究では、上述の拡張型 Lee-Carter モデルを 5 大疾病別の死亡率及び入院率、外

来率にも適用することとした。モデル構築の期間は、死亡数については 1999 年～2010 年、入院数と外来数については 1999 年～2008 年とした。「住民基本台帳調査」の男女別年齢 5 歳階級別人口数、「人口動態統計」の男女別年齢 5 歳階級別死因別死亡数、「患者調査」の男女別年齢 5 歳階級別傷病分類別入院数、男女別年齢 5 歳階級別傷病分類別入院数外来患者数を用いて、男女別年齢 5 歳階級別死因別死亡率、男女別年齢 5 歳階級別死因別入院率、男女別年齢 5 歳階級別死因別外来率を算出した。死亡数・入院数・外来数の総数は、男女別に推定したモデルから得られた将来推計値を合計した。

患者調査は 3 年ごとに実施されるため、調査年次以外の年次については、調査年次のデータによる補間値を用いることとした。なお、患者調査は 2011 年のデータも利用可能であるが、東日本大震災による影響で前年までのデータとの単純比較が困難であると判断し、モデル構築には用いないこととした。死因と入院/外来要因は総数と 5 大疾患（悪性新生物、急性心筋梗塞、脳卒中、糖尿病、精神疾患）を用いる。死因と入院/外来要因との整合性をとるため、急性心筋梗塞による死因に対して虚血性心疾患による入院/外来要因を、脳卒中に対して脳血管疾患による死因および入院/外来要因を用いた。

分析の結果については、まず 2011 年～2035 年の年齢 5 歳階級別死亡数（入院数、外来数）将来推計結果を示し、モデル構築結果のうち 1999 年～2010 年の年齢 5 歳階級別死亡率、1999 年～2008 年の年齢 5 歳階級別入院率および外来率、モデルパラメータの推定結果、2011 年～2035 年の年齢 5 歳階級別死亡率（入院率、外来率）推計結果、 $\kappa_t$  の予測値については章末にまとめて記載することとする。

### 第3節 分析結果

#### 1) 総数

死亡総数は、2027 年頃まで徐々に増加するがその後は一定もしくは減少する将来推計結果が示された。入院数、外来数ともに減少するが、外来数の落ち込みは大きい。

#### 2) 悪性新生物

悪性新生物による死亡数は 2030 年頃まで増加する将来推計結果が示されているが、外来数は 2025 年、入院数は 2020 年頃がピークとなっており、その後一定もしくは減少するという予測結果となった。

#### 3) 急性心筋梗塞

急性心筋梗塞は死亡数、入院数、外来数ともに減少することが予測される。もともと外来数が死亡数より多い状況が続いていたが、2028 年以降は外来数が死亡数を下回る結果となった。将来推計結果は、2011 年から 2035 年にかけていずれも半減もしくはそれ以上の落ち込みとなる結果が得られた。

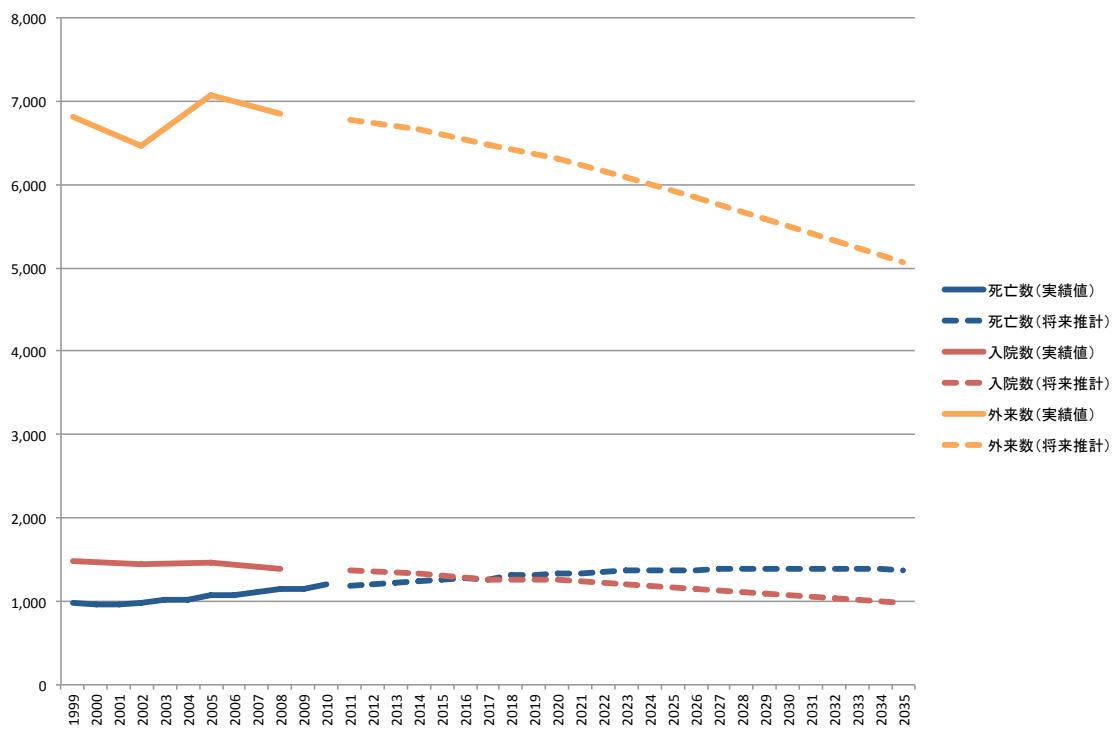


図 1-1 死亡・入院・外来総数の将来動向

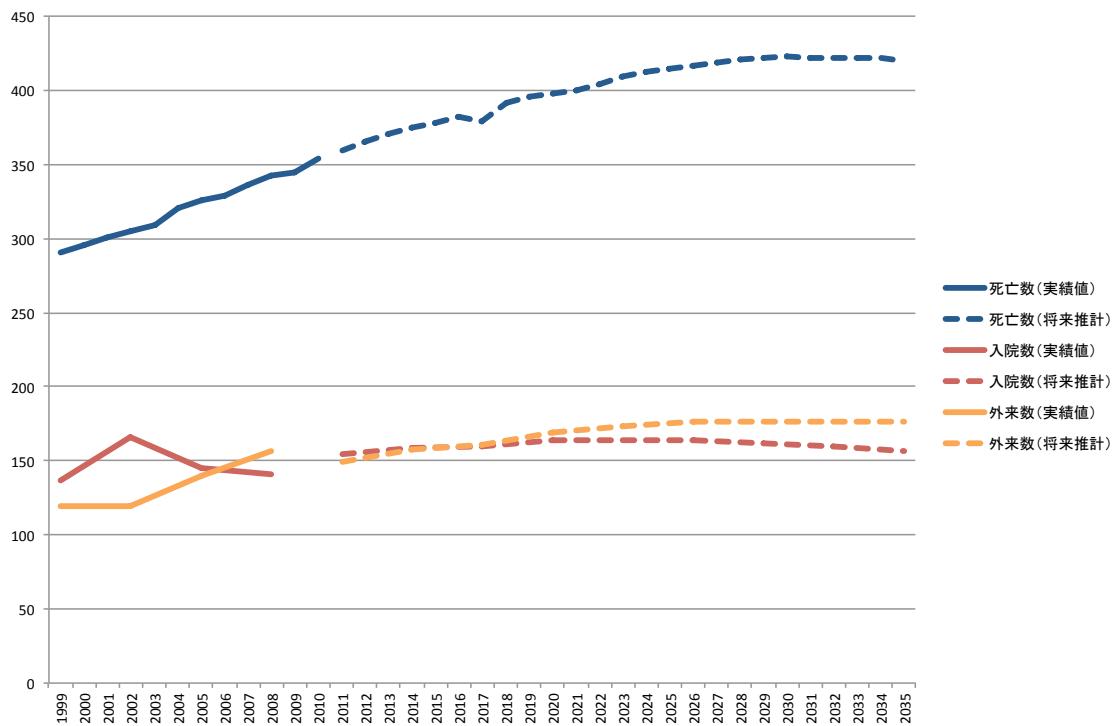


図 1-2 悪性新生生物による死亡・入院・外来の将来動向

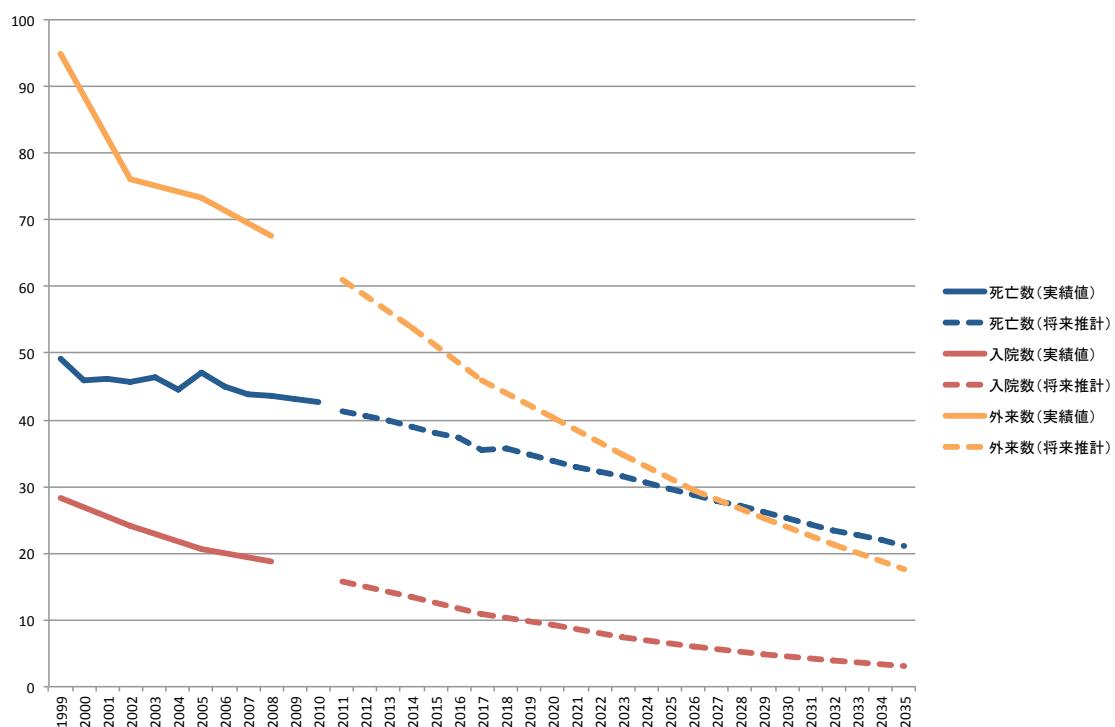


図 1-3 急性心筋梗塞（虚血性心疾患）による死亡・入院・外来の将来動向

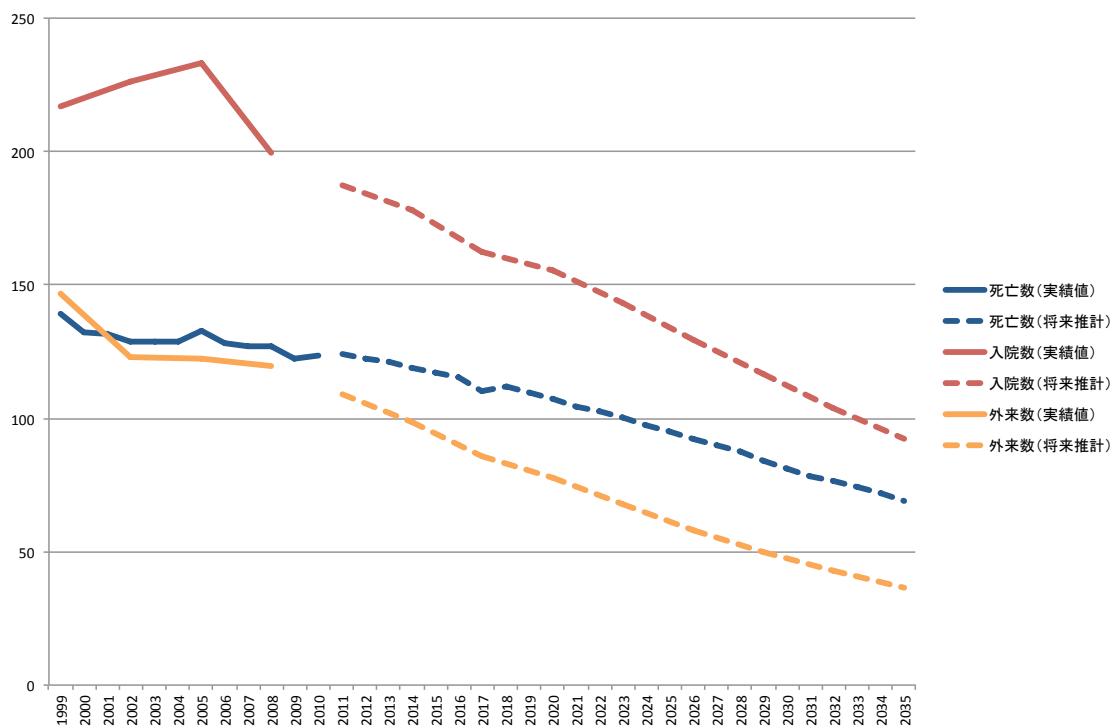


図 1-4 脳卒中（脳血管疾患）による死亡・入院・外来の将来動向

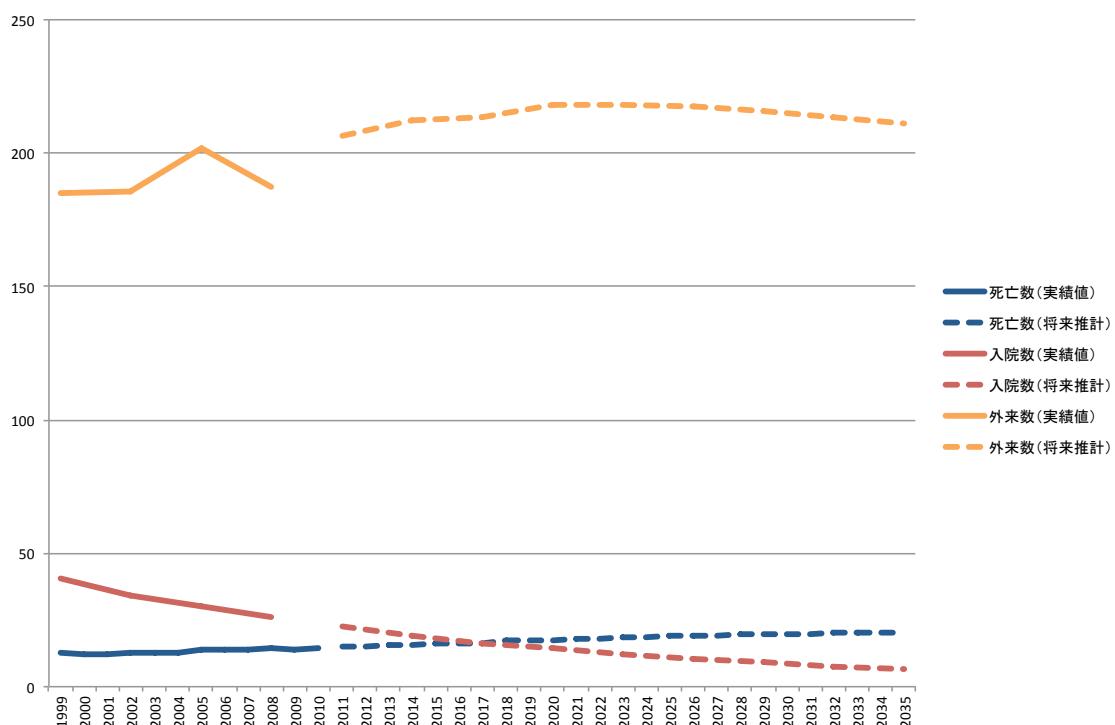


図 1-5 糖尿病による死亡・入院・外来の将来動向

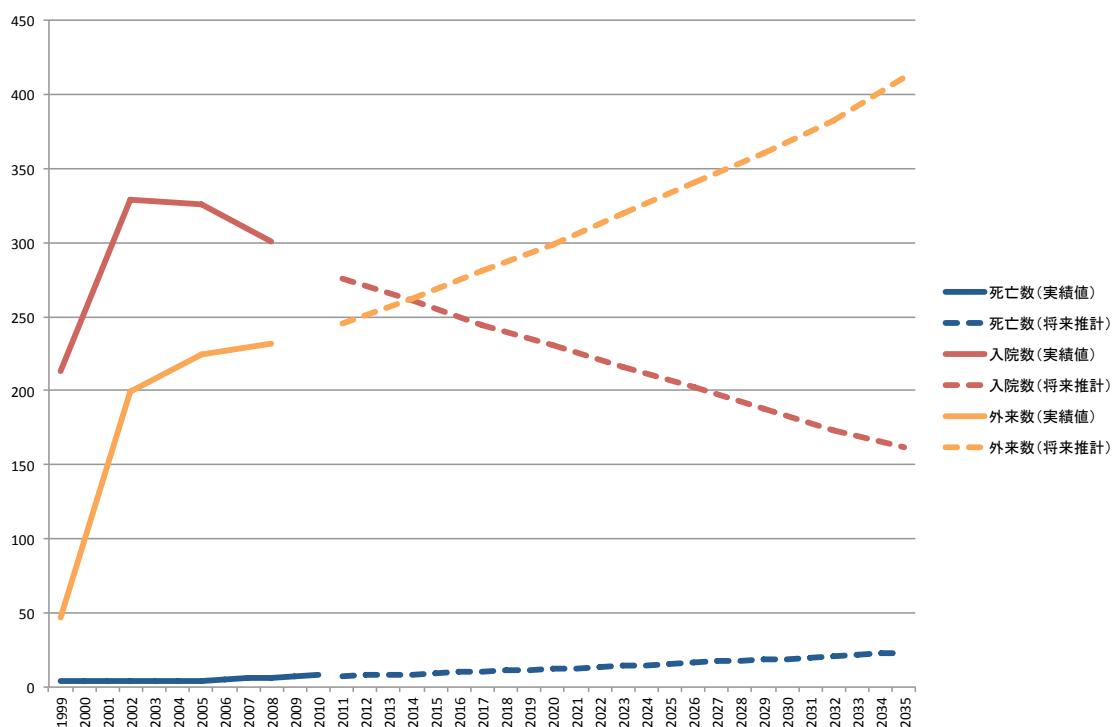


図 1-6 精神病（精神疾患）による死亡・入院・外来の将来動向

#### 4) 脳血管疾患

脳血管疾患は、入院数が死亡数と外来数を上回る状況が続いているが、全体として減少傾向にあり、2011年から2035年にかけて、約半減もしくはそれ以上に落ち込む推計結果が得られた。

#### 5) 糖尿病

糖尿病は、外来数が乳因数や死亡数と比較して相対的に多いが、2020年頃をピークに一定もしくは減少する推計結果が示された。死亡数は将来にわたり微増であるが、入院数は減少する傾向が示された。

#### 6) 精神疾患

精神疾患は2010年までに死亡数が微増する傾向にある一方で、入院数は1999年から2002年に一旦急増した後に減少に転じており、外来数は2002年以降の増加率が1999年から2002年の増加率と比較して小さいという傾向が示されている。そのため、2011年以降は死亡数と外来数は増加し、入院数が減少するという将来推計結果が得られた。

### 第4節 結論と今後の課題

本研究では、Lee-Carterモデルを用いて、5大疾病別の死亡数・入院数・外来数の将来動向を推計した。モデル構築に用いた1999年以降の影響を強く受けているという限界はあるものの、暦年トレンドやコーホート要因を考慮した全国レベルでの将来推計結果が得られたことは、疾病要因別の医療需要を政策的に検討する上で基礎資料となり得る価値があると考えられる。とりわけ、どの疾病要因が将来減少あるいは増加するのかを示すことができた意義は大きい。

死亡数・入院数・外来数は地域的な差異があると考えられることから、今後都道府県別でモデルを構築し、医療サービス供給要因の分析と併せて、医療費の将来動向の分析を行いたいと考えている。

### 参考文献

- 1) Lee, R. and Carter, L. (1992), "Modelling and forecasting U.S. mortality", *Journal of the American Statistical Association* 87, pp.659–671.
- 2) Renshaw, A. E. and Haberman, S. (2006), "A cohort-based extension to the Lee-Carter model for mortality reduction factors", *Insurance: Mathematics and Economics* 38, pp.556–570.

## Appendix. 死亡数に関するモデル推定結果（男女計）

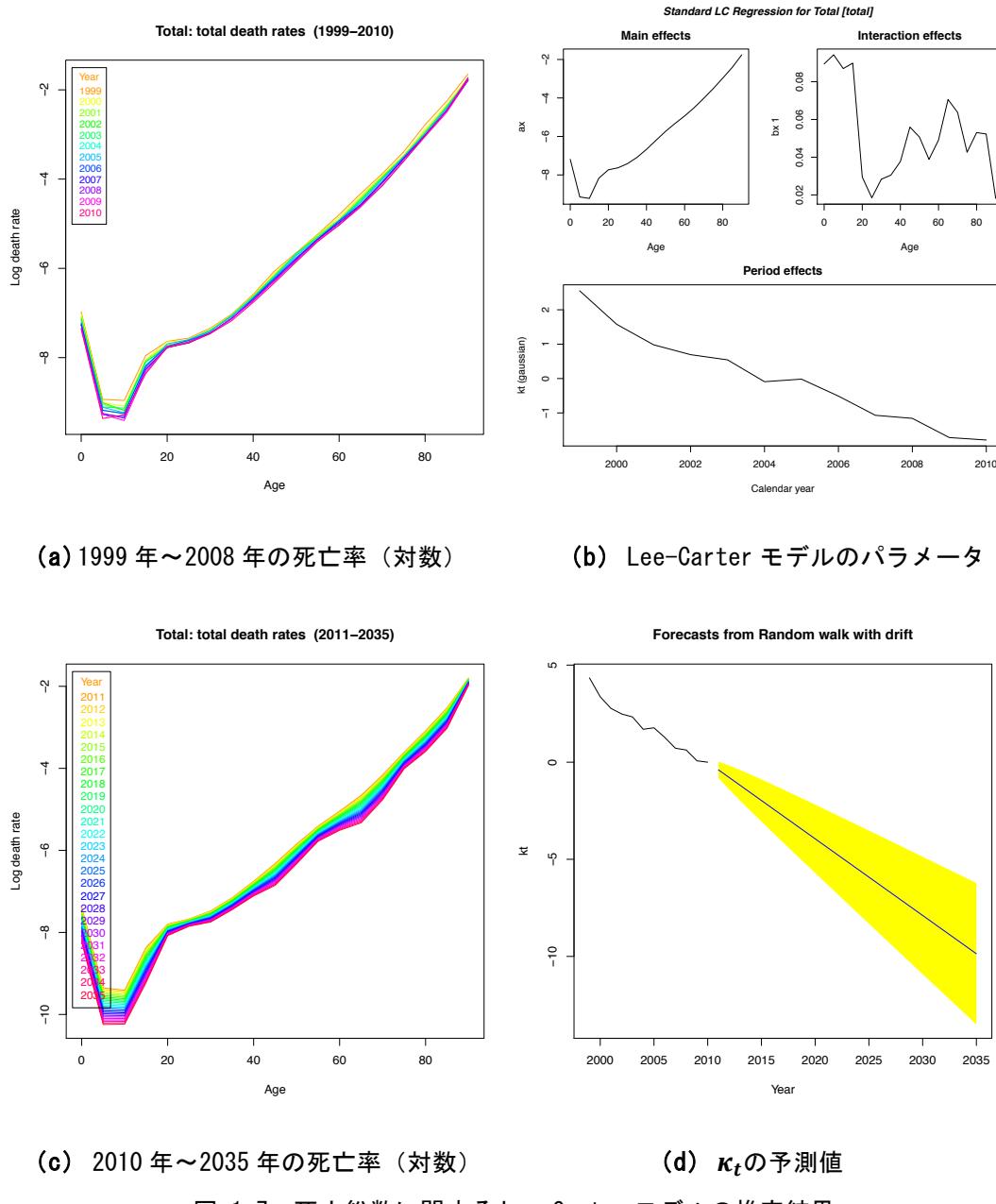
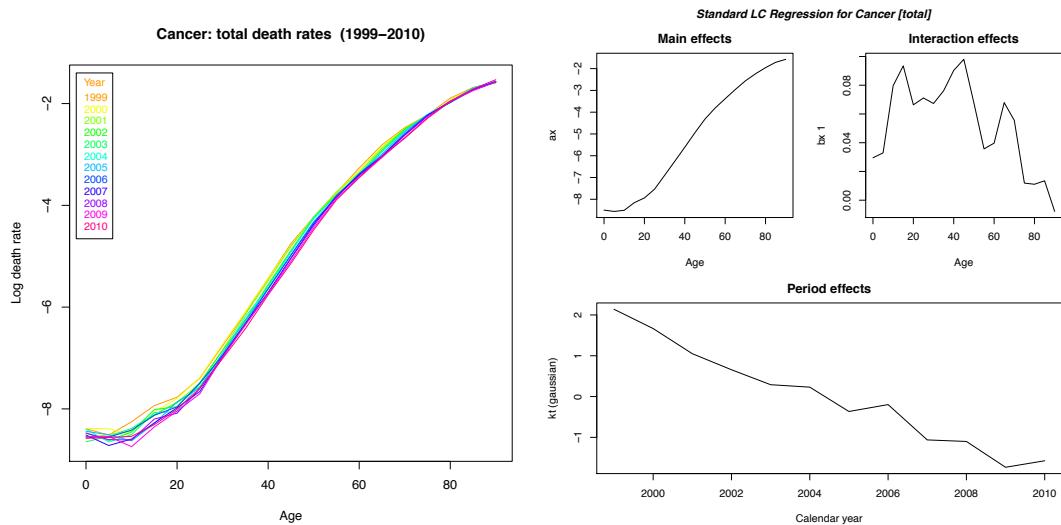
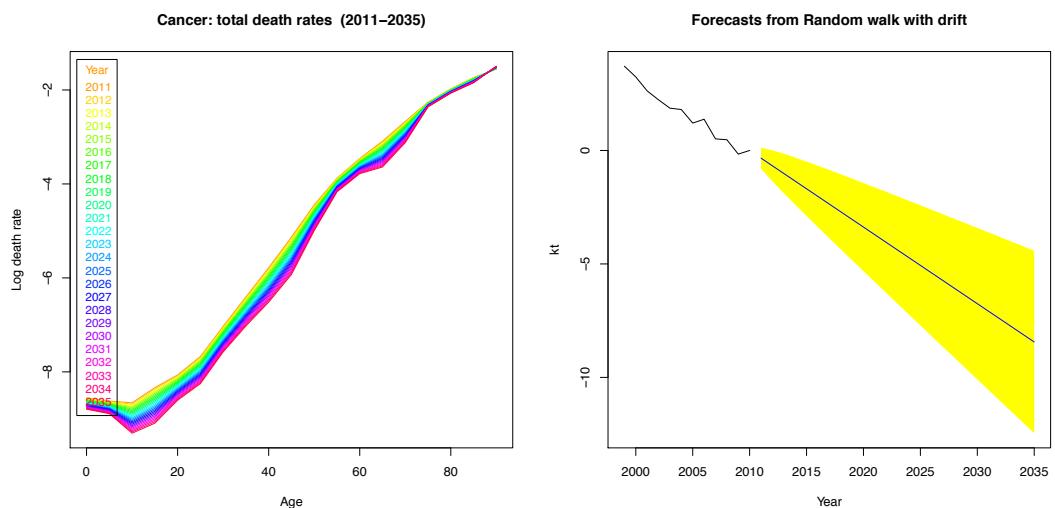


図 1-7 死亡総数に関する Lee-Carter モデルの推定結果



(a) 1999 年～2008 年の死亡率（対数）

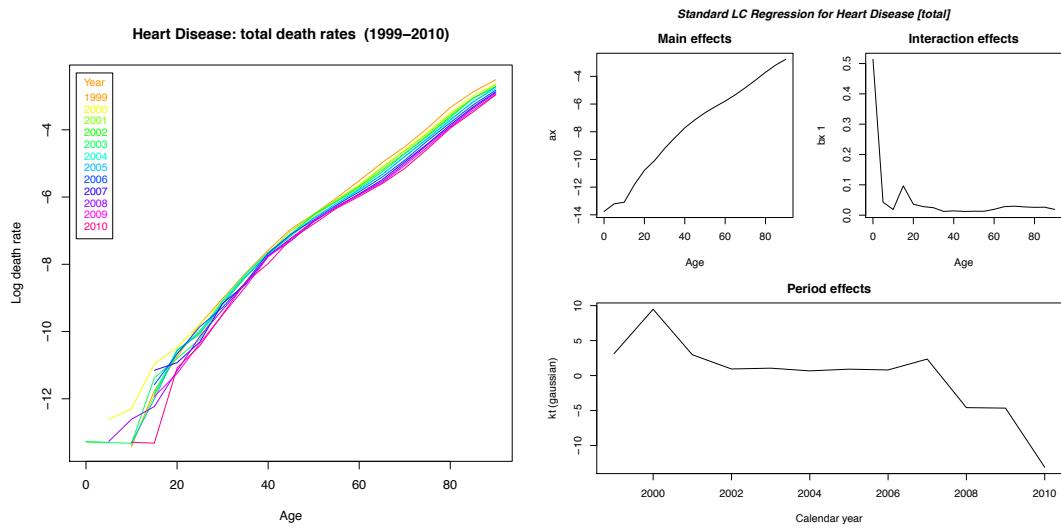
(b) Lee–Carter モデルのパラメータ



(c) 2010 年～2035 年の死亡率（対数）

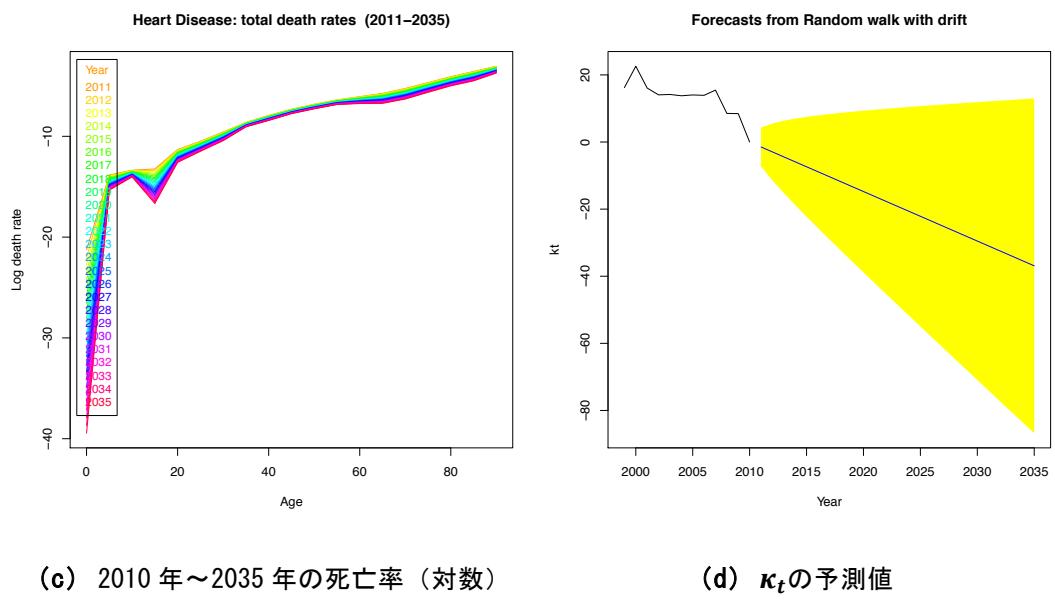
(d)  $\kappa_t$  の予測値

図 1-8 悪性新生物による死亡数に関する Lee–Carter モデルの推定結果



(a) 1999 年～2008 年の死亡率（対数）

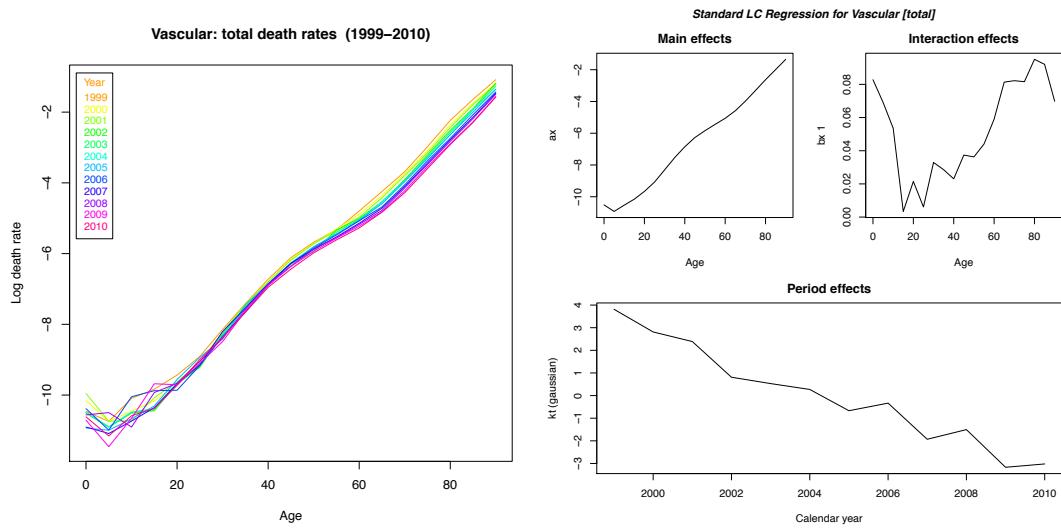
(b) Lee–Carter モデルのパラメータ



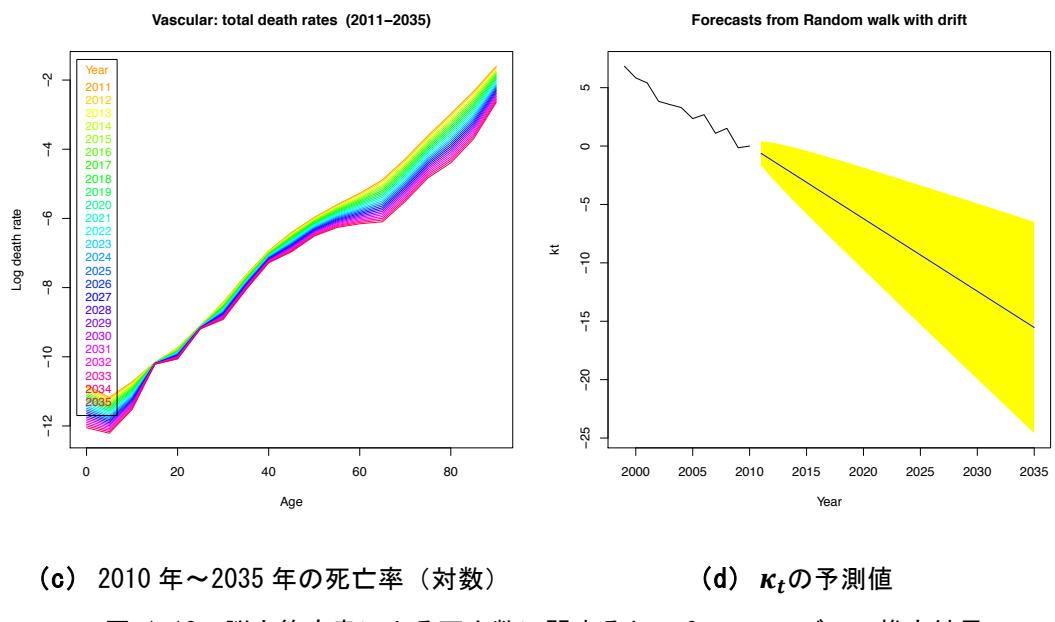
(c) 2010 年～2035 年の死亡率（対数）

(d)  $\kappa_t$  の予測値

図 1-9 急性心筋梗塞による死亡数に関する Lee–Carter モデルの推定結果



(a) 1999 年～2008 年の死亡率 (対数) (b) Lee-Carter モデルのパラメータ



(c) 2010 年～2035 年の死亡率 (対数) (d)  $\kappa_t$  の予測値

図 1-10 脳血管疾患による死亡数に関する Lee-Carter モデルの推定結果

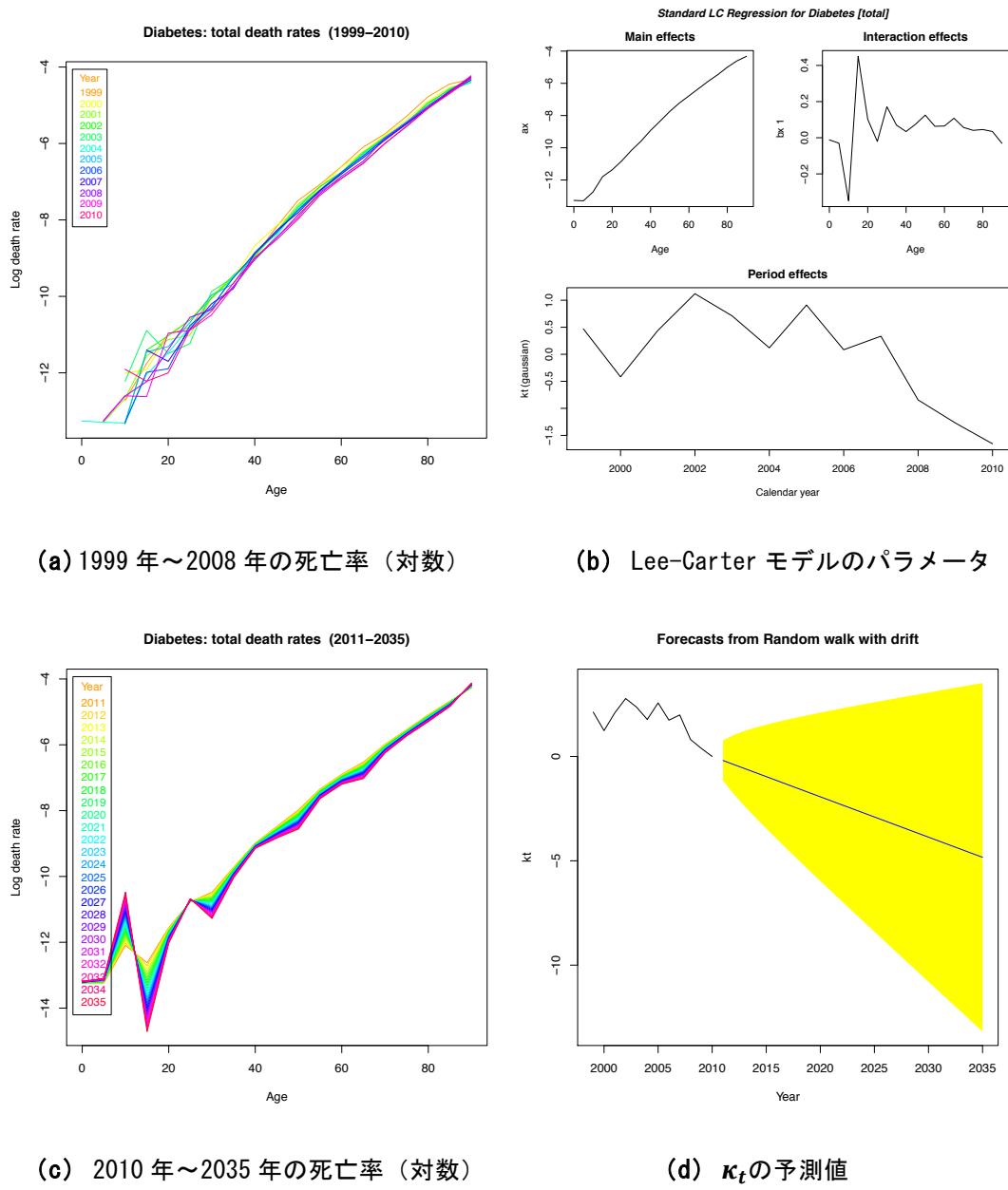


図 1-11 糖尿病による死亡数に関する Lee–Carter モデルの推定結果

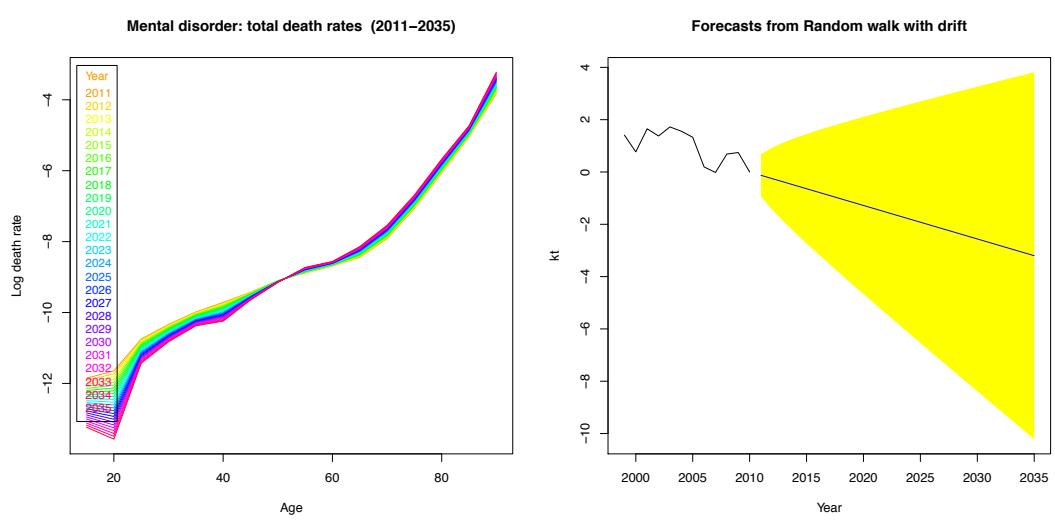
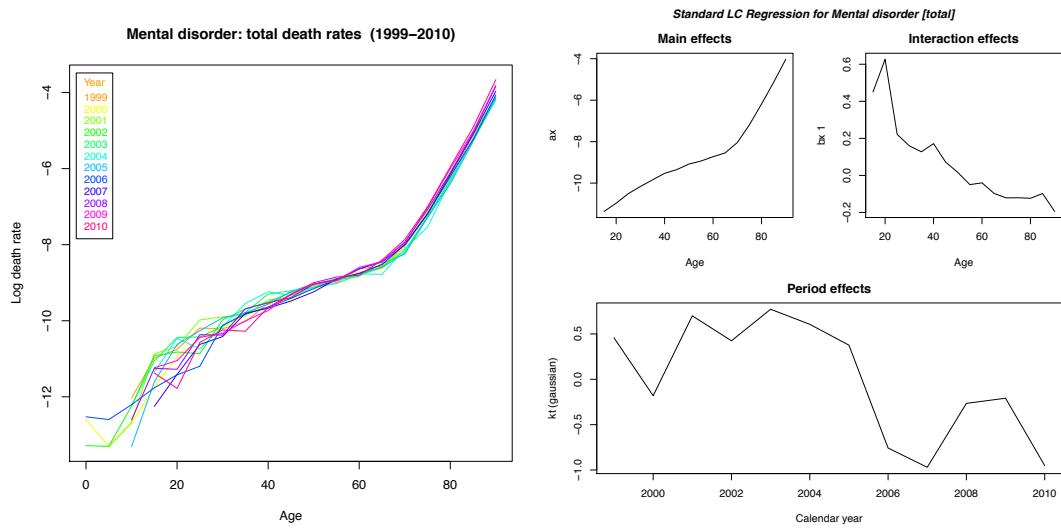


図 1-12 精神疾患による死亡数に関する Lee-Carter モデルの推定結果



## 第2章 医療需給の地域格差

### 第1節 背景と目的

我が国は医療費に地域格差があることが指摘されているが<sup>[1][2]</sup>、地域ブロック単位での定量分析や都道府県単位での可視化にとどまっており、空間統計学的な意味での「地域格差」の概念を導入した地域差分析に関する知見はない。また、医師数に代表される医療サービスの供給面や、疾患別にみた死亡数（死亡率）・患者数に代表される医療需要の観点から、医療の地域格差を多面的に論じた研究はほとんど無い。医療の需要と供給に関する地域格差を明らかにすることは、医療提供体制の改善が必要な地域を指摘するために不可欠であると同時に、本章以降において医療費などの将来動向を予測する上で、医療政策の観点から重要な視点であると言える。

そこで本研究では、空間統計学の Local Moran's I 指標を用いて、医療コスト、診療科別医師数、疾患別患者数について、都道府県別の地域格差の現状を明らかにする。第 2 節では研究の方法を、第 3 節では一人あたり国民医療費、第 4 節では診療科別医師数、第 5 節では疾患別受療率の地域格差を、それぞれ示すこととする。

### 第2節 研究の方法

本章では、「国民医療費」、「医師歯科医師薬剤師調査（3 師調査）」、「患者調査」のデータを用いて分析する。国民医療費は一人あたり国民医療費を用い、2008 年と 1999 年の 2 時点を比較する。医師数については 2010 年のデータを用いて、人口 10 万人あたり総医師数、出産年齢人口 10 万人あたりの産婦人科と産科の合計医師数、15 歳未満人口 10 万人あたりの小児科医師数、人口 10 万人あたり外科医師数の地域格差を比較する。受療率は 2008 年のデータを用いて入院・外来受療率と 5 大疾病（悪性新生物・虚血性心疾患・脳血管疾患・糖尿病・精神疾患）別入院受療率の分析を行った。

地域格差を示す Local Moran's I は、式(5-1)のように表される。ここで、 $I_i$  は地区  $i = (1, \dots, N)$  の Local Moran's I、 $x_i$  は地区  $i$  の地域属性、 $\bar{x}$  は地域属性の平均値、 $w_{ij}$  は空間重み付け行列  $W$  に関する地区  $ij$  間の要素を意味する。

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / N} \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (2-1)$$

地域格差を示すに当たり、都道府県別に計算した分析対象指標の Local Moran's I と当該指標を標準化した結果を 2 次元空間上にプロットした。このとき、第 1 象限に位置する地域では、分析対象指標の値が総体的に高くかつ周辺地域も同様に高い値を示す傾向があることを意味している。

Local Moran's I をすべての地域で合計したものが式(5-2)で示された Moran's I であ

る。Moran's I は相関係数のように -1 から 1 の値をとり、1 に近い値の時、分析対象地域全体で空間的自己相関が高いといえる。

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \quad (2-2)$$

### 第3節 一人あたり国民医療費の地域格差

一人あたり国民医療費の地域差を示したのが図 5-1 である。第 1 象限に示された地域は、一人あたり国民医療費が全国平均と比して相対的に高く周囲の地域も高い傾向にある地域であると言える。また第 4 象限に示された地域は、一人あたり国民医療費が相対的に低く周囲の地域も低い傾向にある地域であると言える。この結果から、沖縄県を除く九州・四国地方の各県は相対的に国民医療費が高い傾向が示されたと言える。千葉・埼玉・神奈川など首都圏の各県と茨城県・静岡県は相対的に一人あたり国民医療費が低いと言える。

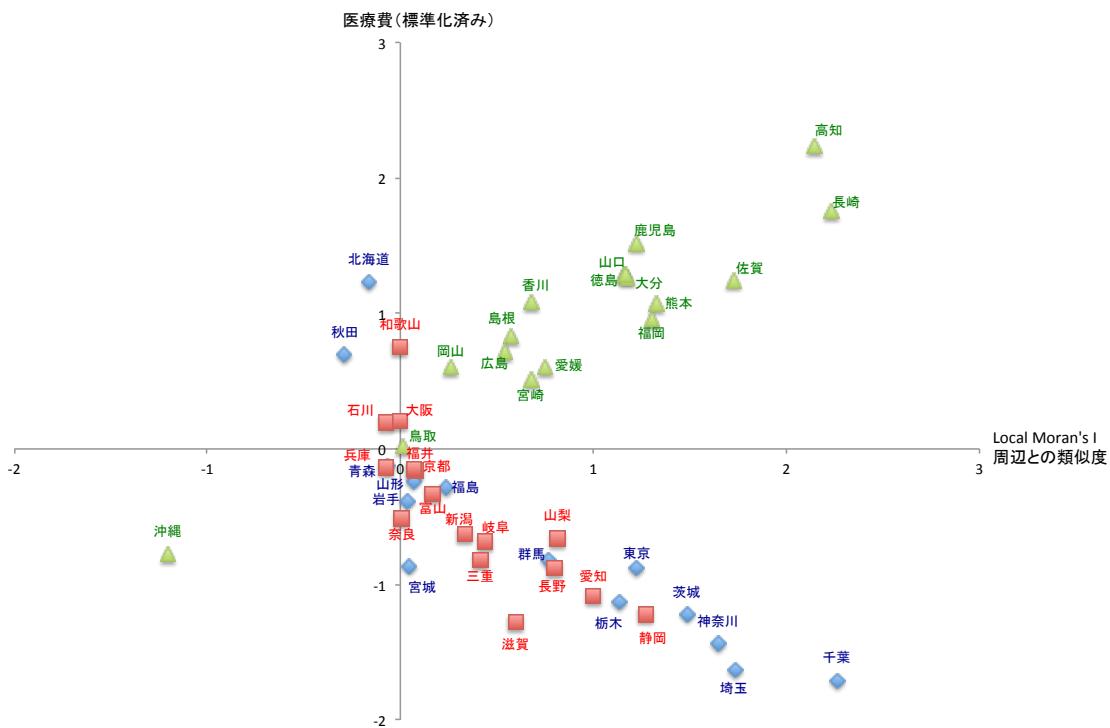


図 2-1 一人あたり国民医療費の地域格差

そもそも医療費全体と入院医療費及び外来医療費に空間的自己相関があるのか、そして空間的自己相関が近年どのように変化しているのかを示すため、1999 年、2002 年、

2005年、2008年の4カ年について Moran's I を計算し比較した（図 5-2）。その結果、一人あたり国民医療費（全体）及び一人あたり入院医療費は Moran's I がいずれの年次でも 0.6-0.7 となり、空間的自己相関が高い傾向にあることが示された。また 2002 年以降は医療費の地域差がわずかではあるが拡大傾向にあることが示された。一人あたり外来医療費の Moran's I は 0.5-0.6 の間で推移しており、必ずしも空間的自己相関が高いとは言えないが、無視できないといえる。これらの結果から、医療費の分析を行う際には、空間的自己相関や地域差を考慮する必要があることが示されたと言える。

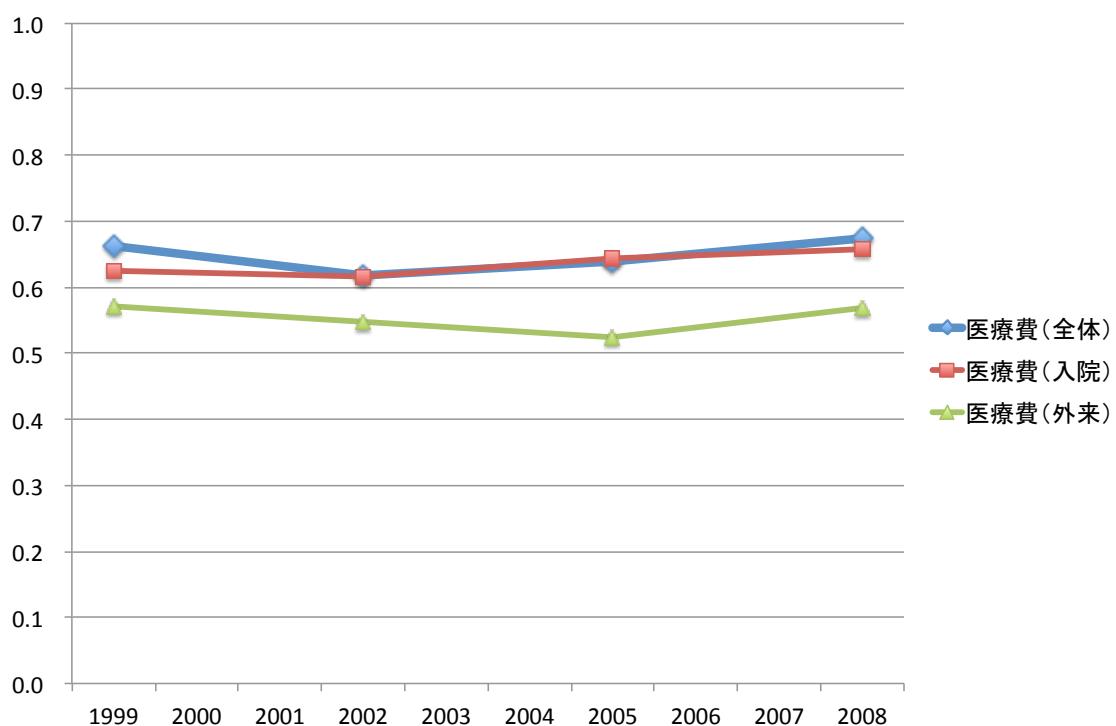


図 2-2 一人あたり国民医療費の Moran's I の時系列変化

一人あたり国民医療費の地域格差が、どのように変化してきたのかを見るために、1999年と2008年の一人あたり国民医療費に関する Local Moran's I を地方別に比較した（図 5-3～5-5）。その結果、相対的に一人あたり国民医療費が高い高知県では近隣県との類似度が相対的に低下し、長崎県や佐賀県では逆に近隣県との類似度が相対的に上昇している。一人あたり国民医療費が相対的に低い千葉県や神奈川県では、近隣県との類似度が相対的に低下していることがわかった。これらの結果から、一人あたり国民医療費の時系列分析を行う際には、分析対象年次毎に空間的自己相関に関する個別効果を考慮するなどの配慮が必要であることが示唆される。

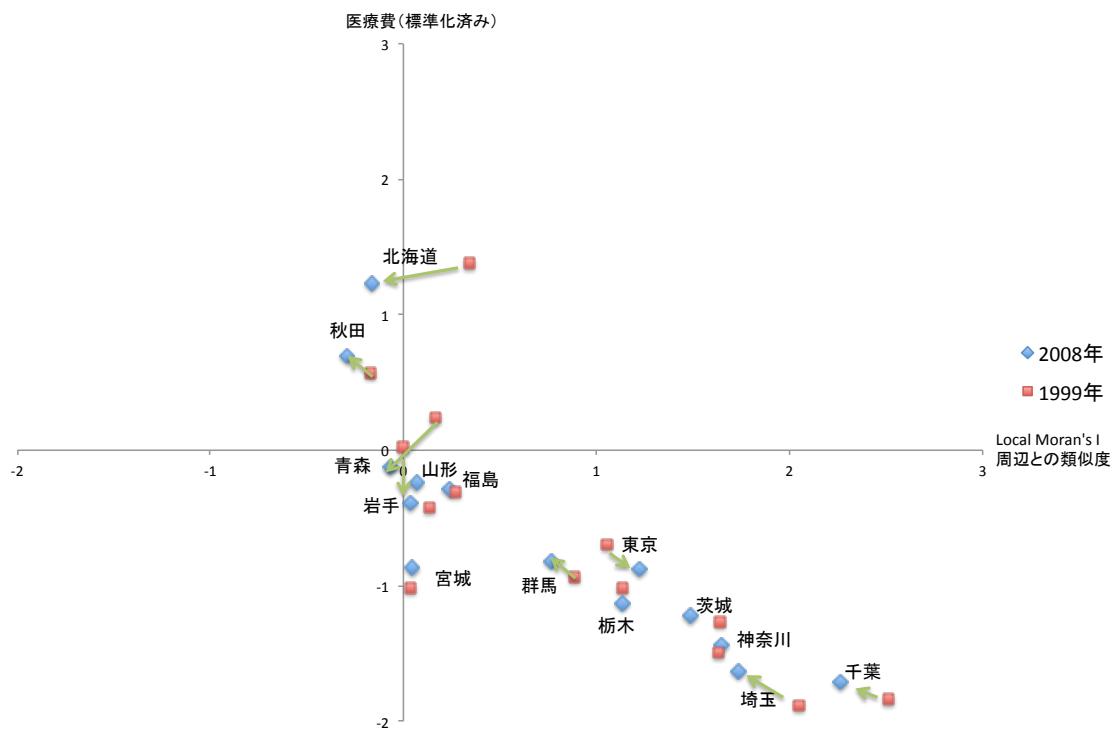


図 2-3 北海道・東北・関東地方の一人あたり国民医療費の推移（1999 年/2008 年）

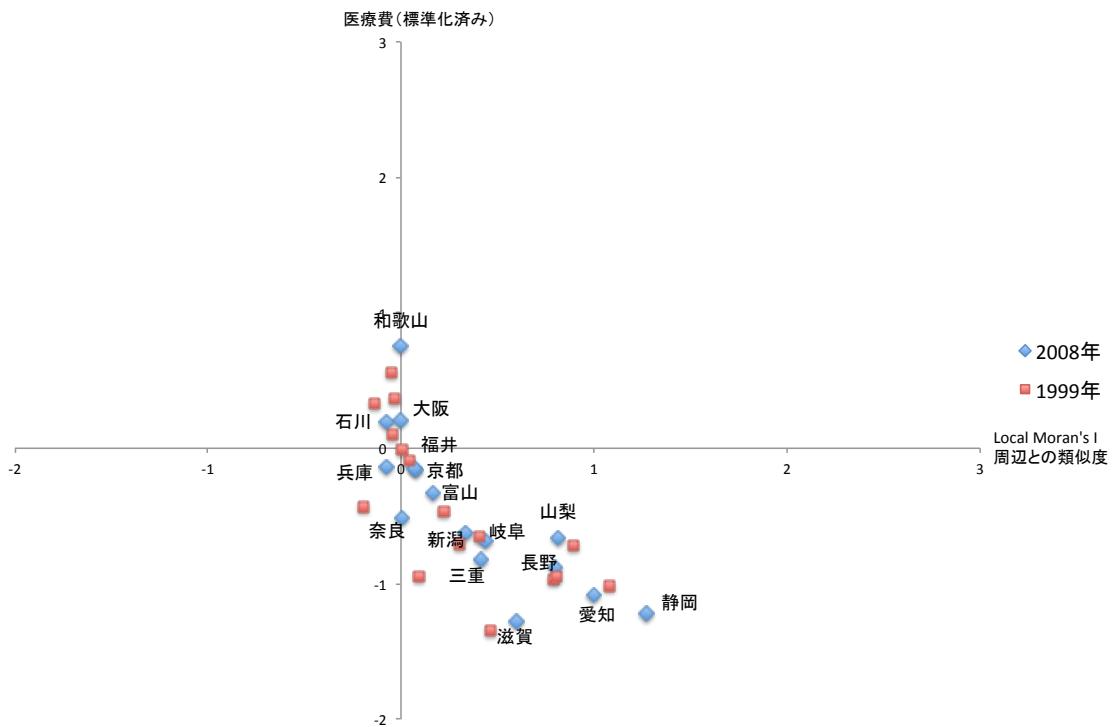


図 2-4 北陸・中部・関西地方の一人あたり国民医療費の推移（1999 年/2008 年）

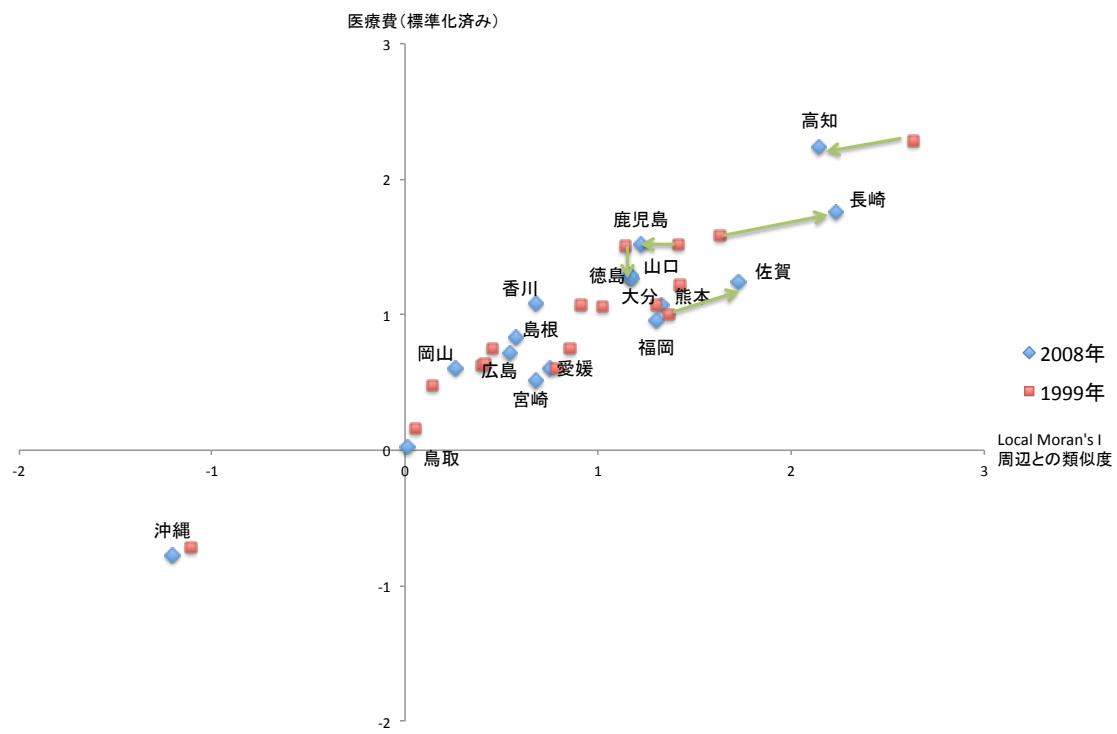


図 2-5 中國・四国・九州地方の一人あたり国民医療費の推移（1999 年/2008 年）

#### 第4節 医師数の地域格差

本節では、2008年の3師調査データを用いて、医師総数（対人口10万人）、外科医師数（対人口10万人）、小児科医師数（対15歳未満人口）、産科・産婦人科医師数（対女子出産年齢人口<sup>1)</sup>）の地域格差の状況を示す。我が国では医師数の不足が指摘されており<sup>[3]</sup>、とりわけ小児科や産科・産婦人科、外科の医師数不足が指摘されているものの、どの地域で特に不足しているかについては十分に論じられていない。医師数が不足している地域を指摘することで、直ちに医師が地域に供給されるということではないが、地域の高齢化など医療需要との対応において医療提供重点地域を論じる上で重要な視点となると考えられる。ここで、Local Moran's Iを横軸、標準化済み医師数との関係を縦軸にして散布図を作成した場合、第4象限に位置する地域は相対的に医師数が少なく周辺地域も同様に少ない傾向であると言える。

人口10万人に対する医師総数（図5-6）は、茨城県・千葉県・埼玉県で相対的に少ないことが示された。前節で見たように、これらの県は一人あたり国民医療費が相対的に低い県でもある。一人あたり国民医療費が相対的に高い高知県・徳島県・福岡県・長崎県では、医師数も相対的に多いことが示された。この結果は、必ずしもこれらの地域で医師過剰であることを意味しておらず、今後医師の高齢化や若い医師の供給量が低下することで将来的に医師不足に陥る可能性も考えられる。他方、東京都・京都府などは、周辺地域の医師数が少ないものの各地域での医師数は相対的に多いことが示された。医師数の過不足と周辺地域との類似度をみるとことにより、医師不足地域において都道府県強を越えた周辺地域との医療連携による医療サービス供給の可能性も示唆できる。

人口10万人に対する外科医師数（図5-7）も、医師総数と同じような傾向が示されているが、とりわけ神奈川県・埼玉県・千葉県・茨城県といった首都圏の自治体や、北海道・滋賀県・愛知県・富山県などで外科医師が不足傾向にあることが示された。

小児科医師数は全国的に絶対的な不足が指摘されているが、15歳未満人口に対する小児科医師数（図5-8）は、岩手県・秋田県・宮城県など東北地方の県や北海道、鹿児島県・新潟県などで相対的に少ないことが示された。また産科・産婦人科医師数（図5-9）については、岩手県や沖縄県・鹿児島県・神奈川県などで相対的に不足している傾向が示された。ただし、小児科と産科・産婦人科の医師数については、空間的自己相関の観点から地域差を論じることに若干の注意が必要である。各診療科別の医師数について空間的自己相関の強さに関する経年比較を行った結果を図5-10に示したが、小児科と産科・産婦人科は医師数の空間的自己相関があるとは言えないからである。

<sup>1)</sup> ここでは、15歳から45歳女性人口を女子出産年齢人口と定義した。

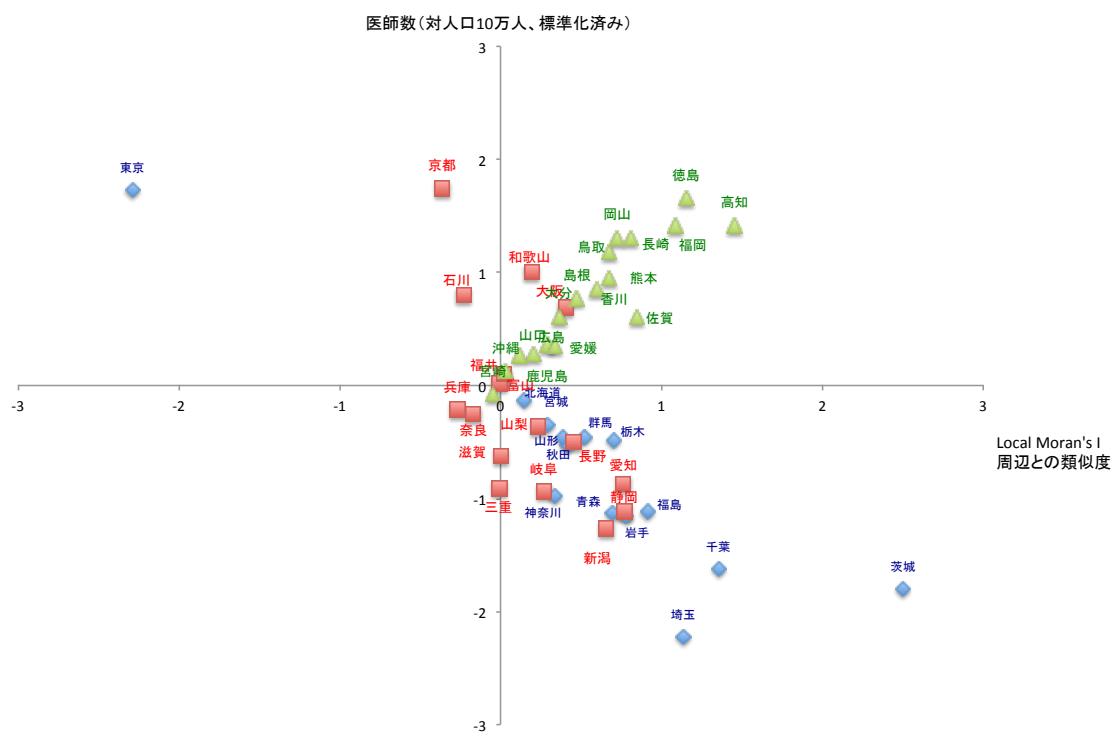


図 2-6 医師総数（対人口 10 万人）の地域格差

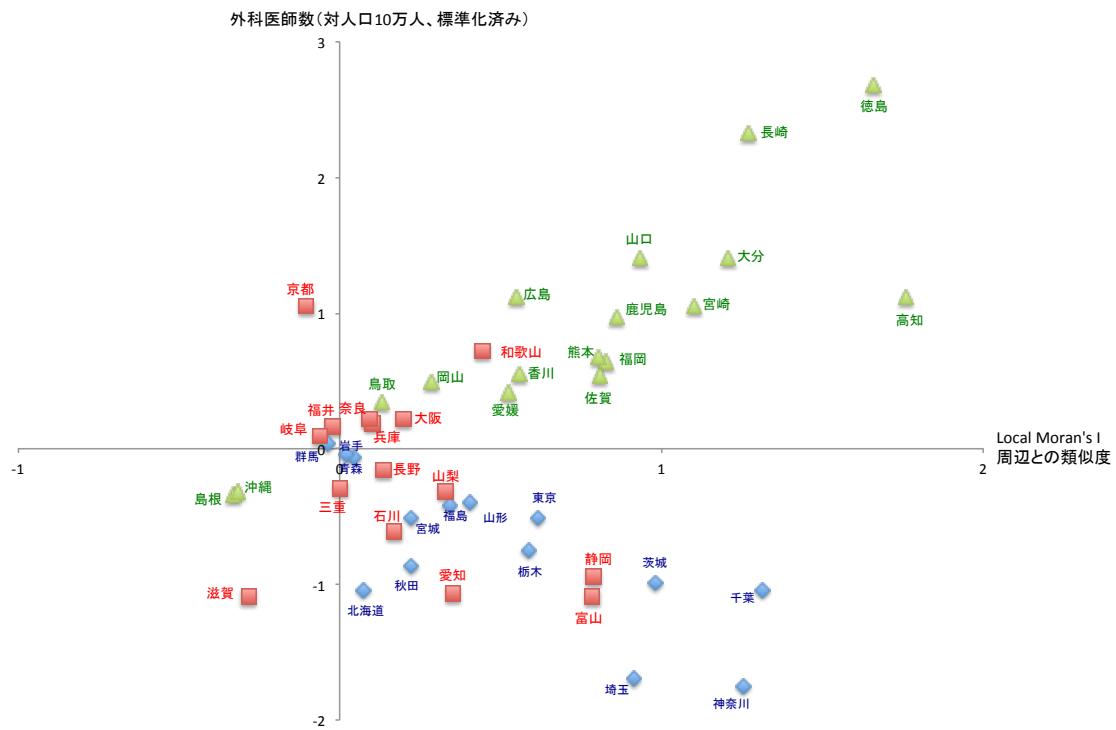


図 2-7 外科医師総数（対人口 10 万人）の地域格差

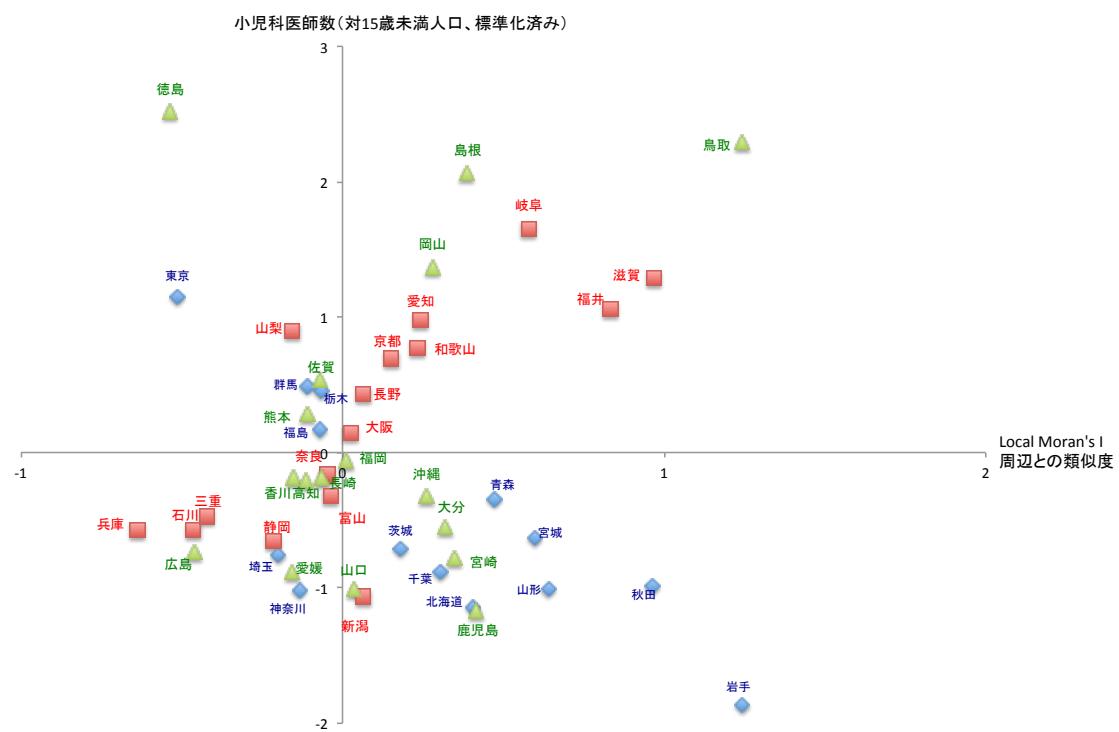


図 2-8 小児科医師総数（対 15 歳未満人口）の地域格差

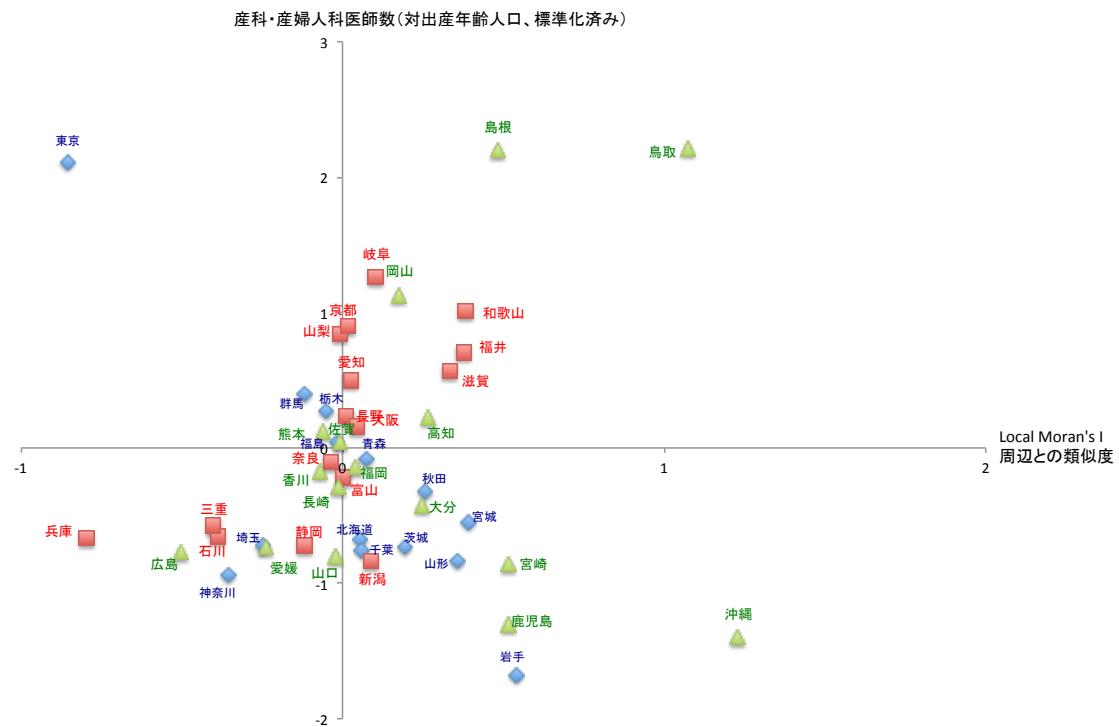


図 2-9 産科・産婦人科医師総数（対女子出産年齢人口）の地域格差

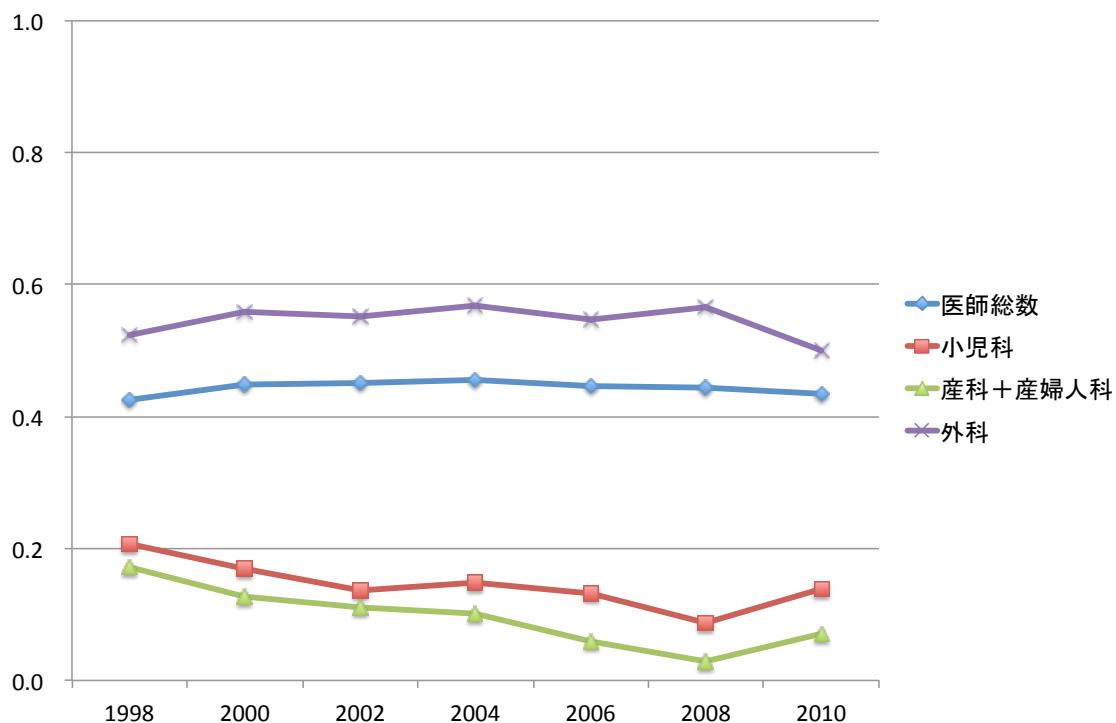


図 2-10 診療科別医師総数の Moran's I 値の推移

医師数が不足していると指摘された地域では、医師数不足が改善される傾向にあるのだろうか？図 5-11～図 5-14 には、主要な都道府県の標準化済み医師数の推移（1998 年～2008 年）を示した。医師総数や外科医師数が相対的に低い茨城県や栃木県では、医師数が低い状態で推移していることがわかる。小児科についても、小児科医師数が相対的に少ない岩手県や沖縄県、宮崎県で医師数の不足が改善されているような結果は示されていない。産科・産婦人科については、滋賀県で医師数不足が改善される傾向が示されているものの、埼玉県や栃木県では改善される傾向が見られない。

これらの分析結果から、相対的に医師数が少ない地域で、医師数不足が硬直化していくことが示され、今後地域医療サービス供給のあり方を見直すことにより、医師数不足をどのように改善するのかが課題であることが明らかとなった。

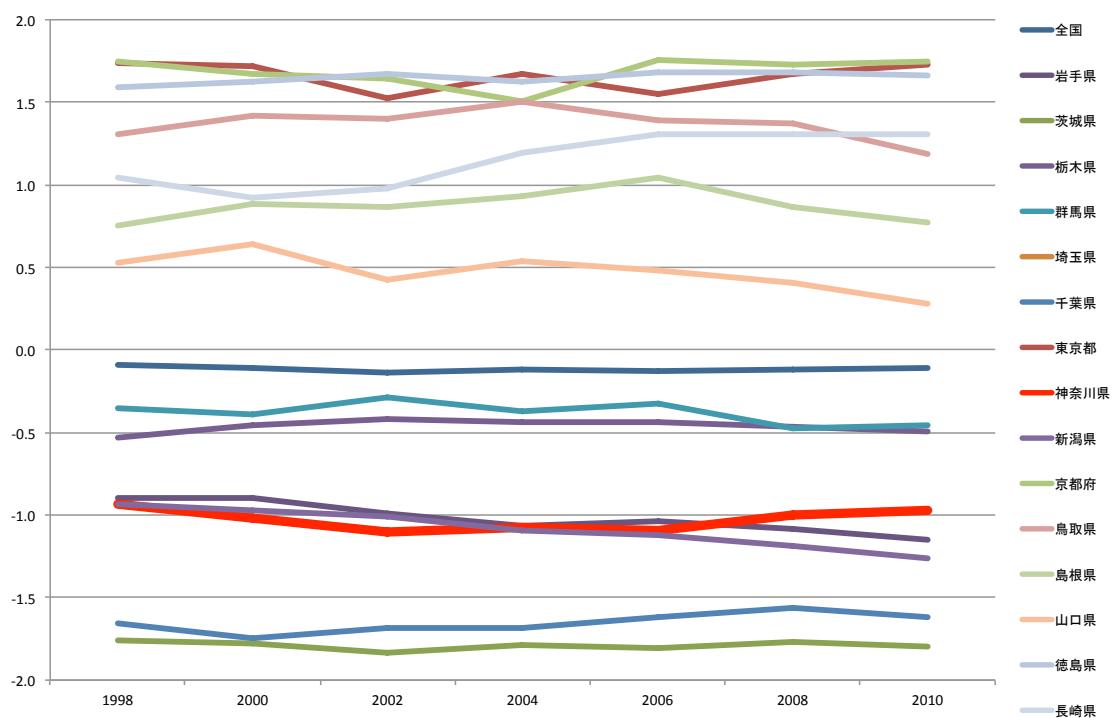


図 2-11 人口 10 万人あたり医師数（標準化済み）の推移

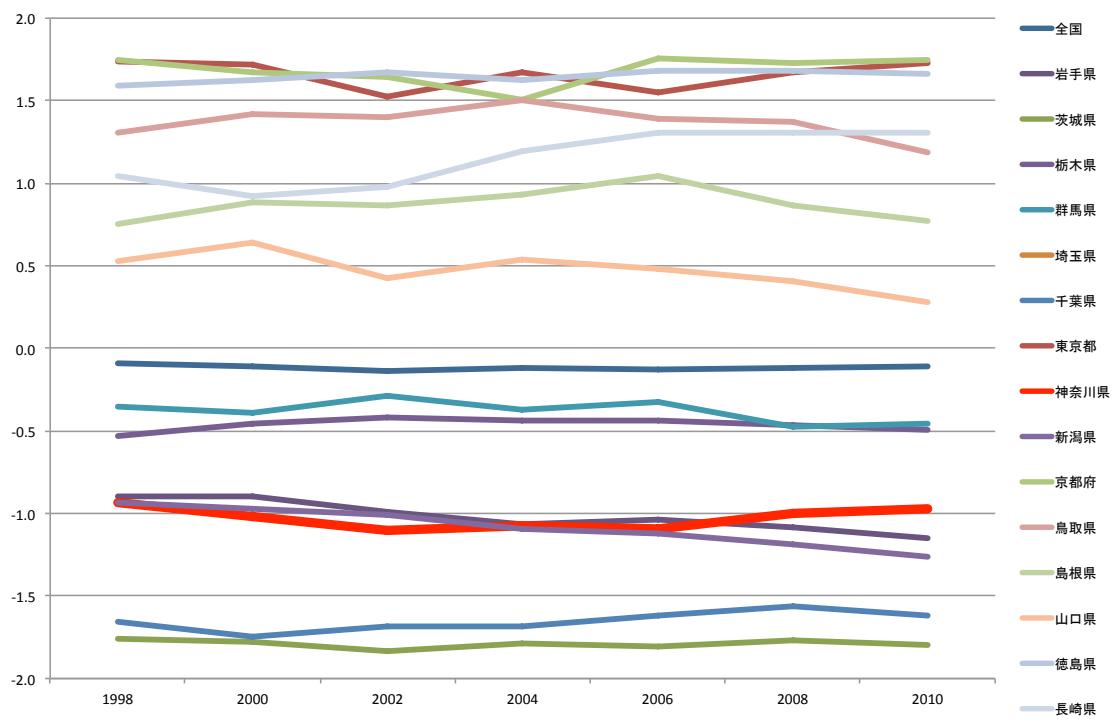


図 2-12 人口 10 万人あたり外科医師数（標準化済み）の推移

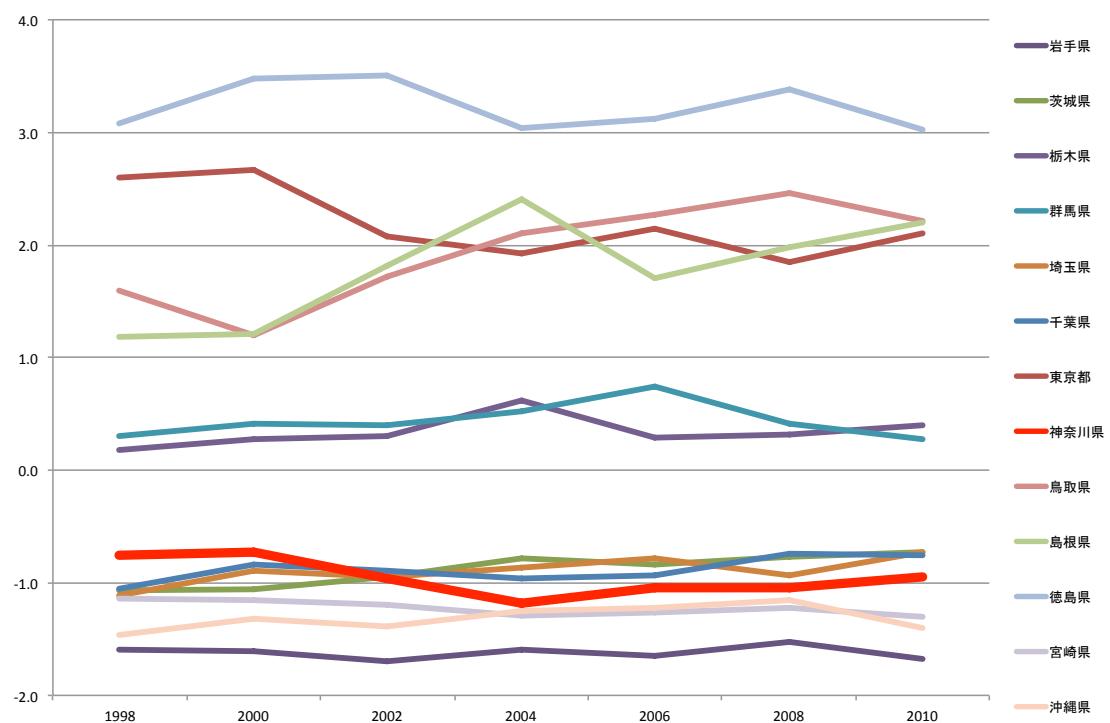


図 2-13 15歳未満人口あたり小児科医師数（標準化済み）の推移

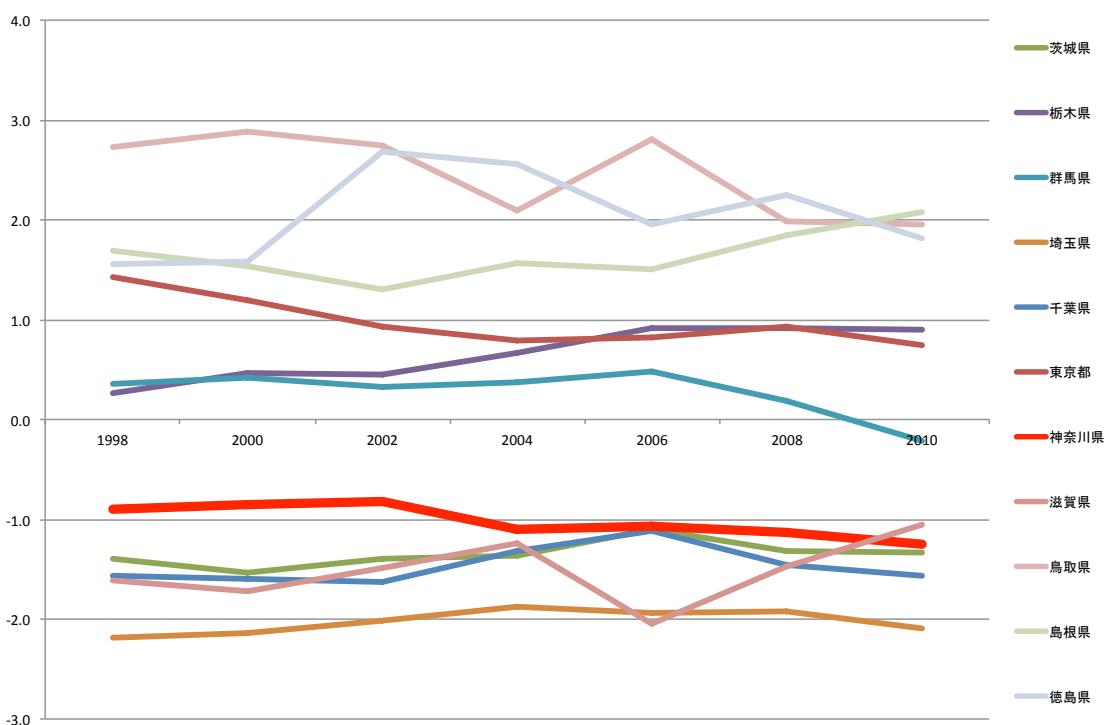


図 2-14 女性出産年齢人口あたり産科・産婦人科医師数（標準化済み）の推移

## 第5節 入院・外来受療率の地域格差

### 第1項 入院受療率

#### (1) 総数

都道府県別入院受療率（図 5-15）は、高知・鹿児島・熊本・長崎をはじめとする西日本の県で総体的に高くかつ周辺県も高い傾向が示された。東京・神奈川・千葉・埼玉では総体的に低い傾向が示された。日本全体としては「西高東低」型であると言える。

#### (2) 悪性新生物

悪性新生物による入院受療率は、長崎・北海道・佐賀・山口・大分・石川などの各県で相対的に高い（図 5-16）。東京・千葉・神奈川・埼玉・静岡は総体的に低い傾向が示された。

#### (3) 虚血性心疾患

虚血性心疾患による入院受療率は宮崎・鹿児島・長崎・熊本・大分など九州南部の各県と高知・徳島・愛媛・香川など四国地域の各県が相対的に高い傾向が示された（図 5-17）。首都圏の都県や山梨県は相対的に低い傾向となっている。

#### (4) 脳血管疾患

脳血管疾患による入院受療率は、高知県・鹿児島県が相対的に非常に高く、九州四国地方の各県でも相対的に高い傾向が示された（図 5-18）。

#### (5) 糖尿病

糖尿病による入院受療率は、九州・四国地方の各県が相対的に高く、中でも熊本県・大分県・山口県などが突出していると言える。また北海道も相対的に高い（図 5-19）。山梨県・愛知県・長野県では、相対的に低いことが示された。

#### (6) 精神疾患

精神疾患による入院受療率は、九州・四国地方の各県が相対的に高く、鹿児島県・長崎県が相対的に高い傾向が示された（図 5-20）。

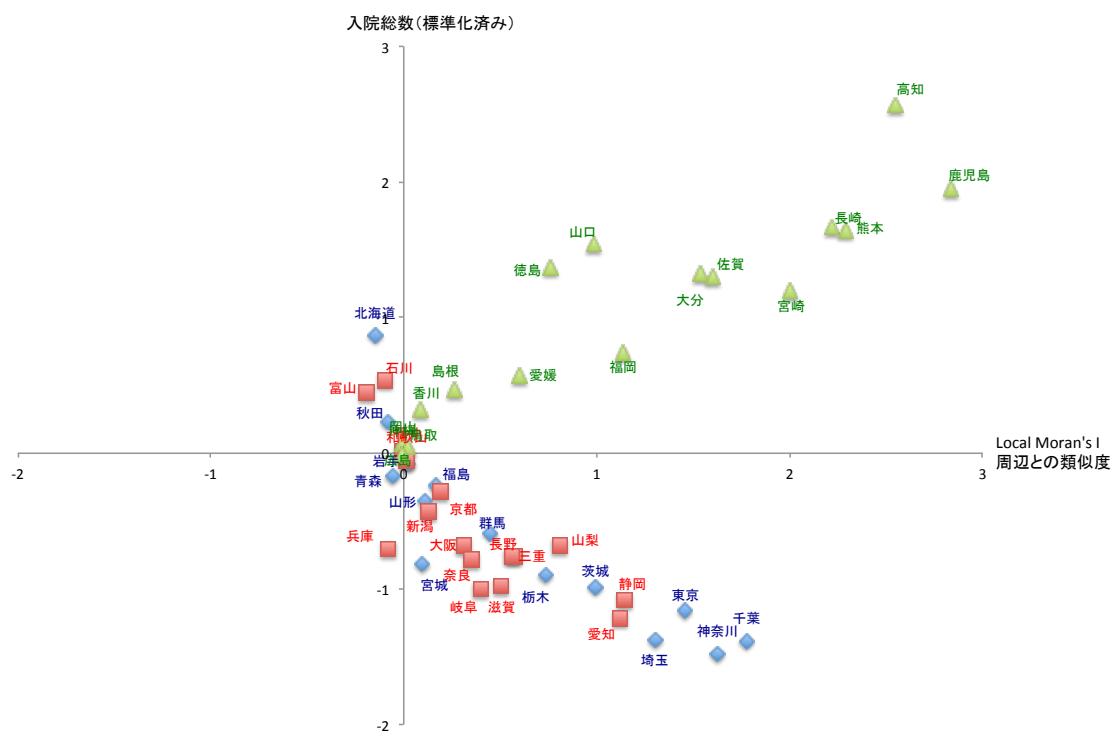


図 2-15 入院総数受療率の地域格差

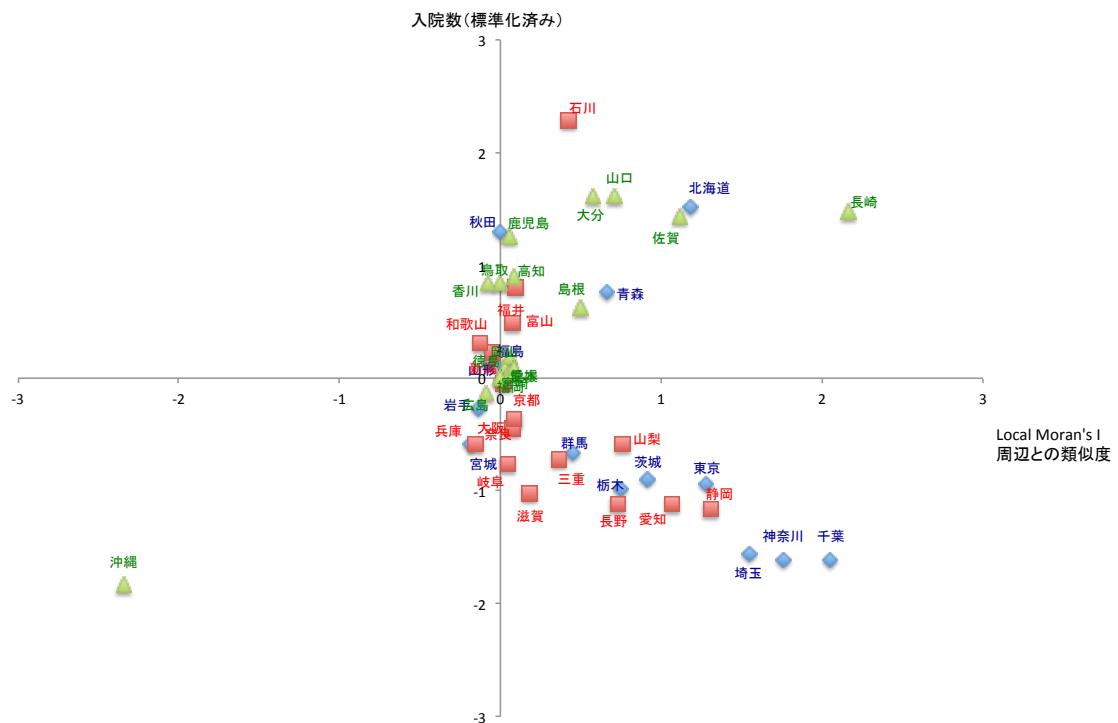


図 2-16 悪性新生物による入院受療率の地域格差

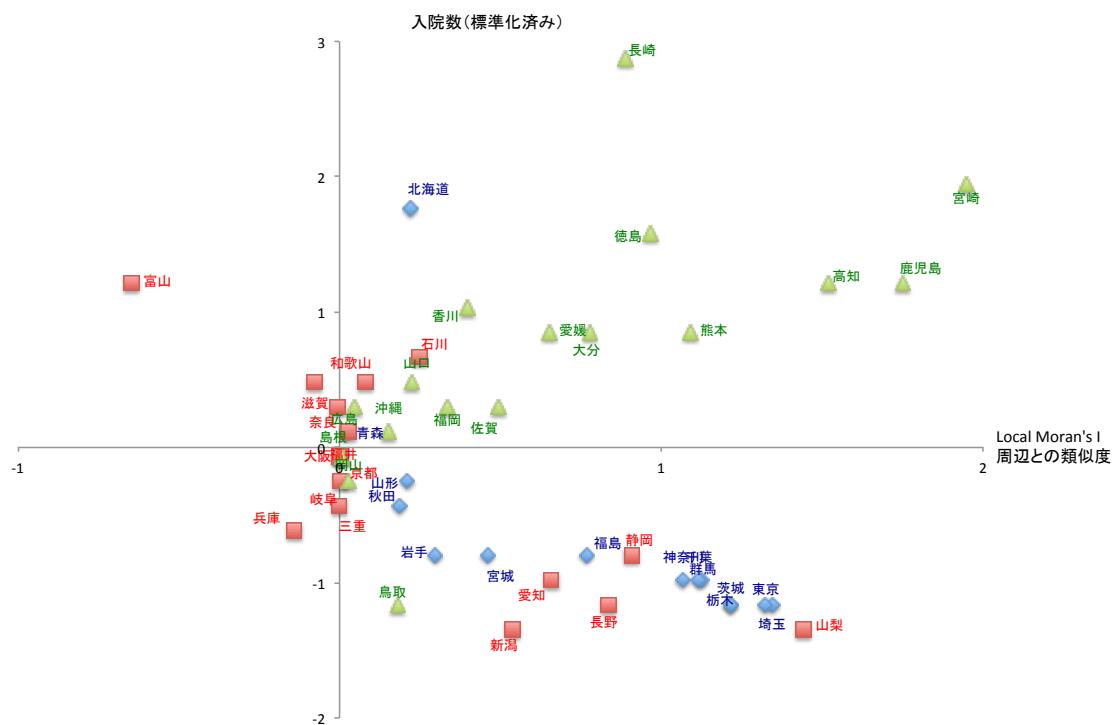


図 2-17 虚血性心疾患による入院受療率の地域格差

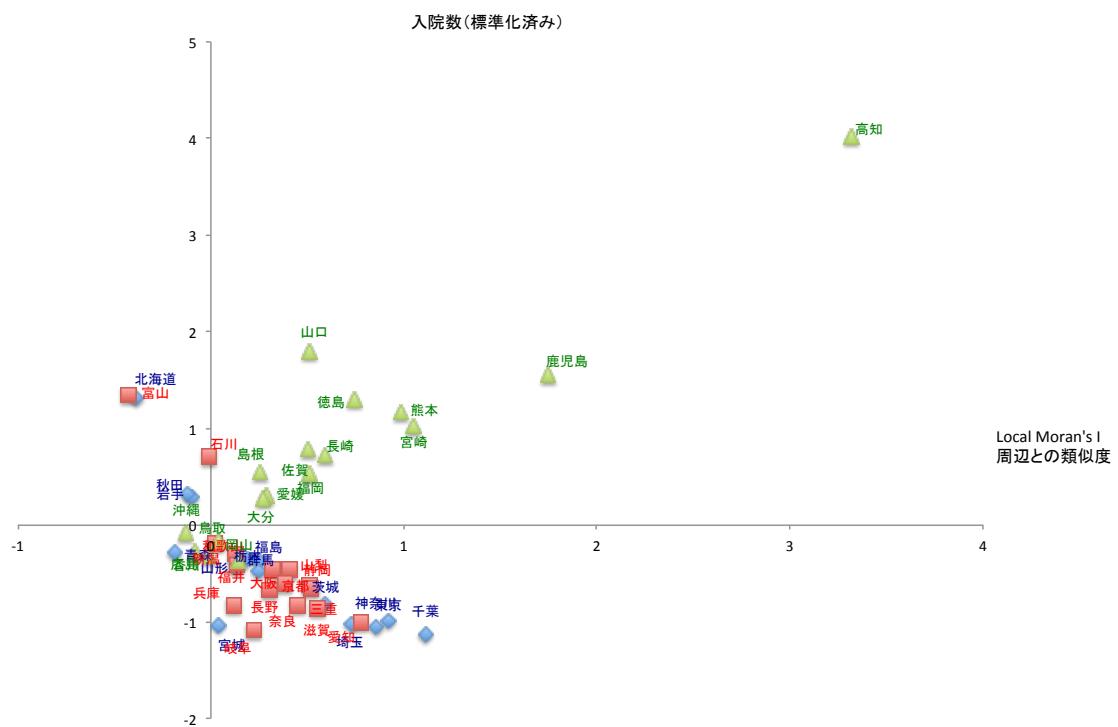


図 2-18 脳血管疾患による入院受療率の地域格差

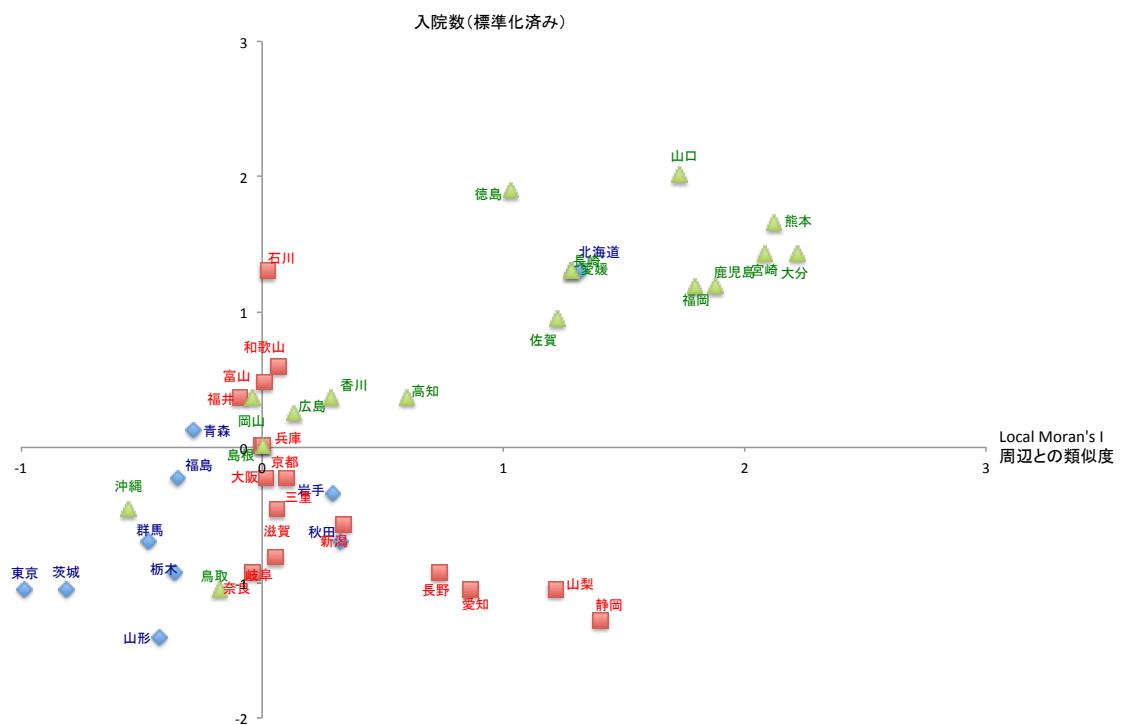


図 2-19 糖尿病による入院受療率の地域格差

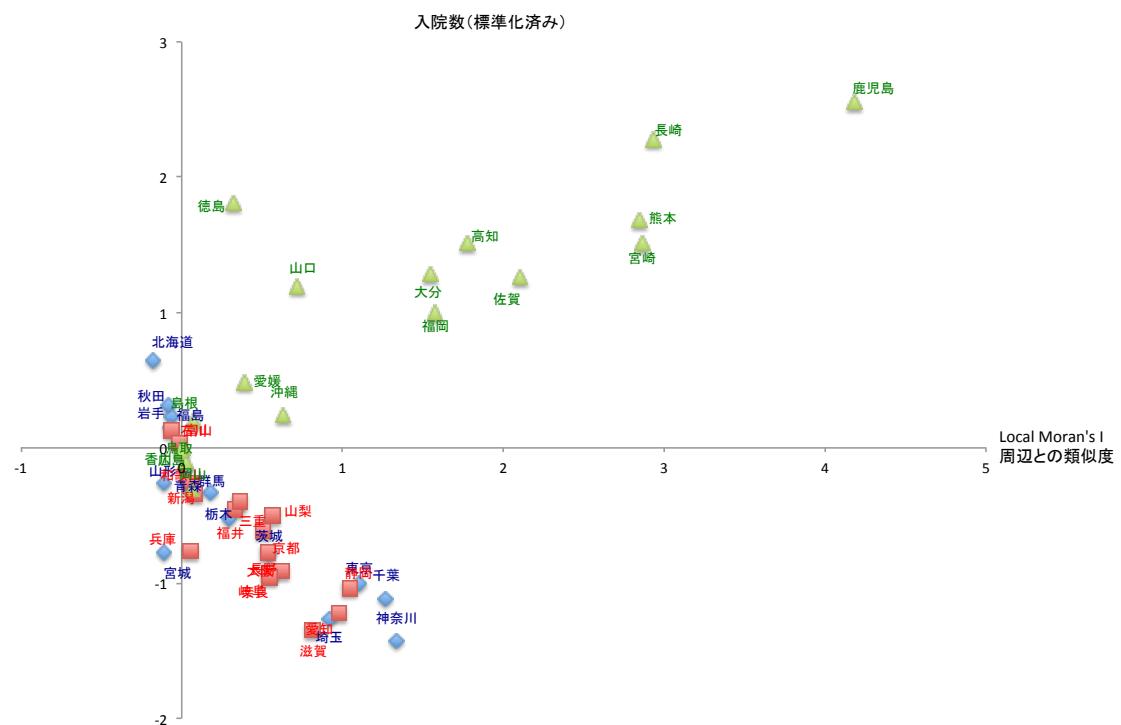


図 2-20 精神疾患による入院受療率の地域格差

## 第2項 外来受療率

### (1) 総数

都道府県別外来受療率（図 5-21）は、長崎・佐賀・高知をはじめとする九州地域の県と香川・徳島などの四国地域の県で総体的に高くかつ周辺県も高い傾向が示された。東京・神奈川・千葉・埼玉・山梨では総体的に低い傾向が示された。

### (2) 悪性新生物

悪性新生物による外来受療率は、鳥取・島根・秋田・青森などの各県で相対的に高い（図 5-22）。沖縄・鹿児島の各県では外来受療率が低い傾向が示された。

### (3) 虚血性心疾患

虚血性心疾患による外来受療率は宮崎・鹿児島・長崎・熊本・大分など九州南部の各县と高知・徳島・愛媛・香川など四国地域の各県が相対的に高い傾向が示された（図 5-23）。首都圏の都県や山梨県は相対的に低い傾向となっている。

### (4) 脳血管疾患

脳血管疾患による入院受療率は、高知県が相対的に非常に高く、四国地方の各県でも相対的に高い傾向が示された（図 5-24）。

### (5) 糖尿病

糖尿病による外来受療率は、香川・徳島の各県が突出していると言える（図 5-25）。

### (6) 精神疾患

精神疾患による外来受療率は、島根・高知・徳島・鳥取の各県が相対的に高い傾向が示された（図 5-26）。

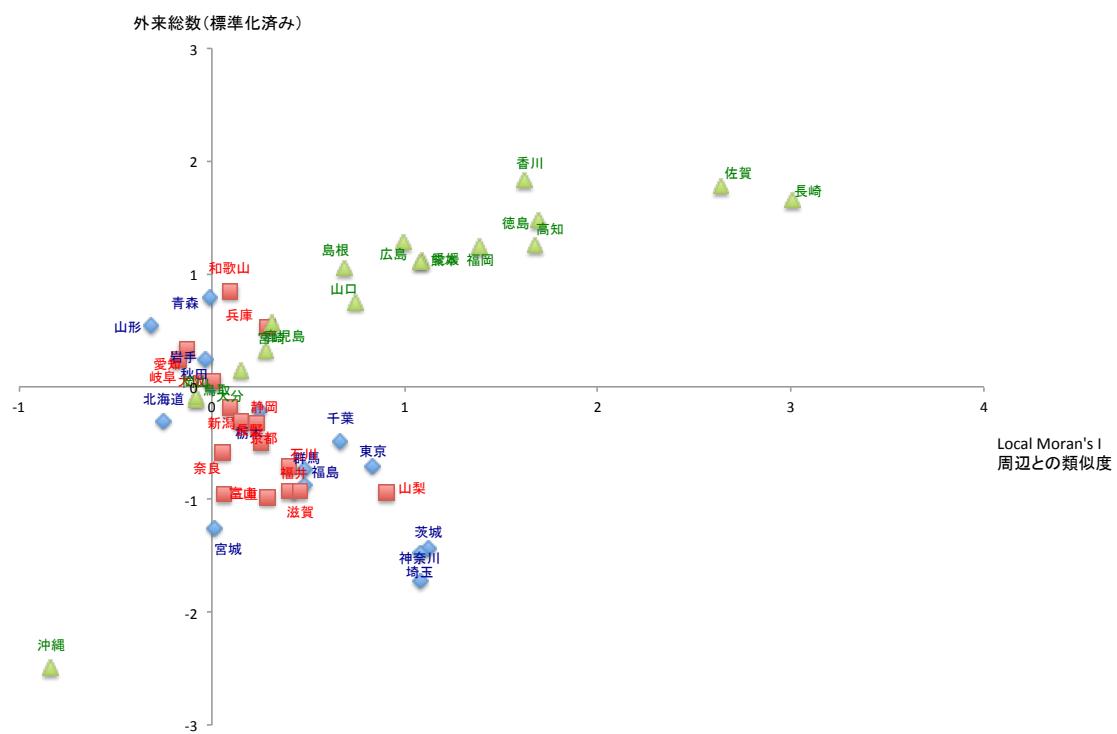


図 2-21 外来総数受療率の地域格差

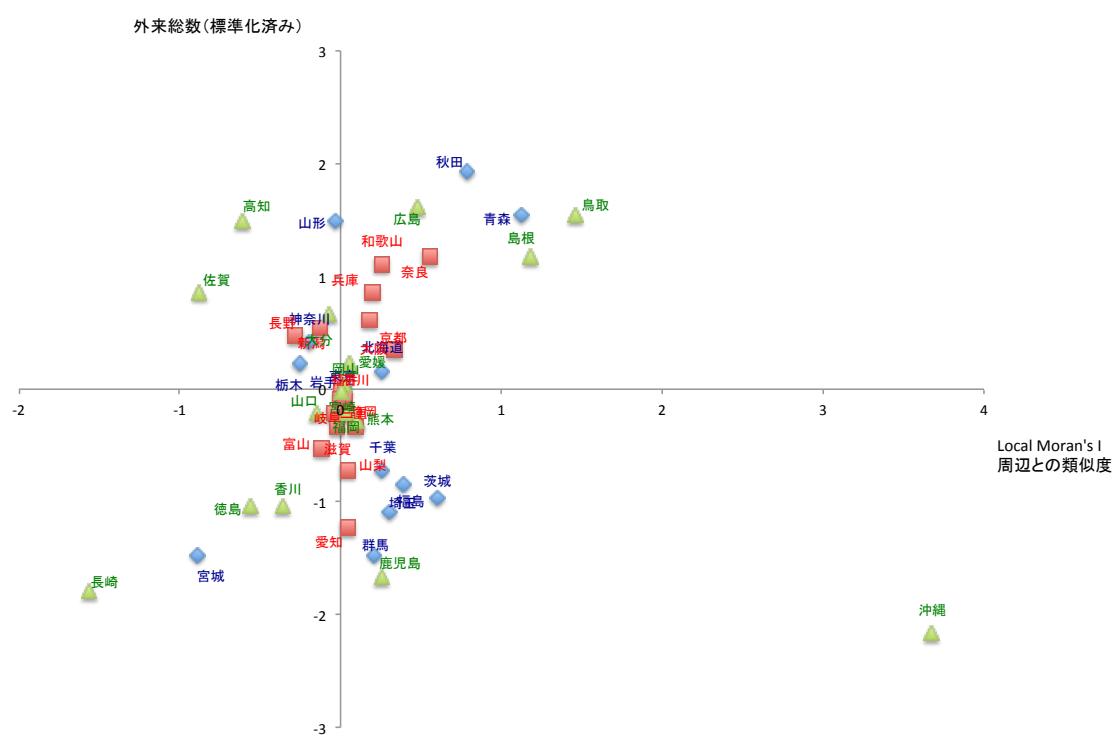


図 2-22 悪性新生物による外来受療率の地域格差

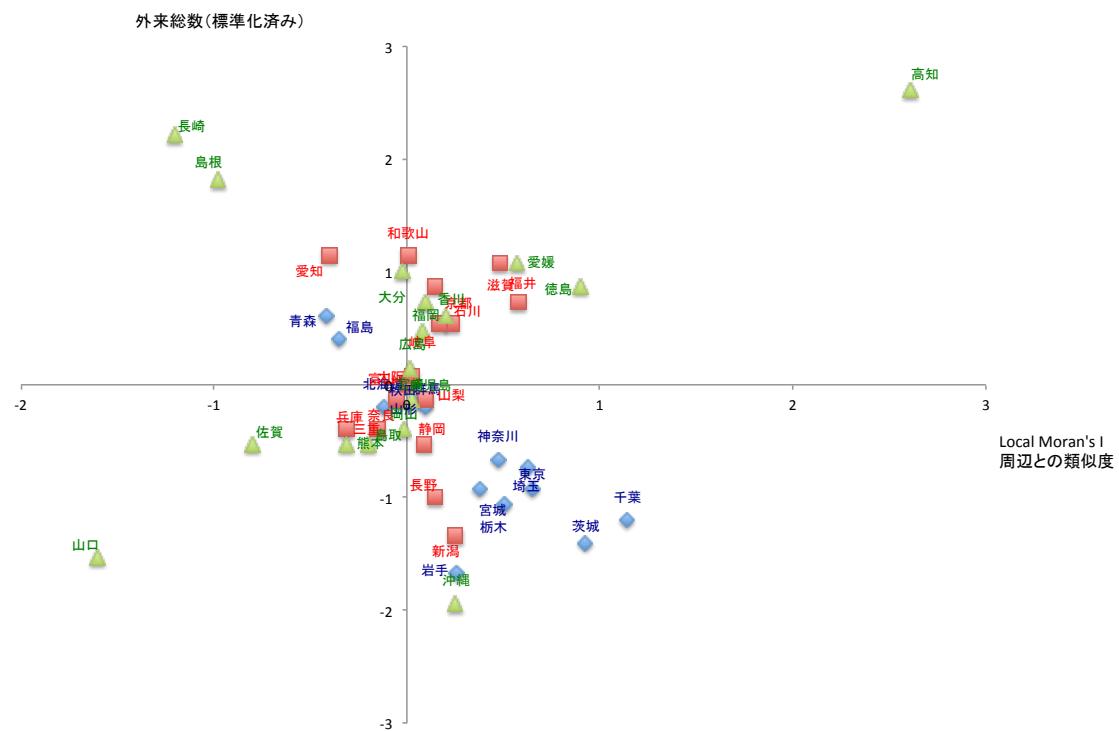


図 2-23 虚血性心疾患による外来受療率の地域格差

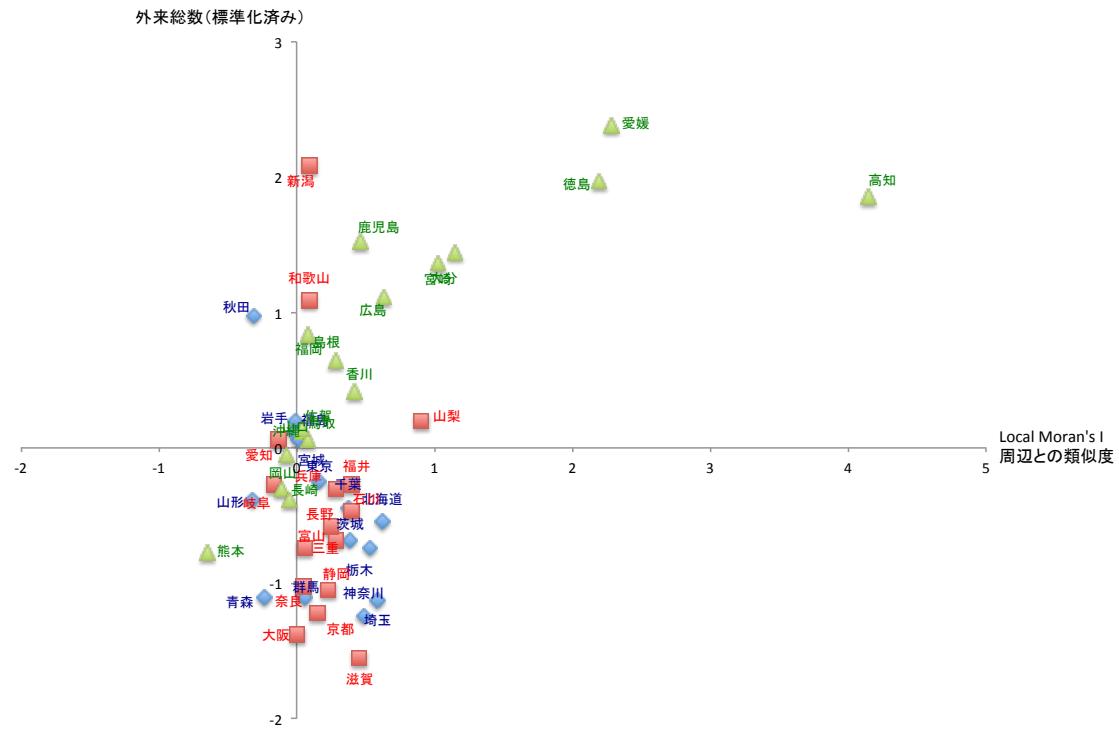


図 2-24 脳血管疾患による外来受療率の地域格差

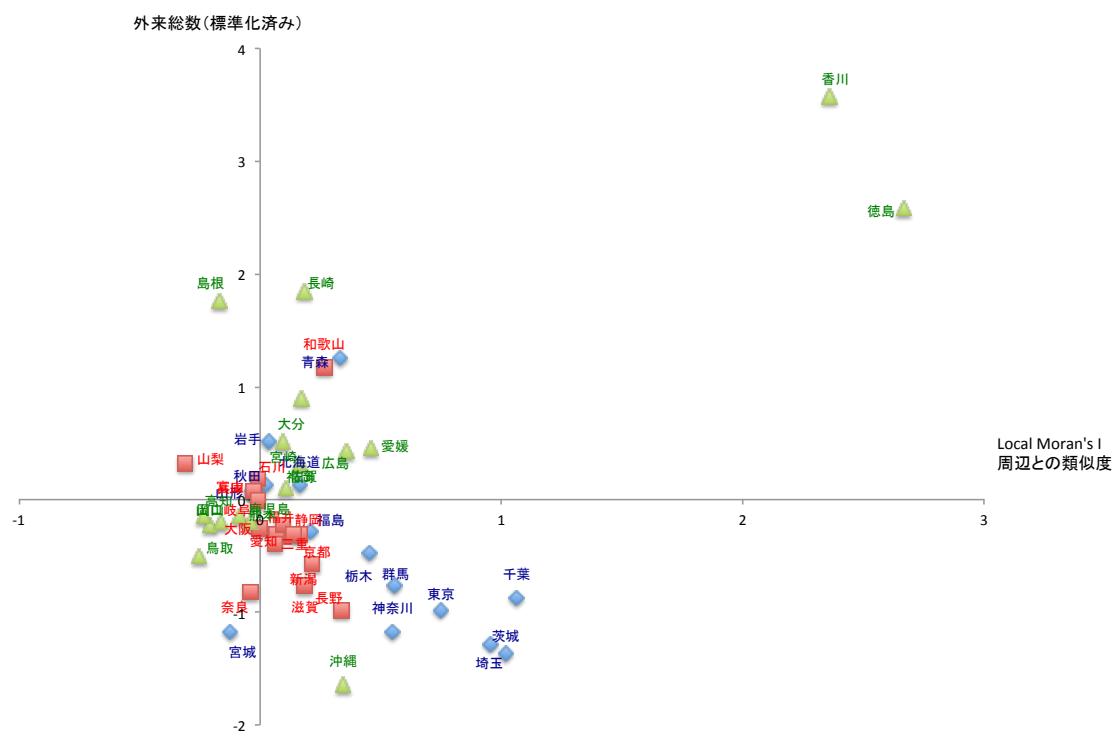


図 2-25 糖尿病による外来受療率の地域格差

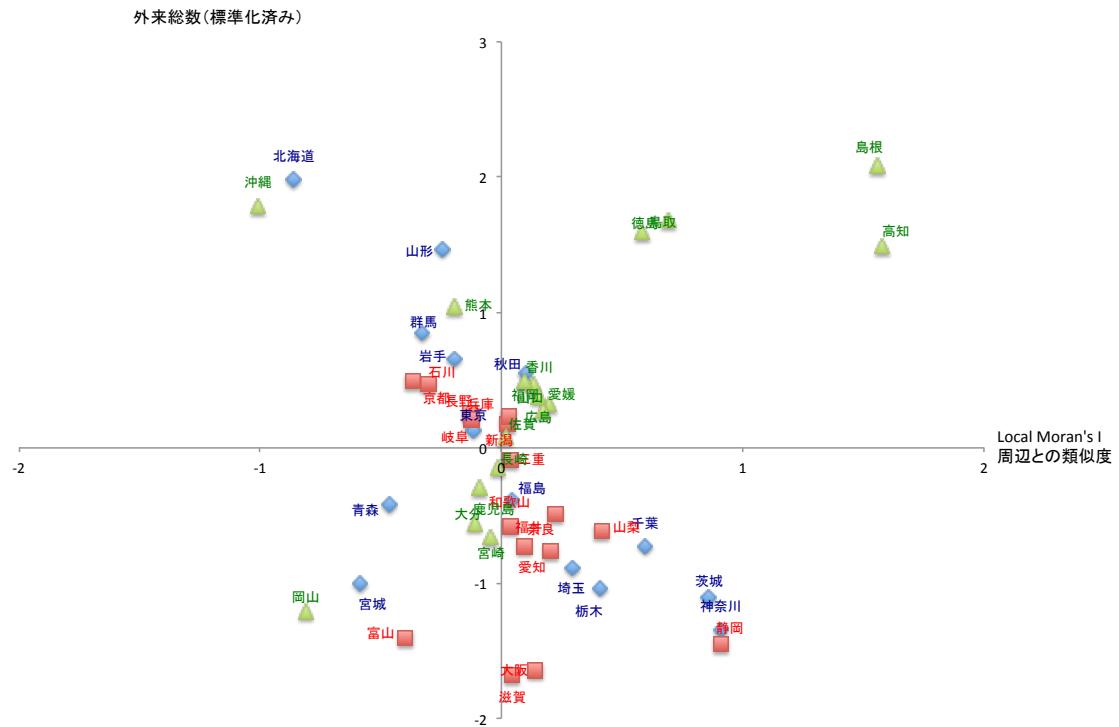


図 2-26 精神疾患による外来受療率の地域格差

## 第6節 結論と今後の課題

本章では、空間統計学の指標を用いて、医療費・医師数・患者受療行動の地域格差を明らかにした。とりわけ国民医療費や入院・外来患者受療率には高い空間的自己相関が認められ、また地域差が強い傾向が示された。医師数に関しては、空間的自己相関が強いとは言えないものの、医師数不足が経年的に硬直化していることが明らかとなった。

今後、医療費の将来動向を分析する際に、本章での分析結果を踏まえ、医療費屋患者受療行動の空間的自己相関或いは地域差を考慮する必要があることが示唆された。医師数については医師数供給が硬直化していると考えられるため、空間モデルとは異なる分析モデルの構築が必要となろう。例えば、医師供給量の増減の影響を分析するために医師の年齢構成等を考慮した分析モデルや、巡回医療・在宅医療などの医療サービス供給効果を分析するモデルなどが挙げられる。こうした手法の構築は、今後の課題としたい。

## 参考文献

- [1] 地域差研究会 (2001) 『医療費の地域差』、東洋経済新報社.
- [2] 厚生労働省 (2012) 「平成 22 年度 医療費の地域差分析」，  
<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/hoken/iryomap/10/dl/01a.pdf>
- [3] 松岡秀明(2009) 「都道府県別医師数の長期見通し」， JCER Discussion Paper,  
No.122.

## 第3章 医療費の時空間モデリング

### 第1節 研究の背景と目的

第5章では、医療費や医療費を規定すると考えられる医療需要（患者数・死亡数など）と医療サービス供給（医師数など）に関する変数を都道府県単位で分析する際には、空間的自己相関が強いか無視できないことが示された。そこで本章では、空間的な系列相関を明示的に考慮した医療費の計量経済モデリングを行い、医療費に影響を与える要因を分析する。具体的には、都道府県単位で医療費や医療需要・医療供給などに関する変数を複数年用意し、時空間的な系列相関を全く考慮しない単純な回帰モデルから、空間パネルデータモデルまでいくつかのモデルを適用し比較検討する。どのモデルを用いるかは政策立案の実務家がやるべきことであり、本研究では政策的意思決定に必要な情報を提供するのにとどめるのが望ましいと考えているからである。

次節では研究の方針と方法を述べる。第3節では用いる変数の時系列相関の有無を検証するために単位根検定を適用した結果を示す。第4章では、医療費の時空間計量経済モデルを適用した結果を示す。最後に結論と今後の課題をまとめる。

### 第2節 研究の方針と方法

#### （1）研究の方針

本研究では、1999年～2008年までのデータを用いて分析を行う。医療保険制度の見直しにより、2000年に診療報酬制度が改定され介護保険が適用されたことから、2000年以前とそれ以降で制度が異なるため、明確に時期を区分すべきと考えたからである。ただし時系列相関の影響を考慮することから前年のデータも含めた。後述するように、用いる変数は毎年調査されるデータもあれば、2-3年ごとに調査されるデータも含まれる。後者のようなデータについては、必要に応じて時系列で内挿・外挿することとした。変数によっては2009年以降もデータが利用可能であるが、東日本大震災がモデルに与える影響を除外するため、データの時系列内挿・外挿により震災の影響を除くことができる2008年までを分析対象とした。

医療費は国民医療費を用いることとした。国民医療費は「当該年度内の医療機関等における保険診療の対象となり得る傷病の治療に要した費用を推計したもの」<sup>[1]</sup>であり、医療保険制度等による給付、後期高齢者医療制度や公費負担医療制度による給付、これに伴う患者の一部負担などによって支払われた医療費を合算したものである。国民医療費のデータは2年ごとに調査（分析対象期間に関わる調査年は1998年～2010年）されているため、調査対象でない年は前後年のデータを内挿した。

医療需要に関する変数は、「患者調査」の入院患者総数と外来患者総数を用いる。患

者調査は3年ごと（分析対象期間に関わる調査年は1999年～2008年）に実施されている。医療サービス供給に関する変数として、「医師歯科医師薬剤師調査」（3師調査）の医師総数を用いる。3師調査は2年ごと（分析対象期間に関わる調査年は1998年～2010年）に調査されている。また健康増進に関する指標として、「地域保健・健康増進事業報告」（毎年調査を実施）の生活習慣病受診者を用いる。これは、健康増進事業が医療費抑制に与える影響の有無を示したいためである。いずれの変数も、調査対象外の年について前後年のデータを用いて内挿・外挿した。

モデル推定に用いる上述の変数は、いずれも各都道府県の人口数で基準化した（表3-1）。モデルを構築する過程において、県民所得などの社会経済データや、病床数、平均入院日数などの医療関連データを用いることも検討した。しかし回帰係数が統計的に有意でない或いは正負条件が常識に合わないなどの結果となったため、これらの変数の採用については今後の課題とした。

表 3-1 分析に用いた変数

	変数	単位	出典
被説明変数	国民医療費	円/人口10万人	国民医療費
説明変数	外来数	人/人口10万人	患者調査
	入院数	人/人口10万人	患者調査
	医師数	人/人口10万人	医師歯科医師薬剤師調査
	生活習慣病受診者数	人/人口数	地域保健・健康増進事業報告

適用するモデルは、大きく分けて単純な線形回帰モデル、パネルデータモデル及び空間パネルデータモデル<sup>[2][3]</sup>の3種類を適用する（表3-2）。このうち、パネルデータモデルについては、betweenモデル、withinモデル及び混合効果モデルを適用した（図3-1）。betweenモデルでは、都道府県毎に変数の期間平均を計算しクロスセクション推定した。withinモデルは都道府県の時系列方向のデータのみを扱うモデルであるが、定数項が都道府県毎に個別効果を持つモデル、定数項が時系列で個別効果を持つモデル、定数項が都道府県と時系列で個別効果を持つモデルの3種類を推定することとした。混合効果モデルは、都道府県と時系列の個別効果をもつtwo-wayモデルを推定した。

空間パネルデータモデルとは、被説明変数に空間的自己相関を考慮したパネルデータモデルである。上述のパネルデータモデルが時系列相関しか考慮できないのに対して、このモデルでは空間的な系列相関を考慮することができるのが特徴である。空間パネルデータモデルについては、上記のパネルデータモデルの結果と比較するために、定数項が都道府県毎に個別効果を持つモデル、定数項が時系列で個別効果を持つモデル、定数

項が都道府県と時系列で個別効果を持つモデルの3種類を推定した。

これ以外にも、動的線型モデルとしての状態空間モデルや、地理的加重回帰モデルを適用することも検討した。しかし今回用いている変数を力学的方程式に投入することの妥当性の検証や、説明変数すべてが空間的な系列相関を持つわけではないことなどから、更に精査が必要であると考え、本研究では適用対象から除外した。

表 3-2 適用したモデル

1. 通常線形回帰モデル(全てのデータをpoolingしたモデル)
2. パネルデータモデル
2.1. betweenモデル(都道府県毎に期間平均をとってクロスセクション推定)
2.2. 固定効果+個別効果モデル(withinモデル:都道府県の時系列方向のデータのみを扱う)
2.2.1. 定数項が都道府県毎に個別効果をもつモデル
2.2.2. 定数項が時系列毎に個別効果を持つモデル
2.2.3. 定数項が都道府県と時系列毎に個別効果を持つモデル
2.3. 混合効果モデル(random & time-individual effectモデル)
3. 空間パネルデータモデル(被説明変数に空間的自己相関を考慮したパネルデータモデル)
3.1. 定数項が都道府県毎に個別効果をもつモデル
3.2. 定数項が時系列毎に個別効果をもつモデル
3.3. 定数項が都道府県と時系列毎に個別効果を持つモデル

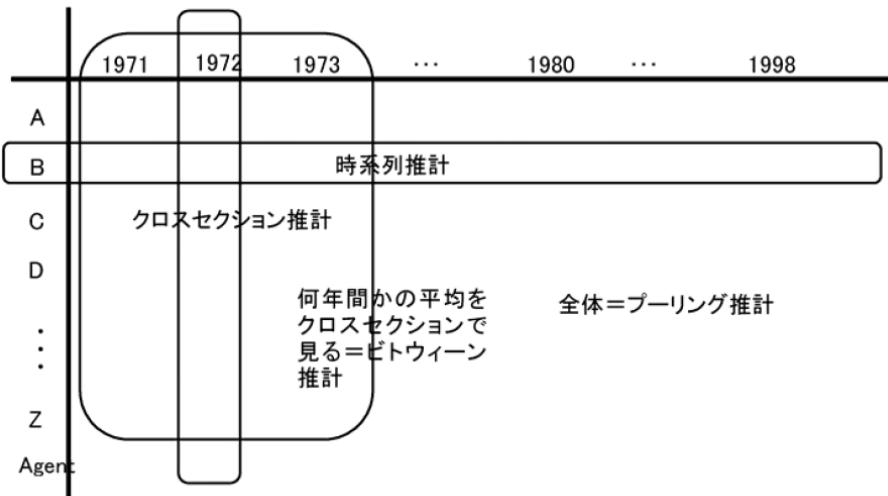


図 3-1 パネルデータモデルの構造<sup>[4]</sup>

## (2) パネルデータモデルと空間パネルデータモデル

計量経済学では、地域総生産 (gross domestic products:GDP) や個人賃金など分析にパネルデータが利用されることがある<sup>[5]</sup>。ある個別主体*i* ( $i = 1, \dots, n$ )について、期間

$t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) のパネルデータに関する線形モデルが、次式のように記述できるとする。ここで、個別主体とは地域や個人（この場合、都道府県）であると考えればよい。

$$y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} \quad (3-1)$$

ただし、 $y_{it}$  は被説明変数、 $x_{it} = (x_{it1}, \dots, x_{itk})$  は  $1 \times k$  説明変数ベクトル、 $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)^\top$  はパラメータベクトルである。

ここで誤差項  $v_{it}$  が、個別主体のみの影響による個別効果 (individual effect)  $\alpha_i$  と、時系列の影響を含む攪乱項  $\varepsilon_{it}$  とから構成されるとするなら、上式は以下のように書きなおすことができる。

$$\begin{aligned} y_{it} &= x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} | x_{it}, \alpha_i, \beta, \sigma^2 &\sim \mathcal{N}(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (3-2)$$

個別効果  $\alpha_i$  は特定の個別主体  $i$  について定数項の役割をもつことから、説明変数  $x_{it}$  は定数項の列を持たない。

式(6-2) のモデルを個別主体  $i$  の全期間のデータに拡張すると、( $t$  行目の要素が  $x_{it}$  となる)  $T \times k$  説明変数行列  $X_i$  とハイパーパラメータ  $j_T$  をもちいて、次のようにあらわせる。

$$y_i = X_i\beta + \alpha_i j_T + \varepsilon_i \quad (3-3)$$

このとき、全ての個別主体について、このモデルは以下のように書くことができる。

$$\begin{aligned} y &= \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & j_T & 0 & \cdots & 0 \\ X_2 & 0 & j_T & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_n & 0 & 0 & \cdots & j_T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \\ \varepsilon_i | x_i, \alpha_i, \beta &\sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I_T) \end{aligned} \quad (3-4)$$

式(6-4) を簡略化して、次式のようにあらわす。

$$y = Z\delta + \varepsilon, \varepsilon | Z, \delta \sim \mathcal{N}(0, 1/\tau I_{NT}) \quad (3-5)$$

ここで  $\tau = 1/\sigma^2$  は精度 (precision) である。

すると尤度関数は次のようになる。

$$\ell(\delta, \tau; y, Z) \propto \tau^{NT/2} \exp\{-\tau e^\top e / 2\} \quad (3-6)$$

ここで、 $e$  は最小二乗誤差  $e = y - Z\delta$  を意味する。

個別効果  $\{\alpha_i\}$  について一様事前分布に従うと仮定すると、事前分布は

$$p(\beta, \{\alpha_i\}, \tau) = p(\delta, \tau) \propto 1/\tau \quad (3-7)$$

となる。このモデルは固定効果モデルである。しかしこのような場合は特殊であり、定数項は類似する値を取ると仮定するほうが、うまくいく場合が多い。

このとき、階層ベイズによるランダム効果モデルを適用できる。個別効果が平均  $\bar{\alpha}$ 、分散  $\eta_i$  の正規分布に従うと仮定すれば、ランダム効果は次のように表わされる。

$$\begin{aligned} y_i &= X_i\beta + \alpha_i j_T + \varepsilon_i \\ \alpha_i &= \bar{\alpha} + \eta_i \end{aligned} \quad (3-8)$$

ただし、 $\varepsilon_i$ と $\eta_i$ は互いに独立な正規分布に従い、その精度はそれぞれ $\tau$ 及び $\phi$ である。

このモデルを簡略化すると、

$$y_i = X_i\beta + (\bar{\alpha} + \eta_i)j_T + \varepsilon_i = X_i\beta + \bar{\alpha}j_T + (\varepsilon_i + \eta_i j_T) \quad (3-9)$$

となり、すべての個別主体については以下のように表される。

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & j_T & 0 & \cdots & 0 \\ X_2 & 0 & j_T & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_n & 0 & 0 & \cdots & j_T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta \\ \alpha \\ \vdots \\ \varepsilon_n + j_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 + j_T \\ \varepsilon_2 + j_T \\ \vdots \\ \varepsilon_n + j_T \end{bmatrix} \quad (3-10)$$

したがって、事前情報は以下のような階層事前情報により表すことができる<sup>[6]</sup>。

$$\ell(\beta, \{\alpha_i\}, \tau) \propto \tau^{NT/2} \exp \left\{ -(\tau/2) \sum_{i=1}^n (y_i - X_i\beta - \alpha_i j_T)^T (y_i - X_i\beta - \alpha_i j_T) \right\} \quad (3-11)$$

空間パネルデータモデルは、パネルデータモデルの被説明変数・説明変数・誤差項に空間的自己相関を考慮したモデルである。本研究では被説明変数のみに空間的自己相関を考慮したモデルを採用することにするが、以下では空間パネルデータモデルの一般計について説明することとする。式(6-8)を用いる場合、空間パネルデータモデルは次式のように表すことができる<sup>[7]</sup>。

$$\begin{aligned} y_i &= \rho W y_i + X_i\beta + W X_i \theta + \alpha_i j_T + u_T \\ \alpha_i &= \bar{\alpha} + \eta_i + \mu \\ u_T &= \lambda W u_T + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3-12)$$

ここで、 $W$ は空間重み付け行列、 $\rho \cdot \theta \cdot \lambda$ はそれぞれ未知パラメータである。したがって、 $\rho W y_i \cdot W X_i \theta \cdot \lambda W u_T$ はそれぞれ被説明変数に関する空間ラグを意味する。

空間パネルデータモデルを動学化するために、変数の階差や変化率、対数変換した値を用いる等の方法が考えられる。しかし本研究は医療費の時空間分析に関する基礎的な研究ととらえて、動的線型モデルの適用も含めたモデルの動学化については、今後の課題としたい。また、第5章で見たように、採用した説明変数のうち医師数は空間的自己相関を持たないため、本研究では被説明変数のみに空間的自己相関を考慮したモデルを採用することとした。

### 第3節 変数の時系列非定常性に関する検定

本節では、表 3-1 に示した各変数の単位根検定を適用し、時系列的な非定常性に関する検定を行った。ここでは、都道府県ごとに Dickey-Fuller の単位根検定を適用する。帰無仮説と対立仮説は以下の通りである。

帰無仮説 $H_0$ :単位根がある（非定常である）

対立仮説 $H_1$ :定常である

単位根検定の結果は表 6-3 に示した通りである。単位根検定の結果から、 $p$  値が 5% 水準で統計的で有意ではなく、多くの変数で帰無仮説が棄却できず、非定常な変数であることが示された。

そこで次に、各変数に 1 階の階差をとった場合と、対数変換した場合とで単位根検定を適用し、各変数が定常状態になるかどうかについて検証した。その結果、医師数、入院数、生活習慣病に関する変数を 1 階の階差をとった場合と、対数変換した場合のいずれも、単位根検定の結果は、多くの都道府県で非定常となることが示された。

以上の分析結果から、これらの変数を用いた時系列解析を行う際には、定常状態を仮定したモデリングが必ずしも適さないことが示されたといえる。非定常な時系列モデリングとして、確率的ボラティリティモデルをベイズ推定する方法などがあるが<sup>[8]</sup>、多変量モデリングには適さないうえ、いたずらにモデルを複雑化し将来予測を困難にすることも予想される。従って本研究では、できるだけシンプルに、かつ時系列相関と空間的系列相関の影響を比較検討する上で、前節で紹介したモデルを適用することとした。

なお本章では、モデル 1 は最小二乗法、それ以外のモデルは最尤推定法により未知パラメータを推定することとした。またモデルの適合度について、モデル 1～モデル 2.4 は自由度修正済み  $R^2$  値を、モデル 3.1～モデル 3.3 については被説明変数の実測値に対して、推定された回帰係数を用いて得られた被説明変数の予測値とを、切片を持たない単回帰モデルを推定した場合の自由度修正済み  $R^2$  値を用いることとした。

表 3-3 単位根検定の結果 ( $p$ 値)

都道府県名	国民医療費	外来数	入院数	医師数	生活習慣病受診者数
北海道	0.15	0.55	0.99	0.52	0.76
青森県	0.06	0.58	0.30	0.30	0.54
岩手県	0.08	0.45	0.27	0.08	0.01
宮城県	0.11	0.99	0.36	0.93	0.10
秋田県	0.15	0.95	0.01	0.99	0.98
山形県	0.48	0.42	0.99	0.08	0.91
福島県	0.34	0.90	0.52	0.21	0.62
茨城県	0.66	0.62	0.19	0.08	0.99
栃木県	0.49	0.55	0.99	0.03	0.95
群馬県	0.34	0.02	0.39	0.50	0.41
埼玉県	0.94	0.20	0.99	0.07	0.41
千葉県	0.50	0.98	0.99	0.98	0.26
東京都	0.01	0.13	0.99	0.31	0.82
神奈川県	0.76	0.99	0.84	0.02	0.24
新潟県	0.40	0.61	0.50	0.99	0.01
富山県	0.27	0.33	0.99	0.71	0.53
石川県	0.50	0.01	0.98	0.10	0.93
福井県	0.61	0.38	0.88	0.24	0.59
山梨県	0.59	0.53	0.90	0.05	0.69
長野県	0.60	0.55	0.85	0.06	0.23
岐阜県	0.40	0.34	0.09	0.01	0.94
静岡県	0.50	0.61	0.99	0.85	0.43
愛知県	0.10	0.31	0.59	0.09	0.47
三重県	0.46	0.01	0.29	0.46	0.71
滋賀県	0.10	0.70	0.96	0.25	0.01
京都府	0.04	0.70	0.48	0.09	0.93
大阪府	0.14	0.02	0.37	0.01	0.64
兵庫県	0.01	0.96	0.98	0.47	0.98
奈良県	0.45	0.65	0.54	0.18	0.66
和歌山県	0.09	0.84	0.44	0.19	0.41
鳥取県	0.11	0.56	0.99	0.21	0.63
島根県	0.22	0.05	0.98	0.05	0.99
岡山県	0.31	0.01	0.71	0.32	0.92
広島県	0.14	0.22	0.83	0.35	0.96
山口県	0.24	0.01	0.59	0.17	0.67
徳島県	0.44	0.19	0.02	0.15	0.99
香川県	0.45	0.98	0.97	0.09	0.01
愛媛県	0.13	0.36	0.33	0.07	0.46
高知県	0.01	0.03	0.69	0.33	0.64
福岡県	0.08	0.26	0.09	0.07	0.99
佐賀県	0.39	0.78	0.75	0.29	0.98
長崎県	0.70	0.94	0.02	0.04	0.99
熊本県	0.25	0.82	0.94	0.26	0.91
大分県	0.38	0.01	0.62	0.13	0.58
宮崎県	0.29	0.04	0.06	0.56	0.62
鹿児島県	0.15	0.72	0.94	0.25	0.67
沖縄県	0.28	0.01	0.21	0.15	0.53

注：0.01 は 0.01 以下、0.99 は 0.99 以上の場合を含む

表 3-4 1次の階差をとった変数に対する単位根検定の結果 (*p*値)

都道府県名	国民医療費	外来数	入院数	医師数	生活習慣病受診者数
北海道	0.01	0.09	0.01	0.01	0.99
青森県	0.01	0.42	0.01	0.01	0.23
岩手県	0.01	0.82	0.01	0.01	0.45
宮城県	0.15	0.33	0.01	0.01	0.01
秋田県	0.01	0.51	0.29	0.99	0.68
山形県	0.01	0.99	0.68	0.01	0.78
福島県	0.01	0.57	0.04	0.01	0.07
茨城県	0.01	0.01	0.64	0.01	0.97
栃木県	0.01	0.02	0.50	0.01	0.01
群馬県	0.01	0.10	0.05	0.01	0.99
埼玉県	0.99	0.58	0.99	0.01	0.97
千葉県	0.01	0.15	0.99	0.99	0.99
東京都	0.35	0.01	0.93	0.45	0.01
神奈川県	0.54	0.04	0.09	0.01	0.06
新潟県	0.26	0.50	0.47	0.98	0.09
富山県	0.01	0.01	0.98	0.89	0.62
石川県	0.01	0.95	0.78	0.01	0.70
福井県	0.26	0.01	0.71	0.01	0.96
山梨県	0.17	0.62	0.95	0.01	0.96
長野県	0.82	0.58	0.63	0.01	0.01
岐阜県	0.01	0.75	0.54	0.05	0.90
静岡県	0.03	0.68	0.77	0.01	0.83
愛知県	0.01	0.55	0.97	0.01	0.98
三重県	0.01	0.04	0.35	0.01	0.82
滋賀県	0.01	0.46	0.95	0.01	0.01
京都府	0.01	0.43	0.05	0.01	0.16
大阪府	0.01	0.01	0.01	0.01	0.92
兵庫県	0.01	0.21	0.99	0.01	0.01
奈良県	0.97	0.41	0.66	0.01	0.01
和歌山県	0.07	0.59	0.01	0.01	0.91
鳥取県	0.01	0.45	0.98	0.01	0.89
島根県	0.14	0.96	0.99	0.01	0.99
岡山県	0.01	0.90	0.01	0.01	0.54
広島県	0.01	0.96	0.47	0.01	0.01
山口県	0.01	0.01	0.96	0.01	0.01
徳島県	0.01	0.49	0.86	0.01	0.99
香川県	0.38	0.59	0.24	0.01	0.01
愛媛県	0.01	0.99	0.56	0.01	0.64
高知県	0.01	0.99	0.92	0.01	0.93
福岡県	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01
佐賀県	0.01	0.46	0.69	0.01	0.01
長崎県	0.99	0.11	0.02	0.17	0.04
熊本県	0.01	0.55	0.46	0.01	0.03
大分県	0.01	0.65	0.01	0.01	0.79
宮崎県	0.01	0.01	0.99	0.01	0.47
鹿児島県	0.19	0.54	0.55	0.01	0.99
沖縄県	0.01	0.01	0.01	0.01	0.45

注：0.01は0.01以下、0.99は0.99以上の場合を含む

表 3-5 対数変換した変数に対する単位根検定の結果 (*p*値)

都道府県名	国民医療費	外来数	入院数	医師数	生活習慣病受診者数
北海道	0.01	0.24	0.97	0.01	0.16
青森県	0.01	0.98	0.01	0.01	0.89
岩手県	0.01	0.76	0.01	0.01	0.37
宮城県	0.01	0.98	0.01	0.01	0.46
秋田県	0.01	0.99	0.09	0.98	0.29
山形県	0.01	0.63	0.99	0.01	0.99
福島県	0.01	0.83	0.01	0.01	0.06
茨城県	0.01	0.86	0.25	0.01	0.99
栃木県	0.01	0.01	0.99	0.01	0.36
群馬県	0.01	0.01	0.01	0.01	0.99
埼玉県	0.12	0.83	0.99	0.01	0.57
千葉県	0.01	0.98	0.99	0.99	0.98
東京都	0.01	0.01	0.99	0.01	0.77
神奈川県	0.01	0.98	0.08	0.01	0.98
新潟県	0.01	0.79	0.49	0.99	0.96
富山県	0.01	0.01	0.99	0.06	0.72
石川県	0.01	0.37	0.99	0.01	0.99
福井県	0.01	0.08	0.13	0.01	0.94
山梨県	0.01	0.77	0.49	0.01	0.86
長野県	0.01	0.96	0.52	0.01	0.85
岐阜県	0.01	0.68	0.96	0.01	0.92
静岡県	0.01	0.16	0.99	0.01	0.24
愛知県	0.01	0.94	0.96	0.01	0.96
三重県	0.01	0.99	0.01	0.01	0.98
滋賀県	0.01	0.99	0.69	0.01	0.65
京都府	0.01	0.99	0.02	0.01	0.94
大阪府	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
兵庫県	0.01	0.79	0.99	0.01	0.99
奈良県	0.01	0.97	0.01	0.01	0.01
和歌山県	0.01	0.80	0.01	0.01	0.82
鳥取県	0.01	0.99	0.99	0.01	0.64
島根県	0.01	0.63	0.93	0.01	0.99
岡山県	0.01	0.19	0.01	0.01	0.79
広島県	0.01	0.75	0.67	0.01	0.99
山口県	0.01	0.35	0.70	0.01	0.75
徳島県	0.01	0.95	0.01	0.01	0.99
香川県	0.01	0.99	0.95	0.01	0.09
愛媛県	0.01	0.48	0.01	0.01	0.02
高知県	0.01	0.61	0.04	0.01	0.91
福岡県	0.01	0.01	0.01	0.01	0.99
佐賀県	0.01	0.98	0.44	0.01	0.99
長崎県	0.01	0.53	0.01	0.01	0.99
熊本県	0.01	0.93	0.18	0.01	0.86
大分県	0.01	0.10	0.01	0.01	0.82
宮崎県	0.01	0.68	0.01	0.01	0.46
鹿児島県	0.01	0.44	0.03	0.01	0.99
沖縄県	0.01	0.04	0.01	0.01	0.22

注：0.01 は 0.01 以下、0.99 は 0.99 以上の場合を含む

#### 第4節 モデル推定結果

本節では、モデル1～モデル3.3までの推定結果を示す。

モデル1を推定した結果（表6-6）、説明変数に対する回帰係数はすべて正となり、生活習慣病受診者数に対する回帰係数のt値が5%水準で統計的に有意とならなかつた。統計的に有意となった変数のうち、入院数の回帰係数が最も大きい。自由度修正済みR<sup>2</sup>値は0.858と良好な結果が示された。モデル1について多重共線性の有無を検証したところ、各説明変数間に多重共線性がないことが示された。

パネルデータモデルにおいて、データ全体をプールしたモデル（pool model）はモデル1と同じ結果となるが、プールモデルに対して定常性のF検定（Chaw test）を適用し定常性の有無を検定した。このとき、帰無仮説は定常である、対立仮説は非定常である、である。F値=78.88でp値=2.2×10<sup>-16</sup>となり1%水準で統計的に有意となつたことから、帰無仮説は棄却され非定常であることが、F検定の結果からも示された。

次にモデル2.1の結果を表6-7に示す。モデル2.1すなわち都道府県毎に期間平均をとってクロスセクション推定したモデルでは、外来数と生活習慣病受診者数の回帰係数に対するt値が5%水準で統計的に有意とならなかつた。

表3-6 モデル1の推定結果

説明変数	回帰係数	t値
外来数	0.193	8.465 ***
入院数	49.153	22.834 ***
医師数	14.639	13.179 ***
生活習慣病受診者数	0.012	0.816
定数項	81.228	16.572 ***
自由度修正済みR2	0.858	

p値:\*\*\* <0.001, \*\* < 0.01, \* <0.05, . <0.1

表3-7 モデル2.1の推定結果

説明変数	回帰係数	t値
外来数	0.091	1.791 .
入院数	56.724	11.878 ***
医師数	14.286	5.469 ***
生活習慣病受診者数	0.000	-0.013
定数項	94.740	8.380 ***
自由度修正済みR2	0.837	

p値:\*\*\* <0.001, \*\* < 0.01, \* <0.05, . <0.1

都道府県の時系列方向のデータのみを扱う within モデルであるモデル 2.2.1～2.2.3 の結果を、それぞれ表 3-8、表 3-9、表 3-10 に示した。モデル 2.2.1 では、外来数と生活習慣病受診者数に関する回帰係数の  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意とならなかった。都道府県毎に空間的な個別効果を持つ定数項は、都道府県によって傾向が異なる。秋田県・茨城県・埼玉県については、個別効果が正で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意であることから、各県に医療費を押し上げる地域的な要因があることが推察できる。地域の高齢化や医療提供体制の不足などが考えられる。他方、東京都・京都府・鳥取県については個別効果が負で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意であることから、各県に医療費を押し下げる地域的な要因があるのではないかと考えられる。

モデル 2.2.2 では固定効果のうち生活習慣病受診者数に関する回帰係数の  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意とならなかった。各年次に対する時間的な個別効果を持つ定数項は、1999 年と 2000 年の個別効果が負で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意であり、2007 年と 2008 年の個別効果が正で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意であるという結果となった。また時間的な個別効果は、年次が進む毎に定数項が増加し、2004 年前後を境に負から正に転じている。時系列的なラグがあるため解釈が難しいところであるが、これは 2004 年或いは 2006 年頃に実施された診療報酬制度をはじめとする医療保障制度の改正が医療費を押し上げる要因になっていることを意味していると考えられる。

モデル 2.2.3 では固定効果の変数がいずれも回帰係数の  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意となった。空間的な個別効果と時間的な個別効果を比較すると、時系列的な個別効果についてはいずれも回帰係数の  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意とならなかつたが、空間的な個別効果についてはいくつかの自治体で回帰係数の  $t$  値が 5% 水準あるいは 10% 水準で統計的に有意となった。この結果から、パネルデータモデルを推定する限りにおいては、時系列的な要因よりも空間的な要因の方が、医療費に与える影響は大きいのではないかと考えられる。このことは、医療費分析において大きな意味を持つといえる。従来、医療費の要因分析は時系列分析が主体であり、時間的な構造変動に关心が払われてきた。しかし今後医療費の分析を行う際には、地域的な要因を無視できないことを意味しているからである。

固定効果と個別効果（都道府県と年次の個別効果）のランダム効果を考慮したモデル 2.4 の結果（表 3-11）では、固定効果に関する説明変数の回帰係数について  $t$  値が 5% 水準あるいは 10% 水準で統計的に有意となったものの、自由度修正済み  $R^2$  値が 0.560 と良好な結果は得られていない。

表 3-8 モデル 2.2.1 の推定結果

説明変数	回帰係数	t値
外来数	1.117	29.700 ***
入院数	-2.084	-0.218
医師数	9.588	8.713 ***
生活習慣病受診者数	-0.012	-0.835
空間個別効果		
北海道	46.112	2.404 *
青森県	35.339	2.420 *
岩手県	34.695	2.284 *
宮城県	-8.894	-0.687
秋田県	41.054	2.596 **
山形県	10.273	0.748
福島県	29.416	2.031 *
茨城県	43.010	3.792 ***
栃木県	-15.406	-1.185
群馬県	-12.522	-0.896
埼玉県	39.520	4.131 ***
千葉県	16.467	1.596
東京都	-92.935	-6.567 ***
神奈川県	3.306	0.317
新潟県	24.692	1.855 .
富山県	-6.464	-0.354
石川県	-23.032	-1.212
福井県	5.956	0.364
山梨県	9.102	0.655
長野県	0.695	0.055
岐阜県	20.784	1.786 .
静岡県	10.091	0.859
愛知県	1.701	0.145
三重県	12.222	0.965
滋賀県	-14.135	-1.167
京都府	-68.215	-4.070 ***
大阪府	-29.069	-1.947 .
兵庫県	-2.554	-0.192
奈良県	-3.773	-0.294
和歌山県	-24.102	-1.510
鳥取県	-48.815	-2.730 **
島根県	-15.365	-0.861
岡山県	-26.077	-1.496
広島県	-6.316	-0.375
山口県	12.939	0.618
徳島県	-27.346	-1.228
香川県	-11.667	-0.628
愛媛県	-5.823	-0.315
高知県	4.731	0.184
福岡県	-28.380	-1.407
佐賀県	10.059	0.494
長崎県	1.655	0.076
熊本県	-7.648	-0.341
大分県	19.924	0.968
宮崎県	7.470	0.388
鹿児島県	35.158	1.588
沖縄県	2.166	0.131
自由度修正済みR2	0.722	

p値: \*\*\* &lt; 0.001, \*\* &lt; 0.01, \* &lt; 0.05, . &lt; 0.1

表 3-9 モデル 2.2.2 の推定結果

説明変数	回帰係数	t値
外来数	0.100	6.133 ***
入院数	57.610	37.547 ***
医師数	12.974	16.292 ***
生活習慣病受診者数	0.002	0.166
時系列個別効果		
1999年	-10.268	-2.797 **
2000年	-9.348	-2.578 **
2001年	-7.734	-2.153 *
2002年	-6.956	-1.956 .
2003年	-4.302	-1.171
2004年	-1.853	-0.490
2005年	0.501	0.128
2006年	7.020	1.808 .
2007年	13.308	3.447 ***
2008年	19.632	5.142 ***
自由度修正済みR2	0.899	

p値: \*\*\* <0.001, \*\* < 0.01, \* < 0.05, . <0.1

表 3-10 モデル 2.2.3 の推定結果

説明変数	回帰係数	t値	説明変数	回帰係数	t値
外来数	0.110	2.312 *			
入院数	57.702	10.272 ***			
医師数	4.196	5.793 ***			
生活習慣病受診者数	0.016	1.974 *			
空間個別効果			時系列個別効果		
北海道	22.047	1.791 .	1999年	-9.851	-0.904
青森県	3.345	0.338	2000年	-9.895	-0.904
岩手県	-2.756	-0.271	2001年	-9.447	-0.859
宮城県	-9.165	-0.925	2002年	-9.679	-0.875
秋田県	17.488	1.632	2003年	-5.470	-0.490
山形県	2.477	0.248	2004年	-1.350	-0.120
福島県	0.847	0.086	2005年	2.761	0.242
茨城県	-5.136	-0.645	2006年	8.596	0.750
栃木県	-13.983	-1.415	2007年	14.241	1.237
群馬県	-15.950	-1.555	2008年	20.093	1.736
埼玉県	-11.659	-1.668 .	自由度修正済みR2	0.276	
千葉県	-16.241	-2.086 *	p値: *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, . < 0.1		
東京都	-7.253	-0.573			
神奈川県	-4.927	-0.583			
新潟県	-1.012	-0.108			
富山県	-12.221	-1.002			
石川県	-6.985	-0.535			
福井県	-1.972	-0.175			
山梨県	-3.028	-0.296			
長野県	-5.677	-0.596			
岐阜県	6.106	0.689			
静岡県	-6.419	-0.726			
愛知県	-2.980	-0.326			
三重県	0.574	0.061			
滋賀県	-13.505	-1.426			
京都府	-4.230	-0.321			
大阪府	12.622	1.075			
兵庫県	8.247	0.806			
奈良県	1.879	0.190			
和歌山県	17.419	1.428			
鳥取県	-3.854	-0.291			
島根県	11.530	0.903			
岡山県	10.853	0.848			
広島県	15.103	1.247			
山口県	2.535	0.188			
徳島県	1.274	0.085			
香川県	11.314	0.868			
愛媛県	2.528	0.200			
高知県	8.381	0.520			
福岡県	3.390	0.243			
佐賀県	0.516	0.039			
長崎県	13.060	0.912			
熊本県	-11.389	-0.789			
大分県	12.980	0.969			
宮崎県	-10.417	-0.835			
鹿児島県	5.551	0.402			
沖縄県	-21.306	-1.944 .			

表 3-11 モデル 2.2.4 の推定結果

説明変数	回帰係数	t値
外来数	0.147	4.146 ***
入院数	61.456	16.971 ***
医師数	4.644	6.642 ***
生活習慣病受診者数	0.015	1.989 *
定数項	128.950	16.479 ***
混合効果	分散	標準偏差
都道府県	101.413	10.07
時系列	121.797	11.036
自由度修正済みR2	0.560	

p値: \*\*\* <0.001, \*\* < 0.01, \* < 0.05, . < 0.1

次に、空間パネルデータモデルの推定結果を示す。モデル 3.1～モデル 3.3 の推定結果は、表 3-12、表 3-13、表 3-14 に示した通りである。

モデル 3.1 の推定結果では、被説明変数に対する空間的自己相関に対する回帰係数  $\rho$  の値が 0.928 と正で 1 に近い値を示しており、医療費の空間的自己相関の影響をよく表していると言える。さらに固定効果に関する変数の回帰係数は、いずれも回帰係数が正であり  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意となった。都道府県別の個別効果に関する定数項については、北海道・秋田県・広島県が正で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意、栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・滋賀県・沖縄県が負で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意となった。神奈川県の個別効果も負で  $t$  値が 10% 水準で統計的に有意であることから、このモデルでは首都圏の都県について医療費を押し下げる要因があるのではないかと考えられる。なお、実測値と予測値との間で定数項を持たない単回帰モデルを推定したところ、その自由度修正済み  $R^2$  値が 0.999 となり、非常に高い現況再現性が得られていることがわかる。もっとも、説明変数が増えると通常は現況再現性が改善するため、この結果は十分に考えられるものである。

次にモデル 3.2 の結果を見てみると、被説明変数に対する空間的自己相関に対する回帰係数  $\rho$  の値が負であり  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意とならなかつたため、このモデルでは医療費の空間的自己相関を説明できていない。固定効果については、生活習慣病受診者の回帰係数の  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意とならなかつた。時系列個別効果については、1999 年と 2000 年の定数項が負で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意となり、2007 年と 2008 年の定数項が正で  $t$  値が 5% 水準で統計的に有意となった。実測値と予測値との間で定数項を持たない単回帰モデルを推定したところ、その自由度修正済み  $R^2$  値が 0.999 であり高い現況再現性が得られているとは言え、 $\rho$  の値が負であることから良好なモデルとは言えない。

表 3-12 モデル 3.1 の推定結果

説明変数	回帰係数	t値
rho	0.928	85.298 ***
外来数	0.190	4.889 ***
入院数	47.457	10.702 ***
医師数	3.178	5.564 ***
生活習慣病受診者数	0.019	3.018 **
定数項	146.082	19.724 ***
空間個別効果		
北海道	26.322	2.948 **
青森県	6.572	0.967
岩手県	-0.070	-0.010
宮城県	-11.740	-1.949 .
秋田県	20.142	2.736 **
山形県	2.541	0.397
福島県	2.301	0.341
茨城県	-5.250	-0.994
栃木県	-16.198	-2.677 **
群馬県	-17.479	-2.685 **
埼玉県	-12.247	-2.750 **
千葉県	-17.715	-3.688 ***
東京都	-15.467	-2.348 *
神奈川県	-8.772	-1.807 .
新潟県	-0.280	-0.045
富山県	-10.649	-1.253
石川県	-6.814	-0.770
福井県	-1.446	-0.190
山梨県	-5.597	-0.865
長野県	-7.910	-1.351
岐阜県	5.000	0.923
静岡県	-7.878	-1.440
愛知県	-5.135	-0.938
三重県	-0.510	-0.087
滋賀県	-17.037	-3.023 **
京都府	-10.002	-1.282
大阪府	8.925	1.284
兵庫県	5.869	0.950
奈良県	-1.421	-0.238
和歌山県	14.481	1.949 .
鳥取県	-7.240	-0.870
島根県	10.709	1.289
岡山県	8.412	1.037
広島県	15.406	1.963 *
山口県	6.952	0.714
徳島県	3.138	0.303
香川県	11.874	1.373
愛媛県	4.325	0.503
高知県	14.359	1.202
福岡県	3.801	0.405
佐賀県	5.154	0.543
長崎県	16.540	1.631
熊本県	-6.773	-0.649
大分県	16.108	1.681 .
宮崎県	-5.935	-0.663
鹿児島県	12.235	1.187
沖縄県	-21.602	-2.817 **
自由度修正済みR2	0.999	

p値:\*\*\* &lt;0.001, \*\* &lt; 0.01, \* &lt; 0.05, . &lt; 0.1

表 3-13 モデル 3.2 の推定結果

説明変数	回帰係数	t値
rho	-0.126	-1.923 .
外来数	0.109	7.060 ***
入院数	55.829	38.922 ***
医師数	13.670	17.702 ***
生活習慣病受診者数	0.001	0.080
定数項	95.390	27.491 ***
時系列個別効果		
1999年	-10.140	-2.816 **
2000年	-9.182	-2.581 **
2001年	-7.522	-2.135 *
2002年	-6.705	-1.922 .
2003年	-4.193	-1.163
2004年	-1.891	-0.509
2005年	0.310	0.081
2006年	6.825	1.791 .
2007年	13.098	3.458 ***
2008年	19.402	5.179 ***
自由度修正済みR2	0.999	

p値:\*\*\* &lt;0.001, \*\* &lt; 0.01, \* &lt;0.05, . &lt;0.1

表 3-14 モデル 3.3 の推定結果

説明変数	回帰係数	t値	説明変数	回帰係数	t値
rho	0.450	9.331 ***			
外来数	0.125	3.053 **			
入院数	51.847	11.137 ***			
医師数	3.507	5.834 ***			
生活習慣病受診者数	0.019	2.841 **			
定数項	152.044	16.009 ***			
空間個別効果			時系列個別効果		
北海道	24.437	2.345 *	1999年	-9.514	-1.032
青森県	4.057	0.484	2000年	-9.713	-1.049
岩手県	-2.400	-0.279	2001年	-9.462	-1.016
宮城県	-11.239	-1.340	2002年	-9.859	-1.053
秋田県	18.315	2.019 *	2003年	-5.545	-0.586
山形県	1.881	0.223	2004年	-1.292	-0.135
福島県	0.642	0.077	2005年	2.965	0.307
茨城県	-7.332	-1.087	2006年	8.606	0.888
栃木県	-15.764	-1.885 .	2007年	14.057	1.442
群馬県	-17.293	-1.991 *	2008年	19.756	2.016 *
埼玉県	-14.527	-2.455 *	自由度修正済みR2	0.999	
千葉県	-18.990	-2.881 **	p値: *** < 0.001, ** < 0.01, * < 0.05, . < 0.1		
東京都	-10.061	-0.938			
神奈川県	-8.358	-1.168			
新潟県	-1.775	-0.223			
富山県	-11.048	-1.070			
石川県	-5.908	-0.535			
福井県	-1.811	-0.190			
山梨県	-5.310	-0.612			
長野県	-7.754	-0.962			
岐阜県	4.260	0.568			
静岡県	-8.470	-1.132			
愛知県	-5.123	-0.662			
三重県	-0.968	-0.122			
滋賀県	-16.218	-2.022 *			
京都府	-5.698	-0.510			
大阪府	11.412	1.148			
兵庫県	6.662	0.769			
奈良県	-0.421	-0.050			
和歌山県	16.831	1.630			
鳥取県	-4.262	-0.380			
島根県	12.103	1.120			
岡山県	10.697	0.987			
広島県	15.993	1.560			
山口県	5.681	0.498			
徳島県	4.241	0.336			
香川県	12.699	1.151			
愛媛県	4.213	0.393			
高知県	13.646	0.999			
福岡県	5.234	0.444			
佐賀県	3.669	0.325			
長崎県	16.405	1.354			
熊本県	-7.712	-0.631			
大分県	15.414	1.360			
宮崎県	-7.741	-0.733			
鹿児島県	9.683	0.828			
沖縄県	-21.992	-2.370 *			

最後にモデル 3.3 の結果を見てみると、被説明変数に対する空間的自己相関に対する回帰係数 $\rho$ の値が負であり $t$ 値が 5% 水準で統計的に有意であり、固定効果に関する説明変数の回帰係数についても、いずれも $t$ 値が 5% 水準で統計的に有意となった。個別効果のうち時系列の個別効果については、2008 年の定数項が正で $t$ 値が 5% 水準で統計的に有意であるほかは、 $t$ 値が 5% 水準で統計的に有意とはならなかった。地域的な個別効果については、北海道と秋田県の定数項が正で $t$ 値が 5% 水準で統計的に有意となった。群馬県・埼玉県・千葉県・滋賀県・沖縄県については、定数項が負で $t$ 値が 5% 水準で統計的に有意となった。実測値と予測値との間で定数項を持たない單回帰モデルを推定したところ、その自由度修正済み  $R^2$  値が 0.999 であり高い現況再現性が得られ、全体として良好なモデルであると言える。

## 第5節 結論と今後の課題

本章では、国民医療費の要因分析に関する基礎的な実証研究を行った。患者数や医師数、健康診断受診状況に関する変数を説明変数、国民医療費を被説明変数とし、それぞれ 1999 年から 2008 年までのデータを用いて時空間的な計量経済モデリングを行った。変数によっては非定常なデータであることを前提に、パネルデータモデル及び空間パネルデータモデルを適用し、推定結果について比較検討を行った。

第 4 節で示した各モデルの推定結果をまとめると、以下のようなことが言えそうである。まずモデル 2.3 やモデル 3.3 の推定結果から、空間的（地域的）な個別効果が医療費に与える影響は無視できず、時系列的な個別効果よりも影響が大きい可能性があると言うことである。次に、モデル 3.1 やモデル 3.3 の推定結果から、医療費の空間的自己相関を考慮したモデリングが有効である。時系列的な個別効果の分析結果からは、2008 年およびその前年頃に医療費を押し上げる制度的な要因が影響している可能性があることが示唆された。また地域的な個別効果の分析結果からは、秋田県や北海道で医療費を押し上げる地域的な要因があることが示唆されたほか、首都圏の都県（とりわけ群馬県・埼玉県・千葉県）については医療費を押し下げる地域的要因があることが示唆された。

本章の分析で得られた知見として、医療費の時空間分析に地域的な要因を無視できないことが示唆されたことは、大きな意味を持つ。今後、構築したモデル（例えばモデル 3.3）を用いて医療費の将来動向を予測するような研究を行いたいと考えている。そのためには、医師数や医療需要の将来予測が必要である。また今回の分析で医療費を押し上げる、あるいは押し下げる地域的な個別効果があることが示された地域について、その要因を詳細に分析したい。医療費に関連する変数の時系列的な定常性分析については、

さらに精査する必要がある。

## 参考文献

- [1] 厚生労働省 (2010) 「平成 22 年度 国民医療費の概況 国民医療費の範囲と推計方法の概要」, 厚生労働省 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-iryohi/10/dl/gaiyou.pdf>)
- [2] Elhorst, J.P. (2009) Spatial panel data models, In Fischer, M.M. and Getis, A. (eds), Handbook of Applied Spatial Analysis Springer, Berlin.
- [3] Anselin, L. and Le Gallo, J. and Jayet, H. (2008) Spatial Panel Econometrics, In Matyas, L. and Sevestre, P. (eds), The econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice (3rd Edition), pages 624–660. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
- [4] 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』, 岩波書店.
- [5] Baltagi, B.H. (2005) "Econometric analysis of panel data" (3rd ed.), John Wiley and sons.
- [6] Morawetz, U. (2006) " Bayesian modelling of panel data with individual effects applied to simulated data", [http://www.boku.ac.at/wpr/wpr\\_dp/DP-16-2006.pdf](http://www.boku.ac.at/wpr/wpr_dp/DP-16-2006.pdf)
- [7] Baltagi, B.H., P. Egger and M. Pfaffermayr (2009) "A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effects" Center for Policy Research.Paper 53.  
<http://surface.syr.edu/cpr/53>
- [8] 古谷知之 (2008) 『ベイズ統計データ分析』, 朝倉書店.