

Discussion Paper Series

**RIEB**

Kobe University

DP2017-J03

地域間介護給付水準の収束仮説の検証  
—保険者別データによる地域差変遷の把握—

松岡 佑和

2017年1月27日



神戸大学 経済経営研究所

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

# 地域間介護給付水準の収束仮説の検証

## -保険者別データによる地域差変遷の把握-\*

松岡佑和\*\*

### 要旨

本研究では、厚生労働省「介護保険事業状況報告」2006-13年度保険者別パネルデータを用い、地域間介護保険給付水準(被保険者・利用者1人あたり単位数)が収束しているかを、地域特性等をコントロールすることが可能な条件付き $\beta$ 収束の手法により検証する。条件付き $\beta$ 収束とは1人あたり変数が、その定常状態と比べより低い国・地域であるほど、(高い国・地域と比べ)より高い成長率(増加率)を上げるという収束過程である。介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービスの整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれているかを検証する。また松岡(2016a)等の研究結果を踏まえ、他保険者との空間的自己相関を考慮したモデルにより推定を行う。推定の結果、全ての1人あたり介護給付水準(合計・サービス別)において、パネルデータを用いた最尤法推定から $\beta$ 収束を確認した。介護給付水準増加率において他保険者との空間的自己相関の存在も確認した。 $\beta$ 収束は利用者基準介護給付水準でより低く推定されており、介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービス整備が低水準・利用が非積極的だった地域において、施設整備・積極的な利用がより生じていることが示唆された。一方、空間的自己相関は被保険者基準介護給付水準でより高く推定されており、保険者間の関係性は被保険者基準で強いことが示唆された。

### 1 はじめに

介護給付水準(被保険者1人あたり介護サービス量等)の決定要因に関する研究は、安藤(2008)、油井(2006)、松岡(2016a)等がある。介護給付水準の空間的自己相関(都道府県間、保険者間の関係性)に関する研究は、山内(2009)、松岡(2016a)等がある。

これら先行研究では介護給付水準の地域差は分析されていない。被保険者、利用者の立場で介護保険制度を考えると、介護保険サービスへのアクセスの差等から生じる介護給付水準の地域差は重要な問題である。介護保険には医療保険同様に地域間でサービス量、介

---

\* 本研究は医療経済研究機構・第19回研究助成より支援を受けており、研究助成課題「地域間介護給付水準の収束仮説の検証 -保険者別データによる地域差変遷の把握-」の一環の成果である。

\*\* 武蔵野大学経済学部経済学科専任講師、神戸大学経済経営研究所ジュニア・リサーチフェロー

介護保険料等が大きく異なることが知られている(厚生労働省(2014))。しかし、その分析の多くは記述統計による比較に留まっており、統計的な分析が行われているわけではない。

介護給付水準の地域差が、後期高齢者割合、地域による家族介護の考え方の違い、介護保険料の違い等の地域特性を完全に反映したものであれば、その地域差の存在は認められる。しかし、地域特性を把握していると考えられる保険者による地域密着型サービスの事業所公募状況において、50.81%の保険者が、施設数が整備目標に達しておらず、その58.2%が理由を応募がなかったためと答えている(畠山(2010))。地域特性を反映した需給ギャップは完全に反映されていないことが示唆される。このような状況での介護給付水準の地域差は利用者・被保険者にとって望ましい状態と考えることは難しい。

これらの点を踏まえ、地域間変数水準収束を分析する手法である $\beta$ 収束により、介護給付水準の地域差に焦点を当てた研究が松岡(2016b)である。しかし、松岡(2016b)では都道府県別データを用いており、より詳細な保険者別データの研究を課題として残した。本研究では、介護保険制度浸透に、介護保険サービスの整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれているかを、保険者別データを用い検証する。

地域間における変数水準の収束に関して、Baumol(1986)、Barro and Sala-i-Martin(1992a)等で用いられた経済成長の収束分析の方法である $\sigma \cdot \beta$ 収束を用いた研究が存在する。 $\sigma$ 収束とは標準偏差・変動係数が時間を通じて減少する過程、 $\beta$ 収束とは1人あたり変数水準がその定常状態と比べより低い地域であるほど、より高い成長率(増加率)を上げるという仮説である。Baumol(1986)、Barro and Sala-i-Martin(1992a,b)、Sala-i-Martin(1996)等による国間、地域間の経済成長の収束分析をはじめ、Annala(2003)、Skidmore and Deller(2008)等の政府支出の収束分析、Nixon(1999)、Hitiris and Nixon(2001)によるEU国間の医療支出収束、Wang(2009)によるアメリカにおける州間の医療支出収束の研究が存在する。

本研究では、2006-13年度保険者別パネルデータを用い、地域間(保険者間)介護保険給付水準収束仮説を、地域特性等をコントロールすることが可能な $\beta$ 収束に焦点を当て分析を行う。また松岡(2016a)等の研究結果を踏まえ、他保険者との空間的自己相関を考慮したモデルにより推定を行う。

介護保険制度における介護給付水準の $\beta$ 収束を推定することには、利用者・被保険者の厚生上の観点から意義があると考えられる。上記で述べたように、介護保険サービス地域差には地域特性を反映した需給ギャップが完全に反映されていないことが示唆される。 $\beta$ 収束の存在により介護給付水準が低水準であった地域において、増加率が高いことが示せれば、利用者・被保険者の介護保険サービスへのアクセスの差が減少しているのではないかと考えられる。またそのことから、低水準地域において、介護保険制度が浸透していることも示唆される。

2節では本研究の問題設定及び研究手法( $\beta$ 収束)を説明し、3節では分析で扱うデータ・

変数について述べ、4節で $\beta$ 収束の推定結果を提示する。5節はまとめである。

## 2 問題設定と本研究で用いる手法

### (1) 問題設定

本研究では、介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービス整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれているかを計量経済学的手法を用い検証する。具体的には、それぞれの地域の定常状態と比べて1人あたり介護給付水準が低い地域は、高い地域と比べ、より高い増加率を上げるという後進地域の収束仮説を検証する。本研究で用いる推定方法は、Barro、Sala-i-Martin等による経済成長の研究で用いられた $\beta$ 収束の推定方法である。また $\beta$ 収束をより正確に推定する上で、他保険者との関係性をコントロールする。これは松岡(2016a)等の研究で、介護給付水準には空間的自己相関が存在することが明らかになっており、増加率にも影響を与える可能性があるためである。

### (2) $\beta$ 収束

経済成長研究の文脈で用いられる $\beta$ 収束とは1人あたり所得が、その定常状態と比べてより低い国・地域であるほど、より高い成長率(増加率)を上げるという仮説を検証するものである。Nixon(1999)、Hitiris and Nixon(2001)、Wang(2009)等の医療支出の収束研究では、1人あたり医療支出が定常状態に収束する過程と捉えている。具体的には、以下の式を推計することにより収束仮説を検証する(Baumol(1986)、Sala-i-Martin(1996)、Hitiris and Nixon(2001)、Wang(2009))。

$$y_{i,t+1} - y_{i,t} = \alpha_i + \mu_t + \beta y_{i,t} + \boldsymbol{\beta} \mathbf{x}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$y_{i,t}$ は国/地域*i*、*t*期の対数を取った1人あたり変数( $Y_{i,t}$ を対数を取る変数とする)、 $\alpha_i$ は固定効果、 $\mu_t$ は時間効果、 $\mathbf{x}_{i,t}$ はコントロール変数によるベクトル、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、 $\beta$ 、 $\boldsymbol{\beta}$ (コントロール変数に対応するベクトル)はそれぞれ推定されるパラメーターである。 $\beta$ 収束とは右辺 $y_{i,t}$ にかかる $\beta$ が負の値をとることである。また本研究では固定効果、コントロール変数を含んでいるため、条件付き $\beta$ 収束である<sup>12</sup>。左辺の対数の差は以下のように近似することが出来る<sup>3</sup>。

<sup>1</sup> 固定効果、コントロール変数を含まない $\beta$ 収束の分析は絶対収束と呼ばれ、全ての地域が同じ定常状態に収束することを前提としている。しかし、介護給付水準地域差には地域特性の影響も含まれていると考えられるので、本研究では異なる水準へ収束する前提を置いた条件付き $\beta$ 収束を扱った。介護給付水準以外の変数が同じであれば、介護給付水準が低い地域ほど、高い増加率を持つことになる。以下、特に断りがない限り本研究における $\beta$ 収束は条件付き $\beta$ 収束のことである。

<sup>2</sup>  $\beta$ 収束式の導出は補論(1)参照。

<sup>3</sup>  $\log(1+x)$ をマクローリン展開し、 $x$ は十分に小さいため2次以降の項を無視すると $x$ と近似できる。

$$y_{i,t+1} - y_{i,t} = \log\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \log(1 + \text{増加率}) \approx \text{増加率}$$

$\beta$ が負の値をとるということは、 $y_{i,t}$ が低い国/地域ほど次期と今期を用いた増加率が高いということである。この関係は図に示すとより明確になる。

図 1.  $\beta$  収束の解釈・単位数増加率 vs 単位数初期値

図 1 は次節の分析を簡略化し $\beta$ 収束の過程を図示化したものである(2006,2013 年度の 2 期間の保険者別データを用いている)。1 人あたり介護給付水準を単位数/利用者とし、縦軸を 2006 年度から 2013 年度への増加率、横軸を 2006 年度の対数を取った利用者 1 人あたり介護給付水準とした。増加率と 2006 年度 1 人あたり介護給付水準には負の関係が見られ、2006 年度において 1 人あたり介護給付水準が低い保険者ほど、2013 年度にかけての増加率が高いことがわかる<sup>注4)</sup>。本研究では 2006-13 年度のパネルデータを用いより詳細に検討する。

### (3) 空間的自己相関

本研究では、上記  $\beta$  収束の推定式において、コントロール変数に加え、他保険者との空間的自己相関も考慮し分析を行う。介護保険サービスは事業所設置権限等を通し、他歳出と同様に地方自治体の選択行動の 1 つと考える事ができる。地方自治体の選択行動にはヤードスティック競争等の理論的背景から政策に関係性が生じる可能性が指摘されている(Besley and Case(1995))。松岡(2016a)等の研究から、介護給付水準には近隣保険者との空間的自己相関が認められている。本研究の被説明変数は増加率であるが、変数そのものに空間的自己相関が存在すれば、増加率にも空間的自己相関が生じている可能性もあり、 $\beta$  収束を適切に推定するためには空間的関係性もコントロールしなければならない。Fingleton and Lopez-Bazo(2006)、Ertur et al.(2006)、Dell'erba and Gallo(2008)では、本研究と同様に  $\beta$  収束を推定する際に空間的関係性をコントロールしている。

空間的自己相関を検証するため、 $\mathbf{Y}_t(1436 \times 1)$ を被説明変数、 $\mathbf{W}(1436 \times 1436)$ を他保険者との関係を明示的に取り入れる空間重み行列<sup>5</sup>、 $\mathbf{X}_t(1436 \times j)$ をコントロール変数として、以下の SDM(Spatial Durbin Model)を考える。

$$\mathbf{Y}_t = \rho \mathbf{W} \mathbf{Y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X}_t \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

このモデルは被説明変数及びコントロール変数に関する空間的自己相関を考慮したモデ

<sup>4</sup> ただし、この図では地域特性がコントロールされていないことに注意する必要がある。

<sup>5</sup> 空間重み行列については、補論(2)を参照。

ルである。上記 $Y_t$ 、 $X_t$ 、 $\alpha$ 、 $\varepsilon_t$ は保険者 $i$ の変数によって構成される。 $\mu_t$ は時間固定効果、 $\alpha_i$ は保険者固定効果、 $\varepsilon_{it}$ は誤差項、 $\beta_j$ は推定されるパラメーターである。 $\rho$ が空間的自己相関に関するパラメーターである。本研究で扱う $\beta$ 収束の推定式にこのモデルを応用すると下記のようなになる。

$$Y_{t+1} - Y_t = \rho W(Y_{t+1} - Y_t) + \beta Y_t + X_t \beta + \theta W Y_t + W X_t \theta + \mu_t + \alpha + \varepsilon_t$$

(1)当期の値( $Y_t$ )が増加率( $Y_{t+1} - Y_t$ )に与える影響に加え、(2)他保険者の増加率( $W(Y_{t+1} - Y_t)$ )の影響、(3)他保険者の当期の値( $W Y_t$ )の影響が加味されている。本研究において、(1)-(3)が特に焦点を当てる変数である

## 図 2. 増加率(被説明変数)への影響と仮説

上記図 2 で言えば、(1)は中段にあたり、本研究の焦点である  $\beta$  収束である。当期の水準が低ければ、より高い増加率を示すという意味で、係数符号は負が想定される。(2)は上段にあたり、周辺地域増加率が高ければ、それに呼応する形を取る可能性が考えられ、係数符号は正が想定される。(3)は下段にあたり、周辺地域の当期水準が高ければ、自らの水準が相対的に低くなるという点で、増加率は正に反応することが想定される。

本研究では、SDM(=ベースモデル)に加え他の空間モデルである SAR、SEM、SAC に関しても同様の分析を行っている<sup>6</sup>。本分析では Lee and Yu(2010)の方法を基に Belotti, et.al(2013)によって作成された Stata モジュールを用いパラメーターを最尤法により推定する。

### (4) その他の収束分析アプローチ及び本研究で $\beta$ 収束を用いる理由

地域間変数の収束を検証する方法としては、Quah(1993)は所得分布をマルコフ推移行列によって表現し、長期的な所得分布を推定している。本研究の分析において $\beta$ 収束を用いる利点としては下記のような理由が考えられる。Quah(1993)が提示する変数分布の推定では、標準偏差の変遷を分析する $\sigma$ 収束と同様に、地域特性をコントロールすることが出来ない。介護給付水準の地域差は、後期高齢者割合、地域による家族介護の考え方の違い、保険者財政状況の違い等の地域特性をコントロールした上で地域差を分析する必要がある。Quah(1993)による長期分布、 $\sigma$ 収束の分析では、変数分布そのものを対象としているため、分布の偏りが縮小する・標準偏差が減少するという状況を肯定的に判断する背景には全ての地域が同じ定常状態に収束することを仮定していることになる。パネルデータを用いた条件付き $\beta$ 収束の分析では、固定効果に加え地域特性をコントロールした上で、収束仮説

<sup>6</sup> 空間モデルについては、補論(3)を参照。

を分析することが出来る。また保険者間の空間的自己相関や、どのようなコントロール変数が増加率に影響を与えるかを個別に分析することが可能である。

### 3 データ

本研究で扱うデータは厚生労働省 2006-13 年度『介護保険事業状況報告』の保険者別パネルデータ(1436×8)である<sup>7</sup>。対象は 65 歳以上の第 1 号被保険者に限定した。介護給付水準の指標として単位数を用いた。単位数を用いた理由として、給付額・費用額は単位数×単価で計算され、単価には物価が加味されており、純粋なサービス量としては単位数が適切と考えられるためである。施設サービスを考える際には施設定員数を(供給)給付水準と考えることも出来る。しかし、居宅サービスや地域密着型サービスなどの訪問サービスでは正確な定員等(サービス供給のキャパシティ)を測ることが容易ではなく、それら保険者別の統計も公開されていない。またサービス別に異なる指標を用いると比較が困難であるため、給付単位を使用した。

1 人あたり介護保険サービス量である介護給付水準を 2 通り定義した。1 つ目は、単位数/被保険者数である。単位数を用い、介護保険料を支払う被保険者を基準とし、財政負担面から見た 1 人あたり介護給付水準である<sup>8</sup>。合計・サービス別に、それぞれ合計単位数/被保険者数、居宅単位数/被保険者数、施設単位数/被保険者数、地域密着単位数/被保険者数と定義した。2 つ目は、単位数/利用者数である。単位数を用い、介護保険サービスを実際に必要とし利用した利用者を基準とした 1 人あたり介護給付水準である。合計・サービス別と分け、それぞれ合計単位数/合計利用者数、居宅単位数/居宅利用者数、施設単位数/施設利用者、地域密着単位数/地域密着利用者として定義した。

ベースモデルのコントロール変数は以下の通りである。後期高齢者割合(75 歳以上人口/65 歳以上人口)が増加すれば介護給付水準の増加率も高まる事が考えられるため、後期高齢者割合を加えた。また被保険者の所得による影響も考えられる。所得が比較的高(低)ければ、介護需要は増加(減少)し介護給付水準の増加率が高(低)くなる事が考えられるためである。第 3 期以降(2006-13 年)においては、4 段階目が基準保険料額となっている。3 段階以下、5 段階以上の被保険者割合を所得段階(低)、所得段階(高)をコントロール変数として加えた<sup>9</sup>。要支援・要介護度認定率も同様に増加率に影響を与えると考え、それぞれの割合(要支援・要介護/被保険者数)をコントロール変数として加えた。被保険者数、保険者

<sup>7</sup> 保険者数は平成の大合併、広域連合新設の影響で 2006 年 1669 から 2013 年 1579 へと減少している。新設、編入された保険者は分析の対象から除いた。また欠損データが生じている保険者は分析の対象から除いた。最終的な保険者数は 1436(1398 市区町村・38 広域連合)となり、2006-13 年度のバランスドパネルを構築した。

<sup>8</sup> 第 5 期(2012-14 年)の介護保険財政負担構造は 1 割が利用者負担、残りの 9 割の 50%が公費、21%が第 1 号被保険者(65 歳以上)の介護保険料、29%が第 2 号被保険者(40 歳以上 65 歳未満)から支払われる第 1 期(2000-02 年)の第 1 号被保険者の負担は 17%、第 2 期(2003-5 年)は 18%、第 3 期(2006-8 年)は 19%、第 4 期(2009-11 年)は 20%と第 1 号被保険者の負担割合は増加している。

<sup>9</sup> 所得段階(基準)は分析においてレファンレンス変数となり、各所得段階割合の係数は所得段階(基準)が変化した場合の被説明変数の変化を示す(安藤(2008))。

数、被保険者 1 人あたり財政安定化基金貸付金・介護給付費準備基金は $\beta$ 収束の頑健性を確認する推定で用いたコントロール変数である。これらの標本統計量が表 1 である。

表 1. 標本統計量

## 4 推定結果

### (1) $\beta$ 収束の推定結果

$\beta$ 収束の推定式(ベースモデル)は下記の通りである。

$$Y_{t+1} - Y_t = \rho W(Y_{t+1} - Y_t) + \beta Y_t + X_t \beta + \theta WY_t + WX_t \theta + \mu_t + \alpha + \varepsilon_t$$

上記 $Y_t$ 、 $X_t$ 、 $\alpha$ 、 $\varepsilon_t$ は保険者 $i$ の変数によって構成される。 $Y_t$ は(1 人あたり)介護給付水準である。コントロール変数( $X_t$ )は後期高齢者割合、要支援割合、要介護度 1,2 割合、要介護度 3 割合、要介護度 4,5 割合、所得段階割合(低)、所得段階割合(高)を用いた。 $\mu_t$ は時間固定効果、 $\alpha_i$ は保険者固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、 $Y_t$ にかかる $\beta$ が $\beta$ 収束を測るためのパラメーター、 $\beta$ はコントロール変数に関するパラメーター、 $\rho$ が被説明変数空間的自己相関に関するパラメーター、 $WY_t$ にかかる $\theta$ が他保険者の当期の値に関するパラメーターである。2006-13 年度保険者別パネルデータを用い、最尤法によりパラメーターを固定効果推定する。本研究で最尤法を用いた理由として、最尤法では尤度関数から AIC(Akaike information criteria)を導出し、データにフィットするモデルを比較することが可能となる。これにより、どのような空間モデルが適切か、どのような空間重み行列が適切かを比較することが可能となる。

表 2. 推定結果 (SDM)

表 2 が推定結果である。全ての介護給付水準で $\beta$ が有意に負と推定され、 $\beta$ 収束が確認された。利用者基準がより低い傾向であった。空間的自己相関も確認され、増加率、水準ともに正であった。空間的自己相関は被保険者基準で高い傾向であった。

この分析の過程において、SDM と他モデル(SAR、SEM、SAC)との比較を AIC により行い(低い方がよりデータを適切に表している)、SDM が最も適切なモデルとして採択されている(6/8 のモデルで採択)。また不均一分散・系列相関に頑健な cluster-robust 分散を用いて分析を行ったため、通常の Hausman 検定を行うことが不可能なため、Robsut-Hausman 検定を行い固定効果モデルが採択された(Hoechle(2007))。

## 5 結語

本研究では厚生労働省 2006-13 年度『介護保険事業状況報告』保険者別パネルデータを



用い、保険者間 1 人あたり介護給付水準(単位数/利用者数・単位数/被保険者数の 2 つの指標)において、 $\beta$ 収束・空間的自己相関が存在しているかを空間パネルモデルにおける最尤法を用い分析した。最尤法及び頑健性の分析から、全ての 1 人あたり介護給付水準で $\beta$ 収束を確認した。特に利用者基準でより低い傾向があり、収束速度が高いことを確認した。また空間的自己相関が存在することも確認した。空間的自己相関は被保険者基準で高い傾向であった。1 人あたり介護給付水準が、その定常状態と比べより低い地域であるほど、より高い増加率を上げるという収束仮説が確認され、介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービスの整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれていることが示唆された。

## 6 補論

### (1) $\beta$ 収束推定式の導出

Revelli(2006)、山内(2009)では福祉サービスを念頭に置いた効用最大化モデルから、1 人あたり介護サービス量(対数)が、後期高齢者割合、所得水準で下記の線形モデル(需要/支出関数)で表せることを示している。ここでは、説明変数からの影響にラグが生じることを仮定している。

$$y_{i,t+1} = \beta x_{i,t}$$

また松岡(2015)より、介護保険サービスは 1 期ラグが有意に効いていることから、ラグ項を追加する。

$$y_{i,t+1} = \beta^* y_{i,t} + \beta x_{i,t}$$

両辺から $y_{i,t}$ を引くと左辺は増加率に近似でき、 $\beta \equiv \beta^* - 1$ と定義する下記の $\beta$ 収束推定式を得る。

$$y_{i,t+1} - y_{i,t} = \beta y_{i,t} + \beta x_{i,t}$$

where  $\beta \equiv \beta^* - 1$

### (2) 空間重み行列について

本研究で扱う保険者の参照範囲は同一都道府県・近隣都道府県保険者である。保険者の意思決定には同一都道府県・近隣都道府県保険者を参照にするという政治的な要因が考えられるためである。

他保険者の影響を明示的にモデルに取り入れる方法が空間重み行列 $\mathbf{W}$ である。3 保険者がいる都道府県でのモデル(同一都道府県行列使用)は以下のようなになる(簡便化のためコ

ントロール変数、誤差項は省略)。

$$\begin{aligned}
 Y_1 &= \rho(w_{1,2}Y_2 + w_{1,3}Y_3) \\
 Y_2 &= \rho(w_{2,1}Y_1 + w_{2,3}Y_3) \\
 Y_3 &= \rho(w_{3,1}Y_1 + w_{3,2}Y_2)
 \end{aligned}$$

それぞれの水準がパラメーター $\rho$ 、 $w_{i,j}$ を通し、他保険者の水準の影響を受ける構造となっている。ここでは同一都道府県に限定しているため、他都道府県保険者のウェイト $w_{i,j}$ は0である。 $\rho$ は推定されるパラメーターであるが、 $w_{i,j}$ は通常何らかの基準(政治的関係性、距離等)により分析者に外生的に与えられる。

パラメーターを適切に推定するため、空間重み行列は分析期間前に定まっていることが必要である。空間重み行列決定と分析期間が重なってしまった場合、空間重み行列は制度上関連性があることを前提に作成されるため、計量経済学上の逆因果が生じてしまう可能性がある。Hayashi and Yamamoto(2014)では類似団体指数表を用い、市町村間の関係性を分析している。分析データは2008-10年、空間重み行列を作成するための類似団体指数表は2005年データを用い、逆因果の可能性に対処をしている。

本研究で扱う空間重み行列は同一都道府県を参照先としており、その関係性は分析データ前(2006年前)より変化はないと考えられる(合併関係保険者は除かれており、保険者が他都道府県に移動等もない)。また分析上の逆因果に対処するため、空間重み行列は年度を通じて変化しないことを仮定している。

### (3) 空間モデルについて

SAR	$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + \mu_t + \alpha + \varepsilon_t$
SEM	$Y_t = X_t\beta + \mu_t + \alpha_i + \lambda W\eta_t + v_t$
SAC	$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + \mu_t + \alpha_i + \lambda W\eta_t + v_t$
SDM	$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + WX_t\theta + \mu_t + \alpha + \varepsilon_t$

SAR は被説明変数に関する相互参照行動を測るモデルである。SEM はモデルでは捉えきれないデータ間の外部効果、波及効果により生じる誤差項間の関係性を測るモデルである。SAC は SAR、SEM をミックスしたモデルである。SDM は被説明変数に加え説明変数間の関係性を加味したモデルである。

SDM は SAR、SEM を特殊ケースとして含む一般モデルである。SDM と SAC の関係性を考えると、モデルに含まれない除外変数が空間的關係を持ち、説明変数と相関する場合、SAC ではパラメーターは適切に推定出来ない。SDM においては、説明変数間の関係性をモデルに取り入れており、介護保険制度上の保険者間共通ショックが生じ、共通ショック

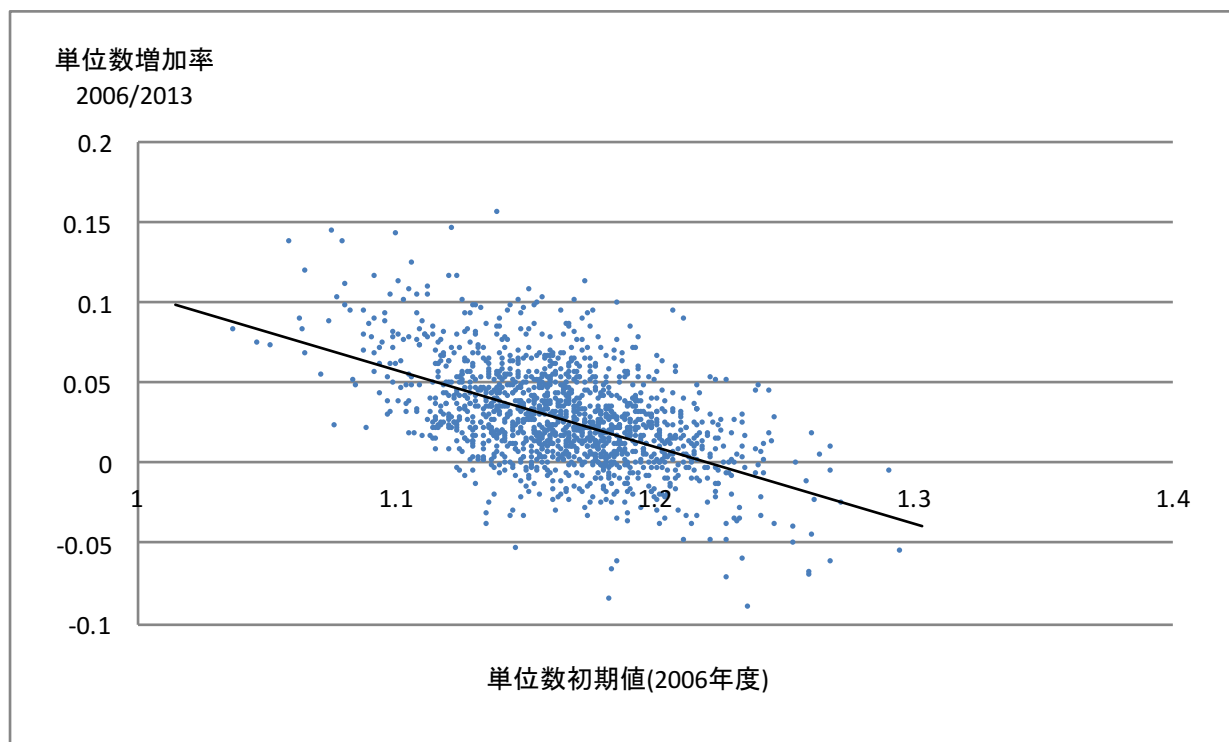
と説明変数に関係性が存在した場合、そのショックの影響をある程度取り除くことができる。

## 参考文献

- Annala, C. Have State and Local Fiscal Policies Become More Alike? Evidence of Beta Convergence among Fiscal Policy Variables. *Public Finance Review* 2003 ; 31(2) : 144-165
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. Convergence. *Journal of Political Economy* 1992a ; 100 : 223-251
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. Regional Growth and Migration: A Japan-United States Compariosn. *Journal of the Japanese and International Economies* 1992b ; 6 : 312-346
- Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A.P. xsmle – A Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata. *Statistical Software Components*. 2013
- Besley, T. and Case, A.C. Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition. *American Economic Review*, 1995 ; 85(1) : 25-45
- Baumol, W. J. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show. *American Economic Review* 1986 ; 85 : 1072-1085
- Dell'erba, S., and Gallo, J. Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis. *Papers in Regional Science* 2008 ; 87(2) : 219-244
- Ertur, C., Gallo, J., and Baumont, C. The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter? *International Regional Science Review* 2006 ; 29(1) : 3-34
- Fingleton, B., and Lopez-Bazo, E. Empirical Growth Models with Spatial Effects. *Papers in Regional Science* 2006 ; 85(2) : 177-198
- Hitiris, T., and Nixon, J. Convergence of Health Care Expenditure in the EU Countries. *Applied Economics Letters* 2001 ; 8 : 223-228
- Hoechle, D. Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *Stata Journal* 2007 ; 7(3) : 281-312
- Hayashi, M., Yamamoto, W. Information Sharing, Neighborhood Demarcation and Yardstick Competition: An Empirical Analysis of Intergovernmental Expenditure Interaction in Japan. *International Tax Public Finance* 2016 ; forthcoming
- Lee, L. and Yu, J. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal of Econometrics* 2010 ; 154(2) : 165-185
- Nixon, J. Convergence Analysis of Health Care Expenditure in the EU Countries Using Two Approaches. working paper University of York 1999.
- Quah, D. Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review*, 1993 ; 37 : 426-434

- Revelli, F. Performance Rating and Yardstick Competition in Social Service Provision. *Journal of Public Economics* 2006 ; 90 (3) : 459-475
- Sala-i-Martin, X. Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review* 1996 ; 40 : 1325-1352
- Skidmore, M., and Deller, S. Is Local Government Spending Converging? *Eastern Economic Journal* 2008 ; 34 : 41-55.
- Wang, Z. The Convergence of Health Care Expenditure in the US States. *Health Economics* 2009 ; 18 : 55-70
- 安藤道人. 介護給付水準と介護保険料の地域差の実証分析. 季刊社会保障研究 2008 ; 44 : 94-109
- 厚生労働省. 都道府県ごとに見た介護の地域差. ([http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakai\\_hoshoukaikaku/wg\\_dai1/siryou4-3.pdf](http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakai_hoshoukaikaku/wg_dai1/siryou4-3.pdf), 2015年2月3日最終確認) 2014
- 畠山輝雄. 改正介護保険制度移行後の介護保険サービスの実態に関する調査. 日本大学 2010.
- 松岡佑和. 地域密着型介護サービスが介護給付水準の地域差に与える影響及びその構造. *会計検査研究* 2015 ; 52 : 45-69
- 松岡佑和. 介護給付水準の保険者間相互参照行動 -裁量権の違いに着目して-. 季刊社会保障研究 2016a ; 51(3・4) : 381-396
- 松岡佑和. 地域間介護給付水準の収束仮説の検証. *医療経済研究* 2016b ; 27(2) : 100-116
- 山内康弘. 介護保険施設の供給における地方自治体間の空間的自己相関の検証. *大阪大学経済学* 2009 ; 55(3) : 206-222
- 油井雄二. 保険者データによる介護保険の分析：青森県のケース. *フィナンシャルレビュー* 2006 ; 80 : 187-203

図 1.  $\beta$  収束の解釈・単位数増加率 vs 単位数初期値



注：縦軸(増加率)の定義は  $\log((\text{単位数}(2013 \text{ 年度利用者 } 1 \text{ 人あたり})/\text{単位数}(2006 \text{ 年度利用者 } 1 \text{ 人あたり}))$ 、横軸は  $\log(\text{単位数}(2006 \text{ 年度利用者 } 1 \text{ 人あたり}))$  である。 $\log(1+x) \approx x$  と近似できるため縦軸は増加率となる。

図 2. 増加率(被説明変数)への影響と仮説

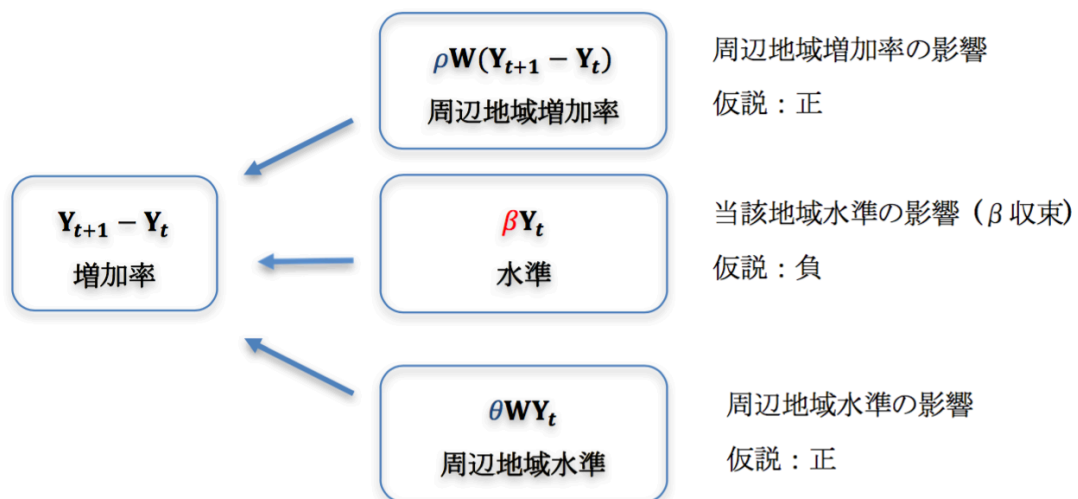


表 1. 標本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値	単位
単位数(被保険者数)					単位数 / 被保険者数
(1)合計	24.229	4.852	3.300	50.882	合計単位数 / 被保険者数
(2)居宅	10.941	2.790	1.662	25.950	居宅単位数 / 被保険者数
(3)施設	11.048	3.044	1.583	31.900	施設単位数 / 被保険者数
(4)地域密着	2.239	1.561	.003	16.511	地域単位数 / 被保険者数
単位数(利用者数)					単位数 / 利用者数
(5)合計	15.240	1.230	2.694	32.191	合計単位数 / 合計利用者数
(6)居宅	9.935	1.389	1.740	22.063	居宅単位数 / 居宅利用者数
(7)施設	28.126	1.440	6.214	56.363	施設単位数 / 施設利用者数
(8)地域密着	22.993	5.099	3.625	216.100	地域単位数 / 地域利用者数
コソトロール変数					比率
後期高齢者割合	.514	.069	.293	.759	75 歳以上 / 65 歳以上
所得段階割合(低)	.316	.104	.095	.744	被保険者数(低所得) / 被保険者数
所得段階割合(高)	.336	.085	.046	.647	被保険者数(高所得) / 被保険者数
要支援割合	.039	.016	0	.528	要支援認定者数 / 被保険者数
要介護度 1,2 割合	.058	.012	.018	.397	要介護度(1,2 割合)認定者数 / 被保険者数
要介護度 3 割合	.024	.005	.006	.226	要介護度(3 割合)認定者数 / 被保険者数
要介護度 4,5 割合	.041	.010	.017	.612	要介護度(4,5 割合)認定者数 / 被保険者数
被保険者数*	18289.22	40492.25	199	788968	被保険者数
介護保険料収入*	.463	.075	0	.782	介護保険料収入 / 被保険者数 (10 万円)
貸付金*	.001	.008	0	.186	貸付金 / 被保険者数 (10 万円)
準備基金*	.136	.109	0	2.675	準備基金 / 被保険者数 (10 万円)
サンプルサイズ	1436 × 7				

出所：2006-13 年度『介護保険事業状況報告』

注：括弧内は標準偏差である。\*がついた変数はβ収束の頑健性を確認するための推定で用いた変数である。



表 2. 推定結果 (SDM)

	単位数(被保険者数)				単位数(利用者数)			
	(1) 合計	(2) 居宅	(3) 施設	(4) 地域密着	(1) 合計	(2) 居宅	(3) 施設	(4) 地域密着
空間的自己相関	$\beta$							
(空間) 被説明変数	.210***(.035)	.417***(.042)	.162***(.023)	.144***(.025)	.184***(.026)	.205***(.029)	.214***(.024)	.069***(.028)
(空間) 介護給付水準	.330***(.074)	.192***(.038)	.275***(.048)	.209***(.033)	.456***(.066)	.356***(.042)	.454***(.060)	.147***(.057)
(空間) 後期高齢者割合	-.136***(.050)	.026(.071)	-.154***(.078)	-.241(.264)	.055(.049)	.135**(.068)	.031(.037)	-.020(.154)
(空間) 所得段階割合(低)	.012(.078)	.075(.100)	-.037(.109)	-.126(.328)	.041(.058)	.103(.071)	.035(.049)	-.100(.138)
(空間) 所得段階割合(高)	.063(.055)	.047(.054)	.029(.063)	.201(.157)	.094*(.054)	.070(.056)	.086**(.044)	.031(.081)
(空間) 要支援割合	.296***(.085)	.170(.122)	.345**(.157)	-.053(.506)	.360***(.075)	.337***(.100)	.031(.060)	.344*(.207)
(空間) 要介護度 1,2 割合	.258*(.140)	-.118(.175)	.466**(.218)	.329(.659)	.357***(.135)	.110(.143)	.129(.079)	.109(.285)
(空間) 要介護度 3 割合	.138(.318)	.159(.373)	.592(.572)	-.330(1.440)	.433(.299)	.119(.357)	.490**(.214)	.779(.509)
(空間) 要介護度 4,5 割合	-.100(.194)	.312(.263)	-.369(.293)	.395(.912)	-.411***(.143)	-.107(.204)	-.140(.110)	-.611(.382)
コントロール変数								
後期高齢者割合	.238***(.039)	.103**(.042)	.181***(.059)	.414**(.176)	.019(.032)	-.039(.039)	-.007(.024)	-.040(.098)
所得段階割合(低)	.075(.069)	.050(.059)	.081(.085)	.030(.144)	.049(.051)	.038(.051)	.019(.040)	.075(.074)
所得段階割合(高)	-.077(.070)	-.093(.066)	-.066(.083)	-.080(.121)	-.054(.068)	-.063(.067)	-.074(.059)	-.080(.082)
要支援割合	-.206**(.081)	-.127(.087)	-.318***(.081)	.554**(.240)	-.445***(.061)	-.468***(.073)	-.095***(.025)	-.078(.121)
要介護度 1,2 割合	.247***(.080)	.520***(.100)	-.094(.097)	.724***(.243)	-.381***(.067)	-.175**(.072)	-.115***(.036)	-.179*(.108)
要介護度 3 割合	.634***(.152)	.473***(.162)	.479***(.157)	.258(.562)	.209***(.077)	.213*(.113)	-.090(.059)	.149(.237)
要介護度 4,5 割合	.064(.172)	-.157(.167)	.455***(.146)	-.567*(.323)	.557***(.074)	.449***(.090)	.209***(.038)	.106(.125)
AIC (SDM)	-55706.15	-50038.21	-46927.47	-21545.43	-57416.36	-53566.32	-60602.74	-38830.03
AIC (SAR)	-55342.21	-49937.16	-46657.48	-21434.85	-57082.46	-53290.38	-60419.08	-38815.16
AIC (SEM)	-55512.91	-50020.51	-46761.38	-21484.34	-57234.1	-53418.24	-60523.82	-38822.12
AIC (SAC)	-55556.77	-50021.97	-46833.69	-21562.38	-57271.91	-53450.68	-60546.38	-38831.69
Wald 検定 (vs SAR)	73.28***	38.04***	63.03***	47.66***	96.37***	108.05***	92.49***	19.35**
Wald 検定 (vs SEM)	32.74***	8.11	49.18***	35.32***	54.35***	59.88***	35.38***	17.25**
Robust-Hausman 検定	119.60***	158.59***	23.71***	6.11**	726.96***	541.66***	42.16***	13.98***
空間重み行列	同一都道府県距離行列							
サンプルサイズ	1436 × 7							

注: \*\*\*, \*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。