

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基礎分析

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2019-04-30 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 松岡, 佑和 メールアドレス: 所属:
URL	https://mu.repo.nii.ac.jp/records/972

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基礎分析¹ —

松 岡 佑 和

1 はじめに

介護給付水準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 β 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²。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。本稿では、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。 σ 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、 β 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。

本稿では、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 β 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 β 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。 β 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節では本稿の問題設定及び研究手法（ β 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 β 収束の推定結果を提示する。5節はまとめである。

2 問題設定と手法

(1) 問題設定

本稿では、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の手法を用い検証する³。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。本稿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 β 収束の推定方法である。また β 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、保険者間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⁴。

(2) β 収束

経済成長研究の文脈で用いられる β 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))。

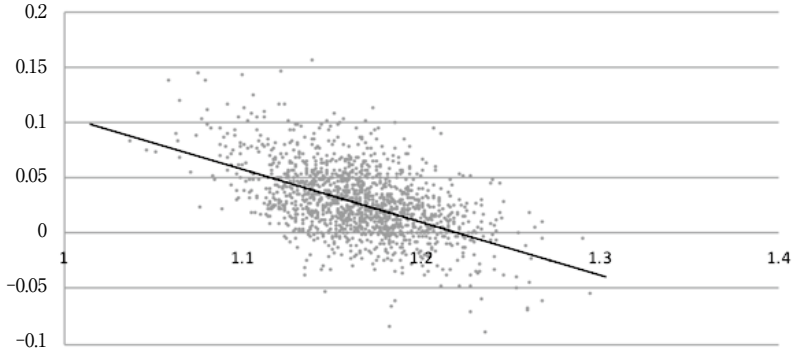
$$y_{i,t+1} - y_{i,t} = \alpha_i + \mu_t + \beta y_{i,t} + \boldsymbol{\beta} \mathbf{x}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$y_{i,t}$ 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)、 α_i は固定効果、 μ_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、 β 、 $\boldsymbol{\beta}$ (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。 β 収束とは右辺 $y_{i,t}$ にかかる β が負の値をとることである。また本稿では固定効果、コントロール変数を含んでいるため、条件付き β 収束である⁵。左辺の対数の差は以下のように近似することが出来る⁶。

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

β 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。

単位数増加率
2006/2013



単位数初期値 (2006 年度)

注：縦軸（増加率）の定義は $\log(\text{単位数 (2013 年度利用者 1 人あたり)} / \text{単位数 (2006 年度利用者 1 人あたり)})$ 、縦軸は $\log(\text{単位数 (2006 年度利用者 1 人あたり)})$ 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 1 β 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 β 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⁷。本稿では 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

本稿では、上記 β 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。本稿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、 β 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、本稿と同様に β 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 (1436×1) を被説明変数、 \mathbf{W} (1436×1436) 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、 \mathbf{X}_t ($1436 \times j$) をコントロール変数として、以下の SAR (Spatial Autoregressive Model) を考える。

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

このモデルは被説明変数に関する空間的自己相関を考慮したモデルである。上記 \mathbf{Y}_t 、 \mathbf{X}_t 、 $\boldsymbol{\alpha}$ 、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ は保険者 i の変数によって構成される。 $\boldsymbol{\mu}_t$ は時間固定効果、 $\boldsymbol{\alpha}_i$ は保険者固定効果、 $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$ は誤差項、 $\boldsymbol{\beta}_j$ は推定されるパラメーターである。 ρ が空間的自己相関に関するパラメーターである。本稿で扱う β 収束の推定式にこのモデルを応用すると下記ようになる。

$$\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t = \rho \mathbf{W} (\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t) + \boldsymbol{\beta} \mathbf{Y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

当期の値 (Y_t) が増加率 ($Y_{t+1} - Y_t$) に与える影響に加え、他保険者の増加率 ($\rho W(Y_{t+1} - Y_t)$) の影響も考慮している。

他自治体との空間的自己相関を組み入れるモデルとしては、SAR の他、誤差項の空間的自己相関を考慮した SEM (Spatial Error Model)、SAR と SEM を同時に考慮した SAC (Spatial Autoregressive Model with Auto Regressive disturbances)、説明変数間の関係性を考慮した SDM (Spatial Durbin Model) 等が存在する。本分析では、都道府県データを用い介護保険サービスの空間的自己相関を推定した研究である山内 (2009)、松岡 (2015) に従い SAR を採用した⁸。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。

3 データ

本稿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⁹。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¹⁰。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¹¹。要支援・要介護度認定率も同様に増加率に影響を与え、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。これらの標本統計量が表1である。

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(被保険者数)					単位数／被保険者数
(1) 合計	15.240	1.230	2.694	32.191	合計単位数／被保険者数
(2) 居宅	9.935	1.389	1.740	22.063	居宅単位数／被保険者数
(3) 施設	28.126	1.440	6.214	56.363	施設単位数／被保険者数
(4) 地域密着	22.993	5.099	3.625	216.100	地域単位数／被保険者数
コントロール変数					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
要介護度1、2割合	.058	.012	.018	.397	要介護度(1、2割合)／ 被保険者
要介護度3割合	.024	.005	.006	.226	要介護度(3割合)／ 被保険者
要介護度4、5割合	.041	.010	.017	.612	要介護度(4、5割合)／ 被保険者
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』

4 推定結果

β 収束の推定式（ベースモデル）は下記の通りである。

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

上記 Y_t 、 X_t 、 α 、 ε_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。 μ_t は時間固定効果、 α_i は保険者固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、 Y_t にかかる β が β 収束を測るためのパラメーター、 β はコントロール変数に関するパラメーター、 ρ が被説明変数空間的自己相関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。

表 2 推定結果 (SAR)

	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
β	-479*** (.089)	-447*** (.040)	-347*** (.049)	-404*** (.021)	-706*** (.082)	-575*** (.059)	-952*** (.038)	-639*** (.059)
空間的自己相関 (空間)被説明変数	.079 (.049)	.360*** (.047)	.085*** (.024)	.044 (.027)	.074*** (.025)	.112*** (.029)	.070*** (.022)	.014 (.018)
コントロール変数								
後期高齢者割合	.232*** (.037)	.164** (.036)	.141*** (.043)	.359** (.134)	.082*** (.021)	.075*** (.025)	.017 (.017)	-.062 (.064)
所得段階割合(低)	.105 (.077)	.081 (.061)	.106 (.089)	.027 (.141)	.098* (.058)	.089 (.055)	.045 (.042)	.073 (.072)
所得段階割合(高)	-.054 (.062)	-.077 (.060)	-.044 (.075)	-.035 (.114)	-.026 (.061)	-.040 (.060)	-.055 (.054)	-.082 (.077)
要支援割合	-.164** (.085)	-.106 (.089)	-.262*** (.081)	.468** (.217)	-.409*** (.070)	-.425*** (.078)	-.100*** (.029)	-.009 (.105)
要介護度 1、2 割合	.309*** (.088)	.496*** (.104)	-.022 (.092)	.872*** (.235)	-.347*** (.063)	-.193*** (.071)	-.095*** (.035)	-.178 (.111)
要介護度 3 割合	.642*** (.162)	.476*** (.166)	.548*** (.161)	.273 (.556)	.262*** (.084)	.220*** (.116)	-.063 (.061)	.188 (.232)
要介護度 4、5 割合	-.014 (.177)	-.158 (.176)	.309** (.149)	-.531* (.320)	.493*** (.081)	.422*** (.096)	.197*** (.042)	-.035 (.118)
AIC (SAR)	-55342.21	-49937.16	-46657.48	-21434.85	-57082.46	-53290.38	-60419.08	-38815.16
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。

表2が推定結果である。全ての介護給付水準で β が有意に負と推定され、 β 収束が確認された。また8推定中5推定で空間的自己相関が有意に正と推定された。コントロール変数に関しては、後期高齢者割合が6推定で有意に正となっており、後期高齢者割合が高いほど増加率に高い影響を与えていることがわかる。また要支援割合は6推定で有意に負となっており、要介護度4、5割合は4推定で有意に正であった。要介護度と比べ比較的軽度の要支援割合は増加率に負に、また重度の認定者割合は増加率に正の影響を与えていた。

5 結語

本稿では厚生労働省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、 β 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 β 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。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。

最後に本稿の分析における留意点を述べる。本稿では空間パネルモデルとして最もシンプルなSARモデルを使用した。松岡（2016a）ではSARに加え、SEM、SAC、SDMを使用しそれぞれを比較検討している。また本稿では空間重み行列に関しても比較検討をしていない。今後は上記の検討に加え、市・町村別の分析や合併の影響、他の推定方法で頑健性の確認の必要性などの応用分析が必要である。これらの点は今後の課題としたい¹²。

参考文献

- 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』、第44号、2008年、94-109頁。
- 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/shakaihoshoukaikaku/wg_dail/siryou4-3.pdf、2015年2月3日最終確認)、2014年。
- 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年。
- 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』、第52号、2015年、45-69頁。
- 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』、第51巻第3・4号、2016a年、381-396頁。
- 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』、第27巻2号、2016b年、100-116頁。
- 松岡佑和「介護保険サービス地域差の統計的研究—都道府県別データによる検証—」、『武蔵野大学政治経済研究所年報』、第15号、2017年、105-123頁。
- 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』、第55号3号、2009年、206-222頁。
- 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』、第80号、2006年、187-203頁。
- Annala, C., Have State and Local Fiscal Policies Become More Alike? Evidence of Beta Convergence among Fiscal Policy Variables, in *Public Finance Review*, Vol.31 (2), 2003, pp.144-165.
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X., Convergence, in *Journal of Political Economy*, Vol.100, 1992a, pp.223-251.
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X., Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison, in *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.6, 1992b, pp.312-346.
- Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A.P., xsmle — A Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata, in *Statistical Software Components*, 2013.
- Besley, T. and Case, A.C., Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and

- Yardstick Competition, in *American Economic Review*, Vol.85 (1), 1995, pp.25-45.
- Baumol, W. J., Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show, in *American Economic Review*, Vol.85, 1986, pp.1072-1085.
- Dell'erba, S., and Gallo, J., Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis, in *Papers in Regional Science*, Vol.87 (2), 2008, pp.219-244.
- Ertur, C., Gallo, J., and Baumont, C., The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?, in *International Regional Science Review*, Vol.29 (1), 2006, pp.3-34.
- Fingleton, B., and Lopez-Bazo, E., Empirical Growth Models with Spatial Effects, in *Papers in Regional Science*, Vol.85 (2), 2006, pp.177-198.
- Hitiris, T., and Nixon, J., Convergence of Health Care Expenditure in the EU Countries, in *Applied Economics Letters*, Vol.8, 2001, pp.223-228.
- Hoechle, D., Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence, in *Stata Journal*, Vol.7 (3), 2007, pp.281-312.
- Hayashi, M., Yamamoto, W., Information Sharing, Neighborhood Demarcation and Yardstick Competition: An Empirical Analysis of Intergovernmental Expenditure Interaction in Japan, in *International Tax Public Finance*, Vol.24 (a), 2017, pp.134-163.
- Lee, L. and Yu, J., Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects, in *Journal of Econometrics*, Vol.154 (2), 2010, pp.165-185.
- Nixon, J., Convergence Analysis of Health Care Expenditure in the EU Countries Using Two Approaches, working paper, University of York, 1999.
- Revelli, F. Performance Rating and Yardstick Competition in Social Service Provision, in *Journal of Public Economics*, Vol.90 (3), 2006, pp.459-475.
- Sala-i-Martin, X., Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, in *European Economic Review*, Vol.40, 1996, pp.1325-1352.
- Skidmore, M., and Deller, S., Is Local Government Spending Converging?, in *Eastern Economic Journal*, Vol.34, 2008, pp.41-55.
- Wang, Z., The Convergence of Health Care Expenditure in the US States, in

Health Economics, Vol.18, 2009, pp.55-70.

注

- 1 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—」の成果の一部である。
- 2 松岡（2017）では都道府県別データを用いた α 収束を扱っている。
- 3 以下の説明は松岡（2016b）に沿う。
- 4 松岡（2016b）では都道府県間介護給付水準にも空間的自己相関が存在することが確認されている。
- 5 固定効果、コントロール変数を含まない β 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、本稿では異なる水準へ収束する前提を置いた条件付き β 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稿における β 収束は条件付き β 収束のことである。
- 6 $\log(1+x)$ 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。
- 7 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。
- 8 応用分析として SEM、SAC、SDM での分析は現在進行中である。
- 9 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年度のバランスパネルを構築した。
- 10 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（2003-05年）は18%、第3

期（2006-08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。

- 11 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））。
- 12 これらの応用分析は現在進行中であり、今後発表予定である。