論 文

地域間介護給付水準の収束仮説の検証

松岡 佑和*

抄 録

本稿では、厚生労働省『介護保険事業状況報告』2000－12年度都道府県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1人あたり単位数、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β収束の手法により検証した。

介護保険制度には医療保険制度同様に地域間でサービス量、保険料等が大きく異なることが知られている。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、統計的な分析は行われていない。本稿では、介護保険給付水準の地域差を条件付きβ収束という計量経済学の枠組みで分析を行う。条件付きβ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した。また山内（2009）等の研究結果を踏まえ、近隣都道府県との空間的自己相関を考慮したモデルにより推定を行った。

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β収束を確認した。また一部の介護給付水準増加率には近隣都道府県との空間的自己相関の存在も確認した。β収束は介護保険制度初期（2000－05年）の方が2006年以降と比べ若干速く、空間的自己相関は2006年以降の方が高い傾向であった。介護サービスを措置制度で行っていた1999年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用に対し、同様の分析を行った結果、いずれもβ収束が認められた。扶助費と介護保険費用のβ収束の推定結果の差は小さく、収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが明らかとなった。これらの結果から、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。

キーワード：介護保険、介護給付水準、地域差、条件付きβ収束、空間的自己相関

1．はじめに

2000年に介護保険制度が施行され、市町村を中心とした保険者の下、居宅・施設サービス、2006年からは地域密着型サービスが提供されている。介護保険サービスの第1号被保険者数（65歳以上人口）、利用者数は、それぞれ2000年度約2242万人、約1966万人（累計）から、2012年度約3093万人、約4873万人（累計）へと大幅に増加している。利用者増加に伴い、介護保険サービス費用額も2000年度約3.5兆円（GDP比.069%）から2012年度約8.3兆円（GDP比1.745%）へと増加し社会保障費として財政に与える影響も増大している。

介護保険制度においては、主に介護給付水準（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（安藤（2008）[1]、油井（2006）[2]、松岡（2016、近刊）[3]等）、医療・介護保険財政の推計や長期予測等の研究が行われてきた（Iwamoto and Fukui（2009）[4]）。また自治体間

＊ 東京大学大学院経済学研究科博士課程：
h.matsuoka0217@gmail.com

競争・空間的自己相関を検証した研究も存在する。山内（2009）[5]では、2001－03 年都道府県別パネルデータを用い介護保険施設サービスの空間的自己相関を空間計量経済学の手法により分析し、近隣都道府県から正の影響を受けることを確認している。中澤（2010）[6]では、1995－2000 年、2000－05 年の東京圏介護施設の建設についてプロビットモデルで分析（第 5 章）、第 1 期介護保険料についてクロスセクションデータを用い 2SLS で分析し（第 7 章）、それぞれ近隣地域から正の影響を受けることを確認している。松岡（2016、近刊）では 2006－12 年度保険者別データを用い、全ての介護保険サービス（居宅・施設・地域密着型サービス）において空間的自己相関が存在することを空間計量経済学の手法により確認している[注1]。

これらの先行研究（決定要因、長期予測等）は介護保険財政を運営する立場（保険者、都道府県、国等）にとって重要な分析である。一方で被保険者、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）[7]）。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[注2]。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、保険者地域の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[注3]（畠山（2010）[8]）。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。本稿では、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した。

地域間における変数水準の収束に関して、Baumol（1986）[9]、Barro and Sala-i-Martin（1992a）[10]等で用いられた経済成長の収束分析の方法である σ・β 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[11]）、Sala-i-Marting（1996）[12]等による国間、地域間の経済成長の収束分析をはじめ、Nixon（1999）[13]、Hitiris and Nixon（2001）[14]による EU 国間の医療支出収束、Wang（2009）[15]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、2000－12 年度都道府県別パネルデータを用い、地域間（都道府県間）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った。また山内（2009）等の研究結果を踏まえ、近隣都道府県との空間的自己相関を考慮したモデルにより推定を行った。介護保険制度下における介護給付水準の β 収束を推定することには、下記の 2 点の意義があると考える。1 つ目は、利用者・被保険者の厚生上の観点からである。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つ目は、介護給付水準の地域差が制度変更に伴いどのように変化したかを把握することが可能なためである。介護保険制度導入前（1999年以前）は、市町村・都道府県はそれぞれ「老人保健福祉計画」を作成し、主に老人福祉費の扶助費を用い、介護サービス提供を措置制度により行っていた。介護保険制度導入に伴い、市町村が介護保険制度の保険者となり、その事業計画においては市町村・都道府県ともに介護保険事業計画を作成し、それぞれの意向を調整する形が取られている（齊藤・山本・一圓（2002）[16]）。介護保険制度へ移行し制度が浸透するに従い、β収束の傾向がどう変化したかを分析することは意義があると考える。

本稿で得られた結果は以下の通りである。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β収束が確認された。また一部の介護給付水準増加率には近隣都道府県との空間的自己相関も確認された。β収束は介護保険制度初期（2000－05年）の方が2006年以降と比べ若干速い傾向であった。一方で空間的自己相関は2006年以降の方が高い傾向であった。介護サービスを措置制度で行っていた1999年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用に対し、同様の分析を行った結果、いずれもβ収束は認められた。扶助費と介護保険費用のβ収束の推定結果の差は小さく、収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが明らかとなった。しかし介護保険制度導入後に空間的自己相関が生じており、介護サービスの制度が明確化されることにより、自治体間の政策の関係性が高まったと考えられる。

2節では、本稿の問題設定及び本稿で用いる手法（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し、5節では扶助費（老人福祉費）と介護保険費用の推定結果を比較する。6節はまとめである。

2．問題設定と本稿で用いる手法

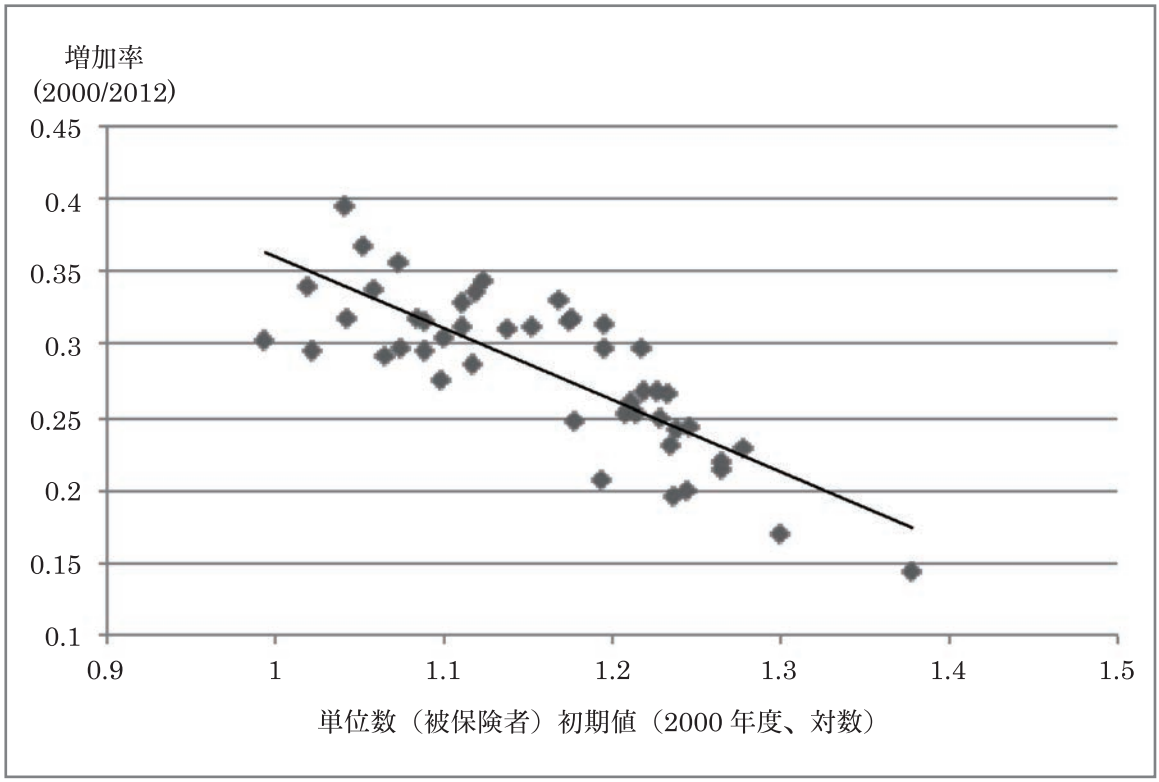
（1）問題設定

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計量経済学の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、近隣都道府県との関係をコントロールする。これは山内（2003）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）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

図１　β収束の解釈・単位数（被保険者１人あたり）増加率 vs 単位数（被保険者）初期値



注：縦軸（増加率）の定義は log（(単位数（2012 年被保険者１人あたり）／単位数（2000 年被保険者１人あたり))、横軸は log（単位数（2000 年被保険者１人あたり））である。log（1+x）≈ x と近似できるため縦軸は増加率となる。

により収束仮説を検証する（Baumol（1986）、Sala-i-Martin（1996）、Hitiris and Nixon（2001）、Wang（2009））[注4]。

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

$y_{i,t}$ 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、$\boldsymbol{x_{i,t}}$ 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[注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[注6]。

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

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。

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（2000, 2012 年度の２期間の都道府県データを用いている）。１人あたり介護給付水準を単位数／被保険者数（次章で詳述）とし、縦軸を 2000 年度から 2012 年度への増加率、横軸を 2000 年度の対数を取った１人あたり介護給付水準とした。増加率と 2000 年度１人あたり介護給付水準には負の関係が見られ、2000

年度において１人あたり介護給付水準が低い都道府県ほど、2012 年度にかけての増加率が高いことがわかる。本稿では 2000－12 年度のパネルデータを用いより詳細に検討する[注7]。

（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、近隣都道府県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（Besley and Case（1995）[17]）から政策に関係性が生じる可能性が指摘されている。山内（2009）等の研究から、介護給付水準には近隣自治体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コントロールしなければならない。

空間的自己相関を検証するため、$\boldsymbol{Y}_t$（47×1）を被説明変数、$\boldsymbol{W}$（47×47）を他都道府県との関係を明示的に取り入れる空間重み行列、$\boldsymbol{X}_t$（47×j）をコントロール変数として、以下の SAR（Spatial Autoregressive Model）を考える。

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

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 $\boldsymbol{Y}_t$、$\boldsymbol{X}_t$、$\boldsymbol{\alpha}$、$\boldsymbol{\varepsilon}_t$は都道府県 i の変数によって構成される。μ_t は時間固定効果、α_i は都道府県固定効果、$\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、β_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のようになる。

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

当期の値（$\boldsymbol{Y}_t$）が増加率（$\boldsymbol{Y}_{t+1} - \boldsymbol{Y}_t$）に与える影響に加え、他都道府県の増加率（$\rho \boldsymbol{W}(\boldsymbol{Y}_{t+1} - \boldsymbol{Y}_t)$）の影響も考慮している。

表１が本稿で用いた近隣都道府県区分である。同一地域の近隣都道府県から、影響を受ける可能性を仮定している[注8]。SAR は同時性のため OLS 推定では普遍性も一致性も持たない。本分析では Belotti, Hughes and Mortari（2013）[18]の方法に従い一致性を持つ最尤法を用いパラメーターを推定する。

（４）その他の収束分析アプローチ及び本稿でβ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（1993a）[19]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。Quah（1993a）、Quah（1993b）[20]、Quah（1996）[21]では、β収束推定における問題点を下記のように指摘している。（1）回帰分析によるβ収束推定には Galton 誤診の問題から、推定を適切に行えない可能性、（2）推定期間中に大きなショックが起きた場合、ショック以前と以降で成長率が大きく異なれば、推定期間全体の平均成長率は意味を持たない可能性[注9]、（3）データが単位根を持てば、クロスセクションによるβの推定値（弾力性）が 2%になることを示しており、推定値（及びその比較）には意味を持たない可能性、を指摘している。

（2）においては、本稿ではパネルデータを用いており、年度固定効果を入れているため、この問題はある程度回避できていると考える。また 2006 年度に地域密着型サービスが導入されるという大きな制度変更を伴ったため、2000－05、2006－12 年度と制度変更を跨がないサブサンプ

表１　近隣都道府県の地域分割

地域名	都道府県名
北海道・北東北	北海道、青森県、岩手県、秋田県
南東北	宮城県、山形県、福島県
北関東	茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、長野県
南関東	千葉県、東京都、神奈川県、山梨県
北陸	新潟県、富山県、石川県、福井県
東海	岐阜県、静岡県、愛知県、三重県
近畿	滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県
中国	鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県
四国	徳島県、香川県、愛媛県、高知県
北九州	福岡県、佐賀県、長崎県、大分県
南九州・沖縄	熊本県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

注１：山内（2009）、地方制度調査会『道州制のあり方に関する答申』における道州制区域例（13 道州案）をもとに作成。

ル分析も行う。（3）においては、Harris and Tzavalis（1999）[22]の方法に従い単位根検定を行った結果、介護給付水準（後述（8）除き）において単位根は棄却された。

いくつかの問題点を指摘されているβ収束の推定方法であるが、本稿の分析においてβ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（1993a）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σ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、介護保険料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（1993a）による長期分布、σ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β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、収束仮説を分析することが出来る。また都道府県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[注10]。

3．分析で扱うデータ・変数

本稿で扱うデータは厚生労働省 2000－12 年度『介護保険事業状況報告』の都道府県別パネルデータ（47×13）である[注11、注12]。対象は 65 歳以上の第１号被保険者に限定した[注13]。介護保険制度では、居宅・施設サービス[注14]の事業指定権限は都道府県が持つ。介護保険サービス供給に関して都道府県の意向が反映されているという点で、都道府県別データを扱うことには一定の意義があると考える。介護給付水準の指標として単位数を用いた。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であるためである[注15]。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、それら都道府県別（及び保険者別）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。安藤（2008）では被保険者１人あたり（全）単位数を認定率、施設利用率、居宅利用率、居宅１人あたり単位数、施設１人あたり単位数と分解し、単位数とともに、それぞれ分解した変数に関しても決定要因の考察を行っている。その際に被保険者１人あたり単位数を回帰分析で扱う注意点として、単位数／被保険者は利用率・認定率等に分解でき、分解した変数の回帰分析で用いた説明変数は、単位数／被保険者数では本来を非線形になっていること、また利用率等で各要介護度を説明変数として使用しているため、（左辺の構成要素である）認定率との間に同時性が存在してしまうことを指摘している。次節β収束の分析では対数を用いているため、説明変数は線形の関係になっており[注16]、認定率との同時性に関しては各要介護度を外した分析も行い推定結果の頑健性を確認している。

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／利用者数である。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（地域密着は2006年度以降）と定義した。２つ目は、単位数／被保険者数である。介護保険料を支払う被保険者[注17]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。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（地域密着は2006年度以降）と定義した。

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）くなることが考えられるためである。第１－２期（2000－05年）においては主に所得段階３段階目が基準保険料額に、第３期以降（2006－12年）においては、４段階目が基準保険料額となっている。第１－２期においては、２段階以下、４段階以上の被保険者割合をそれぞれ所得段階（低）、所得段階（高）とし、第３期以降は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[注18]。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られ、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β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（2000、2006、2012年度）は表２である。

４．推定結果

（１）β収束の推定結果

β収束の推定式（ベースモデル）は下記の通りである。

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

上記 $\boldsymbol{Y}_t$、$\boldsymbol{X}_t$、$\boldsymbol{\alpha}$、$\boldsymbol{\varepsilon}_t$ は都道府県 i の変数によって構成される。$\boldsymbol{Y}_t$ は（１人あたり）介護給付水準である。コントロール変数（$\boldsymbol{X}_t$）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）、

表 2　標本統計量

	2000 年		2006 年		2012 年	
	平均(標準偏差)	最小値, 最大値	平均(標準偏差)	最小値, 最大値	平均(標準偏差)	最小値, 最大値
(1)合計単位数／合計利用者数	15.744(1.301)	13.752, 20.564	14.446(.756)	12.981, 16.475	15.285(.735)	13.944, 17.054
(2)居宅単位数／居宅利用者数	8.426(.797)	6.617, 10.053	9.314(.761)	7.614, 11.153	10.684(.766)	8.847, 13.274
(3)施設単位数／施設利用者数	29.872(1.307)	27.888, 34.119	27.925(.799)	26.568, 30.776	28.775(.633)	27.833, 31.003
(4)地域単位数／地域利用者数			22.266(2.174)	16.193, 25.395	22.561(1.467)	16.781, 24.92
(5)合計単位数／被保険者数	14.712(2.95)	9.859, 23.842	21.089(2.446)	15.569, 26.468	27.826(3.303)	19.817, 33.179
(6)居宅単位数／被保険者数	5.144(.833)	3.490, 7.061	9.631(1.033)	6.979, 12.285	13.957(1.675)	10.544, 19.105
(7)施設単位数／被保険者数	9.567(2.506)	5.841, 16.833	9.894(1.720)	6.748, 13.678	10.609(1.68)	7.376, 13.896
(8)地域単位数／被保険者数			1.563(.737)	.506, 3.742	3.258(.999)	1.491, 5.423
後期高齢者割合	.423(.022)	.370, .459	.480(.037)	.379, .542	.514(.038)	.415, .579
要支援割合	.015(.005)	.007, .031	.040(.012)	.020, .073	.048(.011)	027, .076
要介護度 1,2 割合	.052(.009)	.035, .078	.060(.006)	.051, .078	.066(.006)	.052, .079
要介護度 3 割合	.015(.001)	.012, .021	.023(.001)	.020, .027	.024(.002)	.019, .029
要介護度 4,5 割合	.031(.003)	.025, .046	.038(.004)	.030 .048	.043(.005)	.032, .055
所得段階割合(低)	.326(.080)	.211, .547	.292(.070)	.190, .480	.327(.070)	.220, .505
所得段階割合(基準)	.426(.076)	.271, .585	.351(.057)	.246, .480	.310(.050)	.213, .428
所得段階割合(高)	.247(.047)	.163, .379	.356(.049)	.269, .462	.362(.046)	.280, .451
被保険者数(十万人)*	4.770(3.707)	1.370, 19.457	5.694(4.752)	1.488, 23.760	6.582(5.810)	1.588, 27.872
保険者数*	61.255(32.011)	7, 207	35.510(25.332)	7, 172	33.617(23.075)	7, 156
貸付金／被保険者数*	.042(.079)	0, .389	.031(.106)	0, .489	.052(.142)	0, .893
準備基金／被保険者数*	4.594(1.974)	.711, 9.764	7.975(3.151)	1.901, 14.745	9.83(3.079)	4.498, 18.439
サンプルサイズ	47		47		47	

出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』(平成 12、18、24 年度)。
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 3　β 収束の推定結果（2000－12 年）

	単位数（利用者数）			単位数（被保険者数）		
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(5)合計	(6)居宅	(7)施設
β	-.361***(.047)	-.363***(.039)	-.749***(.054)	-.206***(.023)	-.236***(.028)	-.123***(.022)
ρ（空間的自己相関）	-.049(.053)	.159***(.056)	-.0005(.044)	.118**(.048)	.218***(.061)	.015(.045)
後期高齢者割合	.028(.044)	.145**(.065)	-.078**(.039)	.223***(.040)	.242***(.077)	.073(.074)
要支援度 1,2 割合	-.415***(.136)	-.552**(.261)	-.042(.100)	-.271***(.103)	-.305(.221)	-.541***(.152)
要介護度 1,2 割合	-.179**(.089)	-.253*(.151)	.086(.086)	.082(.127)	.188(.223)	-.118(.138)
要介護度 3 割合	.633(.390)	.271(.651)	.341(.334)	.278(.403)	.558(.655)	.044(.473)
要介護度 4,5 割合	.040(.299)	.431(.392)	.578*(.310)	.290(.205)	.771*(.423)	.175(.319)
所得段階(低)	.004(.040)	-.069(.053)	.076*(.046)	-.004(.043)	-.074(.056)	.051(.057)
所得段階(高)	-.032*(.017)	-.044(.033)	.009(.023)	.035*(.019)	-.012(.038)	-.009(.035)
決定係数(within)	.700	.826	.750	.976	.973	.931
Log-Likelihood	2201.406	1977.422	2285.222	2258.234	1895.773	2020.661
サンプルサイズ	47×12			47×12		

注 1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。
注 2：全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つ Arellano（1987）[27]の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

表 4 β収束の推定結果（2000－05 年）

	単位数（利用者数）			単位数（被保険者数）		
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(5)合計	(6)居宅	(7)施設
β	-.621***(.109)	-.684***(.074)	-1.022***(.076)	-.243***(.038)	-.339***(.043)	-.199***(.053)
ρ（空間的自己相関）	-.054(.067)	-.090(.080)	-.020(.058)	-.029(.067)	.184***(.055)	-.015(.067)
後期高齢者割合	-.002(.129)	.494***(.146)	-.066(.123)	.231***(.081)	.521***(.114)	-.030(.124)
要支援度 1,2 割合	-.919***(.214)	-.442**(.185)	-.045(.189)	-.384*(.226)	.224(.207)	-1.021***(.349)
要介護度 1,2 割合	-.264(.177)	-.469***(.175)	.284(.202)	.058(.246)	.445*(.258)	-.089(.261)
要介護度 3 割合	1.077(1.108)	1.067(1.592)	.580(.805)	1.466(.893)	3.126**(1.439)	.185(1.677)
要介護度 4,5 割合	.726(.739)	.325(.951)	1.441*(.766)	.395（.760)	.525(.976)	.642(1.258)
所得段階(低)	.128(.213)	.206(.304)	.243(.272)	.130(.167)	.038(.186)	.036(.257)
所得段階(高)	-.124(.209)	-.063(.286)	-.050(.230)	.082(.302)	.056(.319)	-.014(.420)
決定係数(within)	.628	.831	.763	.968	.983	.889
Log-Likelihood	896.326	891.937	938.521	926.511	911.783	816.294
サンプルサイズ	47×5			47×5		

注 1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。
注 2：全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つ Arellano（1987）の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

表 5 β収束の推定結果（2006－12 年）

	単位数（利用者数）				単位数（被保険者数）			
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居宅	(7)施設	(8)地域
β	-.348***(.075)	-.337***(.072)	-.584***(.084)	-.475***(.105)	-.315***(.054)	-.417***(.103)	-.127***(.032)	-.264***(.046)
ρ（空間的自己相関）	-.101*(.059)	. 110(.077)	-.131***(.039)	-.030(.048)	.352***(.065)	.331***(.088)	-.049(.064)	-.088*(.045)
後期高齢者割合	.111**(.051)	.184***(.060)	.021(.044)	-.069(.170)	.114**(.045)	.260***(.080)	.087(.078)	-.569***(.312)
要支援度 1,2 割合	-.083(.156)	-.359*(.216)	.034(.102)	.968**(.470)	.428*(.246)	.219(.384)	-.046(.207)	2.159***(.802)
要介護度 1,2 割合	-.119(.114)	-.333**(.156)	-.062(.113)	.565(.352)	.572***(.190)	.358(.323)	.296(.232)	2.430***(.815)
要介護度 3 割合	.371(.307)	1.259***(.465)	.153(.417)	-.233(.918)	.420(.419)	2.169**(.854)	-.454(.523)	-1.999(1.831)
要介護度 4,5 割合	-.058(.277)	.128(.385)	.100(.329)	.304(.552)	.305(.243)	.835(.835)	.114(.348)	-1.121(.758)
所得段階(低)	.075(.061)	.102(.066)	.014(.052)	.043(.172)	.021(.072)	.013(.120)	.009(.093)	.845***(.283)
所得段階(高)	-.003*(.043)	.009(.049)	-.010(.026)	-.154(.130)	.001(.013)	.012(.034)	-.023(.020)	-.016(.063)
決定係数(within)	.741	.678	.803	.599	.961	.901	.935	.852
Log-Likelihood	1283.516	1215.164	1297.088	1026.427	1282.239	1141.879	1154.062	889.611
サンプルサイズ	47×6				47×6			

注 1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。
注 2：全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つ Arellano（1987）の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

所得段階割合（高）を用いた。μ_t は時間固定効果、α_i は都道府県固定効果、$\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、$\boldsymbol{Y}_t$ にかかる β が β 収束を測るためのパラメーター、$\boldsymbol{\beta}$ はコントロール変数に関するパラメーター、ρ が空間的自己相関に関するパラメーターである。2000－12 年度都道府県別パネルデータを用い、Belotti, Hughes and Mortari（2013）の方法に従い一致性を持つ最尤法により固定効果パネルモデルにより推定した。

表 3 が推定結果である（2006 年度以降導入された地域密着除く）[注19]。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。また主に被保険者 1 人あたり単位数で空間的自己相関が有意に正と推定された。空間的自己相関の結果から、都道府県が近隣都道府県の影響を加味する変数は、被保険者 1 人あたり単位数である

ことが示唆される。コントロール変数に関しては、後期高齢者割合が 6 推定中 4 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。また要支援度 1, 2 割合は 4 推定で有意に負となっており、要介護度 4, 5 割合は 2 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。

第 1－2 期（2000－05 年）、第 3－5 期（2006－12 年）（地域密着サービス導入以後）のサブサンプル分析の結果は表 4、5 である。2000－05 年、2006－12 年ともに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。2000－05 年、2006－12 年における比較では、利用者 1 人あたりの単位数を用いた（1）－（3）では、2000－05 年の β の値がより低く推定されており 2006－12 年と比べ収束スピードが高いことが示唆される。一方、被保険者 1 人あたりの単位数では、（5）（6）で 2006 年以降の方が β の値がより低く推定されている。制度初期において、介護給付水準が低い地域では、利用者を基準とした整備がより積極的に行われたことが示唆される。空間的自己相関に関しては、被保険者 1 人あたり単位数（居宅）を除き、一貫した結果を得ることが出来なかった。ただし、2006 年以降被保険者 1 人あたり単位数の（5）合計、（6）居宅で有意に正であり、（6）においては 2000－05 年と比べ高くなっていた。後期高齢者割合は表 4, 5 ともに、表 3 と同様に主に有意に正であったが、被保険者 1 人あたり単位数の（8）地域密着型サービスでは有意に負であった。また地域密着型サービス（（4）（8））において要支援度 1－2 割合は有意に正であった。地域密着型サービスは介護予防サービス等の比較的軽度の高齢者を対象としたサービスであるため、重度の要介護認定者が多い後期高齢者割合が負に、比較的軽度の要支援度 1－2 が正に働いたと考えられる。

（2）頑健性

ベースモデル（1）式からコントロール変数の除外・追加を行い、ベースモデルの結果に頑健性があるかを確認する[注20]。以下の 2 つのモデルを考える。（i）単位数を扱う分析で危惧された認定率との内生性を考慮するため（安藤（2008））、ベースモデルから認定率（要支援割合、要介護度割合）を除外したモデル、（ii）被保険者数、保険者数、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保有高を追加した都道府県の人口規模・都道府県別保険者数、都道府県別財政状況をコントロールするモデルである[注21]。

表 6 上段が推定結果である。（i）（ii）全ての推定結果において、介護給付水準における β の推定結果はベースモデル同様、有意に負であった。また（i）（ii）において、ベースモデルにおいて空間的自己相関が認められた（2）利用者 1 人あたり居宅単位数、（5）（6）被保険者 1 人あたり合計・居宅単位数も有意に正であった。（ii）内、被保険者数は 3 つの推定で有意に負であった。1 人あたり介護給付水準の増加率に負の影響であったことを考えると、人口規模拡大による効率化が行われている可能性が考えられる。貸付金・準備基金に関しては有意に負となる傾向が確認できる。以上の結果から、表 3 におけるベースモデルの β 収束・空間的自己相関の推定結果には頑健性があると判断できる。

（3）交差項を用いた分析

最後に交差項を用い β の推定における（i）（ii）財政状況による影響、（iii）合併による影響を確認する。ベースモデル（1）式に、介護給付水準（左辺）と財政変数の交差項（$y_{i,t}\tilde{x}_{i,t}$）及び推定さ

表 6 β収束の頑健性・交差項分析

頑健性の確認

	単位数（利用者数）				単位数（被保険者数）			
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居宅	(7)施設	(8)地域
(i) 認定率除外								
β	-.288***(.035)	-.373***(.034)	-.748***(.060)	-.474***(.115)	-.225***(.023)	-.229***(.026)	-.163***(.025)	-.234***(.049)
ρ（空間的自己相関）	.111**(.052)	.267***(.044)	.001(.043)	-.045(.049)	.499***(.030)	.348***(.043)	.484***(.028)	-.066(.053)
(ii) 変数追加								
β	-.368***(.050)	-.249***(.037)	-.753***(.059)	-.521***(.113)	-.249***(.026)	-.296***(.025)	-.148***(.024)	-.260***(.048)
ρ（空間的自己相関）	.024(.051)	.189***(.051)	.002(.041)	.003(.042)	.442***(.034)	.338***(.047)	.360***(.036)	-.060(.042)
被保険者数	-.057**(.028)	-.051(.041)	-.015(.027)	-.056(.134)	-.068*(.040)	-.041(.068)	-.164***(.054)	-.045(.175)
保険者数	.003(.004)	.005(.007)	.003(.004)	-.050(.036)	-.0007(.005)	-.002(.009)	.003(.007)	-.034(.051)
貸付金	-.001***(.0002)	-.001***(.0005)	-.0006***(.0002)	.004**(.002)	-.0004(.0003)	-.001**(.0006)	-.001***(.0004)	.004(.004)
準備基金	-.008***(.002)	-.009***(.003)	-.005***(.001)	-.005(.009)	-.003(.002)	-.006(.004)	-.008***(.003)	.016(.010)
サンプルサイズ	47×12			47×6	47×12			47×6

交差項分析

	単位数（利用者数）				単位数（被保険者数）			
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居宅	(7)施設	(8)地域
(i) 貸付金交差								
β	-.350***(.047)	-.356***(.037)	-.744***(.054)	-.491***(.105)	-.198***(.021)	-.233***(.027)	-.120***(.030)	-.265***(.050)
ρ（空間的自己相関）	-.059(.053)	.155***(.056)	-.006(.044)	-.004(.048)	.121**(.048)	.219***(.061)	.014(.045)	-.086*(.045)
ϑ（貸付金）	-.0004***(.0001)	-.001***(.0004)	-.0001(.0001)	.003*(.001)	-.0003**(.0001)	-.001**(.0005)	-.004(.023)	.001(.009)
(ii) 準備基金交差								
β	-.376***(.049)	-.363***(.039)	-.754***(.056)	-.483***(.109)	-.190***(.022)	-.236***(.028)	-.111***(.022)	-.261***(.049)
ρ（空間的自己相関）	-.037(.052)	.159***(.055)	.010(.043)	-.029(.047)	.114**(.049)	.219***(.061)	.002(.045)	-.087*(.047)
ϑ（準備基金）	-.003*(.001)	-.002(.003)	-.002*(.001)	-.005(.007)	.003**(.001)	.0008(.005)	.004**(.002)	-.004(.027)
(iii) 合併交差								
β	-.361***(.048)	-.365***(.040)	-.749***(.054)	-.476***(.106)	-.206***(.023)	-.234***(.028)	-.123***(.022)	-.264***(.046)
ρ（空間的自己相関）	-.050(.053)	.158***(.056)	-.002(.044)	-.031(.050)	.118**(.048)	.223***(.061)	.015(.045)	-.088*(.045)
θ（合併）	.0003(.002)	.006(.005)	.0007(.001)	.004(.014)	.0007(.001)	.012*(.007)	-.0008(.002)	-.008(.042)
サンプルサイズ	47×12			47×6	47×12			47×6

注 1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。
注 2：全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つ Arellano（1987）の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。
注 3：(1)－(3)、(5)－(7)は 2000－12 年のデータを、(4),(8)は 2006－12 年のデータを用いた。

れるパラメーター（ϑ）、介護給付水準（左辺）と合併変数の交差項（$y_{i,t}m_{i,t}$）及び推定されるパラメーター（θ）を加える。具体的には、介護給付水準の増加率に対する今期の介護給付水準への影響を下記のように表すことができる。

$$\partial(y_{i,t+1}-y_{i,t})/\partial y_{i,t} = \beta+\vartheta\tilde{x}_{i,t} \qquad (2)$$

$$\partial(y_{i,t+1}-y_{i,t})/\partial y_{i,t} = \beta+\theta m_{i,t} \qquad (3)$$

β収束のパラメーターの値は$\beta+\vartheta\tilde{x}_{i,t}$、$\beta+\theta m_{i,t}$となり財政変数、合併変数の影響を確認することができる。財政変数は先の頑健性の分析で用いた被保険者 1 人あたり財政安定化基金貸付金（$\tilde{x}_{i,t}$）・準備基金保有高（$\tilde{x}_{i,t}$）を使用した（(i)（ii））。合併変数は（前年保険者数－当該年保険者数）／前年保険者数と定義した（(iii)）。合併による影響を都道府県単位で考える場合、保険者数が 100 の都道府県と 10 の都道府県では保険者数が 5 減少した場合、その影響は大きく異なると考えらえ

表 7　扶助費（老人福祉費内）と介護保険費用額のβ収束推定結果の比較

	(1)扶助費(老人福祉費内)	(2)介護保険費用額
β	-.185***(.050)	-.156***(.022)
ρ（空間的自己相関）	-.067(.050)	.195***(.045)
後期高齢者割合	.244***(.038)	.205***(.038)
決定係数(within)	.137	.983
Log-Likelihood	832.663	2262.799
サンプルサイズ	47×6	47×12

出所：(1)平成 5－11 年総務省『市町村別決算状況調』及びそれらに対応する『住民基本台帳要覧』。老人福祉費の性質別データは林正義教授（東京大学）に提供して頂いたデータを使用した。(2) 厚生労働省『介護保険事業状況報告』（平成 12－24 年度）。
注 1：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。
注 2：全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つ Arellano（1987）の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

る。減少数を保険者数で除することにより、合併による減少効果を相対的に捉えた変数と考えることができる。表 7 下段が財政変数・合併変数交差項によるβ収束の推定結果である。

貸付金との交差項は主に負に、合併変数との交差項は有意に反応していないことがわかる[注22]。介護給付水準が低い地域では、貸付金を利用し介護保険サービス増加が図られ、β収束がより強くなる傾向が存在したと示唆される[注23]。ただし、準備基金に関しては、一貫した結果を得ることが出来なかった。

5．介護保険制度以前の扶助費（老人福祉費）との比較

介護保険制度が施行される前（1999 年以前）は、主に市町村目的別歳出・民生費内における老人福祉費内扶助費（以下、扶助費）により、現在の介護保険サービスで扱われる費用が歳出されていた[注24]。2000 年度『地方財政白書』によれば、老人福祉費（都道府県・市町村合計）は 1999 年度の 5.4 兆円から 2000 年度 3.5 兆円へと大幅に減少している。また市町村老人福祉費内扶助費割合は 32.5%（1999 年）から 6.1%（2012 年）と大幅に減少している。扶助費等として一般会計から供給されてきた介護サービス[注25]にかかる経費が介護保険特別会計へ移行したためである。扶助費が本稿で対象とした介護給付水準と必ずしも一対一に対応するわけではないが、介護保険制度以前において最も性質が近い統計と考えられる。

介護保険制度以前の扶助費と介護保険制度施行後介護給付水準のβ収束（及び空間的自己相関）を比較することにより、介護保険制度が介護給付水準の地域間収束にどのような影響を与えたかを分析する。ここまでの分析では単位数を用いていたが、介護保険制度以前には単位という基準はなく、扶助費として費用額が計上されている。そこで本小節では介護保険制度下における費用額として、被保険者 1 人あたりの介護保険費用を介護給付水準として扱い、高齢者 1 人あたり扶助費と比較する[注26、注27]。1999 年以前には前節で説明変数として使用した要支援・要介護割合、所得段階割合が存在しないので、扶助費・介護保険費用の分析においては後期高齢者割合を説明変数として使用した。

表 7 の結果から、扶助費及び介護保険費用においてもβ収束が存在していることがわかる。(1) 扶助費（老人福祉費）におけるβは－.185、

（2）介護保険費用では－.156とそれぞれ有意に推定され、介護保険制度以前の方が、β収束が若干速いことが示唆された。ただし値自体の差は小さく、β収束は介護保険制度導入前より生じており、制度導入以降もほぼ変わらないスピードでβ収束が維持されていたと考えられる。一方、増加率の空間的自己相関は介護保険制度導入後に有意に正となっている。介護保険制度により高齢者福祉の制度が導入前と比べより明確化され、都道府県間の政策の関係性が高まったと考えられる。

6．結語

本稿では厚生労働省2000－12年度『介護保険事業状況報告』都道府県別パネルデータを用い、都道府県間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）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。2000－12年、2000－05年、2006－2012年と3つの期間におけるβ収束の推定では、3つの期間、全ての1人あたり介護給付水準でβ収束を確認した。またこれら収束は介護保険制度初期（2000－05年）の方が2006年以降と比べ若干速い傾向であった。また一部の介護保険サービスで空間的自己相関が存在することを確認した。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。介護サービスを措置制度で行っていた1999年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用額に対し、同様の分析を行った。いずれもβ収束は認められが、扶助費と介護保険制度導入以降の介護保険費用の推定結果の差は小さく、収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが示唆された。しかし、空間的自己相関は介護保険制度導入後に生じていることが明らかとなった。

最後に本稿の分析における留意点を述べる。本分析で用いたデータが都道府県別データであった点である。第1期（2000－03年）の保険者別データが十分に公表されていないこと、平成の大合併のため分析対象期間において大幅に保険者数が減少したことにより、保険者別データを用いた分析を行うことが困難であった。これらの点は今後の課題としたい。

謝辞

本稿は、2015年愛知大学財政学研究会・関西公共経済学研究会共催院生ワークショップ報告論文を大幅に加筆修正し、博士論文内の研究としてまとめたものである。本誌査読者の先生、ワークショップで討論者を務めて頂いた齊藤由里恵先生（椙山女学園大学）をはじめ、ワークシュップに参加された中澤克佳先生（東洋大学）、中井英雄先生（大阪経済法科大学）、足立泰美先生（甲南大学）、国崎稔先生（愛知大学）から有益なコメント、介護保険制度に関するご指導を頂いた。また指導教官である岩本康志先生（東京大学）からは、本稿を作成する全ての段階において、多くの助言を頂いた。ここに厚く御礼申し上げたい。なお、本稿は著者の個人的な見解であり、本稿の内容に関する一切の誤りは著書の責に帰するものである。

注

1　自治体間の政策の関係性には、自治体間競争、戦略的相互依存、空間的自己相関等、複数の呼び名が存在するが、本稿では同様の都道府県データを用いた山内（2009）の研究に沿い、空間的自己相関と呼ぶ。

2　安藤（2008）では介護給付水準の決定要因に関する回帰モデルの説明変数として、施設定員率、人口密度、第一、二、三次産業比率を検討し、それらの有意性を見ることにより地域差を考察するというや

や間接的な形をとっている。

3　いずれも地域密着型サービスにおける6つのサービスのアンケート結果の平均値である。保険者における人口別アンケート結果（整備目標が達していない）は、1万人未満の保険者においては35.1%、1万人以上5万人未満で41.9%、5万人以上10万人未満で50.31%、10万人以上30万人未満で57.08%、30万人以上で74.61%、と保険者規模により大きなばらつきが生じていた。

4　Barro and Sala-i-Martin（1992a,b）等では、右辺の $y_{i,t}$ にかかる係数を $-(1-e^{-\beta})$ として非線形最小二乗法で分析し、β が正であるかを推定している。$-(1-e^{-\beta})\equiv\tilde{\beta}$ とすると、マクローリン展開を用い $-\beta\approx\tilde{\beta}$ と近似できるため、本稿と同様の目的を持った推定を行っていることがわかる。

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　経済成長における β 収束研究では得られた値から資本の分配率の推測等が可能であり、収束事実に加え2次的分析を行うことが可能であった。本稿の分析ではそのような分析を行うことは出来ないが、介護保険制度施行から10年以上を経て、その地域差への示唆となる収束仮説そのものを推定すること、介護保険制度初期（2005年以前）とそれ以降（2006年以降）、介護保険制度以前（1999年以前）と介護保険制度導入以降（2000年以降）の分析を用い、収束の速さ（β 収束の値）を比較することにも一定の意義があると考え、分析を行った。

8　山内（2009）では介護施設サービスの空間的自己相関の検証を、上記11地域の他、複数の分割パターンを推定し、11地域が最も尤度関数の値が高く説明力が高いことを示している。本稿でも11区分の他、7地域に分割した近隣パターン（北海道・東北、北関東、南関東、中部、近畿、中国・四国、九州・沖縄）を推定したが、11区分の方が尤度関数の値が高く説明力が高かった。

9　ただし、このことはQuah（1993a）のマルコフ推移行列を求める際のデータにも言える。

10　地域間変数の収束仮説に関する研究に空間的自己相関を加味した数少ない研究として各務・和合・大塚（2011）[23]が存在する。日本地域所得分布を、空間的自己相関を加味した上で推定を行っている。

11　介護給付水準の地域間収束仮説を検証する対象として、都道府県別と保険者別を考えることができる。本稿では下記の理由により保険者別を扱わなかった。『介護保険事業状況報告』において発足期である第1期（2000－2年度）における保険者別データが十分に公表されていない。2000年においては全てのデータにおいて保険者別データは公表されておらず、分析上重要であると考えられる所得段階割合は2003年まで公表されていない。また市区町村数が平成の大合併により3250（2000年度末）から1742（2012年度末）へと大幅に減少している。最も関心がある発足期のデータの不足のため、保険者別の分析を行うことが出来なかった。ただし、1節でも述べた通り、介護サービス供給には都道府県の意向も大きく反映されているため、都道府県データを扱うことには一定の意義はあると考える。

12　2009年度『介護保険事業状況報告』宮城県石巻市「介護老人保健施設」に関するデータが前年、翌年と比べ単位数が約10倍の異常値を取っていた。厚生労働省・宮城県・石巻市に問い合わせ、石巻市による修正申告以前のデータがそのまま掲載されていることが判明した。本稿では石巻市に提供していただいた修正データを用い、宮城県データを修正し分析を行った。

13　2012年度第1号保険者数により総単位数割合は約98%であり、第1号保険者介護保険サービスの主な利用者であることがわかる。

14　2012年度『介護保険事業状況報告』における単位数において、居宅・施設・地域密着型サービスの割合は、それぞれ52.5%、36.7%、10.6%であり、都道府県に事業所設置権限がある居宅・施設サービスの割合は全体の約90%となる。

15　介護保険サービスはサービス内容によって単位数が厚生労働大臣によって定められている。この単位

は全国基準であり、物価等を加味した単価がかけられサービス料が決まる。

16 対数に対して説明変数が線形と仮定している。

17 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。

18 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））。

19 被説明変数に差分を含むため、データとしては2000－12年の13年間使用しているが、推定される式としては1年少ない（2001／2000年のデータから2012／2011年のデータを使用するため）。そのため、サンプルサイズは47×12となる。

20 特に財政変数は介護給付水準との内生性が疑われるため、ベースモデルでは用いなかった（Hayashi and Kazama（2008）[24]）。

21 被保険者数は10万で除した値（対数）、保険者（対数）、貸付金・準備基金は千円単位になった値を被保険者数で除した値（準備基金は対数、貸付金は0を含むため対数を取っていない）をコントロール変数として加えた。

22 保険者数で除さず、保険者の減少数のみを考えた合併変数による分析も行ったが、結果は同様であった。

23 ただし、財政変数はβ収束に影響を与えていること考えられるが、財政変数は介護給付水準との内生性も疑われるため結果の解釈には注意を払わなければならない（Hayashi and Kazama（2008））。

24 措置制度においては利用者の負担は応能負担であり、国・都道府県・市町村の負担割合はそれぞれ50%・25%・25%であった（坂田（2000）[25]）。

25 施設入所者や在宅介護などへの現物給付が扶助費として計上されていた（小笠原（2002）[26]）。

26 介護保険は強制加入であるため高齢者（65歳以上人口）と第1号被保険者は同義である。

27 総務省『住民基本台帳要覧』都道府県別年齢別人口の統計は平成5年度末から公開しているため、1993年度からのデータを扱う。

参考文献

1）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

2）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

3）松岡佑和. 介護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 2016, 近刊；51(3, 4)

4）Iwamoto, Y. and Fukui, T. Prefunding Health and Long-term Care Insurance. Public Policy Review 2009；5(2)：255-286

5）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

6）中澤克佳. 介護サービスの実証研究 ―制度変化と政策対応―. 三菱経済研究所. 2010

7）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_dai1/siryou4-3.pdf, 2015年2月3日最終確認）2014

8）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

9）Baumol, W. J. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show. American Economic Review 1986；85：1072-1085

10）Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. Convergence. Journal of Political Economy 1992a；100：223-251

11）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

12）Sala-i-Martin, X. Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. European Economic Review 1996；40：1325-1352

13）Nixon, J. Convergence Analysis of Health Care Expenditure in the EU Countries Using Two Approaches. working paper University of York 1999

14）Hitiris, T., and Nixon, J. Convergence of Health Care Expenditure in the EU Countries. Applied Economics Letters 2001；8：223-228
15）Wang, Z. The Convergence of Health Care Expenditure in the US States. Health Economics 2009；18：55-70
16）齊藤愼, 山本栄一, 一圓光彌. 福祉財政論. 有斐閣 2002
17）Besley, T. and Case, A.C. Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition. American Economic Review, 1995；85(1)：25-45
18）Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A.P. xsmle - A Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata. Statistical Software Components. 2013
19）Quah, D. Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth. European Economic Review, 1993a；37：426-434
20）Quah, D. Galton's Fallancy and Tests for the Convergence Hypothesis. Scandinavian Journal of Economics, 1993b；95：427-443
21）Quah, D. Empirical for Economic Growth and Convergence, European Economic Review. 1996；40：1353-1375
22）Harris, R.D.F. and Tzavalis, E. Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the time dimension is fixed. Journal of Econometrics. 1999；91：201-226
23）各務和彦・和合肇・大塚芳宏. 地域間所得分布と所得収束仮説. 日本統計学会誌 2011；41(1)：181-200
24）Hayashi, M. and Kazama, H. Horizontal Equity or Gatekeeping? Fiscal Effects on Eligibility Assessments for Long-term Care Insurance Programs in Japan. Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics. 2008；15(3)：257-276
25）坂田周一. 第 3 章 社会福祉の制度体系. 仲村優一・秋山智久編. 社会福祉概論. ミネルヴァ書房. 2000：51-70
26）小笠原哲也. 高齢化の進展による地方財政における老人福祉費への影響. 地域政策調査. 2002；9
27）Arellano, M. Computing Robust Standard Errors for Within-group Estimators. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1987；49：431-434

著者連絡先

東京大学大学院経済学研究科博士課程
松岡　佑和
〒113-8654　東京都文京区本郷 7-3-1
東京大学 赤門総合研究棟 335 研究室
E-mail：h.matsuoka0217@gmail.com

Convergence of regional difference in service utilization of public long-term care in Japan

Hirokazu Matsuoka*

Abstract

This study investigated whether regional difference in the service utilization of public long-term care in Japan has converged over the years, using the conditional β convergence approach originally proposed by Barro and Sala-i-Martin for the analysis of economic growth. Using prefecture-level panel data of service utilization in the period 2000-2012, we confirmed that the average service utilization per elderly user exhibited a conditional β convergence. In particular, the speed of convergence was higher in the early period (2000-2005) than in the later period (2006-2012). We repeated a similar analysis for the welfare program expenditure on elderly care during the period 1993-1999, before the introduction of long-term care insurance, and obtained a similar estimation of β convergences. Our results suggested that the trend of convergence in regional difference of elderly care services use was observable even before the introduction of long-term care insurance.

[**Keywords**] long-term care, regional difference, conditional β convergences, spatial dependency

* Graduate School of Economics, The University of Tokyo