

博士論文

高齢者福祉政策の計量経済分析

松 岡 佑 和

# 第1章

## 序論

本論文は、地方自治体の高齢者福祉サービスの供給行動を計量経済学的分析により明らかにし、今後の高齢者福祉政策の在り方に示唆を与えることを目的とする。具体的には、市町村合併が老人福祉費に与える影響、介護給付水準の地域差、介護給付水準の相互参照行動に焦点を当てる。

今後、老人福祉費、また同様の性質を持つ介護保険サービス等の老人福祉サービス費が日本の財政支出に占める割合は増加する。老人福祉サービスは伝統的に考えられる公共財とは異なり、福祉現物サービスを供給するという点で私的財としての性格を持つ。このことは、自治体財政に様々な構造変化をもたらすと考えられる。市町村合併は規模の経済により地方公共財の提供費用を削減することが重要なねらいであるが、私的財の提供費用には同等の規模の経済は期待できない。老人福祉費への影響を他歳出への影響と比較を行い、合併時における老人福祉サービスの支出構造の特徴を知ることにより、今後の合併、老人福祉サービス広域行政等の行政規模拡大時における、自治体財政への影響が従来とどのように違い得るかの示唆を得ることができるであろう。

介護給付水準の地域差の変遷から、介護保険制度がどの程度浸透したかを把握することは、福祉的側面で評価される高齢者福祉政策において重要な点である。各地域における介護給付水準は、地域特性が完全に反映されておらず、需給ギャップが調整されている状態ではない。そのような状態での地域差は被保険者・利用者にとって望ましい状態とは言い難く、被保険者・利用者の厚生上の観点からも、介護給付水準の地域差を把握する実証研究が必要とされる。また、介護保険制度では、保険者事業所設置権限等、保険者の裁量性を強化するという地方分権が進んでいる。保険者がどのような行動原理によって裁量性を働かせるのかを知ることは、地域差の動向を理解することと地方分権が高齢者福祉政策に影響を評価する上で重要な意義をもつだろう。本論文では介護給付水準の保険者間相互参照行動を事業所設置権限の違いに着目して分析を行うことで、保険者の裁量性強化により保険者独自の政策が施行され政策にばらつきが生じるのか、または他保険者の先進的な取り組み導入等の保険者間相互参照行動から政策に近似性が生じるのかを検討する。

第2章では、超高齢社会の進展と共に増加を続ける市町村老人福祉費の市町村合併効果(合併による歳出の変化)を、総務省『市町村別決算状況調』及び『住民基本台帳人口要覧』(2000-09年度)を用い、定量的に分析する。合併による影響を分析した先行研究では、主に歳出合計が対象とされていたが、第2章では下記の2点の理由から老人福祉費を対象とする。第1に、老人福祉費は合併研究で主に対

象とされる歳出合計と異なり、私的財としての性格を持つためである。性質別内訳において、老人福祉費は介護保険特別会計への繰出金を通し、扶助費(社会福祉サービス等の現物給付サービス)に近い性質を含んでいる。今後も市町村合併が行われる可能性は高く、歳出合計と異なる特徴を持ち、地方財政支出に占める割合が増加している老人福祉費の合併効果の把握は重要である。第2に、老人福祉サービスの広域連合・自治体間連携への示唆である。現在、老人福祉サービスを行う自治体の財政安定化・サービス効率化等を図るため、供給自治体の広域連合・自治体間連携の必要性が増している(介護保険制度等)。市町村合併という事例を通し、財政・管轄拡大による老人福祉費の影響を分析することは、同様のサービスを扱う広域連合・自治体間連携における歳出構造の変化への示唆となる。DID推定及びMatching推定により、高齢者1人当たり老人福祉費は合併により増加することを確認した。その推移は合併後、若干減少するが再度増加し、正の持続性が強いものであり、先行研究(歳出合計等)で見られた長期的な歳出削減効果は確認できなかった。民生費・扶助費との比較において、正の持続性の強さは、扶助費に起因することが明らかとなった。他目的別歳出との比較においては、他目的別歳出平均の合併効果は増加後、大きく減少し、5年目以降は老人福祉費の合併効果を下回ることが明らかとなった。現在、高齢者人口が増加し、施設数・定員数など供給が不足している自治体が多く、そのような自治体は合併・連合化による補助金等の財政支援を得た際、サービス供給を拡大する事が考えられる。老人福祉サービスに係る費用は介護サービスの現物給付・施設への補助金など扶助費的性質が強く、これらは一度増加すると減少しにくい項目である。第2章の結果から、今後更なる市町村合併、広域連合・自治体間連携等により老人福祉サービスの財政も含む広域行政が行われた場合、それに伴う費用の合併効果は増加し持続的であり、歳出削減効果が難しい可能性が示唆された。

第3章では、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 $\beta$ 収束の手法により検証する。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。第3章では、介護保険給付水準の地域差を条件付き $\beta$ 収束という計量経済学の枠組みで分析を行う。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。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。 $\beta$ 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 $\beta$ 収束が認められた。扶助費と介護保険費用の $\beta$ 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。

第4章では、厚生労働省『介護保険事業状況報告』2006・11年度保険者別パネルデータを用い、介護給付水準(被保険者1人あたり居宅・施設・地域密着型サービス単位数)の保険者間相互参照行動を推定し、その特徴・要因を事業所設置権限の違いに着目して分析を行う。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年度からは地域密着型サービスが提供されている。居宅・施設サービスにおける事業所設置権限は都道府県に、地域密着型サービスは保険者に設置権限が存在する。現在、地方分権の流れから、介護保険制度では都道府県から保険者へと権限が移譲している。第4章では、裁量性が反映され则认为られる相互参照行動に焦点を当て分析を行う。同一都道府県保険者を参照にするモデルにおいて、全ての介護サービスで相互参照行動を確認した。その強さは、施設サービスが最も強く、次いで地域密着型サービス、居宅サービスであった。施設サービスの強さは、施設待機者地域差拡大を阻止する目的で、都道府県による調整機能が強く働いたと认为られる。居宅・地域密着型サービスは類似のサービスであるが、地域密着型サービスは保険者主体の設置権限を通して、同一都道府県保険者の給付水準に敏感に反応したと认为られる。近隣都道府県における保険者の影響も考慮した分析から、居宅・施設サービスでは近隣都道府県における保険者の影響を受ける一方、地域密着型サービスでは近隣都道府県からの影響は大きくないことを確認した。居宅・施設サービスの設置権限は都道府県にあるため、これらのサービスは近隣都道府県からの影響を強く受けたと认为られる。いずれの分析においても、相互参照行動には設置権限の違いが大きな影響を与えていることを確認した。介護保険制度で地方分権が進んでいること、そして保険者に設置権限が存在する地域密着型サービスの相互参照行動が強いことから、今後介護給付水準相互参照行動はより強くなっていくことが示唆された。逼迫する介護保険財政において、先進的な取組の波及によるサービス効率化から、費用面で効率的な供給が促進されると认为られる。またヤードスティック理論の背景から、介護サービスの増加が住民にとって良いものと仮定された場合、相互参照行動による介護サービス増加は、当該地域に住民の意向が反映されたという点では住民の厚生上良いことと认为られる。その過程において、保険者が各地域選好特性に合わせた供給が行われているという点で、国による画一的供給よりも効率的であることが示唆される(小西(2012))。

## 参考文献

小西秀樹 (2012) 「政策担当者の出世欲とヤードスティック競争」, 穴沢眞・江頭進『グローバリズムと地域経済』, 日本評論社.

山内康弘 (2009) 「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巻, pp.206-222.

## 第2章

# 市町村合併が老人福祉費に与える影響<sup>1</sup>

### 1 はじめに

日本の老人福祉政策は1990年老人福祉法改正、2000年介護保険導入等を経て、国から市町村中心へと変化している。市町村老人福祉費は、市町村が意思決定をして供給水準を決めるという点で、老人福祉サービスを表す重要な財政指標である<sup>2</sup>。高齢者増加に伴い、老人福祉費は増加傾向にあり、今後も増加が予測される。老人福祉費が市町村財政に占める割合も増加しており、老人福祉費の特徴を把握することは今後さらに重要性を増すと考えられる。本章では老人福祉費の決定要因に加え、市町村合併の影響を定量的に分析する。老人福祉費の合併効果を対象とした理由は下記の2点による<sup>3</sup>。

第一に、老人福祉費は合併研究で主に対象とされる歳出合計と異なる特徴を持つためである。地方財政動向において、対象者1人当たりの歳出合計が増加する中、高齢者1人当たり老人福祉費は減少している(2000年・2009年を比べ、Miyazaki(2013)、2009年度『地方財政白書』)。高齢者の増加が合計老人福祉費増加に追いつかないためである。また性質別内訳では、老人福祉費は扶助費と同様の性質(社会福祉サービス等の現物給付サービスで規模の経済が働き難い)を含んでおり、歳出合計と財の性質が大きく異なる<sup>4</sup>。日本の市町村規模は平成の大合併を経てもなお小さいと考えられ(林(2002))、今後も市町村合併が行われる可能性は高い。よって、歳出合計と異なる特徴を持つ老人福祉費の合併効果の把握は重要と考える。

第二に、老人福祉サービスの広域連合・自治体間連携への示唆である。現在、老人福祉サービスを扱う自治体の財政安定化・サービス効率化等を図るため、供給自治体の広域連合・自治体間連携の必要性が増している。通常、介護保険サービスは市町村主体で運営されているが、広域連合で運営する

<sup>1</sup> 本章の内容は『公共選択』第65号(2016年3月刊行予定)に査読論文として掲載されることが決定している。

<sup>2</sup> 以後、特に断りがない限り市町村老人福祉費を老人福祉費と呼ぶ。

<sup>3</sup> 本章で使われる「合併効果」とは、合併による歳出の変化という意味であり、それ自体に正負・持続性の意味は含まれていない。

<sup>4</sup> 地方財政制度における扶助費とは、社会福祉サービスにかかる経費一般のことを言い、その内訳は現金給付のみならず、現物給付の提供に要する経費も含まれる(『平成23年度版地方財政白書』)。年金・生活保護等は現金給付、医療・介護サービス等は現物給付に分類される。地方財政全体での扶助費内訳統計は入手できなかったが、厚生労働省『平成21年度社会保障給付費』では平成21年度社会保障給付費約100兆円のうち、現金給付が約59兆円、現物給付が約41兆円であった。本章では、年金・生活保護等とは異なり、介護サービス等が含まれる老人福祉サービスを扱っているの  
で、(老人福祉費内)扶助費は主に現物給付を指している。

市町村も存在する<sup>5</sup>。長野広域連合など老人福祉施設を広域で運営する自治体も存在する。また高齢者人口に対する施設定員数は全国で大きく異なり、他自治体の特別養護老人ホームとの連携により要介護者を送り出し・受け入れをする自治体<sup>6</sup>や他自治体に老人福祉施設建設を計画する自治体も存在する<sup>7</sup>。今後も老人福祉サービス需要の増加が予測され、広域連合・自治体間連携でサービスを行う自治体の増加が考えられる。これら自治体規模拡大による歳出構造の変化の把握は重要であるが、サービス内容も自治体によって異なるため比較が困難であり、それらの統計は通常公表されていない。数少ない研究として、Hirota and Yunoue(2008)では介護保険財政を対象に『類似団体別市町村財政指数表』を用い、広域連合で運営している自治体の決算額と実施しなかったという想定合成値を比較し、広域連合による運営で歳出削減が生じているという結論を得ている。しかし、比較に用いた統計は類似団体を用いた合成値であるため、補助金などの財政変化を捉えきれていない可能性が残る<sup>8</sup>。市町村合併と広域連合・自治体間連携は歳入・歳出面で異なる点もあるが、老人福祉費は広域連合で供給される老人福祉サービスとサービスの質(扶助費的側面等)で大きな共通点がある。市町村合併という事例を通し、財政・管轄拡大による老人福祉費の影響を分析することは、同様のサービスを扱う広域連合・自治体間連携における歳出構造の変化への示唆となると考える。

我が国の超高齢社会に関係する財政指標として、医療・介護保険財政の推定や長期予測等の研究は多く行われてきたが(Iwamoto and Fukui(2009)等)、市町村老人福祉費を対象とした研究は少なくパネルデータを用いた研究は皆無である。本章では、介護保険導入以降の2000-09年度市町村別パネルデータ<sup>9</sup>を用い、高齢者1人当たり老人福祉費の決定要因、市町村合併の効果を政策評価の経済分析方法であるDID(difference-in-differences)推定及びMatching推定の方法を用い分析する。

本章で得られた結果は以下の通りである。2000年度以降の合併を対象にDID推定及びMatching推定を行った結果、合併により高齢者1人あたり老人福祉費が増加していることを確認した。その増加幅は合併後に減少するが、再度増加していた(正の持続性)。民生費・扶助費との比較において、正の持続性の強さは、扶助費的性質に起因することが明らかとなった。他目的別歳出との比較では、他目的別歳出平均の合併効果は増加後減少する先行研究と一致したが、老人福祉費の合併効果は増加後減少して再度増加し、5年目以降の合併効果は他目的別歳出平均を上回る大きさであった。

2節では市町村における老人福祉費及び介護保険財政・後期高齢者医療財政との関係性について述べ、本章で扱うデータについて説明する。3節では2000年以降の合併を対象に、DID推定により合併効果の分析を行う。4節では3節の結果の頑健性をMatching推定及び説明変数の入れ替え・選択

<sup>5</sup> 介護保険財政・運営全てを広域化している自治体や要介護認定業務のみなど、自治体によって程度は異なる。2013年4月1日現在において全ての広域連合数が115、全ての都道府県に設置されている後期高齢者医療者医療広域連合を除いた68広域連合で老人福祉サービスに関する業務を行っている広域連合数は46である。

<sup>6</sup> 2012年アンケートでは34%の自治体が現時点で他自治体の要介護者を特別養護老人ホームに受け入れている(三菱総合研究所(2013))。

<sup>7</sup> 杉並区は都内での用地不足・高い地価から南伊豆町に杉並区住民が優先的に入居できる老人福祉施設建設を計画している。南伊豆町だけでは建設が困難であった老人福祉施設のサービスを南伊豆市民も享受できる(三菱総合研究所(2013))。

<sup>8</sup> 例として沖縄県介護保険広域連合は運営当初、補助金が支給されていた。

<sup>9</sup> 平成の大合併(648)の642の合併は2009年度末までに行われている。

の観点から検討する。5 節では 3 節の結果をより詳細に検討する。6 節はまとめである。

## 2 市町村老人福祉費及び分析で扱うデータ

### 2.1 介護保険導入以降の市町村老人福祉費

本章で扱う老人福祉費は決算統計(『市町村別決算状況調』)における、市町村目的別歳出民生費内の老人福祉費である。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 5.4 兆円から 2000 年度 3.5 兆円へ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にかかる経費が介護保険特別会計へと移行したためである<sup>10</sup>。しかし、2009 年度『地方財政白書』市町村合計老人福祉費内訳では 78%が繰出金である(主に介護保険特別会計、後期高齢者医療特別会計)。残りが老人保護措置費、在宅生活支援サービス、特別養護老人ホーム整備事業費や自治体の老人福祉サービスへと利用されている<sup>11</sup>。1998 年度『地方財政白書』では 19%であった繰出金(老人保険医療特別会計などへの繰出金)が介護保険導入により大幅に上昇した一方、扶助費は 40%(1998 年)から 6%(2009 年)へと大幅に減少している。介護保険導入により、一部の介護サービスに関する歳出が介護保険特別会計へと移行したが、その会計を支えるため老人福祉費の繰出金も増加している。市町村老人福祉・介護保険・後期高齢者医療サービスはそれぞれ別の会計から拠出されており、相互に関連しているため、包括的な老人福祉サービスの指標となる歳出を定義することは困難である。本章では、市町村老人福祉費は特別会計への繰出金を通じて一定程度の包括さを兼ね備えた老人福祉サービスを表す指標と仮定し、分析を行う<sup>12</sup>。

図1は全市町村の合計老人福祉費と高齢者人口(左軸)、高齢者1人当たり老人福祉費(右軸)の推移である。高齢者人口増加に伴い、合計老人福祉費も増加傾向である。2006年には合計老人福祉費の減少(前年比約970億円減少)が見られ、それに伴い高齢者1人当たり老人福祉費も減少している。2006年三位一体改革における国庫補助負担金改革として、介護給付費等負担金や地域介護・福祉空間整備等施設整備交付金を対象に税源移譲(一般財源化)が行われ、老人福祉費が減少したと考えられる<sup>13</sup>。また 2006年法改正による児童手当対象拡大・市町村負担割合増加の影響も考えられる<sup>14</sup>。2007年度からは再度国庫支出金が増加したことにより、老人福祉費は増加傾向である<sup>15</sup>。高齢者1人当たり老人福祉費

<sup>10</sup> 介護保険導入以前にも老人福祉に関連する特別会計として老人保健医療特別会計が存在した。

<sup>11</sup> 市町村別老人福祉費歳出内訳データ(及び繰出金内訳データ)は入手できなかったが、HP 上で公表している 2008 年度新潟市老人福祉費(193 億円)の主な歳出内訳は、介護保険特別会計が 78 億円、後期高齢者負担金が 46 億円、特別擁護老人ホーム等建設事業費が 13 億円であった。また 2008 年度市町村別クロスセクションデータによる、繰出金が老人福祉費に占める割合の平均(標準偏差)は 0.749(0.132)であった。

<sup>12</sup> 老人福祉費の介護保険・後期高齢者医療特別会計への繰出金内訳は公表されておらず、介護保険統計・後期高齢者医療統計との合成値を構築することは不可能である。介護保険統計は保険者別統計が 2000 年度は公表されておらず、介護保険で広域連合を行っている市町村別統計は公表されていない。後期高齢者医療制度は老人保健医療制度からの移行期で共に市町村別統計が公表されていない。これらの複数の要因のため、本章では市町村老人福祉費のみを対象とした。

<sup>13</sup> 総務省へのヒアリングから得た情報である。

<sup>14</sup> 2006 年市町村児童福祉費は約 2460 億円増加しているが、国からその補助金として交付された地方特例交付金は 352 億円と非常に少ない。

<sup>15</sup> 市町村への(1)国庫支出金(2)民生費財源内訳の国庫支出金は 2006 年度のみ大きく減少している。それぞれ 2005 年度(1)約 5.26 兆円(2)約 3.52 兆円、2006 年度(1)約 4.96 兆円(2)約 3.32 兆円、2007 年度(1)約 5.15 兆円(2)約 3.51 兆円。国

は、当初高齢者人口の増加推移が老人福祉費の増加推移よりも速いため減少傾向にあり、2006年に合計老人福祉費の減少の影響を受け下がり、再度元の水準に戻りつつある。合計老人福祉費が市町村歳出合計に占める割合は2000年度約4.7%、2009年度約5.9%、2012年度約6.2%と増加しており(『地方財政白書』)、市町村歳出項目における老人福祉費が歳出全体に占める割合は今後も増加が予測され、老人福祉費の重要性は高まっていくと考えられる。

## 2.2 データ及び説明変数の選択

本章で扱うデータは2000-09年度『市町村別決算状況調』における、市町村別民生費内老人福祉費、一般財源、国庫支出金、都道府県支出金及びそれぞれの市町村・年度に対応する人口を扱う『住民基本台帳要覧』である<sup>16</sup>。2000-09年度は平成の大合併が行われた時期であり、市区町村数は3250(2000年度末)から1750(2009年度末)へと減少している。本章では、2009年度『市町村別決算状況』における市町村を基準に10年間のバランスドパネルデータを構築する<sup>17</sup>。

被説明変数は高齢者1人当たり(65歳以上)老人福祉費である。説明変数は、一般財源、国庫支出金、都道府県支出金、高齢者人口、高齢者人口2乗、高齢化率、15歳未満人口割合を用いる。一般財源は、『市町村別決算状況調』における地方税、地方譲与税、普通交付税、特別交付税を合算したものを市町村人口で割り、住民1人当たり一般財源とする<sup>18</sup>。同様に国庫支出金、都道府県支出金も住民1人当たりとする。高齢化率、15歳未満人口割合はそれぞれ65歳以上人口、15歳未満人口が(市町村)総人口に占める割合である。次節以降で扱うデータの標本統計量は表1である。

老人福祉費を扱った先行研究では、財政変数は重要な決定要因のひとつとして扱われる(斉藤・中井(1991)、柵木(1989) 中澤(2009))。先行研究で重要視されていた一般財源に加え、本章では国庫支出金、都道府県支出金も同様に考慮する。2009年度市町村民生費財源内訳において、一般財源(約55%)に次いで国庫支出金が約28%、都道府県支出金が約10%と高いためである。また2006年における老人福祉費の減少は国庫支出金から財源委譲によるものと考えられ、国庫支出金・都道府県支出金も重要な決定要因と考えられるためである。

先行研究では高齢化率(65歳以上人口比率)は有意に負の値を取る。高齢化率が相対的に低い地域では、高い地域と比べ対象者が少ないため1人当たり老人福祉費が高くなるためである。また児童福祉費は民生費内で最も大きな割合(2009年度約33%)を占め、児童数増加は間接的に老人福祉費を圧迫する可能性があるため、15歳未満人口を加えた。最後に林(2002)等の地方自治体の最小効率規模の議論から、高齢者1人当たり老人福祉費が高齢者人口に関してU字型となっている可能性があるため、高

---

庫支出金の詳細な内訳は入手できなかったが、2006年度から2007年度にかけて児童保護費は約169億円、老人保護費は約5億円増加している。

<sup>16</sup> 本章の分析では、地方交付税の扱いが都と一体化されている東京都区部、また行政権限が大きく異なる政令指定都市は除外した。1999年に合併を行っている篠山市も除外した。

<sup>17</sup> 合併前の複数の市町村を、後に合併する1つの市町村と考え、それぞれの決算額・人口を合計することにより、2009年度末を基準としたバランスドパネルデータを構築した。

<sup>18</sup> 地方特例交付金を含めて一般財源とする見方もあるが、本章では地方特例交付金の役割が2006年児童手当拡充による児童手当特例交付金導入により変化し、一般財源としての性格も変化したため分析の対象から外す。



齢者人口及びその 2 乗項を加えた。

### 3 市町村合併が老人福祉費に与える影響

#### 3.1 先行研究

宮崎(2005)、Miyazaki(2013)はそれぞれ 1990-2000 年、2000-10 年における合併効果を、パネルデータを用い DID 推定で確認している。広田・湯之上(2013)では『類似団体別市町村財政指数表』を用い、合併を実施した場合の決算額と実施しなかったという想定の実績値を比較している。それぞれ合併により歳出合計は一時的に増加し徐々に減少するという結果であった。Reingewertz(2012)はイスラエルの市町村合併事例で歳出削減効果を確認している。日本を対象にした研究と Reingewertz(2012)の違いの原因として考えられるのは、合併を促進するための合併補助政策の影響が考えられる。

林(2002)等の自治体の最小効率規模の研究から、日本の多くの市町村は最小効率規模に達しておらず、合併を行うことにより規模の経済を享受できる可能性が示唆される。Reingewertz(2012)では人口をコントロールしても歳出削減効果を確認している。

一方で自治体の競争力・模倣行動低下等、歳出増加となる可能性もある(西川・林(2006))。中澤(2009)では介護保険制度導入以降の 2001 年度市町村別データを用い老人福祉費の模倣行動を検証し、財政力の高い自治体では準拠市町村の最大値の影響を受け、財政力の低い自治体では平均値の影響を受けることを確認している。Nakazawa(2013b)及び Nakazawa(2013c)では、市町村合併を行った市町村の合併前の要介護認定プロセス及び介護保険料を定量的に分析し、比較的財政状況が厳しい市町村は合併前に要介護認定を甘く、介護保険料を低く設定する行動を明らかにした。Nakazawa(2013b,c)の結果は合併を利用したフリーライド行動と考えられる。合併後の介護保険財政を通じて、老人福祉費も増加する可能性がある。平成の大合併の特徴として、合併特例債、また合併後 10 年間地方交付税を以前と同様に算定するという非常に強い財政的措置が取られ、合併が地方自治体の現在及び将来の財政状況・歳出行動に与える影響は大きい。

これら複数の要因のため、合併期・合併前後における老人福祉費への効果は必ずしも明確ではない。

#### 3.2 合併・非合併市町村における老人福祉費

図 2 は高齢者 1 人当たり老人福祉費の推移を全市町村合計、合併・非合併市町村別に分けたものである。全体の傾向としては 2006 年に減少傾向であり、合併・非合併市町村別も同様に減少傾向である。合併・非合併市町村の老人福祉費の差は介護保険制度以前から存在し、非合併市町村が合併市町村より高い<sup>19</sup>。2003 年までにその差は収束する。非合併市町村の減少に関しては全体の傾向同様、高齢者人口増加に合計老人福祉費が追いつかないことが考えられる。一方、合併市町村の老人福祉費が

<sup>19</sup> 介護保険導入(2000 年)により老人福祉費の傾向が大きく変化したため図示していないが、1998-99 年度ともに 1 人当たり老人福祉費は非合併市町村が合併市町村よりも高い。

増加した理由として、非合併市町村と比べ当初より低い状態であり、歳出決定の際の平均効果等が働いた可能性も考えられるが(中澤(2009))<sup>20</sup>、合併市町村特有のメカニズムが働いている可能性もある。また 2006 年の減少以降の上昇に関しては合併市町村の方が、増加率が高い傾向に見える。

2000-09 年全年度で合併が行われているため、図 2 のみから合併・非合併市町村の合併前後の傾向を完全に捉えることは難しい。そこで、合併市町村・非合併市町村の合併前後の傾向をより詳細に捉えるため、平成の大合併 648 の内、215 の合併が行われた 2004 年度合併市町村、325 の合併が行われた 2005 年度合併市町村と非合併市町村の推移を比較したのが図 3 である。合併市町村(2004 年)、合併市町村(2005 年)ともに、(若干の増減変動は存在するが)合併前年度までに 2000 年と比べ老人福祉費は増加しており、2006 年減少以降は非合併市町村を上回る増加傾向が存在する。図 2、図 3 の推移を説明するために以下の二つの仮説が考えられる。

第一に、多くの合併が行われる 2003 年以前に合併市町村の老人福祉費が増加していることから、合併効果は合併前にも正であるという仮説である。図 2 によるデータの推移に加え、Weingast,et.al(1981)によって示された財政コンプール問題が存在すると考えられるためである<sup>21</sup>。通常の財政プロジェクトにおける最適歳出は、社会的限界便益と限界費用が一致する点で歳出される。しかし、合併によりその負担が  $n$  地域でシェアされるのであれば、限界費用は  $1/n$  倍に低下する。Hinnerich(2009)、Jordahl and Liang(2010)はそれぞれスウェーデンの自治体合併を対象に、Nakazawa(2013a)は平成の大合併を対象にそれぞれ合併前の小規模自治体は非合併自治体と比較して地方債発行を増加させていることを示した。合併自治体によるフリーライド行動は、合併前自治体に裁量権が存在し、合併後に負担を軽減できるような対象であれば、地方債発行以外にも存在する。Nakazawa(2013b)、Nakazawa(2013c)では、合併前に要介護認定緩和、介護保険料を低く設定する合併市町村のフリーライド行動を明らかにした。Miyazaki(2013)は合併 1 年前における合併市町村の歳出合計が有意に増加していることを示した。老人福祉費に対しても、歳出のフリーライド行動、地方債事業に介護施設建設が認められている事、介護保険特別会計への繰出金の増加(Nakazawa(2013b,c))等、様々な要因により合併前にも増加する可能性がある。

第二に、2009 年において合併市町村の老人福祉費が非合併市町村の老人福祉費を上回っていることから、合併効果自体正であり持続性が存在するという仮説である。正であることに関しては、平成の大合併は地方財政を強く支援する合併補助政策が存在し、強い財政支援策が歳出を増加させる可能性があるためである。歳出合計を対象とした Miyazaki(2013)においても、合併効果が正であることは確認されている。また合併後すぐに歳出水準を調整することは難しいと考えられ、先に指摘した合併前のフリーライド行動の影響も考えられる。持続性が存在することに関しては、老人福祉費は社会福祉サービスの現物給付等を含む扶助費的性質の割合が高く<sup>22</sup>、硬直的経費と呼ばれる扶助費を含むこと

<sup>20</sup> 中澤(2009)は財政力が低い(財政力 1 未満)市町村は、同一都道府県内の高齢者 1 人当たり老人福祉費平均額を参照する(正かつ有意)ことを明らかにしている。合併市町村は全体的に高齢者 1 人当たり老人福祉費が低い傾向にあるので増加に関してはこの平均効果の影響も考えられる。

<sup>21</sup> この説明は Nakazawa(2013a)による。

<sup>22</sup> 扶助費が占める割合は、民生費 53.2%、老人福祉費 6.9%となっている(2009 年度)。老人福祉費の扶助費は低い割合

により 1 度増加すれば合併効果の減少は難しいと考えられるためである。

DID 推定の前提として、トリートメントグループ(合併市町村)がランダムに抽出されており、コントロールグループ(非合併市町村)と処理前において属性が異なることが必要である。2000 年度における合併・非合併市町村の比較及びそれらの平均値の差の検定が表 2(1)-(4)である。

15 歳未満人口割合のみ平均値の差が有意でなく、それ以外の変数は 1%水準で平均値に差が存在する。合併市町村と非合併市町村の属性は 2000 年において異なるものと考えられる。そこで DID 推定の頑健性を確かめるため、4 節ではサンプルセレクションの問題を回避できる Matching 推定(Abadie and Imbens(2004,2006,2011))を行う。

### 3.3 モデルと推定結果(DID 推定)

DID 推定で合併効果を測るため下記のパネルデータモデルを考える。

$$\begin{aligned} \log Y_{i,t} = & \alpha_i + \mu_t + \text{Merger}_{i,t} + \sum_{j=1}^3 \beta_j \log X_{j,i,t} + \sum_{j=4}^5 \beta_j X_{j,i,t} \\ & + \beta_6 \log X_{6,i,t} + \beta_7 (\log X_{6,i,t})^2 + \varepsilon_{i,t} \\ \text{Merger}_{i,t} = & \beta_T \text{Treat}_{i,t} + \sum_{t=1}^4 \beta_{b,5-t} d_{b,5-t} + \sum_{t=1}^8 \beta_{a,t} d_{a,t} \end{aligned}$$

$Y_{i,t}$  は高齢者 1 人当たり老人福祉費、 $\alpha_i$  は市町村固定効果、 $\mu_t$  は時間固定効果、 $X_{1,i,t}$ 、 $X_{2,i,t}$ 、 $X_{3,i,t}$  は住民 1 人当たり一般財源、国庫支出金、都道府県支出金、 $X_{4,i,t}$  は高齢化率、 $X_{5,i,t}$  は 15 歳未満人口割合、 $X_{6,i,t}$  は高齢者人口、 $\varepsilon_{i,t}$  は誤差項、 $\beta_j$  は推定されるパラメーターである。 $\text{Merger}_{i,t}$  は合併の効果を測る DID 推定量である。 $\text{Treat}_{i,t}$  は合併後 1 を取る合併ダミー、 $\sum_{t=1}^4 \beta_{b,5-t} d_{b,5-t} + \sum_{t=1}^8 \beta_{a,t} d_{a,t}$  の  $d_{b,5-t}$ 、 $d_{a,t}$  は合併市町村が合併前及び合併後に取るビフォー・アフターダミーである。例えば、2004 年度に合併をした市町村は 2000 年度において  $d_{b,4}$ 、2001 年度に  $d_{b,3}$ 、2002 年度に  $d_{b,2}$ 、2003 年度に  $d_{b,1}$ 、2004 年度に合併ダミー、2005 年度以降に合併ダミーに加え  $d_{a,t}$  を同様に取る。本章の分析での DID 推定量(合併効果)は、合併前が  $\beta_{b,5-t} d_{b,5-t}$  (以下係数を BD)、合併期が  $\beta_T \text{Treat}_{i,t}$  (以下係数を MD)、合併後が  $\beta_T \text{Treat}_{i,t} + \beta_{a,t} d_{a,t}$  (以下 MD+AD(同様に合併後の係数を AD))となり、それぞれが合併前後の時間経過に依存する(宮崎(2005)、Wooldridge(2010))。通常の DID 推定では、合併後(政策変更後)の恒久的な差である MD のみを考えるが、BD、AD を同等に分析することにより、合併前後の合併効果をより詳細に分析することが可能となる<sup>23</sup>。2000-09 年パネルデータを用い、市町村・時間固定効果を加味したパネルデータモデルで DID 推定を行う。

推定の結果(表 3)、合併ダミーは有意(有意水準 5%以内)に正であった(.012)。合併期において(非合

となっているが、介護保険・後期高齢者医療制度特別会計などへの繰出金 77.6%(2009 年)は扶助費の性質を持つものと考えられる。

<sup>23</sup> 合併前のように単純な BD のみではなく、合併後の効果を恒久的な効果である MD に AD を加えるようしているのは、後の頑健性の分析で扱う Matching 推定と整合性を持たせるためである。

併市町村と比べ)合併市町村の老人福祉費は約 1.2%増加しており、平均が 100 万円前後なので約 1.2 万円増加していることになる。BD は徐々に増加し、合併 1 年前には 1.2%有意に増加している。AD は 1 年後から 5 年後まで負で有意である<sup>24</sup>。ただし、徐々にその値は 0 に近くなっているため、合併効果は合併に伴い増加した後、一時的に減少するが徐々に元の水準に戻っている(図 3)。ただし 6 年目以降のアフターダミーは有意ではなく、6 年目以降の合併効果の解釈には注意する必要がある。MD は恒久的な合併効果のため、6 年目以降の合併効果は MD のみとして考えることが出来る。もし合併市町村が単純な増加傾向を持つのであれば BD は正となる可能性が高い。しかし、4 年前 BD、3 年前 BD は約 0 である(共に有意ではない)。よって、合併市町村の増加は合併に起因するものと考えられる。

合併後の一時的な減少に関しては、老人福祉費には介護保険特別会計への繰出金等の現物サービスに係る費用だけではなく、特別養護老人ホーム整備事業費等の施設建設に係る費用も含まれているためと考えられる。老人福祉サービスは、ホームヘルパー等の訪問系サービスを除き、通常サービスを提供する施設が必要である。そのため、まず施設建設等に係る費用が拠出された結果、合併期に大幅な増加が生じ、そして施設における現物サービスを提供する費用が徐々に増加するという 2 段階のプロセスが存在したため、増加後減少し再度増加するという推移を取ったと考えられる。

説明変数は全て有意性を持っており、一般財源、国庫支出金、都道府県支出金は正であり、高齢化率は負となり老人福祉費の決定要因を考察している先行研究と整合的であった(中澤(2009)等)。また 15 歳未満人口割合は負であり、これは 15 歳未満人口割合が増加すると、老人福祉費が圧迫されることを示唆している。最後に高齢者人口は負、2 乗項は正であり、高齢者 1 人当たり老人福祉費は高齢者人口に関して U 字型となっていることが確認された。

合併効果となる DID 推定量の推移は図 3 である。通常の線は BD、MD+AD、点線は MD のみであり、円で囲まれている点は有意水準 10%以内で支持される値である。6 年目以降は AD が有意でないため、有意である MD を合併効果そのものとする。合併に伴い、増加し減少するが、再度増加するという正の持続性を持つことがわかる。

前節において、合併・非合併市町村の老人福祉費の推移を説明するため二つの仮説を立てた。一つ目は「合併効果は合併前にも正の影響を与えること」、二つ目は「合併市町村の老人福祉費の合併効果は正かつ持続性を持つこと」である。表 3 の推定の結果は両方の仮説を支持し図 2 の推移を説明するものと考えられる。

歳出合計を扱った Miyazaki(2013)及び広田・湯之上(2013)等の先行研究と比較すると、老人福祉費の合併効果は正であり持続性の強い結果であった。Miyazaki(2013)は BD・AD を用い同様の分析を行っており、AD は時間経過とともに当初の合併効果を相殺するほどの大きさとなり、合併効果をほぼ失っている<sup>25</sup>。

<sup>24</sup> 合併直後の合併効果の減少が、2004-05 年に多くの合併が行われ 2006 年の老人福祉費の減少の影響によるものなのかを調べるため、2003-05 年に合併を行った市町村を合併年ごとに分類しそれぞれの合併効果を計測した。結果、全ての年で合併直後に合併効果の減少が確認され、2006 年の影響によるものではないことを確認した。

<sup>25</sup> Miyazaki(2013)では有意である 6 年後のアフターダミーを-7.8%であり、合併ダミーは 7%であり、6 年後の合併効果は負となる。

## 4 合併効果の頑健性

本節では、(1)Matching 推定、(2)説明変数を入れ替えた推定を行い、前節の合併効果の推定結果に頑健性が存在するかを確認する。

### 4.1 Matching 推定

DID 推定における合併効果の頑健性を調べるために、Matching 推定を行う。 $Y_i(W_i)$ を市町村*i*のある時点(年度は固定)での老人福祉費とする。 $W_i$ は合併実施に対し 1 を未実施に対し 0 を取る関数である。 $Y_i(1)$ を合併した際の値( $W_i = 1$ )、 $Y_i(0)$ を合併が行わなかった場合の値とする( $W_i = 0$ )。合併効果の平均(Average Treatment Effects)は、

$$ATE = E_i(Y_i(1) - Y_i(0))$$

と表すことができる。しかしながら、 $Y_i(1)$ と $Y_i(0)$ は同時に観察することは出来ない。また同一の市町村で異なる年度のものであっても、年度の違いにより説明変数等の条件が異なるため適切とは言えない。幾つかの仮定を置くことにより、ATE は前節の DID 推定量と一致することが知られている(宮崎(2005))。その際に特に重要な仮定が、トリートメントグループ(合併市町村)がランダムに抽出されており、コントロールグループ(非合併市町村)と処理前において属性が異なることである。しかし、表 2 から属性は異なると考えられ、サンプルセレクションの問題を回避できていない可能性がある。本小節では、Abadie and Imbens(2004)による Nearest-Neighbor Matching 推定の手法を用いサンプルセレクションの問題を回避した合併効果を推定する<sup>26</sup>。

Matching 推定とは属性の近いサンプルを Matching させ、合併効果を測る手法である。ここでいう属性の近さとは説明変数が近似していることである。市町村*i*の説明変数を $x_i = \{x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,k}\}$ とし、下記の集合を考える。

$$J_M(i) \equiv \{l = 1, 2, \dots, N | W_l = 1 - W_i, \|x_i - x_j\|_S \leq d_M(i)\}$$

$M$ は外生的に分析者が決定する Matching 対象の抽出数である。 $\|x_i - x_j\|_S$ は正定値行列 $S$ を用いたベクトル $x_i$ と $x_j$ との距離である( $x_j$ は他市町村*j*の説明変数)<sup>27</sup>。 $d_M(i)$ は*i*が属するグループと異なるグループ(*i*がトリートメントならコントロールから、またはその逆)から、*i*と*M*番目に近いものを含む(説明変数を用いた)距離である。 $M = 1$ であれば(説明変数による)距離が最も近いマッチング対象を原則 1 つ抽出するように $d_M(i)$ は定められるので、その値は小さくなる。 $J_M(i)$ は、*i*に対し Matching する*j*の

<sup>26</sup> Matching 推定の手法として他に傾向スコア Matching 等もある。Matching 推定の手法は現在研究が進められている状態であり、様々な Matching 手法の中で確立された方法に関しては未だ議論に決着がついていない。本章では直感的にも理解しやすい Abadie and Imbens(2004)による Nearest-Neighbor Matching を用いた。

<sup>27</sup> 正定値行列の選択に関しては Abadie and Imbens(2004)を参照。

集合である。この場合は自らが属するグループと異なるグループから、原則 $M$ 個を抽出していることになる。そしてその $M$ 個は $x_i$ から $d_M(i)$ 以内の距離に含まれることが上記の数式から分かる。もし異なるグループに同一のものがなければ、 $\#J_M(i) (\equiv J_M(i)$ の数)は $M$ と一致する。しかし、 $M = 1$ で異なるグループに全く同一の $j, k$ が2つ存在し、その $j, k$ が最も近い距離に存在すれば、**Matching** 対象として2つ抽出されることになる。最後に $K_M(i)$ を $i$ が(異なるグループとの)**Matching**に使われる回数とする(ただし複数の対象があった場合、除される)。

$$K_M(i) \equiv \sum_{l=1}^N 1\{i \in J_M(l)\} \frac{1}{\#J_M(l)}$$

**Matching** により抽出された対象の $Y_i(W_i)$ 用い、 $i$ のアウトカムを下記のように考える。

$$\tilde{Y}_i(0) = \begin{cases} Y_i & \text{if } W_i = 0 \\ \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{l \in J_M(i)} Y_l & \text{if } W_i = 1 \end{cases}$$

$$\tilde{Y}_i(1) = \begin{cases} \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{l \in J_M(i)} Y_l & \text{if } W_i = 0 \\ Y_i & \text{if } W_i = 1 \end{cases}$$

最初に述べた通り、通常 $Y_i(1)$ と $Y_i(0)$ は同時に観察することは出来ない。そこで観察不可能な $Y_i(W_i)$ を、**Matching** を用いて抽出された $Y_i(W_i)$ の平均と考える(**Matching** は、自らと異なるグループで行われているので、観察不可能な値を近似できる)。これらを用い **Matching** 推定量( $\tilde{\tau}_M$ )及びその分散( $\tilde{V}$ )は以下のように計算できる。

$$\tilde{\tau}_M = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{\tilde{Y}_i(1) - \tilde{Y}_i(0)\} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (2W_i - 1)\{1 + K_M(i)\}Y_i$$

$$\tilde{V} = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \{1 + K_M(i)\}^2 \tilde{\sigma}_{W_i}^2(X_i)$$

$\tilde{\sigma}_{W_i}^2(X_i)$ は $\tilde{Y}_i(W_i)$ の分散推定量で、コンスタントなトリートメント効果及び均一分散を仮定すると、 $\tilde{\sigma}_{W_i}^2 = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N \left[ \frac{1}{\#J_M(i)} \sum_{l \in J_M(i)} \{W_i(Y_i - Y_l - \bar{\tau}) + (1 - W_i)(Y_l - Y_i - \bar{\tau})\} \right]$ と計算できる(Abadie and Imbens(2004))。

簡単な例を考える(Abadie and Imbens(2004))。 $M = 1$ のシングルマッチで表 4 左 4 列の特徴を持つ変数から、表 4 右 4 列の **Matching** に関する変数が作成できる。そこから、 $\tilde{\tau}_M = .14285714$ 、 $\tilde{V} \approx 0.885048$ と計算することができる。

このマッチング推定の方法を 3 節で用いた市町村合併データに応用する。 $W_i$ は合併後 1 を取る合併ダミー変数とし、マッチングさせる説明変数は DID 推定で使った説明変数(一般財源、国庫支出金、

都道府県支出金、高齢化率、15 歳未満人口割合、高齢者人口、高齢者人口二乗)を用いた。これらの説明変数は Abadie and Imbens(2004)に従いバイアス修正し<sup>28</sup>、 $M = 1$ のシングルマッチングで推定を行った結果が表 5(1)である。表 5(1)から有意水準 1%以内で正であり、前節の DID 推定と一貫性を持った結果であった。

## 4.2 内生性及び説明変数選択に関わる頑健性の確認

この小節では合併ダミー及び一部の説明変数を省いた推定、または追加した推定を行い、合併効果及びモデルの頑健性を確認する。

1 つ目は、合併ダミーと財政変数の関係性を考える。合併実施と市町村の財政状況は関係性を持つ可能性があり、その内生性のためモデルの係数が適切に推定できていない可能性がある。そこで前節のモデルから財政変数(一般財源、国庫支出金、都道府県支出金)を省いた推定(表 5(2))、同様に合併ダミーのみを省いた推定(表 5(3))を行った。表 5(2) (3)における合併効果及び他説明変数は前節の合併効果及び他説明変数の結果と比べ、全ての変数で係数符号は変化せず、有意性が存在した変数も依然として有意水準 10%以内を保持していた。

2 つ目は前節で使用した説明変数と相関が非常に強いため(表 5 注 3 参照)、分析の対象から省いた地方債現在高、後期高齢者割合を考慮した分析を行う。地方債現在高は市町村の財政状況を表す変数と考えられ、その値が高ければ歳出を抑制する可能性がある。また後期高齢者(75 歳以上)は前期高齢者(65 歳以上 74 歳以下)と比べ、介護を必要とする可能性が高く、後期高齢者割合の増加は老人福祉費を増加させる可能性がある。前節のモデルに地方債現在高を加えたモデル(表 5(4))、同様に後期高齢者割合を加えたモデル(表 5(5))、地方債現在高、後期高齢者割合をともに加えたモデル(表 5(6))の推定を前節と同様の手法を用い行った。全ての分析(表 5(4)-(6))において、地方債現在高、後期高齢者割合は有意ではなかった。また全ての合併効果及び説明変数の係数符号に変化はなく、有意性が存在した変数も依然として有意水準 10%以内を保持していた。

Matching 推定及び説明変数を入れ替えた推定ともに、合併効果に関する項は係数符号に変化はなく有意性を保持していたことから、前節の推定結果は頑健であると考えられる。

## 5 他目的歳出との比較

### 5.1 民生費・扶助費との比較

民生費(老人福祉費・社会福祉費・児童福祉費・生活保護費・災害救助費の合計)と性質別歳出の項目から扶助費に対し同様の推定を行った<sup>29</sup>。性質別歳出の扶助費の推定を行った理由は、民生費、老人福祉費は扶助費の性質の割合が高いため、扶助費の特徴を調べることで老人福祉費の合併効果

<sup>28</sup> Abadie and Imbens(2004)によると有限サンプルで説明変数の同一 Matching (自身の説明変数と、Matching させる対象の説明変数が同一の値)でない場合、Matching 推定量にバイアスが生じるとしている。説明変数をバイアス修正することにより、Matching 推定量のバイアスを回避する。

<sup>29</sup> 個別の推定は生活保護費・災害救助費等が決算されていない市町村が多数存在しているため、行っていない。

の特徴が得られると考えたためである。説明変数は老人福祉費で用いたものと同様のものを使用した  
が、被説明変数である民生費・扶助費は住民数で除し、住民1人当たりの変数とした。それぞれの結  
果が、表6(1)-(2)、合併効果に関する項のみを取りだし老人福祉費と比較したのが図4である。

老人福祉費の合併効果(合併期)は民生費・扶助費と比べ最も高かった(1.2%増加)。ただし、合併1  
年後の合併効果は低いものとなっている。これは老人福祉費特有の、合併直後における合併効果減少  
によるものと考えられる(脚注26)。6年目以降の増加割合は民生費と同水準である。民生費の性質別  
内訳で最大の扶助費に関しては、合併後最も高い水準で推移しており、民生費の全体的な増加傾向に  
沿うものであった。扶助費は社会福祉サービスの現物給付のため、合併による歳出の規模の経済が生  
じにくい項目と考えられる。民生費の全ての項目で扶助費の割合は高く、合併効果の持続性はそれら  
の扶助費割合の高さと考えることができる。

一方、老人福祉費は民生費・扶助費と異なり、合併1年後に合併効果の減少が存在し、再び増加し  
ている。3節で説明した老人福祉サービスでは施設建設、現物サービスという2段階のプロセスが必要  
なため老人福祉費では合併後の減少が生じたと考えられる。特に扶助費との比較では、生活保護な  
どの福祉サービスは施設を必要とせず現物サービスをすぐに供給できる。このような点で合併直後の  
違いが生じたと考えられる。その他の理由として、老人福祉費は民生費と比べ一般財源の比重が高い  
ことがあげられる<sup>30</sup>。2006年の減少は国庫負担金改革による一般財源化による歳入側の変化で起きた  
歳出構造の変化であった。国庫支出金・都道府県支出金から多くの財源が拠出された場合(児童福祉  
費・生活保護費及び(老人福祉費を除く)民生費総額傾向)、それらの使途に関し市町村が裁量を持って  
いないため、合併市町村の合併効果の減少が(老人福祉費と比べ)生じにくいと考えられる。また合併  
により町村から市になった場合、福祉事務所の設置及び生活保護の管轄が都道府県から市へと移行す  
ることにより、民生費・扶助費が増加する可能性が示唆される。老人福祉費と民生費に対し、町村同  
士の合併により市になった合併効果と、合併後も町村のままであった合併効果を比較した(手法は同様  
のパネルデータ分析)。老人福祉費に関しては共に全体の結果と変化はなかったが、民生費に関しては  
町村同士から市へと合併したパターンの合併効果は合併後に増加し、町村のままであった合併では減  
少した<sup>31</sup>。よって、管轄拡大による民生費・扶助費の合併初期の合併効果は老人福祉費と異なる傾向  
が存在したものと考えられる。市への移行と三位一体改革による一般財源化は共に自治体の権限拡大  
という共通点を持っている。しかし、前者は生活保護管轄・福祉事務所設置を義務づけられるもので  
あり、後者の歳出内訳に対する裁量権が拡大する一般財源化とは異なる影響が考えられる。よって、  
市への移行では合併後の民生費の合併効果の増加が、一般財源化では合併直後の老人福祉費の合併効  
果の減少が生じたと考えられる。

<sup>30</sup> 老人福祉費の市町村別財源内訳は公表されていないが、2009年度八王子市では老人福祉費は約96.2%、一般財源か  
ら拠出されていた。民生費総額は八王子市で49.6%が一般財源であった。市町村合計における民生費の一般財源割合は  
55.3%である(地方財政白書(2009))。

<sup>31</sup> その他のパターンとして、①市二つ以上、②市一つと町村によるパターンでは、民生費に対し①では有意性がない合  
併直後の合併効果減少、②では合併効果増加であったが、町村同士から市へと昇格したパターンよりも低い水準であり、



## 5.2 他目的歳出との比較

他目的別歳出である総務費、教育費、衛生費、商工費、土木費、消防費、公債費に同様の推定を行った(表 6(3)-(9))。総務費、消防費、土木費、公債費に正の、教育費に負の合併効果が存在し、衛生費、商工費は合併効果を測る係数がほぼ有意ではなかった。公債費、土木費総額の合併効果は合併促進政策である合併特例債の影響を直接受け、合併により増加を続けるという特殊な推移を取る。公債費・土木費を除く、総務費、教育費、衛生費、商工費、消防費の他目的別歳出平均合併効果を老人福祉費と比較した(図 4)。他目的別歳出平均合併効果は増加後大きく減少し、歳出合計を対象とした Miyazaki(2013)、広田・湯之上(2013)の結果と同様であった。

## 6 結果のまとめ・考察

本章では、超高齢社会の進展と共に増加を続ける市町村老人福祉費における市町村合併の効果を介護保険導入以降(2000-09 年)のパネルデータを用い定量的に分析した。

DID 推定及び Matching 推定により、高齢者 1 人当たり老人福祉費は合併により増加することを確認した。その推移は合併後、若干減少するが再度増加し、正の持続性が強いものであった。民生費・扶助費との比較において、正の持続性の強さは、扶助費的性質に起因することが明らかとなった。他目的別歳出との比較においては、合併特例債等の合併促進政策の影響を直接受ける土木費・公債費を除く他目的別歳出平均の合併効果は増加後、大きく減少し、5 年目以降は老人福祉費の合併効果を下回ることが明らかとなった。

今後更なる市町村合併、広域連合・自治体間連携等により老人福祉サービスの財政も含む広域行政が行われた場合、それに伴う費用の合併効果は増加し持続的である可能性が示唆される。高齢者人口が増加し老人福祉サービス需要は高く、施設数・定員数など供給が不足している自治体が多いため、合併・連合化による補助金等の財政支援を得た際、そのような自治体は高まる需要に応え供給を拡大する事が考えられる。そして老人福祉サービスに係る費用は介護サービスの現物給付・施設への補助金など扶助費的性質が強く、これらは一度増加すると減少しにくい項目と考えられるためである。

最後に本章の分析に関する留意点を述べる。本章では、市町村老人福祉費を介護保険・後期高齢者医療特別会計への繰出金を通じて、ある程度の包括さを兼ね備えた老人福祉サービスの指標とした。本来はこれら老人福祉サービス会計の関係性を把握し個別に推定することが望ましい。公開されているデータの制約上(脚注 12)、本章では市町村老人福祉費を対象としたが、今後は当該省庁へのデータ開示等を経てより詳細に分析することが望まれる。また老人福祉サービスの広域連合・自治体間連携への示唆においても、介護保険だけではなく様々な老人福祉サービスの連携が存在し、それぞれ個別の特徴が存在すると考えられる。データの制約上、連携形態別に分析をすることは出来なかったが、今後はそれぞれの特徴を把握した研究が望まれる。

---

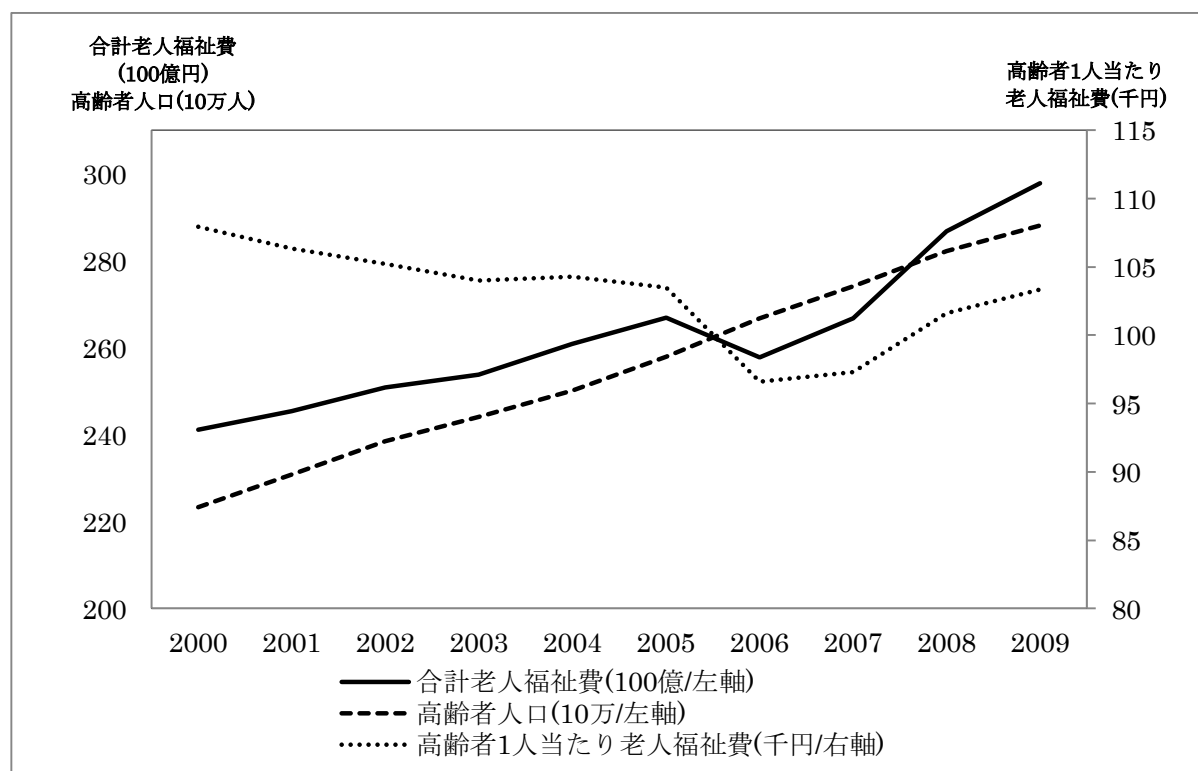
福祉事務所設置、生活保護等の管轄拡大が民生費に与える影響が大きいことを支持する結果であった。

## 参考文献

- 小笠原哲也 (2002) 「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』, 第 9 号.
- 齊藤愼・中井英雄 (1991) 「福祉支出の地域間格差 -市町村歳出決算の老人福祉費を中心として」, 『季節社会保障研究』, 第 27 巻第 3 号, pp. 265-273.
- 柵木靖子 (1992) 「住宅福祉政策自治体間格差の要因分析 -奈良県下の市町村を対象にして-」, 『季節社会保障研究』, 第 28 巻第 3 号, pp. 79-91.
- 総務省 (1998-2012) 『各年度版地方財政白書』
- 中澤克佳 (2009) 「都市歳出における戦略的相互依存関係の検討 -介護保険制度下の老人福祉費を対象に-」, 『経済論集』(東洋大学), 第 35 巻第 1 号, pp. 189-204.
- 新潟市 (2008) 「目的別歳出内訳」, [http://www.city.niigata.lg.jp/shisei/kansa/kansa/result21\\_kansa.files/h20ippan\\_04.pdf](http://www.city.niigata.lg.jp/shisei/kansa/kansa/result21_kansa.files/h20ippan_04.pdf) (2014 年 5 月 5 日最終確認)
- 西川雅史・林正義 (2006) 「政府間財政関係の実証分析」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 82 巻, pp. 197-222.
- 八王子市 (2009) 「平成 21 年度一般会計・各特別会計予算説明書・民生費」, [http://www.city.hachioji.tokyo.jp/dbps\\_data/\\_material/\\_localhost/soshiki/zaiseika/H21yosan/03minsei.pdf](http://www.city.hachioji.tokyo.jp/dbps_data/_material/_localhost/soshiki/zaiseika/H21yosan/03minsei.pdf) (2014 年 5 月 5 日最終確認)
- 林正義 (2002) 「地方自治体の最小効率規模：地方公共サービスの供給における規模の経済と混雑効果」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 61 巻, pp. 59-89.
- 広田啓朗・湯之上英雄 (2013) 「平成の大合併と歳出削減- 規模の経済性と合併後の経過年数に関するパネルデータ分析-」, 『地域学研究』, 第 43 号第 3 巻, pp. 325-340.
- 三菱総合研究所 (2013) 「高齢者居住を中心とした自治体間連携に関する調査報告所」, 三菱総合研究所.
- 宮崎毅 (2005) 「市町村合併には歳出削減効果があるのか」, 21 世紀 COE Hi-stat Discussion Paper Series, No128.
- Abadie, A and Imbens, G.W. (2004) "Implementing Matching Estimator for Average Treatment Effects in Stata," *Stata Journal*, 4, pp.290-311.
- Abadie, A and Imbens, G.W. (2006) "Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects," *Econometrica*, 74, pp.235-267.
- Abadie, A and Imbens, G.W. (2011) "Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects," *Journal of Business and Economic Statistics*, 29, pp.1-11.
- Arellano, M. (1987) "Computing Robust Standard Errors for Within-Group Estimators," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, pp.431-434.
- Drukker, D. (2003) "Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models," *Stata Journal*, 3, pp.168-177.

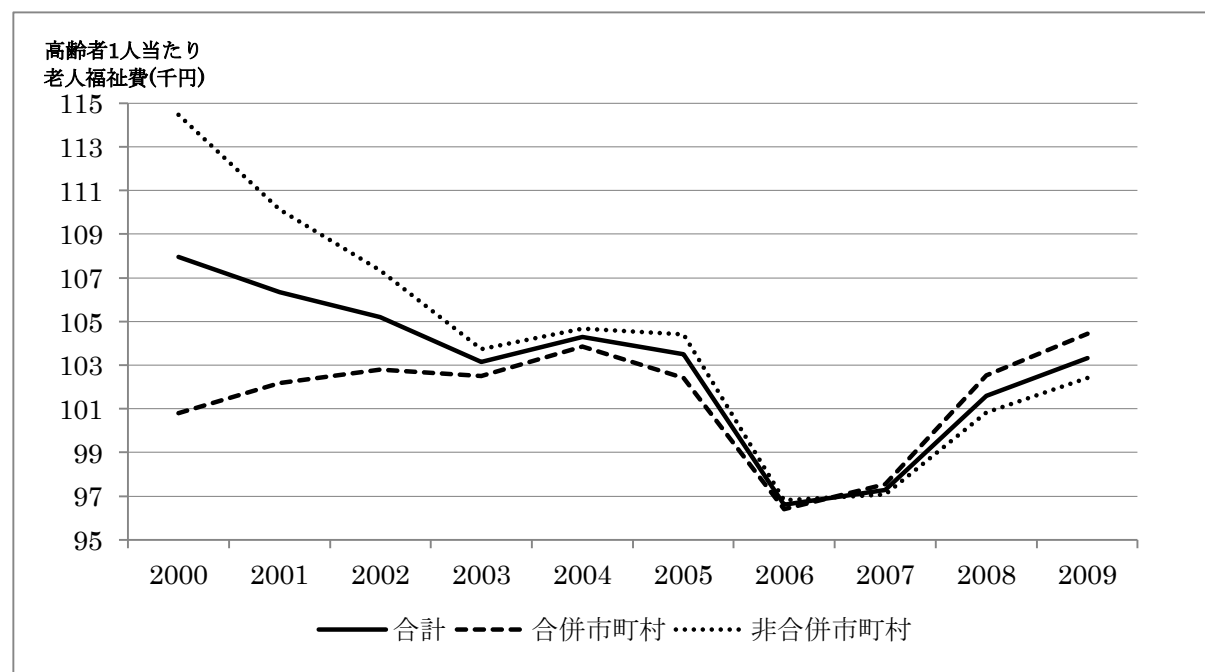
- Hinnerich, B.T. (2009) "Do Merging Local Governments Free-Ride on Their Counterparts When Facing Boundary Reform?," *Journal of Political Economy*, 93, pp.721-728.
- Hirota, H and Yunoue Hideo. (2008) "Does Broader-Based Local Government Affect Expenditure on Public Long-Term Care Insurance?: The Case of Japan," *Economic Bulletin*, 8(11), pp.1-20.
- Iwamoto, Y and Fukui, T. (2009) "Prefunding Health and Long-term Care Insurance," *Public Policy Review*, 5(2), pp.255-286.
- Jordahl, H. and Liang, C.Y. (2010) "Merged Municipalities: Higher Debt on Free Riding and the Common Pool Problem in Politics," *Public Choice*, 143, pp.157-172.
- Miyazaki, T. (2013) "Cost Reductions and Economies of Scale: Evidence from Municipal Consolidation in Japan," working paper, Kyushu University.
- Nakazawa, K. (2013a) "Amalgamation, Free-Ride Behavior, and Regulation," MAGKS Discussion Paper in Economics 39.
- Nakazawa, K. (2013b) "Free-Ride or Adjustment?: Amalgamation and Long-Term Care Insurance Premium Setting in Japanese Municipality," working paper, Toyo University.
- Nakazawa, K. (2013c) "Municipality Amalgamation and Free-Ride Behavior: Eligibility Assessments for Long-Term Care Insurance in Japan," MAGKS Discussion Paper in Economics 40.
- Reingewertz, Y. (2012) "Do Municipal Amalgamation Work ? Evidence from Municipalities in Israel," *Journal of Urban Economics*, 72, pp.240-251.
- Weingast, B., Shepsle, K., Johnsen, C. (1981) "The Political Economy of Benefits and Costs: a Neoclassical Approach to Distributive Politics," *Journal of Political Economy*, 89, pp.642-664.
- Wooldridge, J. (2010) *Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, MIT Press.

図 1. 老人福祉費・高齢者人口推移



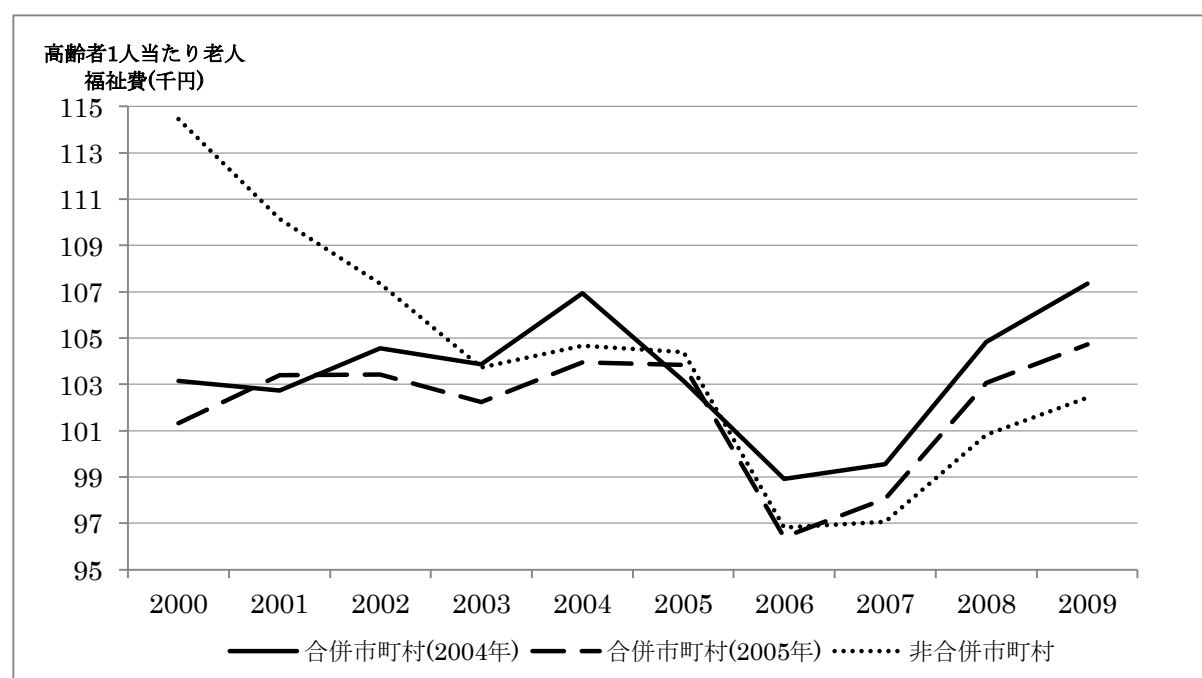
出所：2000-09 年度『市町村別決算別決算状況調』『住民基本台帳要覧』

図 2. 合併・非合併市町村の高齢者 1 人当たり老人福祉費の推移（全合併市町村）



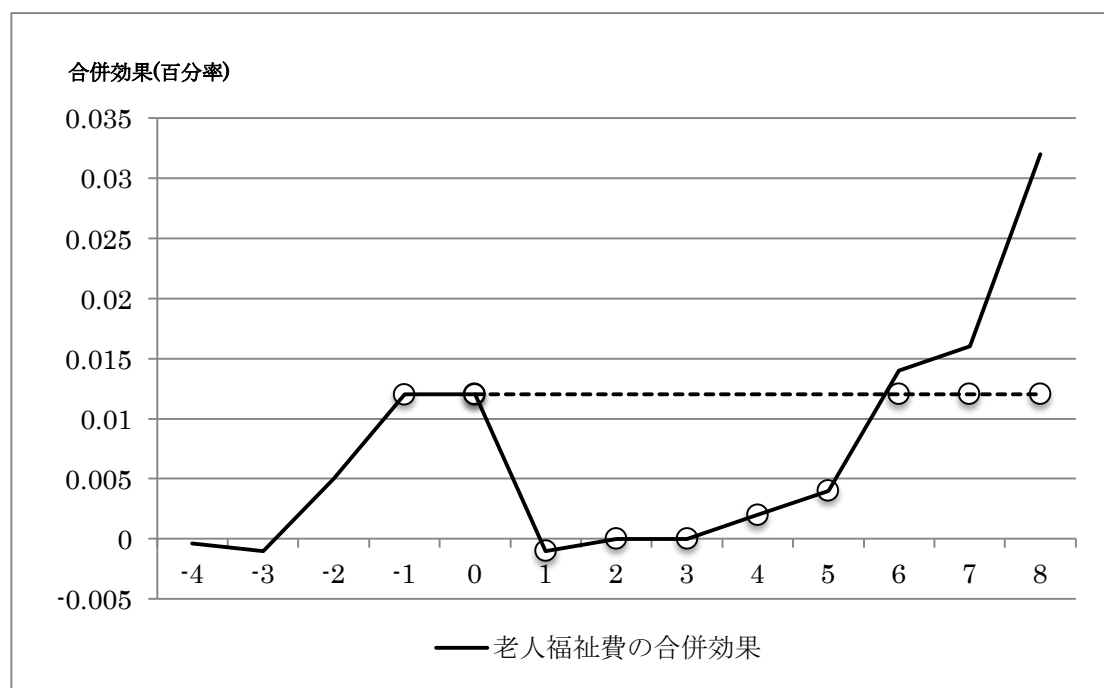
出所：2000-09 年度『市町村別決算別決算状況調』『住民基本台帳要覧』

図 3. 合併・非合併市町村の高齢者 1 人当たり老人福祉費の推移 (2004・2005 年合併市町村)



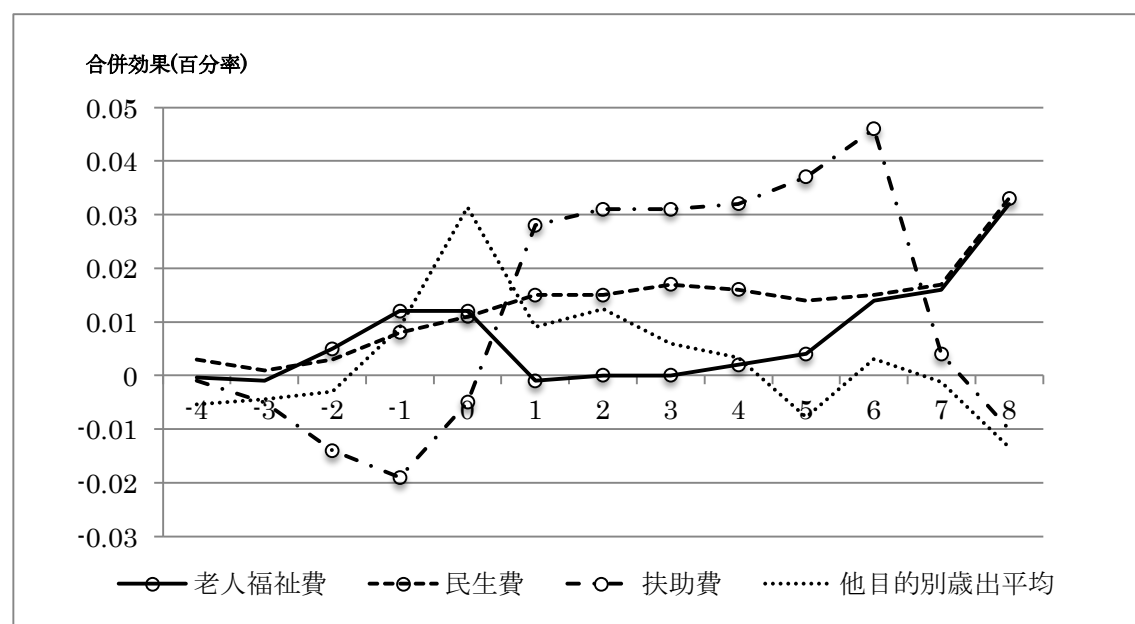
出所：2000-09 年度『市町村別決算別決算状況調』『住民基本台帳要覧』

図 4. 老人福祉費の合併効果



注: 通常の線は BD 及び MD+AD(全てのダミーを入れたフルモデル)、点線は MD のみである。有意水準 10% 以内の合併効果は円で囲んでいる。6 年目以降は、AD が有意でないため、有意であった MD のみを囲っている。

図 5. 民生費・扶助費・多目的別歳出平均との比較



注 1：有意水準 10%以内の合併効果は円で囲っている。

注 2：他目的別歳出平均は総務費、教育費、衛生費、商工費、消防費の平均であるため円で囲っていない。土木費・公債費は合併補助政策の影響を直接受け、特異な推移を取っているため除外した(表 6 参照)。



表 1. 標本統計量

	全て	合併	非合併	データ出所及び備考
老人福祉費	118.465(76.743)	109.094(25.499)	123.263(92.217)	①②目的別歳出民生費内、高齢者 1 人あたり
一般財源	332.526(228.551)	290.682(109.383)	353.948(267.394)	①②地方税+地方譲与税+普通交付税+特別交付税
国庫支出金	48.669(101.03)	41.277(28.34)	52.453(122.391)	①②住民 1 人あたり
都道府県支出金	43.078(95.654)	33.962(27.06)	47.745(115.738)	①②住民 1 人あたり
高齢化率	.249 (.069)	.255 (.058)	.246 (.075)	②65 歳以上人口/総人口
15 歳未満人口割合	.134(.022)	.134(.017)	.135 (.024)	②15 歳未満人口/総人口
高齢者人口	11369.41(15714.07)	17816.09(18544.64)	8068.983(12850.69)	②65 歳以上人口
地方債現在高#	663.621(634.001)	600.975(316.752)	695.693(743.882)	①②住民 1 人あたり
後期高齢者割合#	.479(.062)	.492(.051)	.473(.066)	②75 歳以上人口/65 歳以上人口
総人口##	54656.71(82570.28)	79807.35(95029.61)	41780.65(72083.47)	②
民生費##	99.951(41.237)	97.658(26.187)	101.124(47.075)	①②住民 1 人あたり
扶助費##	35.127(17.828)	38.339(17.369)	33.483(17.837)	①②住民 1 人あたり
総務費##	93.081(107.174)	79.056(46.7)	100.26(126.88)	①②住民 1 人あたり
教育費##	61.514(52.569)	54.977(22.657)	64.86(62.31)	①②住民 1 人あたり
衛生費##	50.693(49.14)	43.83(21.089)	54.207(58.197)	①②住民 1 人あたり
商工費##	17.266(38.762)	14.089(14.862)	18.892(46.378)	①②住民 1 人あたり
消防費##	21.117(14.066)	19.491(8.278)	21.95(16.187)	①②住民 1 人あたり
土木費##	71.747(100.318)	61.297(29.478)	77.097(121.19)	①②住民 1 人あたり
公債費##	83.748(92.141)	72.586(43.331)	89.462(108.533)	①②住民 1 人あたり
サンプルサイズ	1707×10	578×10	1129×10	

出所: ①2000-09 年度『市町村別決算状況調』、対応する②『住民基本台帳要覧』。

注 1: 地方交付税の扱いが都と一体化されている東京都区部、また行政権限が大きく異なる政令指定都市は除外した。また 1999 年に合併を行っている篠山市も除外した。

注 2: 老人福祉費は高齢者 1 人当たり、一般財源、国庫支出金、都道府県支出金、地方債現在高、民生費、扶助費、総務費、教育費、衛生費、商工費、消防費、土木費、公債費は住民 1 人当たりで共に対数は取っていない。単位は千円。高齢者人口も対数を取っていない。

また#は 4 節で頑健性を確かめる際に扱った変数、##は 5 節で他歳出との比較の際に扱った変数である。括弧内は標準誤差。

表 2. トリートメント(合併)・コントロールグループ(非合併)間の差

2000 年度	(1)全て	(2)合併(2000-)	(3)非合併	(2)・(3)の差の検定
老人福祉費	125.335 (121.825)	108.563 (33.764)	133.922 (147.122)	-25.359***
一般財源	359.72 (254.688)	308.571 (115.947)	385.906 (298.665)	-77.334***
国庫支出金	48.567 (170.06)	35.306 (21.879)	55.356 (208.227)	-20.049***
都道府県支出金	47.233 (85.317)	39.132 (33.592)	51.379 (101.887)	-12.246***
高齢化率	.223 (.066)	.231 (.054)	.219 (.071)	.012***
15 歳未満人口割合	.144(.02)	.144(.015)	.144(.022)	.000
高齢者人口	10017.25 (13423.02)	16151.04 (16198.27)	6877.01 (10446.92)	9274.035***
地方債現在高#	13423.02(655.529)	554.454(299.671)	694.534(772.867)	-140.08***
後期高齢者割合#	.431(.038)	.439(.028)	.427(.041)	.012***
総人口##	54781.56(81756.56)	80643.48(94490.87)	41541.36(70878.91)	39102.12***
民生費##	87.733(45.466)	83.042(29.446)	90.135(51.632)	-7.092***
扶助費##	24.33(13.803)	25.79(12.408)	23.583(14.414)	2.207***
総務費##	95.299(109.185)	75.892(36.238)	105.234(130.639)	-29.342***
教育費##	67.404(52.021)	59.254(25.59)	71.577(60.881)	-12.323***
衛生費##	50.676(46.824)	43.045(18.283)	54.583(55.676)	-11.538***
商工費##	20.004(48.158)	15.459(15.49)	22.331(58.042)	-6.872***
消防費##	21.272(14.006)	18.973(7.232)	22.448(16.304)	-3.475***
土木費##	89.475(130.22)	71.823(31.166)	98.511(157.823)	-26.688***
公債費##	80.192(92.349)	67.009(37.332)	86.941(109.777)	-19.932***
サンプルサイズ	1707	578	1129	

出所: 2000 年度『市町村別決算状況調』、対応する『住民基本台帳要覧』。

注 1: (4)は(2)と(3)の差及び平均値の差の検定の結果。\*\*\*は有意水準 1%で平均の差が認められたものである。括弧内は標準偏差。

注 2: 老人福祉費は高齢者 1 人当たり、一般財源、国庫支出金、都道府県支出金、地方債現在高、民生費、扶助費、総務費、教育費、衛生費、商工費、消防費、土木費、公債費は住民 1 人当たりで共に対数は取っていない。単位は千円。高齢者人口も対数を取っていない。

また#は 4 章で頑健性を確かめる際に扱った変数、##は 5 章で他歳出との比較の際に扱った変数である。

表 3. 推定結果

パネルデータ分析(下記は 2 段に別れているが同時に推計している)			
合併効果の推定結果		他コントロール変数の推計結果	
MD	.012**(0.005)	一般財源	.091*(.049)
BD(4)	-.0004(.004)	国庫支出金	.017***(.006)
BD(3)	-.001(.004)	都道府県支出金	.053***(.009)
BD(2)	.005(.005)	高齢化率	-1.192 ***(.184)
BD(1)	.012**(0.005)	15 歳未満人口割合	-.681***(.26)
AD(1)	-.013***(.002)	高齢者人口	-1.01***(.353)
AD(2)	-.012***(.002)	高齢者人口二乗	.074*(.041)
AD(3)	-.012***(.003)	定数	4.292***(.784)
AD(4)	-.01***(.003)		
AD(5)	-.008*(.004)		
AD(6)	.002(.006)		
AD(7)	.004(.017)		
AD(8)	.020(.016)		
決定係数 Within	.076		
F 検定	12.44***		
Hausman 検定	409.44***		
系列相関テスト	160.034***		
サンプルサイズ	1707×10		

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

注 2: 固定効果がないという仮説の F 検定は棄却され、Pooled OLS でなく固定効果モデルが採択された。また Hausman 検定により、変量効果モデルではなく固定効果モデルが採択された。F 検定、Hausman 検定はその際の、検定統計量である。

注 3: Drukker(2003)及び Wooldridge(2010)によるテストで系列相関が認められたため、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 4. Matching 推定の例

$i$	$W_i$	$x_i$	$Y_i$	$J_1(i)$	$\tilde{Y}_i(0)$	$\tilde{Y}_i(1)$	$K_1(i)$
1	0	2	7	{5}	7	8	3
2	0	4	8	{4,6}	8	$7\frac{1}{2}$	1
3	0	5	6	{4,6}	6	$7\frac{1}{2}$	0
4	1	3	9	{1,2}	$7\frac{1}{2}$	9	1
5	1	2	8	{1}	7	8	1
6	1	3	6	{1,2}	$7\frac{1}{2}$	6	1
7	1	1	5	{1}	7	5	0

出所: Abadie and Imbens(2004) Table.1 p.295

注:  $M = 1$  のシングルマッチである。

表 5. 頑健性テスト

	Matching	合併ダミーと財政変数		他説明変数と相関係数が高いため省いた説明変数		
	(1)Matching	(2)合併のみ	(3)合併抜き	(4)地方債現在高	(5)後期高齢者割合	(6)地方債現在高 +後期高齢者割合
MD	.015***(.002)	.015***(.005)		.011**(.005)	.012**(.005)	.011**(.005)
BD(4)		-.001(.004)		-.0004(.004)	-.0005(.004)	-.0004(.004)
BD(3)		-.002(.005)		-.001(.005)	-.001(.004)	-.001(.005)
BD(2)		.004(.005)		.005(.005)	.005(.005)	.005(.005)
BD(1)		.010*(.005)		.011**(.005)	.012**(.005)	.011**(.005)
AD(1)		-.014***(.002)		-.013***(.002)	-.013***(.002)	-.013***(.002)
AD(2)		-.012***(.002)		-.013***(.002)	-.012***(.002)	-.013***(.002)
AD(3)		-.014***(.003)		-.013***(.003)	-.012***(.003)	-.013***(.003)
AD(4)		-.135***(.003)		-.011***(.003)	-.01***(.003)	-.011***(.003)
AD(5)		-.127***(.004)		-.01**(.004)	-.008*(.004)	-.01**(.004)
AD(6)		-.002(.007)		.0001(.007)	.002(.007)	-.0001(.007)
AD(7)		-.0001(.017)		.002(.017)	.004(.017)	.002(.017)
AD(8)		.015(.016)		.017(.016)	.021(.016)	.018(.016)
一般財源	○		.085*(.049)	.086*(.049)	.092*(.049)	.087*(.049)
国庫支出金	○		.017***(.005)	.017***(.005)	.017***(.006)	.017***(.005)
都道府県支出金	○		.054***(.009)	.053***(.009)	.053***(.009)	.052***(.009)
高齢化率	○	-1.203***(.186)	-1.189***(.183)	-1.207***(.184)	-1.197***(.184)	-1.212***(.185)
15歳未満人口割合	○	-.706***(.261)	-.683***(.259)	-.665***(.258)	-.73***(.268)	-.712***(.265)
高齢者人口	○	-1.15***(.354)	-1.024***(.341)	-1.029***(.352)	-1.06***(.353)	-1.076***(.353)
高齢者人口二乗	○	.098**(.042)	.075*(.04)	.076*(.041)	.075*(.041)	.077*(.041)
定数		5.305***(.741)	4.835***(.762)	4.766***(.78)	5.001***(.813)	4.966***(.808)
地方債現在高				.031(.022)		.03(.033)
後期高齢者割合					-.078(.095)	-.074(.095)
サンプルサイズ	17070	1707×10				

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

注 2: (1)の Matching において○がついているものが Matching する際の変数として使用した変数である。これらは全て Abadie and Imbens(2011)に従いバイアス修正を行った。

注 3: 地方債現在高と、一般財源、国庫支出金、都道府県支出金の相関係数はそれぞれ.853, .717, .486 であった。後期高齢者割合と高齢化率の相関係数は.726 であった。

注 4: (2)-(6)は系列相関・不均一分散が存在しても一貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

表 6. 他歳出の合併効果

合併効果	(1)民生費	(2)扶助費	(3)総務費	(4)教育費	(5)衛生費	(6)商工費	(7)消防費	(8)土木費	(9)公債費
MD	.011***(.003)	-.005(.005)	.107***(.006)	.016**(.007)	.003(.006)	.015(.014)	.016***(.005)	.012(.008)	.014***(.005)
BD(4)	.003(.003)	-.001(.003)	-.005(.004)	-.003(.005)	-.006(.004)	-.014(.01)	.001(.003)	-.009(.005)	-.001(.002)
BD(3)	.001(.003)	-.005(.003)	.0007(.005)	-.002(.006)	-.003(.005)	-.019(.012)	.001(.004)	-.007(.006)	-.001(.003)
BD(2)	.003(.003)	-.014***(.004)	.005(.005)	.001(.006)	.002(.005)	-.023*(.012)	.0001(.004)	.0006(.007)	.001(.004)
BD(1)	.008**(.003)	-.019***(.004)	.033***(.006)	.014**(.007)	.005(.006)	-.014(.013)	.007(.004)	.012(.008)	.0009(.004)
AD(1)	.004***(.001)	.033***(.002)	-.07***(.005)	-.029***(.004)	-.011***(.003)	-.001(.008)	-.0007(.003)	-.018***(.004)	.00007(.001)
AD(2)	.004**(.002)	.036***(.003)	-.091***(.006)	-.024***(.005)	-.004(.004)	.005(.01)	.019***(.004)	-.003(.005)	.01***(.002)
AD(3)	.006***(.002)	.036***(.003)	-.109***(.006)	-.019***(.006)	-.004(.004)	.003(.01)	.002(.004)	.005(.006)	.02***(.003)
AD(4)	.005**(.002)	.037***(.003)	-.112***(.006)	-.022***(.006)	-.002(.005)	-.004(.012)	-.0004(.004)	.012(.007)	.026***(.003)
AD(5)	.003(.003)	.042***(.005)	-.121***(.008)	-.031***(.009)	-.0006(.0072)	-.042***(.015)	-.001(.006)	.019(.009)	.037***(.004)
AD(6)	.004(.003)	.051***(.011)	-.119***(.015)	-.029(.021)	.025(.018)	-.019(.021)	.0005(.012)	.005(.016)	.052***(.01)
AD(7)	.006(.006)	.009**(.004)	-.073*(.041)	-.056***(.017)	-.046**(.022)	.001(.029)	.011(.014)	-.002(.023)	.061***(.019)
AD(8)	.022*(.022)	-.005(.004)	-.136***(.038)	-.033(.038)	-.018(.046)	-.048(.041)	.011(.014)	.005(.023)	.062***(.034)
サンプルサイズ	1707×10								

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

注 2: (1)-(9)は系列相関・不均一分散が存在しても一貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

注 3: 合併効果以外の説明変数は省略した。

## 第3章

# 地域間介護給付水準の収束仮説の検証<sup>1</sup>

### 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。

介護保険制度を対象とした経済学的研究は、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)、油井(2006)、松岡(2016, 近刊)等)、医療・介護保険財政の推計・長期予測等の研究(Iwamoto and Fukui(2009))等が行われてきた。また相互参照行動・空間的自己相関を検証した研究も存在する。山内(2009)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)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2006-11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<sup>2</sup>。

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))。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

<sup>1</sup> 本章の内容は『医療経済研究』第27巻第2号(2016年3月刊行予定)に査読論文として掲載されることが決定している。

<sup>2</sup> 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、本章では山内(2009)の研究に沿い、空間的自己相関と呼ぶ。

るわけではない<sup>3</sup>。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))<sup>4</sup>。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。本章では、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)等を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、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。

本章では、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 $\beta$ 収束に焦点を当て分析を行う。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、下記の2点の意義があると考えられる。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。 $\beta$ 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))。介護保険制度へ移行し制度が浸透するに従い、 $\beta$ 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られる。

<sup>3</sup> 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。

<sup>4</sup> 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。



本章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 $\beta$ 収束が確認された。また一部の介護給付水準増加率は近隣都道府県との空間的自己相関も確認された。 $\beta$ 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 $\beta$ 収束は認められた。扶助費と介護保険費用の $\beta$ 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、本章の問題設定と本章で用いる手法( $\beta$ 収束)を説明し、3節では分析で扱うデータについて述べ、4節で $\beta$ 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 問題設定と本章で用いる手法

### 2.1 問題設定

本章では、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。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。本章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、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。

### 2.2 $\beta$ 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))<sup>5</sup>。

---

<sup>5</sup> 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、 $\beta$ 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、本章と同様の目的を持った推定を行っていることがわかる。

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

$y_{i,t}$ 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)、 $\alpha_i$ は固定効果、 $\mu_t$ は時間効果、 $x_{i,t}$ はコントロール変数によるベクトル、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、 $\beta$ 、 $\beta$ (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。また本章では固定効果、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>6</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>7</sup>。

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

$\beta$ 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(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(次節で詳述)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<sup>8</sup>。本章では2000-12年度のパネルデータを用いより詳細に検討する<sup>9</sup>。

## 2.3 空間的自己相関

本章では、上記 $\beta$ 収束の推定式において、コントロール変数に加え、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))。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。本章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

<sup>6</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、本章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章における $\beta$ 収束は条件付き $\beta$ 収束のことである。

<sup>7</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。

<sup>8</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>9</sup> 経済成長における $\beta$ 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。本章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( $\beta$ 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。

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。

空間的自己相関を検証するため、 $\mathbf{Y}_t(47 \times 1)$ を被説明変数、 $\mathbf{W}(47 \times 47)$ 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、 $\mathbf{X}_t(47 \times j)$ をコントロール変数として、以下の SAR(Spatial Autoregressive Model)を考える<sup>10</sup>。

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

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 $\mathbf{Y}_t$ 、 $\mathbf{X}_t$ 、 $\boldsymbol{\alpha}$ 、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ は都道府県 $i$ の変数によって構成される。 $\boldsymbol{\mu}_t$ は時間固定効果、 $\boldsymbol{\alpha}_i$ は都道府県固定効果、 $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$ は誤差項、 $\boldsymbol{\beta}_j$ は推定されるパラメーターである。 $\rho$ が空間的自己相関に関するパラメーターである。本章で扱う $\beta$ 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( $\mathbf{Y}_t$ )が増加率( $\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t$ )に与える影響に加え、他都道府県の増加率( $\rho \mathbf{W}(\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t)$ )の影響も考慮している。

表 1 が本章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。地方制度調査会(2006)では「ここで示した区域例は、各府省の地方支分部局に着目し、基本的にその管轄区域に準拠したものである」と述べている。この区域は地理的要因に加え、政治的な要因を考慮した区域である。山内(2009)では介護保険施設サービス相互参照行動の検証を、上記 11 地域その他、複数の分割パターンを推定し、11 地域が最も尤度関数が高く説明力が高いことを示している。本稿では、政治的な要因が考慮され、先行研究でも説明力が最も高い 11 地域を採用した。同一都道府県保険者及び近隣都道府県保険者に同一ウェイトを用いた空間重み行列を作成し分析を行った。

SAR は同時性のため OLS 推定では普遍性も一貫性も持たない。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。

## 2.4 その他の収束分析アプローチ及び本章で $\beta$ 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(1993a)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)、Quah(1996)では、 $\beta$ 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 $\beta$ 収束推定には Galton 誤診の

<sup>10</sup> 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)、説明変数間の関係性を考慮した SDM(Spatial Durbin Model)等が存在する。本章では、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唯一の研究である山内(2009)に従い SAR を採用した。

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<sup>11</sup>、(3)データが単位根を持てば、クロスセクションによる $\beta$ 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、本章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ル分析も行う。(3)においては、Harris and Tzavalis(1999)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。

いくつかの問題点が指摘されている $\beta$ 収束の推定方法であるが、本章の分析において $\beta$ 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(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 $\sigma$ 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(1993a)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<sup>12</sup>。

### 3 データ

本章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<sup>1314</sup>。対象は65歳以上の第1号被保険者に限定した<sup>15</sup>。介護保険制度では、居宅・施設

<sup>11</sup> 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。

<sup>12</sup> 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)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。

<sup>13</sup> 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。本章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。

<sup>14</sup> 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。本章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。

<sup>15</sup> 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。

サービス事業指定権限は都道府県が持つ<sup>16</sup>。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える。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<sup>17</sup>。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。次節以降の $\beta$ 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<sup>18</sup>、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。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(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。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>19</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(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

<sup>16</sup> 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。

<sup>17</sup> 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。

<sup>18</sup> 本章の分析では被説明変数(対数)に対して説明変数が線形と仮定している。

<sup>19</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。

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<sup>20</sup>。要支援・要介護度認定率も同様に増加率に影響を与えと考え、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(2000、2006、2012 年度)は表 2 である。

## 4 推定結果

### 4.1 $\beta$ 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。

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

上記 $Y_t$ 、 $X_t$ 、 $\alpha$ 、 $\varepsilon_t$ は都道府県 $i$ 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、 $\alpha_i$ は都道府県固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ 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、最尤法によりパラメーターを固定効果推定する。

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)<sup>21</sup>。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。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 $\beta$ が有意に負と推定され、 $\beta$ 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 $\beta$ 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

<sup>20</sup> 所得段階(基準)は分析においてレファレンス変数となり、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))。

<sup>21</sup> 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。

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  $\beta$  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。

## 4.2 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<sup>22</sup>。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<sup>23</sup>。

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  $\beta$  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。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  $\beta$  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。

## 4.3 交差項を用いた分析

交差項を用い  $\beta$  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( $y_{i,t}\tilde{x}_{i,t}$ )及び推定されるパラメーター( $\vartheta$ )、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( $\theta$ )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。

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

<sup>22</sup> 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))。

<sup>23</sup> 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。

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

$\beta$ 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( $\hat{x}_{i,t}$ )・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れる。減少数を保険者数で除することにより相対的な合併による減少効果を捉えた変数と考えることができる。表6下段が財政変数・合併変数交差項による $\beta$ 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<sup>24</sup>。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、 $\beta$ 収束がより強くなる傾向が存在したと示唆される<sup>25</sup>。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。

#### 4.4 Difference-System GMM による分析

$\beta$ 収束の推定式(1)は、被説明変数である増加率、 $\beta$ にかかる介護給付水準ともに当期の値( $Y_t$ )が用いられているため、内生性により適切に推定が行えていない可能性が存在する(Bazzi and Clemens(2013))。本項では、内生性の問題に対処するため、Arellano and Bond(1991)、Blundell and Bond(1998)による Difference-System GMM を用いることにより、 $\beta$ 収束を確認する。

$$Y_{t+1} - Y_t = \rho W(Y_{t+1} - Y_t) + \beta Y_t + X_t \beta + \mu_t + \alpha + \varepsilon_t \quad (4)$$

被説明変数に次期の項、コントロール変数に今期の項があるため(4)式はダイナミックパネルデータモデルの1つと考えることができる。差分を取り固定効果項を消去する<sup>26</sup>

$$\Delta(Y_{t+1} - Y_t) = \rho W\Delta(Y_{t+1} - Y_t) + \beta \Delta Y_t + \Delta X_t \beta + \Delta \mu_t + \Delta \varepsilon_t \quad (5)$$

$\Delta Y_t (= Y_t - Y_{t-1})$ は $\Delta \varepsilon_t (= \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$ と明らかな相関を持つ。Arellano and Bond(1991)ではこれら内生変数にモデル内の変数を使い操作変数を作成する方法を提示した。 $Y_{t-1}$ は $\Delta Y_t$ と相関を持つが、 $\Delta \varepsilon_t$ とは相関を持たないため<sup>27</sup>、 $\Delta Y_t$ の操作変数と考えることができ、モーメント条件から Difference GMM 推計を行うことが出来る。また空間的自己相関項に関しては、 $W(Y_{t-1} - Y_{t-2})$ は $W\Delta(Y_{t+1} - Y_t)$

<sup>24</sup> 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。

<sup>25</sup> ただし、財政変数は $\beta$ 収束に影響を与えていると考えられるが、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))。

<sup>26</sup> 時間固定効果は残るが、差分の式に直接時間ダミーを入れる事で対処ができる。また差分を取る事で固定効果・変量効果の識別の必要はなくなる。

<sup>27</sup> (4)式より、 $Y_{t-1} = (1 + \beta)Y_{t-2} + X_{t-2}\beta + \mu_{t-2} + \alpha + \varepsilon_{t-2}$ となるため $\Delta \varepsilon_t (= \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$ と相関を持たない。



と相関を持ち、 $\Delta \varepsilon_t$ とは相関を持たないため、 $W\Delta(Y_{t+1} - Y_t)$ の操作変数と考えることができる。Arrelano and Bond(1991)では(1)自己相関過程が強い場合、(2)固定効果の分散が誤差項の分散よりも大きい場合に推定量が下方バイアスになることが知られている。Blundell and Bond(1998)は Arrelano and Bond(1991)による階差の式における操作変数に加え、水準の式に階差の操作変数を加えた System GMM を考案した<sup>28</sup>。Arrelano and Bond(1991)を特殊ケースに含む System GMM はより多くの情報を操作変数として用いているため効率的であり、頑健的であることが知られている。本分析では Feasible Efficient GMM 推定量を得るため、2 段階 GMM を用いる。1 段階目で得られた情報を用い共分散行列に関する一貫性を持つ最適重み行列を作成し、2 段階目の推定を行う。またサンプルが有限の 2 段階 GMM の標準偏差は下方バイアスがかかることが知られており、Windmeijer(2005)による分散修正法を用いた<sup>29,30</sup>。

Difference-System GMM 推定を行うためにはいくつかの前提とそれらを確認するための検定が必要となる。1 つ目は、固定効果を除いた誤差項( $\varepsilon_t$ )に系列相関がないことが必要である。Arellano and Bond 検定により 2 階の系列相関 AR(2)の統計量が有意ではないことを確認しなければならない(帰無仮説は系列相関がない)。2 つ目は、上記の方法で得られた操作変数の妥当性の確認である。Hansen 検定を用い統計量が有意ではないことを確認しなければならない(帰無仮説は操作変数の数は過剰ではない)。

表 7 が推定結果である。全ての推定で  $\beta$  が有意性を持って負と推定され、 $\beta$  収束が確認された。(1)・(8) 全てにおいて誤差項の系列相関は認められず(AR(2)検定が棄却されない)、操作変数は妥当であることが示された(Hansen 検定が棄却されない)。Difference-System GMM 推定を用いた推定においても、 $\beta$  収束の存在は有意性を持って確認された。空間的自己相関に関しても、(1)が有意に負、(2)(5)(6)が有意に正となっており、(1)(8)の推定を除き、最尤法の推定(表 3・表 5)とも一貫性を持った((1)(8)にしても係数符号は最尤法による推定と同様に負)。

## 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(1999 年以前)<sup>31</sup>。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<sup>32</sup>に

<sup>28</sup> 例として、 $E(\varepsilon_t \Delta Y_t)$ をモーメント条件として考えられる。

<sup>29</sup> 分散行列には分散不均一・系列相関が認められても一貫性を持つクラスターロバスト標準誤差を用いている(Arellano and Bond(1991))。

<sup>30</sup> Difference-System GMM 及び Windmeijer(2005)修正法は Roodman(2009)に詳しい。

<sup>31</sup> 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))。

<sup>32</sup> 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))。

かかる経費が介護保険特別会計へ移行したためである。扶助費が本章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、介護保険制度前において最も性質に近い統計と考えられる。

介護保険制度前の扶助費と介護保険制度施行後における介護給付水準の $\beta$ 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<sup>3334</sup>。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8の結果から、扶助費及び介護保険費用においても $\beta$ 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 $\beta$ 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、 $\beta$ 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、 $\beta$ 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 $\beta$ 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

本章では厚生労働省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)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。2000-12年、2000-05年、2006-2012年と3つの期間における $\beta$ 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 $\beta$ 収束を確認した。これらの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 $\beta$ 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

<sup>33</sup> 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。

<sup>34</sup> 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。

なった。

最後に本章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。この点は今後の課題としたい<sup>35</sup>。

---

<sup>35</sup> 保険者別データを扱った研究は医療経済研究機構より研究助成を受け、現在研究中である。

## 参考文献

- 安藤道人 (2008) 「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 巻第 1 号, pp.94-109.
- 小笠原哲也 (2002) 「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』, 第 9 号.
- 各務和彦・和合肇・大塚芳宏 (2011) 「地域間所得分布と所得収束仮説」, 『日本統計学会誌』, 第 41 巻第 1 号, pp.181-200.
- 厚生労働省 (2014) 「都道府県ごとにみた介護の地域差」, [http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakaihoshoukaikaku/wg\\_dai1/siryou4-3.pdf](http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakaihoshoukaikaku/wg_dai1/siryou4-3.pdf), (2015 年 2 月 3 日最終確認)
- 齊藤慎・山本栄一・一圓光彌 (2002) 『福祉財政論』, 有斐閣.
- 坂田周一 (2000) 「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, pp.51-70.
- 中澤克佳 (2010) 『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.
- 畠山輝雄 (2010) 「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.
- 松岡佑和 (2016, 近刊) 「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 3・4 号.
- 山内康弘 (2009) 「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 巻第 3 号, pp.206-222.
- 油井雄二 (2006) 「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 巻, pp.187-203.
- Arellano, M. (1987) “Computing Robust Standard Errors for Within-group Estimators,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 49, pp.431-434.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies* Vol.58, pp.277-297.
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. (1992a) “Convergence,” *Journal of Political Economy*, 100, pp.223-251.
- Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. (1992b) “Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 6, pp.312-346.
- Baumol, W. J. (1986) “Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show,” *American Economic Review*, 85, pp.1072-1085.
- Bazzi, S. and Clemens, M.A. (2013) “Blunt Instruments: Avoiding Common Pitfalls in Identifying the Causes of Economic Growth,” *American Economic Journal: Macroeconomics* Vol.5(2), pp.152-186.
- Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A.P. (2013) “xsmle – A Command to Estimate Spatial Panel

Models in Stata,” Statistical Software Components.

Besley, T. and Case, A.C. (1995) “Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition,” *American Economic Review*, 85(1), pp.25-45.

Blundell, R. and Bond, S. (1998) “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics* Vol.87, pp.115-143.

Harris, R.D.F. and Tzavalis, E. (1999) “Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed,” *Journal of Econometrics*. 91, pp.201-226.

Hayashi, M. and Kazama, H. (2008) “Horizontal Equity or Gatekeeping? Fiscal Effects on Eligibility Assessments for Long-term Care Insurance Programs in Japan,” *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 15(3), pp.257-276.

Hitiris, T., and Nixon, J. (2001) “Convergence of Health Care Expenditure in the EU Countries,” *Applied Economics Letters*, 8, pp.223-228.

Iwamoto, Y and Fukui, T. (2009) “Prefunding Health and Long-term Care Insurance,” *Public Policy Review*, 5(2), pp.255-286.

Lee, L. and Yu, J. (2010) “Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects” *Journal of Econometrics*, 154(2), pp.165-185.

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

Quah, D. (1993a) “Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth,” *European Economic Review*, 37, pp.426-434.

Quah, D. (1993b) “Galton’s Fallacy and Tests for the Convergence Hypothesis,” *Scandinavian Journal of Economics*, 95, pp.427-443.

Quah, D. (1996) “Empirical for Economic Growth and Convergence,” *European Economic Review*. 40, pp.1353-1375.

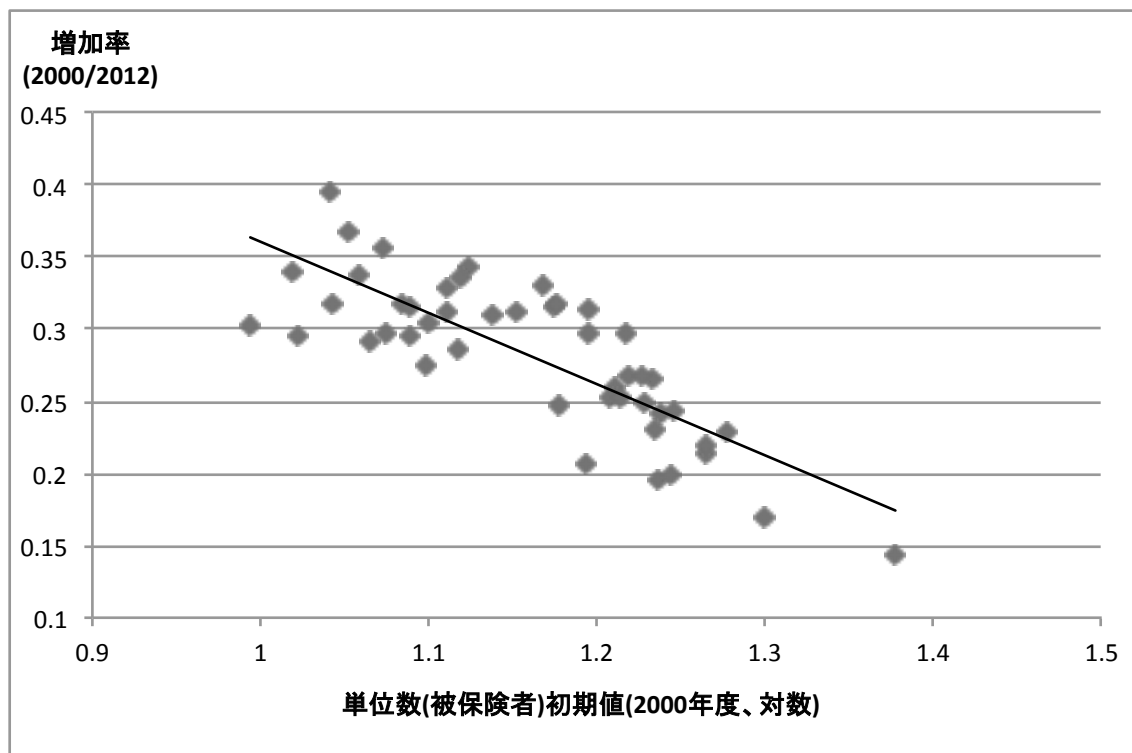
Roodman, D. (2009) “How to do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata,” *The Stata Journal*, Vol.9(1), pp.86-136.

Sala-i-Martin, X. (1996) “Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence,” *European Economic Review*, 40, pp.1325-1352.

Wang, Z. (2009) “The Convergence of Health Care Expenditure in the US States,” *Health Economics*, 18, pp.55-70.

Windmeijer, F. (2005) “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators,” *Journal of Econometrics*, Vol.126, pp.25-51.

図 1.  $\beta$  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  $\log((\text{単位数}(2012 \text{ 年被保険者 1 人あたり})/\text{単位数}(2000 \text{ 年被保険者 1 人あたり}))$ 、横軸は  $\log(\text{単位数}(2000 \text{ 年被保険者 1 人あたり}))$  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。

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。

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 $\beta$ 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.  $\beta$  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
$\beta$						
$\rho$ (空間的自己相関)	-.361***(.047)	-.363***(.039)	-.749***(.054)	-.206***(.023)	-.236***(.028)	-.123***(.022)
後期高齢者割合	-.049(.053)	.159***(.056)	-.0005(.044)	.118**(.048)	.218***(.061)	.015(.045)
要介護度 1,2 割合	.028(.044)	.145**(.065)	-.078**(.039)	.223***(.040)	.242***(.077)	.073(.074)
要介護度 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貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

表 4.  $\beta$  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
$\beta$						
$\rho$ (空間的自己相関)	-.621***(.109)	-.684***(.074)	-1.022***(.076)	-.243***(.038)	-.339***(.043)	-.199***(.053)
後期高齢者割合	-.054(.067)	-.090(.080)	-.020(.058)	-.029(.067)	.184***(.055)	-.015(.067)
要支援度 1,2 割合	-.002(.129)	.494***(.146)	-.066(.123)	.231***(.081)	.521***(.114)	-.030(.124)
要介護度 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貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

表 5.  $\beta$  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
$\beta$								
$\rho$ (空間的自己相関)	-.348***(.075)	-.337***(.072)	-.584***(.084)	-.475***(.105)	-.315***(.054)	-.417***(.103)	-.127***(.032)	-.264***(.046)
後期高齢者割合	-.101*(.059)	.110(.077)	-.131***(.039)	-.030(.048)	.352***(.065)	.331***(.088)	-.049(.064)	-.088*(.045)
要支援度 1,2 割合	.111**(.051)	.184***(.060)	.021(.044)	-.069(.170)	.114**(.045)	.260***(.080)	.087(.078)	-.569***(.312)
要介護度 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 3 割合	-.119(.114)	-.333**(.156)	-.062(.113)	.565(.352)	.572***(.190)	.358(.323)	.296(.232)	2.430***(.815)
要介護度 4,5 割合	.371(.307)	1.259***(.465)	.153(.417)	-.233(.918)	.420(.419)	2.169**(.854)	-.454(.523)	-1.999(1.831)
所得段階(低)	-.058(.277)	.128(.385)	.100(.329)	.304(.552)	.305(.243)	.835(.835)	.114(.348)	-1.121(.758)
所得段階(高)	.075(.061)	.102(.066)	.014(.052)	.043(.172)	.021(.072)	.013(.120)	.009(.093)	.845***(.283)
決定係数(within)	-.003*(.043)	.009(.049)	-.010(.026)	-.154(.130)	.001(.013)	.012(.034)	-.023(.020)	-.016(.063)
Log-Likelihood	.741	.678	.803	.599	.961	.901	.935	.852
サンプルサイズ	1283.516	1215.164	1297.088	1026.427	1282.239	1141.879	1154.062	889.611
	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貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

表 6.  $\beta$  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)居室	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居室	(7)施設
(i) 認定率除外							
$\beta$							
$\rho$ (空間的自己相関)	-288***(.035)	-373***(.034)	-748***(.060)	-474***(.115)	-225***(.023)	-229***(.026)	-163***(.025)
	.111**(.052)	.267***(.044)	.001(.043)	-.045(.049)	.499***(.030)	.348***(.043)	.484***(.028)
(ii) 変数追加							
$\beta$							
$\rho$ (空間的自己相関)	-368***(.050)	-249***(.037)	-.753***(.059)	-.521***(.113)	-.249***(.026)	-.296***(.025)	-.148***(.024)
	.024(.051)	.189***(.051)	.002(.041)	.003(.042)	.442***(.034)	.338***(.047)	.360***(.036)
被保険者数	-.057**(.028)	-.051(.041)	-.015(.027)	-.056(.134)	-.068*(.040)	-.041(.068)	-.164***(.054)
保険者数	.003(.004)	.005(.007)	.003(.004)	-.050(.036)	-.0007(.005)	-.002(.009)	.003(.007)
貸付金	-.001***(.0002)	-.001***(.0005)	-.0006***(.0002)	.004**(.002)	-.0004(.0003)	-.001**(.0006)	-.001***(.0004)
準備基金	-.008***(.002)	-.009***(.003)	-.005***(.001)	-.005(.009)	-.003(.002)	-.006(.004)	-.008***(.003)
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)居室	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居室	(7)施設
(i) 貸付金交差							
$\beta$							
$\rho$ (空間的自己相関)	-350***(.047)	-.356***(.037)	-.744***(.054)	-.491***(.105)	-.198***(.021)	-.233***(.027)	-.120***(.030)
	-.059(.053)	.155***(.056)	-.006(.044)	-.004(.048)	.121**(.048)	.219***(.061)	.014(.045)
$\vartheta$ (貸付金)	-.0004***(.0001)	-.001***(.0004)	-.0001(.0001)	.003*(.001)	-.0003**(.0001)	-.001**(.0005)	-.004(.023)
(ii) 準備基金交差							
$\beta$							
$\rho$ (空間的自己相関)	-376***(.049)	-.363***(.039)	-.754***(.056)	-.483***(.109)	-.190***(.022)	-.236***(.028)	-.111***(.022)
	-.037(.052)	.159***(.055)	.010(.043)	-.029(.047)	.114**(.049)	.219***(.061)	.002(.045)
$\vartheta$ (準備基金)	-.003*(.001)	-.002(.003)	-.002*(.001)	-.005(.007)	.003**(.001)	.0008(.005)	.004**(.002)
(iii) 合併交差							
$\beta$							
$\rho$ (空間的自己相関)	-361***(.048)	-.365***(.040)	-.749***(.054)	-.476***(.106)	-.206***(.023)	-.234***(.028)	-.123***(.022)
	-.050(.053)	.158***(.056)	-.002(.044)	-.031(.050)	.118**(.048)	.223***(.061)	.015(.045)
$\theta$ (合併)	.0003(.002)	.006(.005)	.0007(.001)	.004(.014)	.0007(.001)	.012*(.007)	-.0008(.002)
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貫性を持つ 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。

表 7.  $\beta$  収束の推定結果(Difference-System GMM)

	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
$\beta$								
$\rho$ (空間的自己相関)	-.396***(.088)	-.291***(.087)	-.598***(.129)	-.351***(.064)	-.200***(.034)	-.105***(.037)	-.147***(.054)	-.317***(.061)
後期高齢者割合	-.474*(.245)	.505**(.203)	-.046(.236)	-.550(.475)	.248**(.124)	.684***(.143)	.051(.233)	-.080(.289)
要支援度 1,2 割合	.094**(.040)	-.020(.046)	.034(.040)	-.089(.063)	.116***(.028)	.001(.054)	.209***(.069)	.587***(.195)
要介護度 1,2 割合	-.545***(.162)	-.396(.257)	.041(.108)	.054(.212)	.172***(.066)	.021(.150)	-.102(.134)	-.077(.503)
要介護度 1,2 割合	-.367***(.120)	-.488***(.130)	.155(.129)	.190(.303)	.344**(.169)	.079(.236)	.206(.189)	2.765***(1.145)
要介護度 3 割合	1.278*(.681)	1.144(.753)	-.290(.574)	-.227(1.153)	1.319**(.561)	1.038(.837)	.761(.574)	-1.345(2.424)
要介護度 4,5 割合	.017(.302)	.261(.349)	.270(.268)	-.672(.498)	.464**(.222)	.275(.318)	.398(.308)	.244(1.364)
所得段階(低)	.017(.023)	.003(.031)	.023(.032)	-.027(.042)	-.016(.012)	.0007(.032)	-.011(.020)	.018(.075)
所得段階(高)	.011(.029)	.021(.026)	.045(.034)	-.201***(.077)	-.007(.021)	-.003(.024)	.016(.029)	-.028(.136)
AR(2)	-0.001	-0.50	1.04	-0.02	-1.44	-0.34	-0.85	0.79
Hansen 検定	34.32	31.80	30.22	37.15	33.09	32.61	37.39	30.16
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: AR(2)、Hansen 検定は検定統計量である。

注 4: (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。

表 8. 扶助費(老人福祉費内)と介護保険費用額の  $\beta$  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
$\beta$	-.185***(.050)	-.156***(.022)
$\rho$ (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貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

## 4 章

# 介護給付水準の保険者間相互参照行動

## -事業所設置権限の違いに着目して<sup>1</sup>

### 1 はじめに

2000 年度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 年度からは地域密着型サービスが提供されている<sup>2</sup>。居宅・施設サービスにおける事業所設置権限等(事業者の指定・指導・監督)は都道府県にあり、地域密着型サービスは保険者にあるという特徴を持つ。介護保険サービスは、事業所設置権限等を通し地方自治体に供給規模の裁量性が存在するという点で、他歳出と同様に地方自治体の供給行動の 1 つとして近似することができる<sup>3</sup>。

地方自治体の供給行動にはヤードスティック競争等の理論的背景から自治体間の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))<sup>4</sup>。介護保険サービスにおいても、他保険者のサービス状況把握、先進的な取組等を参考にしている保険者は存在し、その取組が波及することにより、相互参照行動が生じる可能性は高い。現在、地方分権の流れから、介護保険制度においても都道府県から保険者へと権限が移譲している。保険者に事業所設置権限が存在する地域密着型サービス導入をはじめ、2018 年には居宅介護支援事業所の設置権限も保険者に移譲することが決定している<sup>5</sup>。保険者に設置権限が移譲される流れの中、その設置権限が介護保険サービス供給に与える影響を把握することは重要である。本章では、保険者の裁量性が反映されと考えられる相互参照行動を、設置権限の違いに着目して分析を行う。

介護保険サービスに関する相互参照行動に関する研究として、山内(2009)では、2001-03 年都道府県別パネルデータを用い施設サービスの相互参照行動を空間計量経済学の手法により分析し、近隣都

---

<sup>1</sup> 本章の内容は『季刊社会保障研究』第 51 巻 3・4 号(2016 年 2 月刊行予定)に査読論文として掲載されることが決定している。

<sup>2</sup> 2011 年『介護保険事業状況報告』において、1541 保険者が市区町村、39 保険者が広域連合である。

<sup>3</sup> 地方自治体は、事業所参入後の細かい供給のコントロールは難しいと考えられ、本章でもこの点は考慮していない。本章では、入り口(設置権限)における裁量性により、供給をコントロールしていると考え、分析を行っている。

<sup>4</sup> 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、本章では相互参照行動と呼ぶ。政策の関係性は必ずしも競争のみから起因するわけではなく、リスク回避等の側面もあるためである。

<sup>5</sup> 居宅介護支援事業所とは、要介護認定等、各種申請等の事務手続き、介護支援専門員によるケアプラン作成、各介護サービス事業者との連絡調整等のサービスを提供する事業所である。

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)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 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、介護保険料決定における相互参照行動を空間計量経済学的手法により確認している。

上記、相互参照行動に関する研究は保険者が他保険者の行動を参照した結果、介護保険サービスに関係性が生じていることを前提としている。しかし、施設(資本)や人員配置が短期的に可変ではなく、それらが影響を与えるサービス比率が高い地域においては、供給者誘発需要を通じて保険者間の介護保険サービスに関係性が生じる可能性がある。山内(2004)では都道府県別データを用い訪問介護サービスにおいて供給者誘発需要の存在を指摘している。湯田(2005)は山内(2004)の推定方法では供給者誘発需要と需要者自発的需要が識別されていないことを指摘し、都道府県別データを用い、より精緻な分析を行った。その結果、通所介護サービスのみに供給者誘発需要が生じており、施設介護・訪問介護サービス等では生じていないことを確認している。Noguchi and Shimizutani(2005)は内閣府アンケート調査からマイクロデータを作成し、訪問介護サービスにおいては供給者誘発需要が生じていないことを確認している。

これらの分析対象となった 2000 年初頭とは幾度の介護保険法改正により介護保険制度が大きく変化している。その大きな違いの 1 つとして、2006 年度から導入された保険者に設置権限が存在する地域密着型サービスが考えられる。また供給者誘発需要の研究では、他保険者の行動を考慮し分析を行っていないため、保険者間の関係性が不明瞭である。本章では、他保険者の行動を明示的に考慮し分析を行う。そして、保険者に設置権限がある地域密着型サービスと他サービスを比較することにより、保険者間の関係性に設置権限が与える影響を、相互参照行動という観点から検証を行う。

本章では、地域密着型サービスが導入された 2006-11 年度保険者別パネルデータを用い、居宅・施設・地域密着型サービス(被保険者 1 人あたり介護給付単位数)の同一都道府県内保険者、同一都道府県及び近隣都道府県保険者との相互参照行動を空間パネル計量経済学モデルの 1 つである Spatial Durbin Model により検証する。

本章の貢献は下記の 4 点である。第 1 は、介護保険制度における基礎的自治体である保険者別パネルデータを用いた点である。先行研究である山内(2009)は都道府県別パネルデータ、中澤(2010)は保険者別クロスセクションデータを用いている。固定効果を加味できる保険者別パネルデータを用いた研究は意義があると考え<sup>6</sup>。第 2 は、サービス別(居宅・施設・地域密着型サービス)に分析を行った点である。サービス内容、設置権限等、異なる特徴を持ち、相互参照行動も異なると考えられる。第 3 は、同一都道府県に加え、近隣都道府県の影響を加味した分析を行った点である。第 4 は、同時性を考慮した相互参照行動モデルを用いた点である。わが国の地方財政の自治体間競争の研究の多くは、同時性のため近隣市町村のラグ項の平均、操作変数を用いた回帰分析を用いた方法が多い。本章では

---

<sup>6</sup> パネルデータによる相互参照パラメーターはクロスセクションと比べ低くなる可能性が指摘されている(LeSage and Pace(2009))。クロスセクションでは個体固定効果を除けず、推定に上方バイアスが生じてしまうためと考えられる。



一致推定量を得られる、一般的な空間パネル計量経済学的手法を用いた。

本章で得られた結果は以下の通りである。全ての介護保険サービス(総単位、居宅、施設、地域密着型)で、正の相互参照行動を確認した。同一都道府県他保険者の給付水準が増加すれば、それに呼応する形で給付水準を増加させていた。サービス別比較においては、施設サービスが最も高く、次いで地域密着型サービス、居宅サービスであった。施設サービスは施設待機者地域差拡大を阻止する目的で、施設サービスに設置権限を持つ都道府県による保険者間調整機能が強く働いたと考えられる。居宅・地域密着型サービスは類似のサービスであるが、地域密着型サービスは保険者に事業所設置権限等が与えられており、保険者主体の設置権限を通して、同一都道府県保険者の給付水準に敏感に反応したと考えられる。近隣都道府県保険者の影響も加味した分析から、居宅・施設サービスでは近隣都道府県保険者の影響を受ける一方、地域密着型サービスではその影響は大きくないことを確認した。これは居宅・施設サービスでは設置権限が都道府県にあるため、近隣都道府県からの影響を強く受けたためと考えられる。いずれの分析においても、相互参照行動には設置権限の違いが大きな影響を与えていることを確認した。

2 節では居宅・施設・地域密着型サービスの特徴・関係性を述べ、3 節で相互参照行動に関する資料、仮説を提示する。4 節でデータ、5 節でモデル、6 節で推定結果を提示する。7 節はまとめである。

## 2 居宅・施設・地域密着型サービスについて

### 2.1 地域密着型サービスの特徴 -居宅・施設サービスとの比較-

地域密着型サービスはサービス内容が居宅・施設サービスと類似している点があり、若干複雑である。居宅・施設サービスと比較するかたちで、地域密着型サービスの特徴を述べる。

地域密着型サービスは、高齢者が住み慣れた地域で継続して生活することを支援する介護サービスである。従来の居宅サービスと類似のサービスである居宅系サービス、短期入所も含めた居宅系施設サービスに分けることが出来る(足立・上村(2013))。居宅系サービスとしては、1 日複数回の定期訪問等による定期巡回・随時対応型訪問介護看護や、外泊等も含めた 24 時間体勢の通所サービスである小規模多機能型居宅介護等が存在する。居宅系施設サービスでは、認知症の利用者を対象に、グループホームに短期入所し専門的なケアを受けながら生活するサービスである認知症対応型共同生活介護等が存在する。居宅系施設サービスは利用期間が定められており、基本的には居宅での介護を支援するサービスが特徴である<sup>7</sup>。地域密着型サービスは原則として利用者が属する保険者区域内でのサービスしか利用できない<sup>8</sup>。

介護保険サービスは保険者の下、主に社会福祉法人、営利法人等によって提供されるサービスであ

<sup>7</sup> 要介護者を対象とした地域密着型サービスは、夜間対応型訪問介護、認知症対応型通所介護、小規模多機能型居宅介護、認知症対応型共同生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護、地域密着型介護福祉施設、そして 2012 年に定期巡回・随時対応型訪問介護看護、複合型サービスが新たに追加された。要支援者を対象としたサービスは介護予防認知症対応型通所介護、介護予防小規模多機能型居宅介護、介護予防認知症対応型共同生活介護がある。

<sup>8</sup> 特別な事情が存在する場合、指定の手続きを取り利用申請を認めている保険者も存在する。

る。しかし、居宅・施設サービスの事業所設置権限の裁量性は都道府県<sup>9)</sup>が持つため、保険者の意向と合致しないサービス整備・供給が生じる可能性が存在した(平野(2006))。地域密着型サービスでは、保険者が設置権限を持つため、保険者の「介護保険事業計画」と調和を持たせることが可能である。保険者は地域密着型サービスの介護報酬をある程度の制約の下、独自に決める事ができ、事業所を誘致することが出来る<sup>11)</sup>。また独自の助成金・補助金を設けている保険者も存在する<sup>12)</sup>。畠山(2010)の保険者アンケート調査によると 52.2%が「保険者に設置権限があることで施設数・定員数を調整できるようになった」と答えており、保険者主導で、地域密着型サービスの供給水準が決められていることがわかる。

## 2.2 介護給付水準における政府の裁量

本章では、都道府県・保険者には事業所設置権限を通し裁量性が存在するという前提を置いている。しかし、老人福祉施設、居宅介護支援事業の運営の多くが社会福祉法人、営利法人であるため、設置権限を通しどこまで都道府県・保険者の意向が反映されるのかという問題が残る<sup>13)</sup>。介護保険サービス供給に都道府県・保険者の意向がどのように、またどこまで反映させられるかを検討する。

施設サービスは都道府県に設置権限が存在する。都道府県は地域別に必要入所定員数(整備目標)を立て、配置設定を行う<sup>14)</sup>。申請の際、必要入所定員数を上回るようであれば法的に拒否できる。都道府県独自の整備助成金等の誘致活動が多く、人口が密集する都道府県では相対的に地価が高いため、助成金が充実している。必要入所定員数の設定及び法的な申請拒否権、整備助成金等の誘致活動等を通じ、都道府県による施設供給の意向はある程度反映されていると考えられる。また施設待機者問題により、需要が供給を上まわっていることが一般的と考えられ、都道府県による供給コントロールがサービス量に直結すると考えられる。

居宅サービスは都道府県に設置権限が存在する。事業所形態は主に営利法人であり、申請は条件が満たされていれば指定される。事業所立地が既にサービス供給過多であった場合、当該保険者より整備に関しての要求が行われることがある。しかし、基本的には事業所が立地を決め、事業所数の制限もなく、政府がコントロールできる余地は少ないと考えられる。

地域密着型サービスは保険者に設置権限が存在する。保険者は保険者区域を日常生活圏に分割し、サービス需給の調整を図るため、それぞれの区域にてサービス業者の公募を行う。公募による選定の

<sup>9)</sup> 政令指定都市、中核市は市に全てのサービス設置権限がある(2012 年度から)。

<sup>10)</sup> 介護保険サービスを始めるためには居宅・施設サービスに関しては都道府県に、地域密着型サービスに関しては保険者に事前に届出を提出し、認可を得なければならない。

<sup>11)</sup> 市町村独自加算と呼ばれ、2011 年度までは夜間対応型訪問介護、小規模多機能型居宅介護に対し実施されていた(ただし厚生労働大臣の許可が必要)。2012 年からは全てのサービスに厚生労働大臣の許可を必要とせずに独自加算が可能となった(厚生労働省老健局(2012))。

<sup>12)</sup> 畠山(2010)のアンケート調査によると全体で 7.2%、30 万人以上の人口を有する都市では 27.4%が地域密着型サービスを行う事業所を誘致するための助成金・補助金を設けていた。

<sup>13)</sup> 介護老人福祉施設の 92.4%が社会福祉法人により運営されている。居宅・地域密着型サービスのような居宅介護支援事業所は 45.6%が営利法人、26.7%が社会福祉法人、17%が医療法人により運営されている(厚生労働省(2012))。

<sup>14)</sup> 必要入所定員数は整備目標に近い考えである。施設待機者問題も加味されていると考えられるが、介護保険財政状況の影響も大きいと考えられる。

結果、事業者が選ばれる。保険者は独自報酬加算、助成金等の誘致活動も行うことができ、保険者の意向と一致したサービス供給が行えると考えられる。神奈川県藤沢市では一部高齢者とのバランスを考慮して増設を見送ったサービスを除き、2006-08年度の地域密着型サービス施設数は整備目標と一致している(畠山(2009))。

以上のことから、施設に関しては都道府県の、地域密着型サービスに関しては保険者の意向をある程度反映することができると考えられる。

### 3 介護保険サービスにおける相互参照行動

#### 3.1 資料による検討

介護保険サービス供給において、他保険者の状況・行動を考慮するか、つまり相互参照行動が生じているかを資料に基づき検討する。厚生労働省老健局振興課(2014)では都道府県・保険者向けに地域包括ケアシステムという介護保険サービスを紹介し「取組事例を管内市町村や関係団体等に広く周知いただくとともに、好事例も参考にしながら、各自治体で取組を進めていただきますよう」と、他自治体の先進的な取組を参考にすることを促している。また大阪府福祉部高齢介護室(2014)、岐阜市(2014)、堺市(2014)、藤沢市(2012)、美祢市(2012)等の介護保険事業計画パブリックコメント等において、他保険者の状況の把握、取組を参考にする趣旨の発言がある<sup>15</sup>。しかし、全ての保険者が政策立案に関する過程を詳細に公表しているわけではないため、資料による把握は部分的把握となる。次節以降、統計的な分析を行うことにより相互参照行動の存在を明らかにする。

#### 3.2 ヤードスティック競争・相互参照行動・都道府県内調整機能

本章が依拠する相互参照行動の理論的背景はプリンシパル・エージェント理論に基づくヤードスティック競争である(Besley and Case(1995))。当該自治体の投票権を持つ住民(プリンシパル)は、サービス水準を他自治体と比較し評価する。これにより地方自治体政策決定者(エージェント)は他自治体のサービス水準を重要視することになり、政策に関係性が生じることになる。住民・地方自治体以外にも、首長と官僚(Bivand and Szymanski(1997))等、複数のパターンがあるが、いずれも他自治体の動向を考慮に入れる相互参照行動となり、自治体間の政策に関係性が生じることになる。

金田(2013)では地方自治体における政策関係性が生じる背景として、ヤードスティック競争以外に(1)便益の直接的なスピルオーバー、(2)歳出競争(租税競争)、(3)上位政府からの指導等を挙げている<sup>16</sup>。(1)では、公衆衛生や環境保全等は、当該地域だけではなく近隣地域も便益が得られるため、代替的な政策関係性が生じるとされている。(2)は租税競争を歳出に応用したものである(田中(2013))。ただし、公共サービスに関しては、(租税競争で想定される)企業の取り合いから生じるゼロサムゲームとは異

<sup>15</sup> 美祢市(2012)の介護予防(地域密着型サービス)に関する具体的なコメントとして、「先進的に介護予防に取り組んでいる他市町村の事例も参考とし、施策を推進します。」がある。

<sup>16</sup> これら相互参照行動の理論的背景の詳細は金田(2013)、田中(2013)を参照。

なる側面も持つ。ヤードスティック競争との違いとしては、企業の地域間移動が前提とされていること、またプリンシパル・エージェント理論に基づいているわけではないので、住民の厚生がヤードスティック競争ほど明確に考慮されていないことが挙げられる。(3)は、地方政府は上位政府からの影響を受け、政策関係性が生じているという背景である。地方政府の分析を扱う上で、上位政府からの影響を完全に取り除くことは非常に困難である。しかし、市町村が保険者である医療・介護保険制度等は、財政負担の責任が保険者に存在するという制度的背景から、地方政府(保険者)の裁量性は比較的高いと考えられるだろう。

介護保険サービスに関しては、財の性質・制度的背景から、(1)便益の直接的なスピルオーバーは生じにくいと考えられる(施設入居等に関しても当該自治体住民が優先される等)。また便益のスピルオーバーが生じた場合、他地域の政策と負の関係になると考えられるが、6 節の分析では有意に正となっている。

介護保険制度においても、(3)上位政府からの指導の影響は十分考えられるが、地方分権が進む制度的背景を考えると、その影響は必ずしも大きくないであろう。特に地域密着型サービスが施行された背景には、保険者に設置権限を委譲することにより、地域での介護の充実をより細かく図ることも政策の意図の1つとして挙げられている。このような点から本章で焦点となる地域密着型サービスに関しては、保険者の意向が大きく反映されると考える。

(2)歳出競争(租税競争)とヤードスティック競争を識別することは非常に困難である<sup>17</sup>。しかし介護保険サービスに関しては、別のアプローチを試みた先行研究、アンケート結果等でヤードスティック競争が有力であることが示唆されている。具体的には、ヤードスティック競争の前提である(i)住民(プリンシパル)が他自治体の動向を評価する、(ii)当該自治体(エージェント)が他自治体の動向を考慮する、という仮定が満たされている。(i)に関する間接的な根拠として、中澤・川瀬(2011)の研究が存在する。中澤・川瀬 (2011)では後期高齢者の移住が介護福祉施設の量的充実度(介護施設数/65 歳以上人口)に正の因果を与えていることを示している。これは高齢者が他自治体の介護サービスの充実度を評価しているためと考えられる。(ii)に関しては、藤村(1999)の自治体行動基準のアンケート結果、前項で挙げた介護保険サービスに関するパブリックコメント等の資料から示されている。これらのことから、介護保険サービスにおける相互参照行動の理論的背景として、ヤードスティック競争が最も適切である可能性が高い。

住民は保険者、都道府県に同時に属している。保険者に設置権限が存在する地域密着型サービスは上記の住民・地方自治体のヤードスティック競争の応用が可能となる。都道府県に設置権限が存在する住宅・施設サービスにおいても、住民は都道府県にも属しているため、ヤードスティック競争の応用が可能である。しかし、この場合は都道府県の都道府県内供給調整機能となる。

---

<sup>17</sup> 金田(2013)ではヤードスティック競争と歳出競争を識別する手法として、空間的近接性を捉えたウェイトのみで正の相互参照行動が正であれば歳出競争、質的近接性を捉えたウェイトのみで正であればヤードスティック競争としている。しかし、ヤードスティック競争の実証研究である Besley and Case (1995)では、近隣州における減税は州知事再選可能性を減じることを示しており、地理的な空間的近接性はヤードスティック競争でも重要な要素であることが示されている。

市町村(保険者)では近隣市町村及び県平均値等の水準を参照に政策の正当化が行われていることが多い(藤村(1999))。しかし、居宅・施設サービスの設置権限は都道府県に存在するため、近隣都道府県の動向も考慮する可能性がある。

図 1 は 3 県による相互参照行動のイメージ図である。左から A・B・C 県、各 8 保険者によって構成される。各保険者の介護給付水準は色が濃い順に高・中・低である。図 1-1 では、全県でそれぞれ相互参照行動が確認される。しかし、近隣県保険者との水準の関係性は明確ではない。図 1-2 では、A・B 県各保険者は同水準であり、近隣県(A・B 県)保険者との相互参照行動も確認できる。図 1-3 では、各県、近隣県保険者間の関係性は低く、相互参照行動は確認できない。

地域密着型サービスは保険者に、居宅・施設サービスは都道府県に設置権限が存在することを考慮すると、本章での保険者間の相互参照行動仮説はより具体的になる。地域密着型サービスでは図 1-1 のように同一県内での相互参照行動が高くなる傾向を持つが(藤村(1999))、居宅・施設サービスでは図 1-2 のように同一県内だけではなく、近隣県保険者での相互参照行動が高くなる可能性がある。

## 4 データ

本章で扱うデータは厚生労働省 2006-11 年度『介護保険事業状況報告』の保険者別パネルデータ(1436×6)である<sup>18</sup><sup>19</sup>。対象は 65 歳以上の第 1 号被保険者に限定した<sup>20</sup>。『同報告』は介護保険事業の保険者別実施状況を把握し、今後の介護保険制度の円滑な運営を行うための基礎資料を得ることを目的とされ作成されている。保険者別に、第 1 号被保険者数、要介護認定者数、介護給付水準(単位・費用・給付費・件数)等の基礎データを保険者が都道府県に報告を行い、厚生労働省がその報告を取りまとめ『同報告』として厚生労働省ホームページ上に公表される。以下、全ての被説明変数・コントロール変数は『同報告』を用い作成した。

介護給付水準として、被保険者 1 人当たり単位数(総単位、居宅・施設・地域密着型サービス別)を用いた<sup>21</sup>。

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)が増加すれば需要が高まる事が予測されるため、後期高齢者割合を加えた。被保険者の所得が比較的高(低)ければ、介護需要は増加(減少)することが考えられるため、保険者別所得段階割合の 4 段階を基準として、

<sup>18</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 2011 年 1580 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。東日本大震災の影響で 2010 年の統計が欠損している福島県の 6 保険者、2008 年の所得段階割合統計が欠損している三好町、地域密着型サービスが計上されていない保険者は分析の対象から除いた。全ての介護保険サービスで設置権限を持つ一部の大阪府の市(合計 12 市)も除いた。最終的な保険者数は 1436(1398 市区町村・38 広域連合)となり、2006-11 年度のバランスドパネルを構築した。

<sup>19</sup> 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。本章では石巻市に提供していただいた修正データを用い分析を行った。

<sup>20</sup> 2011 年度第 1 号被保険者数により総単位数割合は約 98%であり、第 1 号被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。

<sup>21</sup> 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。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。本分析では物価の影響を排除できる単位を使用した。

3 段階以下、5 段階以上の被保険者割合(3 段階以下・5 段階以上被保険者数/被保険者数)を加えた<sup>22</sup>。  
要支援・要介護度認定者数が高い地域であれば介護需要が高くなることが考えられるので、それぞれの割合(要支援・要介護認定者数/被保険者数)を加えた。これらの標本統計量は表 1 である。

## 5 モデル

### 5.1 空間パネルモデル

相互参照行動を検証するため、 $\mathbf{Y}_t(1436 \times 1)$ を被説明変数、 $\mathbf{W}(1436 \times 1436)$ を他保険者と相互参照を明示的に取り入れる空間重み行列、 $\mathbf{X}_t(1436 \times 7)$ をコントロール変数として、以下の 4 つの空間パネルモデルを考える。

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

SAR(Spatial Autoregressive Model)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(Spatial Error Model)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(Spatial Autoregressive Model with Auto Regressive disturbances Model)は SAR、SEM をミックスしたモデルである。SDM(Spatial Durbin Model)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<sup>23</sup>。

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関係を持ち、コントロール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。例として、モデルに含まれていない介護保険制度上の保険者間共通ショックが生じた場合、そのショックが認定率や所得段階等のコントロール変数と相関が生じる可能性が高く、SDM 以外のモデルでは相関を通じた空間的関係をコントロールすることが出来ない。SDM においては、コントロール変数間の関係性をモデルに取り入れており、コントロール変数と共通ショック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出来る。また SDM はデータ発生過程が SAR、SEM、SAC いずれにおいても、不偏推定量を得ることができる唯一のモデルである(LeSage and Pace (2009))。本章では、SDM とその他モデルを比較し、データの説明力が最も高いモデルとして SDM を採用している。

上記 $\mathbf{Y}_t$ 、 $\mathbf{X}_t$ 、 $\alpha$ 、 $\varepsilon_t$ は保険者 $i$ の変数によって構成される。 $Y_{i,t}$ は介護給付水準である。 $X_{j,i,t}$ は後期高

<sup>22</sup> 4 段階が基準額となる保険者が多いため 4 段階を基準とし 1-3 段階、5 段階のみを扱った。4 段階はレファレンス変数となり、各所得段階割合の係数は第 4 段階割合が変化した場合の被説明変数の変化を示す(安藤(2008))。

<sup>23</sup> SAC にコントロール変数間の関係性を加えるとパラメーターは識別出来ない(Elhorst(2010))。

齢者比率(75 歳以上人口/65 以上人口)、所得段階 1・3 割合、5 以上割合、要支援認定者割合、要介護度認定者 1・2 割合、3 割合、4・5 割合である。 $\mu_t$ 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。相互参照行動に関するパラメーターとして、 $\rho$ が介護給付水準、 $\theta_j$ がコントロール変数に関するパラメーターである。

SDM は同時性のため OLS 推定では普遍性も一致性も持たない(LaSage and Pace(2009))。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。本分析では他保険者の当期の値が使われているため、均衡の解釈としては反応関数によるナッシュ均衡と考えることができる。

## 5.2 空間重み行列

本章で扱う保険者・都道府県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・都道府県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。本章では同一都道府県行列(同一都道府県保険者を参照する行列)を用いた分析を行い、それと比較する形で近隣都道府県行列(同一・近隣都道府県保険者を参照する行列)を用いた分析を行う。

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)は以下ようになる(簡便化のためコントロール変数、誤差項は省略)。

$$\log Y_{1,t} = \rho(w_{1,2}\log Y_{2,t} + w_{1,3}\log Y_{3,t})$$

$$\log Y_{2,t} = \rho(w_{2,1}\log Y_{1,t} + w_{2,3}\log Y_{3,t})$$

$$\log Y_{3,t} = \rho(w_{3,1}\log Y_{1,t} + w_{3,2}\log Y_{2,t})$$

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。図 1 の例で言えば A・B・C 県各保険者は同一県の保険者のみに正のウェイトを与えていることになる。 $\rho$ 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。ベースモデルでは最も単純に同一ウェイトを与えている。上記の例では、 $w_{i,j} = 1/2$ である。ベースモデルでは、保険者は同一都道府県他保険者の給付水準を平均的に重みづけしている(他都道府県保険者のウェイトは 0)と仮定を置き空間重み行列(1436×1436)を作成し相互参照行動を検証する。

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。

本章で扱う空間重み行列は同一都道府県・近隣都道府県保険者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。

## 6 推定結果

### 6.1 モデル選択

LaSage and Pace(2009)は SDM の有意性から、SDM をベースモデルとして他モデルと比較しモデル選択すること推奨している。本節ではベースモデルとして同一都道府県行列を用いた SDM を出発点とする。

表 2 は、介護給付水準(総単位、サービス別)を被説明変数とした SDM(固定効果)の最尤法による推定結果である。Robust Hausman 検定を行った結果、全てのモデルにおいて固定効果が採択された<sup>24</sup>。

SDM は SAR、SEM を特殊ケースとして含む一般モデルである。LaSage and Pace(2009)の方法に従い Wald 検定を行った結果、居宅単位数(vs SAR)を除く全てのモデルで SDM が採択された<sup>25</sup>。Wald 検定を用いる事が出来ない SAC との比較において AIC(Akaike Information Criterion)を用いた結果、全てのモデルで SDM が採択された(AIC が低いほどモデルの説明量が高い)。本章では、SDM(同一都道府県行列使用)をベースモデルとして推定を行う。

### 6.2 同一都道府県行列使用モデルの推定結果と解釈

表 2 において、総単位・サービス別全てで被説明変数による相互参照パラメーターは有意水準 1% 以内で正であった。同一都道府県他保険者区域において、介護給付水準が 10%増加すれば、自らの水準を約 3・5%増加させている。サービス別比較では、施設サービスが最も高く(.495)、次いで地域密着型サービス(.402)、居宅サービス(.310)であった。

施設サービスの相互参照パラメーターが最も高かった理由の 1 つとして、施設待機者問題が考えられる<sup>26</sup>。施設待機者数は都道府県で把握されており、都道府県が保険者間の施設サービス地域差拡大を避けるため、その調整を行い相互参照パラメーターが高くなった可能性が考えられる。居宅・地域密着型サービスは共に居宅での介護を促進させるサービスが中心であり、営利法人参入可能と目的・内容・事業所形態とも類似している。しかし、相互参照パラメーターは地域密着型サービスが高い値

<sup>24</sup> 本分析では、系列相関・分散不均一が存在しても一貫性を持つクラスター・ロバスト標準誤差(Arellano(1987))を用いるため、通常の Hausman 検定を行うことが出来ない。Hoechle(2007)に従い、Robust Hausman 検定を行った。

<sup>25</sup> 居宅単位数も AIC では SDM が支持されているため、他モデルの比較の観点から SDM を採用する。

<sup>26</sup> 統計を公表している西東京市では、特別養護老人ホームは定員の 10.96 倍、介護老人保健施設は 0.12 倍、介護療養型医療施設は 0.96 倍の施設待機者が存在する(西東京市(2014))。



であった。地域密着型サービスは保険者に設置権限等が与えられ、保険者の介護報酬独自加算・助成金等も存在する。保険者主体の設置権限を通して、地域密着型サービスは同一都道府県保険者の供給水準に敏感に反応したと考えられる。

コントロール変数による相互参照行動(他保険者のコントロール変数が被説明変数に与える影響)は、後期高齢者割合が総単位数、施設サービスで有意に負であった。同一都道府県他保険者の後期高齢者割合(コントロール変数)が上昇すると自らの給付水準(被説明変数)は下がっていた。施設サービスで有意になっていたことを考えると、都道府県が、後期高齢者割合が高くなった保険者地域に施設整備に重点を置いたため、(他保険者と比べ)相対的に若い被保険者が多くなった保険者地域では、給付水準が下がったと考えられる。所得段階 1・3 段階割合は、地域密着型サービスが有意に負であり、所得段階 5 段階以上割合は総単位、施設サービスにおいて有意に正であった。(他保険者と比べ)相対的に所得段階が高い被保険者が増加すると地域密着型サービスが減少し、相対的に所得段階が低い被保険者が増加すると施設サービスが増加することが示唆される。前者に関しては相対的に調整交付金(所得段階割合が低いと増加される制度)が減少し、保険者主導の地域密着型サービスに負の影響を与えた可能性がある。後者に関しては、施設介護サービスの受給基準の厳格性を反映した結果と考えられる<sup>27</sup>。要支援認定者割合は総単位、施設サービス、要介護度 1・2 認定者割合は施設、地域密着サービスで有意に正であり、要介護度 4・5 認定者割合は・施設サービスで有意に負であった。(他保険者と比べ)相対的に要介護度が高(低)くなった際に、施設・地域密着型サービスの供給が高(低)くなったと解釈できる。

### 6.3 ベースモデルにおける相互参照パラメーター(被説明変数)の頑健性

表 2 ベースモデルの相互参照パラメーター(被説明変数)の頑健性を確認する。下記の分析で扱う変数の標本統計量は表 1 にまとめている。

表 2 の分析では認定率(要支援・要介護認定者割合)をコントロール変数として加えていたが、認定率には内生性が存在する可能性がある。介護給付水準が高ければ、保険者は自らの給付負担を下げるために認定率は下げる誘因を持つ可能性があるためである(Hayashi and Kazama(2008))。認定率を除いた分析を行い、頑健性を確認した。また異なる指標を用いても同様の結果を得られるか確認するため、利用率(=各サービス利用者数/被保険者数)を作成し同様の分析を行った。表 3 上段がその結果である。いずれの相互参照パラメーターも有意水準 1%以内で正であった。またパラメーターの値も、高い順に施設、地域密着、居宅となり、表 2 の結果と一貫性を持った。

本章のサンプルサイズは合併に関連した 50 保険者を除いており、推定結果にはサンプルバイアスが生じる可能性がある。そこで合併に関連した保険者もサンプルに含めて分析を行い、ベースモデルの結果に頑健性があるかを確認する<sup>28</sup>。合併に関係した保険者には合併前のデータが存在しない。合

<sup>27</sup> 介護保険施設では、他介護保険サービスを受けることが経済的に厳しい被保険者を優先的に入所させる方針を持つ保険者が存在する(特別養護老人ホームで働く社会福祉士のヒアリングから)。

<sup>28</sup> 5 節で述べた通り、合併保険者を加えて分析を行うと保険者間の関係性が分析期間中に変化してしまう可能性があることに注意をしなければならない。

併前データについて、(1)多重代入法(Royston(2004))、(2)合併を行った保険者の値を合算する方法(Reingewertz(2012))を用い欠損データを補った<sup>29</sup>。表3中段がその結果である。いずれの相互参照パラメーターも有意水準1%以内で正であった。またパラメーターの値も、高い順に施設、地域密着、居宅となり、表2の結果と一貫性を持った。

次に供給者誘発需要の影響について分析を行う。施設(資本)や人員配置が短期的に可変ではなく、それらが影響を与えるサービス比率が高い地域においては、供給者誘発需要を通じて保険者間の介護保険サービスに関係性が生じる可能性がある。山内(2004)では訪問介護サービス、湯田(2005)では通所介護サービスに供給者誘発需要の存在を確認している。湯田(2005)は山内(2004)の手法をより精緻にした分析であり、湯田(2005)、Noguchi and Shimizutani(2005)では訪問介護サービス供給者誘発需要は生じていないとしているため、本章では湯田(2005)の結論に従う。また湯田(2005)では、短期的に可変ではない施設サービスに関しても検証を行い、供給者誘発需要が存在していないことを確認している。よって通所サービスに焦点を置き、頑健性を確認する。総単位、居宅、地域密着型サービスから通所介護に関する単位数を除いた変数(被保険者1人当たり)においても、相互参照パラメーターが有意水準1%以内で正であった(表3下段(誘発需要))<sup>30</sup>。これは供給者誘発需要が生じているとされる通所介護以外にも相互参照行動が存在しているということであり、保険者間の関係性が供給者誘発需要のみによって生じているわけではないことを示している。

最後に37%参酌標準の影響について分析を行う<sup>31</sup>。厚生労働省は在宅サービスと施設等サービスのバランスの取れた整備を進めるために、参酌標準変数(=介護保険3施設及び介護専用の居宅系サービス利用者/要介護度2・5認定者数)を37%以下にするよう保険者・都道府県に指導していた(厚生労働省(2010))<sup>32</sup>。ただし、37%参酌標準は強制ではなく、参酌標準変数は最大50%、最小27%と地域差(都道府県)が存在していた(厚生労働省老健局(2009))。37%参酌標準は2010年に廃止が決まり、第5期計画(2012・14年)以降から反映されることになった<sup>33</sup>。本章の対象は2006・11年であるため、37%参酌

<sup>29</sup> 多重代入法では、他の変数を用いた回帰式から誤差を加えた値を用い欠損データを埋め、擬似データセットを作成する。本分析では5回の擬似データを作成し、それぞれに対して推定を行ない、5つの推定値を用い平均、標準偏差を導出した。詳細はRoyston(2004)を参照。合併前合算では、合併の影響を分析したReingewertz(2012)に従い、合併前保険者の変数を合算することにより欠損データを補っている。ただし福岡県八女市、みやま市、糸島市は合併前保険者データに欠損があり、この作業を行えなかったため、サンプルサイズは多重代入法と比べ3小さくなる。また合併保険者に合併後ダミーを入れて分析を行ったが、有意性はなかった。

<sup>30</sup> 供給者誘発需要・参酌標準における、地域密着型サービスの推定では、被説明変数に0を含むため、対数化せずに分析を行った。

<sup>31</sup> 37%参酌標準以外の参酌標準として、(1)多様な住まいの普及の推進、(2)介護保険3施設利用者の重度者への重点化(入所施設利用者全体に対する要介護度4・5の割合を70%以上)、(3)介護保険3施設の個室化の推進(3施設の個室ユニットケア割合を50%以上、特養では70%以上)が存在する(p.150 厚生労働省(2006))。 (1)-(3)を考慮した頑健性の確認を行うことは、下記の理由により困難であった。(1)に関しては数値目標が存在しないため対応するデータが不明瞭であった。(3)に関しては、保険者別のユニット割合を示した施設数及び利用データが公表されていなかった。(2)に関しては、要介護度4・5を除いた利用者数を基準とした施設単位数に相互参照行動が生じていたとしても、保険者が要介護度3以下を基準に相互参照行動としているとは考え難く(施設利用者に対する要介護度4・5の割合は60%以上(62.1% 2011年))、要介護4・5という指標の影響を除いた相互参照行動推定には制度的背景が反映されないため、頑健性の推定として適切ではない可能性が高い。(1)-(3)に関しては頑健性の確認は困難であったが、対応サービス・利用者数の規模が最も大きい37%参酌標準を考慮した頑健性分析は行った。

<sup>32</sup> 介護専用の居宅系サービスとは、居宅サービス内特定施設入居者生活介護サービス、地位密着型サービス内認証対応型共同生活介護・特定施設入居者生活介護・介護老人福祉施設入所者生活介護サービスである。

<sup>33</sup> 第4期(2009・11年)中の変更であったが、国から保険者・都道府県第4期介護保険事業計画の変更を求めている(厚

標準の影響を考慮する必要がある。表 2 ベースモデルの結果が、都道府県別に参酌標準の数字が近くなり、その結果として保険者間介護給付水準に関係性が生じている可能性がある。総単位、居宅、地域密着型サービスから参酌標準に関する単位数を除いた変数(被保険者 1 人当たり)<sup>34</sup>においても、相互参照パラメーターが有意水準 1%以内で正であった(表 3 下段(参酌標準))。これは参酌標準の対象とされない介護サービスにおいても相互参照行動が存在しているということであり、保険者間の関係性が参酌標準のみによって生じているわけではないことを示している<sup>35</sup>。

供給者誘発需要、参酌標準が相互参照行動に与える影響を完全に識別することは困難である。上記の結果を持って、保険者間介護給付水準の関係性が相互参照行動のみから生じるとは言うことはできない。しかし、誘発需要、参酌標準に関する変数を除いても、相互参照行動を確認できたということは、保険者間介護給付水準の関係性には上記 2 つ以外の要因が存在していることを示している<sup>36</sup>。

#### 6.4 近隣都道府県保険者を加味した相互参照行動

保険者の参照範囲を同一都道府県保険者から同一・近隣都道府県保険者へと拡大した分析を行う。近隣都道府県区域は地方制度調査会(2006)をもとに全国を 11 地域に分割した区域である(表 4)。地方制度調査会(2006)では、「ここで示した区域例は、各府省の地方支分部局に着目し、基本的にその管轄区域に準拠したものである」と述べている。この区域は地理的要因に加え、政治的な要因を考慮した区域である。山内(2009)では介護保険施設サービス相互参照行動の検証を、上記 11 地域その他、複数の分割パターンを推定し、11 地域が最も尤度関数が高く説明力が高いことを示している。本章では、政治的な要因が考慮され、先行研究でも説明力が最も高い 11 地域を採用した。同一都道府県保険者及び近隣都道府県保険者に同一ウェイトを用いた空間重み行列を作成し分析を行った。

データ構造は前節と同様であるが、空間重み行列を変え、保険者の参照範囲を変化させる。例として、北海道 132 保険者のウェイトが空間重み行列拡大によりどう変化するかを考える。北海道 132 保険者は、同一都道府県行列において、自分を除く北海道 131 保険者に 1/131 のウェイトを与え、残り 1304 保険者に 0 のウェイトを与えていた。近隣都道府県行列では、北海道、青森県、岩手県、秋田

---

生労働省(2010))。

<sup>34</sup> 37%参酌標準変数は介護サービス別利用者の統計が好評されていないため作成することが出来なかった。ここでの分析は参酌標準変数に関係しない 1 人当たり介護給付水準の相互参照行動を確認することにより、介護サービスの相互参照行動の存在を確認している。

<sup>35</sup> 利用率の分析において、利用者数(被説明変数分子)、要介護者数(コントロール変数要支援・要介護割合分子)と、被説明変数、コントロール変数に 37%参酌標準変数が含まれているため、推計式が制度設計を表す恒等式になっている可能性がある。そこで利用率の分析から、要支援・要介護割合を除き同様の分析を行った結果、いずれの相互参照パラメーターも有意水準 1%以内で正であり、パラメーターの値も、高い順に施設、地域密着、居宅となり、表 2 の結果と一貫性を持った。

<sup>36</sup> 誘発需要・参酌標準に関する変数を除いた変数と誘発需要・参酌標準に関する変数(=誘発需要・参酌標準に関する 1 人あたり単位数)に相関が生じており、誘発需要・参酌標準に関する変数に保険者間関係性が生じていた場合、その相関から生じる誘発需要・参酌標準に関する変数を除いた変数の関係性を相互参照行動と捉えてしまう可能性がある。誘発需要・参酌標準に関する変数と誘発需要・参酌標準を除いた変数の相関係数は、総単位、居宅単位、地域密着単位でそれぞれ誘発需要(.256, .254, .027)、参酌標準(.152, .032, .111)とあった。いずれの相関係数も低い傾向にあり、誘発需要・参酌標準の除いた変数の相互参照行動は誘発需要・参酌標準に関する変数との強い相関から生じた相互参照行動ではないと考えられる。しかし、0.2 以上の相関もあることから、その影響が完全に存在しないとは言えない。

県の自分を除く 215 保険者に 1/215 のウェイトを与え、残り 1220 保険者に 0 のウェイトを与えている。近隣都道府県行列は同地域都道府県保険者にウェイトを与え、それ以外には 0 を与える行列である。図 1 の例で言えば、A・B を近隣県とした場合、A・B 県各保険者は A・B 両県保険者に正のウェイトを与えていることになる。そして、近隣都道府県行列により、相互参照行動が確認できるということは図 1-2 のような状況である。同一・近隣都道府県保険者に同一ウェイトを用いた空間重み行列を作成し SDM(固定効果)により推定した。

表 5 上段は、同一・近隣都道府県保険者に同一ウェイトを与えた行列を用いた結果である。総単位、居宅、施設サービスの相互参照パラメーターは有意に正であったが、地域密着型サービスは有意性を失っている。施設サービスに関しては、都道府県が設置権限を持つため、他都道府県保険者の水準を参照にしている可能性が高いことを示唆している。地域密着型サービスに関しては、保険者が設置権限を持つため、同一都道府県保険者を主に参照し、近隣都道府県保険者からの影響は小さいことが示唆される。

保険者の参照範囲を詳細に調べるため、距離ウェイトによる近隣都道府県行列を用いた推定を行う。各保険者の役所(広域連合の場合は事務本部)の経度緯度情報を用い、ユークリッド距離の逆距離を標準化(合計が 1)した近隣都道府県行列を作成した<sup>37</sup>。近隣・距離ウェイト行列は、近い保険者に高いウェイトを遠い保険者に低いウェイトを与えている。つまり、同一都道府県保険者に高いウェイトを、同一都道府県を除く近隣都道府県保険者に低いウェイトを与えていることになる<sup>38</sup>。

表 5 下段は、近隣・距離ウェイト行列を用いた推定結果である。地域密着型サービスが有意に正となっており、地域密着型サービスの参照範囲として同一都道府県、距離が重要であることが明らかとなった<sup>39</sup>。このことから、サービスの設置権限の違いが、参照範囲を変化させていることが示唆された。

最後に近隣都道府県保険者を加味した分析結果における注意点を述べる。総単位・居宅・施設・地域密着型サービスの近隣・同一/距離ウェイト行列を用いた推定結果 AIC は、同一都道府県・同一ウェイト行列を用いた推定結果 AIC と比較し高い(距離・近隣ウェイト居宅サービスを除き)。このことから、データから説明される適切な(空間重み行列に関しての)参照範囲は同一都道府県保険者と考えられる。

## 6.5 隣接保険者・類似団体(保険者)を加味した相互参照行動

隣接保険者、類似団体(保険者)を参照にしているという仮説のもと、隣接保険者行列、類似団体行列による分析を行い、ベースモデルの結果と比較を行う<sup>40</sup>。

<sup>37</sup> 武田(2002)『全国都道府県市区町村の緯度経度データ』、国土地理院『都道府県市区町村の東西南北端点の経度緯度』の役場の経度緯度情報を Drukker,et.al(2013)に従い逆距離による空間重み行列を作成した。

<sup>38</sup> 近隣・距離ウェイト行列は同一都道府県保険者に平均で 0.491 のウェイトを、近隣・同一ウェイト行列は 0.227 のウェイトを与えている。

<sup>39</sup> 同一都道府県保険者・距離ウェイトを行列の推定は、表 2 ベースモデルと変わらず、施設、地域密着、居宅の順で相互参照パラメーターが高かった。

<sup>40</sup> 隣接保険者行列は、国土地理院『全国都道府県別・市区町村合併新旧一覧図』、厚生労働省『介護保険事業状況報告』、

隣接保険者行列を用いた分析では、先の同一都道府県保険者または近隣都道府県保険者を全て参照するという仮説とは異なり、境界が接している保険者のみを参照するという仮説のもとで分析を行った。この仮定のもとでは、参照先となる保険者は非常に少なくなる。また隣接していない同一都道府県保険者を参照しないというのは、かなり強い仮定と考えられる。類似団体行列を用いた分析では、人口・産業比率をもとに区分された地理的状況によらない類似団体(保険者)を参照にするという仮説のもとで分析を行った<sup>41</sup>。

表 6 が推定結果である。(i)隣接保険者行列による分析では、相互参照行動パラメーターの値はベースモデルの分析と比較し低くなっていたが、いずれも有意に相互参照行動が確認された。またパラメーターは高い順に施設、地域密着、居宅サービスとなり、ベースモデルの結果と一貫性を持った。しかし、AIC はベースモデルと比較し全てのサービスで高くなっており、データから説明される適切な(空間重み行列に関しての)参照範囲は隣接保険者のみではなく、同一都道府県全保険者と考えられる。(ii)類似団体行列による分析では、総単位数・地域密着型サービスは有意ではなく、居宅サービスが負に有意となり、ベースモデルと一貫した結果を得られなかった。AIC はベースモデルと比較し全てのサービスで高くなっていた。このことから、介護保険サービスにおいては、適切な参照範囲は類似団体(保険者)ではなく同一都道府県全保険者と考えられる。AIC 比較の観点から、類似団体(保険者)は参照先として適切ではないため、相互参照行動が確認できなかったと示唆される。

## 7 結語

本章では、サービス別介護給付水準の相互参照行動を事業所設置権限という裁量性の違いに着目し、空間パネルモデルにより定量的に分析した。全てのサービスで、同一都道府県保険者を参照にするモデルにおける相互参照パラメーターは有意水準 1%以内で正であった。施設サービスが最も高く、次いで地域密着型サービス、居宅サービスであった。施設サービスは施設待機者地域差拡大を阻止する目的で、施設サービスに設置権限を持つ都道府県による調整機能が強く働いていると考えられる。居宅・地域密着型サービスは類似のサービスであるが、地域密着型サービスは、保険者主体の設置権限を通して、同一都道府県保険者の給付水準に敏感に反応したと考えられる。近隣都道府県保険者の影響も加味した分析から、居宅・施設サービスでは近隣都道府県における保険者の影響を受ける一方、地域密着型サービスでは近隣都道府県からの影響は大きくないことを確認した。居宅・施設サービスの設置権限は都道府県にあるため、近隣都道府県からの影響を強く受けたと考えられる。いずれの分析においても、相互参照行動には設置権限の違いが大きな影響を与えていることを確認した。

現在、介護保険制度は保険者の権限を強化するという地方分権の流れが進んでいる。介護保険制度

---

各市町村ホームページによる地理状況説明、『市区町村隣接関係一覧』(<http://uub.jp>)を用い作成した。類似団体行列は、総務省『類似団体別市区町村財政指数表』を用い作成した。広域連合に関しては、新たな区分として扱った。いずれの行列も参照ウェイトの合計が 1 となるよう標準化を行った。

<sup>41</sup> Hayashi and Yamamoto(2014)では類似団体行列を用い、1 人あたり歳出合計における市町村間相互参照行動を確認している。

で地方分権が進んでいること、そして保険者に設置権限が存在する地域密着型サービスの相互参照行動が強いことから、相互参照行動は今後より強くなっていくことが示唆された<sup>42</sup>。逼迫する介護保険財政において、先進的な取組の波及によるサービス効率化から、費用面で効率的な供給が促進されると考えられる<sup>43,44</sup>。またヤードスティック理論の背景から、介護サービスの増加が住民にとって良いものと仮定された場合、相互参照行動による介護サービス増加は、当該地域に住民の意向が反映されたという点では住民の厚生上良いことと考えられる。その過程において、保険者が各地域選好特性に合わせた供給が行われているという点で、分権化定理により、国による画一的供給よりも効率的であることが示唆される(Oates(1972),小西(2012))<sup>45</sup>。

最後に本章の分析に関する留意点を3つ述べる。1つ目は、都道府県・保険者に設置権限等を通し設置権限が存在するという点である。畠山(2010)のアンケート調査では半数以上の保険者が供給調整を認めているが、老人福祉施設、居宅介護支援事業の運営の多くが社会福祉法人、営利法人であるため、設置権限を通しどこまで都道府県・保険者の意向が反映されるのかという問題が残る。サービス・事業所形態も類似である居宅・地域密着型サービスで相互参照行動の傾向が異なっていたため、事業所設置権限は供給水準に大きく関わっていると考えられるが、厳密にはサービス供給者(社会福祉法人・営利法人等)の意向も反映されていることは考慮しておかなければならない。2つ目は、本分析で用いた介護給付水準は需要側と供給側の要因で決まった均衡値であり、保険者を通した供給側のみの値でないことである。施設サービスの定員等と異なり、居宅・地域密着型サービス等の通所・訪問サービスにおける供給側のキャパシティを測ることは困難であり、詳細な統計が必要である<sup>46</sup>。3つ目は、保険者間の関係性を測る上で誘発需要・参酌標準等の影響を完全に識別することが困難であった点である。誘発需要・参酌標準に関する変数を除いても、相互参照行動を確認できたということは、保険者間介護給付水準には上記2つ以外の要因が存在していることを示している。しかし、この結果を持って、保険者間介護給付水準の関係性が相互参照行動のみから生じているとは言えない。誘発需

<sup>42</sup> 松岡(2016, 近刊)では介護保険料を対象に市の相互参照パラメーターは町村よりも高いことを確認している。事業所設置権限を通し保険者に供給裁量性がある地域密着型サービスは、町村と比べ市が多く導入している(畠山(2010))。市は町村と比べ高い裁量性を持ち、その裁量性が独自の政策を反映するというわけではなく、相互参照行動を高めるように使われたと考えられる。

<sup>43</sup> ただし、同一都道府県保険者が参照範囲として適切であったことを考慮すると、その波及効果は同一都道府県内で区切られていると考えられる。

<sup>44</sup> 本章では、長期的な介護保険費用削減等の効率性を分析することができていない。本章の議論では、政策に関係性が生じ、良い取り組みなど波及効果が生まれ、長期的には効率性が生まれると考え、分析結果のインプリケーションとして効率性が生じると考察している。長期的な費用削減等に関しては、相互参照行動が強く生じているサービスを対象に、レセプトデータ等の分析から長期的な効果を分析し、費用面と結びつける分析が必要である(湯田他(2013)等では、レセプトデータを用い介護予防給付の長期的な効果を分析している)。この点は今後の課題としたい。

<sup>45</sup> 分権化定理による効率性の享受は通常技術的外部性が存在しないことが仮定されている(Oates(1972))。小西(2012)では、ヤードスティック競争が生じている状況においても、技術的外部性が大きく、地域政策担当者による相対的な政策(他地域の政策も加味された政策の相対的な指標)が高く評価される状況であれば(能力の限界生産性が高いとも言い換えれる)、分権化定理による効率性の享受が生じることを示している。本章においては、地域密着型サービスの相互参照行動は強く、分権化が進んでいる状況においては、地域政策担当者の相対的な政策は高く評価されると考えられ、分権化定理による効率性が生じていると可能性は高い。

<sup>46</sup> 厚生労働省『介護事業所検索』において全国介護事業所(ただし前年度介護報受額100万円以下の事業所は除く)の提供サービス、従業員数、利用者数を公開している。しかし、居宅・施設・地域密着型サービス別の公表はなく、同一事業所が複数のサービスを提供している場合、その合算値しか把握できない。

要・参酌標準の除いた変数と誘発需要・参酌標準に関する変数には強い相関は生じていなかったが、その影響が完全に存在しないとは言えないためである。また本稿では全ての参酌標準を考慮した分析を行うことが困難であった。これら介護サービスにおける統計整備及び保険者間の関係性の識別は今後の課題としたい。

## 参考文献

- 足立泰美・上村敏之 (2013) 「地域密着型サービスが居宅・施設サービスの介護費用に与える影響」, 『会計検査研究』, 第 47 号, pp.139-153.
- 安藤道人 (2008) 「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 巻 1 号, pp.94-109.
- 大阪府福祉部高齢介護室 (2014) 「第 6 期市町村高齢者計画策定指針(案)」, <http://www.city.hirakata.osaka.jp/uploaded/attachment/54146.pdf> (2015 年 5 月 21 日最終確認)
- 金田美加 (2013) 「わが国の政策競争における相互作用の識別 - 普通建設事業単独事業費を用いた実証分 -」, 『日本地方財政学会研究叢書』, 第 20 号, pp.103-124.
- 岐阜市 (2014) 「パブリックコメントについて」, <http://www.city.gifu.lg.jp/secure/25586/h26kaitou.pdf> (2015 年 5 月 21 日最終確認)
- 厚生労働省 (2006) 「平成 18 年度医療制度改革関連資料内、療養病床に関する説明会資料」, <http://www.mhlw.go.jp/bunya/shakaihoshou/iryouseido01> (2015 年 10 月 18 日最終確認)
- 厚生労働省 (2010) 「施設・居住系サービスの量の見込みを定めるに当たって参酌すべき標準 (いわゆる 37%の参酌標準) の撤廃について」, [http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/dl/tp101027-01b\\_0007.pdf](http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/dl/tp101027-01b_0007.pdf) (2015 年 6 月 18 日最終確認)
- 厚生労働省 (2012) 「平成 24 年介護サービス施設・事業所調査」, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kaigo/service12/dl/kekka-gaiyou.pdf> (2014 年 9 月 30 日最終確認)
- 厚生労働省老健局 (2009) 「第 3 期 (平成 18-20 年度) 市町村介護保険事業計画及び都道府県介護保険事業支援計画における介護給付等サービス量の見込みと実績の比較について」, <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2009/09/h0910-1.html> (2015 年 6 月 18 日最終確認)
- 厚生労働省老健局 (2012) 「介護保険制度改正の概要及び地域包括ケアの理念」, <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000001oxhm-att/2r9852000001oxlr.pdf> (2014 年 9 月 30 日最終確認)
- 厚生労働省老健局振興課 (2014) 「地域包括ケアシステムの構築に向けた取組事例について」, 『介護保険最新情報』, 第 377 号.
- 小西秀樹 (2012) 「政策担当者の出世欲とヤードスティック競争」, 穴沢眞・江頭進『グローバルズムと地域経済』, 日本評論社.
- 堺市 (2014) 「堺市高齢者福祉計画・介護保険事業計画位に対するパブリックコメント」, [http://www.city.sakai.lg.jp/shisei/gyosei/shingikai/kenkofukushikyoku/chojushakaibu/koreibunkakai/h26/H26\\_5\\_koureibunkakai.files/5\\_shiryuu1.pdf](http://www.city.sakai.lg.jp/shisei/gyosei/shingikai/kenkofukushikyoku/chojushakaibu/koreibunkakai/h26/H26_5_koureibunkakai.files/5_shiryuu1.pdf) (2015 年 5 月 21 日最終確認)
- 田中宏樹 (2013) 「水平的政府間競争の理論と実証: サーベイ」, 『同志社政策科学研究』, 第 14 巻 第 2 号, pp.15-36.
- 地方制度調査会 (2006) 「道州制のあり方に関する答申」, [http://www.soumu.go.jp/main\\_sosiki/jichi\\_gyousei/c-gyousei/dousyusei/](http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/c-gyousei/dousyusei/) (2014 年 10 月 9 日最終確認)
- 中澤克佳 (2010) 『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.



- 中澤克佳・川瀬晃弘 (2011) 「介護移住の実証分析」『経済政策ジャーナル』, 第8巻1号, pp.2-19.
- 西東京市 (2014) 「介護保険施設入所待機者数(2014年10月1日)」, [http://www.city.nishitokyo.lg.jp/topics/fukushi/f\\_koureikaigosisetu.html](http://www.city.nishitokyo.lg.jp/topics/fukushi/f_koureikaigosisetu.html) (2014年10月10日最終確認)
- 畠山輝雄 (2009) 「介護保険生改正に伴う市町村の権限拡大と地域への影響 -神奈川県藤沢市の事例-」, 『人文地理』, 第61巻第5号, pp.37-54.
- 畠山輝雄 (2010) 「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」 working paper, 日本大学.
- 藤沢市 (2014) 「第3回藤沢市介護保険運営協議会議事録」, <http://www.city.fujisawa.kanagawa.jp/kaigo-j/kenko/fukushi/kaigohoken/gaiyo/unekyogikai/documents/000368154.pdf> (2015年5月21日最終確認)
- 藤村正之 (1999) 『福祉国家の再編成』, 東京大学出版会.
- 平野方紹 (2006) 「介護保険法改正とこれからの地域福祉」『自治体法務研究』, 第4号, pp.28-34.
- 松岡佑和 (2016, 近刊) 「介護保険料決定における保険者間相互参照行動 -自治体間の参照基準において何が重要か-」, 『日本地方財政学会研究叢書』, 第23号.
- 美祢市 (2014) 「美祢市老人福祉計画・第5期介護保険事業計画(素案)に対するパブリックコメント」, <http://www2.city.mine.lg.jp/www/contents/.../files/kaigokeikakukekka.pdf> (2015年5月21日最終確認)
- 山内康弘 (2004) 「訪問介護費と事業者密度」, 『医療と社会』, 第14号2巻, pp.103-118.
- 山内康弘 (2009) 「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巻, pp.206-222.
- 湯田道生 (2005) 「介護事業者密度が介護サービス需要に与える影響」, 『季刊社会保障研究』, 第40巻第4号, pp.373-386.
- 湯田道生・鈴木亘・両角良子・岩本康志 (2013) 「介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響」, 『季刊社会保障研究』, 第49巻第3号, pp.310-325.
- Arellano, M. (1987) “Computing Robust Standard Errors for Within-Group Estimators,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, pp.431-434.
- Bivand, R. and Szymanski, S. (1997) “Spatial Dependence through Local Yardstick Competition: Theory and Testing,” *Economics Letters* 55(2), pp.257-265.
- Besley, T. and Case, A.C. (1995) “Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition,” *American Economic Review*, 85(1), pp.25-45.
- Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A.P. (2013) “xsmle – A Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata,” *Statistical Software Components*.
- Dukker, D.M., Peng, H., Prucha, I.R. and Raciborski, R. (2013) “Creating and Managing Spatial-Weighting Matrices with the Spmat Command,” *State Journal*, 13(2), pp.242-286.
- Elhorst, J.P. (2010) “Applied Spatial Econometrics : Raising the Bar” *Spatial Economic Analysis*,

5(1) pp.9-28.

Hayashi, M. and Kazama, H. (2008) "Horizontal Equity or Gatekeeping? Fiscal Effects on Eligibility Assessments for Long-term Care Insurance Programs in Japan," *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* 15(3), pp.257-276.

Hayashi, M. and Yamamoto, W. (2014) "Information sharing, neighborhood demarcation and yardstick competition: an empirical analysis of intergovernmental expenditure interaction in Japan" CIRJE discussion paper.

Hoechle, D. (2007) "Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence," *Stata Journal*, 7(3), pp.281-312.

Lee, L. and Yu, J. (2010) "Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects" *Journal of Econometrics*, 154(2), pp.165-185

LeSage, J.P. and Pace, R.K. (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, Taylor & Francis.

Noguchi, H. and Shimizutani, S. (2005) "Supplier-Induced Demand in Japan's At-home Care Industry: Evidence from Micro-level Survey on Care Receivers," ESRI Discussion Paper Series, No.148.

Oates, W.E. (1972) *Fiscal Federalism*, Harcourt Brace Jovanovich, New York.

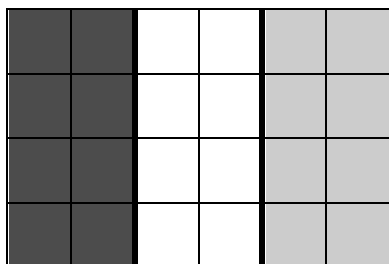
Reingewertz, Y. (2012) "Do Municipal Amalgamation Work? Evidence from Municipalities in Israel," *Journal of Urban Economics*, 72, pp.240-251.

Royston, P. (2004) "Multiple Imputation of Missing Values," *Stata Journal*, 4(3), pp.221-241.

図 1. 相互参照行動のイメージ図

図 1-1

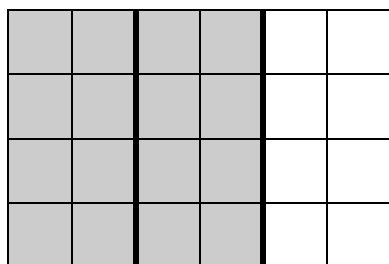
A 県      B 県      C 県



同一県内で相互参照行動

図 1-2

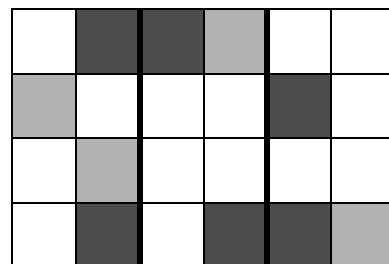
A 県      B 県      C 県



A 県 B 県内保険者間で相互参照行動

図 1-3

A 県      B 県      C 県



相互参照行動なし

注 1: 色が濃い順に介護給付水準が高い(高・中・低)。

注 2: A・B・C 県はそれぞれ左から 8 保険者を持つ。

表 1. 標本統計量

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	単位
被保険者 1 人当たり総単位数	23.739	4.665	3.300	50.882	千単位数
被保険者 1 人当たり居宅単位数	10.644	2.678	1.662	24.253	千単位数
被保険者 1 人当たり施設単位数	10.989	2.969	1.583	31.900	千単位数
被保険者 1 人当たり地域密着単位数	2.104	1.458	.003	16.215	千単位数
後期高齢者割合	.512	.068	.293	.759	比率
所得段階 1-3 段階割合	.313	.105	.095	.744	比率
所得段階 5 段階以上割合	.334	.086	.046	.647	比率
要支援認定者割合	.038	.016	0	.528	比率
要介護度 1-2 認定者割合	.057	.012	.018	.397	比率
要介護度 3 認定者割合	.024	.005	.006	.226	比率
要介護度 4-5 認定者割合	.041	.010	.017	.612	比率
総利用率*	1.565	.292	.712	3.478	比率
居宅利用率*	1.079	.221	.355	2.578	比率
施設利用率*	.391	.105	.139	1.074	比率
地域密着利用率*	.093	.064	.0002	.902	比率
被保険者 1 人当たり総単位(通所介護以外)*	20.077	4.106	3.159	47.662	千単位数
被保険者 1 人当たり居宅単位(通所介護以外)*	7.155	2.000	1.486	18.544	千単位数
被保険者 1 人当たり地域密着単位(通所介護以外)*	1.931	1.427	0	16.215	千単位数
被保険者 1 人当たり総単位(参酌標準以外)*	10.486	2.756	1.560	24.526	千単位数
被保険者 1 人当たり居宅単位(参酌標準以外)*	10.097	2.582	1.560	22.267	千単位数
被保険者 1 人当たり地域密着単位(参酌標準以外)*	.389	.546	0	9.590	千単位数
サンプルサイズ	8616(1436×6)				

出所： 2006-11 年度 厚生労働省 『介護保険事業状況報告(第 1 号被保険者)』

注 1: 変数\*は頑健性を確かめるための分析で扱った変数である。

注 2: 利用率は分子が累計利用者のため 1 を超える場合がある。

表2. 推定結果：ベースモデル・SDM(同一都道府県行列使用)

	総単位数	居宅単位数	施設単位数	地域密着単位数
相互参照パラメーター				
(相互) 被説明変数	.520***(.023)	.310***(.035)	.495***(.027)	.402***(.046)
(相互) 後期高齢者割合	-.331***(.107)	.228(.145)	-.677***(.148)	-.581(.543)
(相互) 所得段階 1-3 段階割合	.019 (.096)	-.130(.152)	.194(.157)	-1.254*(.652)
(相互) 所得段階 5 段階以上割合	.082**(.036)	.069(.054)	.133**(.063)	.229(.236)
(相互) 要支援認定者割合	.370**(.186)	.224(.233)	.600**(.266)	.292(.880)
(相互) 要介護度 1-2 認定者割合	.373(.239)	-.447(.322)	1.171***(.392)	2.571*(1.399)
(相互) 要介護度認定者 3 割合	.013(.555)	.180(.844)	.659(.833)	2.042 (3.114)
(相互) 要介護度認定者 4-5 割合	-.856(.599)	.191(.636)	-2.114***(.762)	-1.413 (2.159)
コントロール変数				
後期高齢者割合	.533***(.063)	.303***(.091)	.685***(.097)	1.238***(.322)
所得段階 1-3 段階割合	.137***(.043)	.041(.056)	.200***(.064)	.411*(.227)
所得段階 5 段階以上割合	.074***(.020)	.013(.025)	.133***(.027)	.216**(.088)
要支援認定者割合	-.338***(.111)	-.384***(.123)	-.442***(.155)	-.431(.428)
要介護度認定者 1-2 割合	.049(.124)	.247*(.149)	-.312*(.170)	1.081**(.494)
要介護度認定者 3 割合	1.026***(.187)	1.207***(.243)	.438 (.304)	2.656**(.1053)
要介護度認定者 4-5 割合	.337(.272)	.266 (.288)	.948***(.335)	-1.525**(.717)
Log-like	22550.729	19900.399	18395.809	6837.858
決定係数 Within	.820	.797	.343	.454
R-Hausman 検定	322.60***	381.31***	31.10***	122.66***
AIC(SDM)	-45059.46	-39758.80	-36749.62	-13633.72
AIC(SAR)	-44971.96	-39744.57	-36608.61	-13615.98
AIC(SEM)	-45044.89	-39731.03	-36695.78	-13620.39
AIC(SAC)	-45045.20	-39742.66	-36693.78	-13619.91
Wald(vs SAR)	37.80***	9.67	61.33***	14.90**
Wald(vs SEM)	20.28***	16.32**	39.62***	16.31**
空間重み行列	同一都道府県行列・同一ウェイト			
サンプルサイズ	8616(1436×6)			

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

注2: (相互)と記載してあるものは相互参照行動に関するパラメーター、中段がコントロール変数の推定結果である。

注3: 全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

表 3. 推定結果：相互参照パラメータ(被説明変数)の頑健性

変数除外・利用率					
(1) 認定率除外	総単位数	居宅単位数	施設単位数	地域密着単位数	サンプルサイズ
(相互) 被説明変数	.523***(.026)	.320***(.037)	.508***(.028)	.426***(.046)	8616(1436×6)
(2) 利用率	総利用率	居宅利用率	施設利用率	地域密着利用率	
(相互) 被説明変数	.418***(.027)	.301***(.035)	.463***(.030)	.408***(.041)	8616(1436×6)
合併					
(3) 合併(欠損補完)	総単位数	居宅単位数	施設単位数	地域密着単位数	
(相互) 被説明変数	.509***(.023)	.303***(.033)	.478***(.028)	.384***(.047)	8916(1486×6)
(4) 合併(合併前合算)					
(相互) 被説明変数	.449***(.044)	.273***(.040)	.501***(.027)	.410***(.046)	8898(1483×6)
誘発需要・参酌標準					
(5) 誘発需要	総単位数(通所除外)	居宅単位数(通所除外)		地域密着単位数(通所除外)	
(相互) 被説明変数	.543***(.024)	.380***(.036)		.394***(.031)	8616(1436×6)
(6) 参酌標準	総単位数(参酌変数除外)	居宅単位数(参酌変数除外)		地域密着単位数(参酌変数除外)	
(相互) 被説明変数	.432***(.027)	.366***(.029)		.461***(.031)	8616(1436×6)
空間重み行列 上記(1)-(6)	同一都道府県行列・同一ウェイト				

注 1: \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意。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貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

注 3: 誘発需要・参酌標準に関する分析では、施設サービスの分析は行うことはできない。誘発需要に関する通所介護サービスは居宅・地域密着型サービスのみに含まれており、参酌標準に関する変数には全ての施設サービスが含まれているためである。

表 4. 近隣都道府県の地域分割

地域名	都道府県名	保険者数(1436)
北海道・北東北	北海道(132)、青森県(40)、岩手県(23)、秋田県(21)	216
南東北	宮城県(34)、山形県(33)、福島県(47)	114
北関東	茨城県(44)、栃木県(24)、群馬県(31)、埼玉県(58)、長野県(53)	210
南関東	千葉県(53)、東京都(57)、神奈川県(32)、山梨県(21)	163
北陸	新潟県(27)、富山県(9)、石川県(19)、福井県(15)	70
東海	岐阜県(36)、静岡県(28)、愛知県(45)、三重県(25)	134
近畿	滋賀県(17)、京都府(22)、大阪府(29)、兵庫県(41)、奈良県(35)、和歌山県(28)	172
中国	鳥取県(16)、島根県(9)、岡山県(27)、広島県(23)、山口県(16)	91
四国	徳島県(22)、香川県(17)、愛媛県(20)、高知県(28)	87
北九州	福岡県(25)、佐賀県(7)、長崎県(17)、大分県(18)	67
南九州・沖縄	熊本県(44)、宮崎県(22)、鹿児島県(35)、沖縄県(11)	112

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。

注 2: 括弧内は分析で用いた保険者数。

表 5. 推定結果：SDM(近隣都道府県行列使用)

同一ウェイト使用					
(i) 近隣・同一ウェイト行列使用 (相互) 被説明変数	総単位数	居宅単位数	施設単位数	地域密着単位数	サンプルサイズ
Log-like	.511***(.044)	.271***(.055)	.529***(.049)	.052 (.097)	8616(1436×6)
AIC(SDM)	22396.514	19861.569	18308.162	6726.462	
	-44751.03	-39681.14	-36574.32	-13410.92	
空間重み行列					
近隣都道府県・同一ウェイト					
距離ウェイト使用					
(ii) 近隣・距離ウェイト行列使用 (相互) 被説明変数	総単位数	居宅単位数	施設単位数	地域密着単位数	
Log-like	.654***(.034)	.445***(.045)	.538***(.064)	.518***(.067)	8616(1436×6)
AIC(SDM)	22506.584	19903.934	18337.430	6819.115	
	-44971.17	-39765.87	-36632.86	-13596.23	
空間重み行列					
近隣都道府県・距離ウェイト					

注 1: \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意。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貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。



表 6. 推定結果：SDM(隣接保険者行列・類似団体行列)

(i) 隣接保険者行列使用		総単位数	居宅単位数	施設単位数	地域密着単位数	サンプルサイズ
(相互) 被説明変数		.268**(.031)	.196***(.024)	.314***(.024)	.215***(.022)	8484(1414×6)
Log-like		22148.871	19678.268	18085.989	6727.530	
AIC(SDM)		-44255.74	-39314.54	-36129.98	-13413.06	
空間重み行列		隣接保険者行列				
(ii) 類似団体行列使用		総単位数	居宅単位数	施設単位数	地域密着単位数	
(相互) 被説明変数		.048(.058)	-.184***(.056)	.222***(.043)	.076(.056)	8616(1436×6)
Log-like		22374.440	19825.688	18284.489	6722.871	
AIC(SDM)		-44706.88	-39609.38	-36526.98	-13403.74	
空間重み行列		類似団体行列				

注 1: \*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意。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貫性を持つ Arellano(1987)の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

注 3: 離島の保険者等、隣接保険者が存在しない保険者は(i)の分析で除かれている。