

## 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—

松 岡 佑 和

### I 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>1)</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権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として近似することができる。

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〔Besley and Case (1995)〕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<sup>2)</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、介護保険制度では都道府県から保険者へと権限が移譲している。保険者に裁量権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>3)</sup>。保険者に裁量権が移譲される流れの中、その裁量権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。本稿では、保険者の裁量性が反映されると考えられる相互参照行動を、裁量権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的手法により分析し、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は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裁量権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。本稿では、他保険者の行動を明示的に考慮し分析を行う。そして、保険者に裁量権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裁量権が与える影響を、相互参照行動という観点から検証を行う。

本稿では、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により検証した。

本稿の貢献は下記の点である。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>4)</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、異なる特徴により、相互参照行動も異なる可能性がある。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相互参照行動の研究の多くは、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。本稿では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。

本稿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(他保険者の供給水準が自らの供給水準に影響)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ることを確認した。サービス別比較においては、施設サービスにおける相互参照行動が最も強く、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、施設サービスに裁量権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、保険者主体の裁量権を通して、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。居宅・施設サービスの裁量権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、相互参照行動には裁量権の違いが大きな影響を与えていることを確認した。誘発需要・参酌標準の影響を考慮した頑健性分析も行ったが、これらの識別は公表統計を用いた分析では限界があった。これらの点は介護保険サービス供給行動を考える上で重要な点であり、今後の研究ではこれらの点を考慮した分析が望まれる。

Ⅱ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、Ⅲ節で相互参照行動に関する資料、仮説を提示する。Ⅳ節でデータ、Ⅴ節でモデル、Ⅵ節で推定結果を提示する。Ⅶ節はまとめである。

## Ⅱ 居宅・施設・地域密着型サービスについて

### 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的に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>5)</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>6)</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る。しかし、居宅・施設サービスの事業所設置権限の裁量権は都道府県<sup>7,8)</sup>にあるため、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、保険者が裁量権を持つため、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>9)</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>10)</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 介護給付水準における政府の裁量

本稿では、都道府県・保険者には設置権限を申し裁量権が存在するという仮定を置いている。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、裁量

権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>11)</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>12)</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、都道府県におけ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、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。

### Ⅲ 介護保険サービスにおける相互参照行動

#### 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>13)</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。

#### 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—

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<sup>14)</sup>。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。

住民は保険者、都道府県に同時に属している。保険者に裁量権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。都道府県に裁量権が存在する居宅・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。

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・施設サービスの裁量権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-

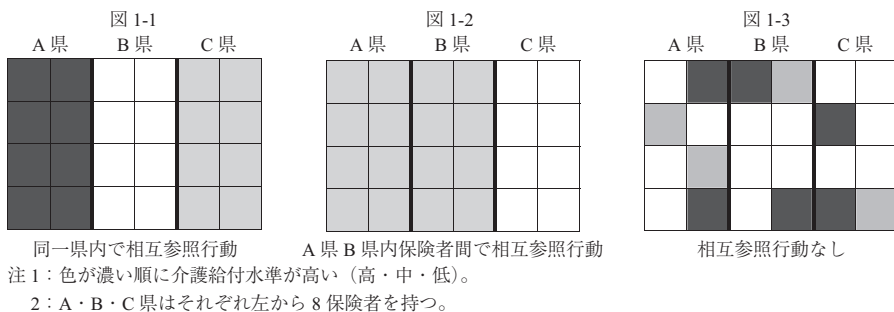


図1 相互参照行動のイメージ図



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裁量権が存在することを考慮すると、本稿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。

#### IV 分析で扱うデータ・変数

本稿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>15,16</sup>。対象は65歳以上の第1号被保険者に限定した<sup>17</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>18</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、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>19</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事が考えられるので、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。

#### V モデル

##### 1 空間パネルモデル

相互参照行動を検証するため、 $Y_i(1436 \times 1)$  を被説明変数、 $W(1436 \times 1436)$  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、 $X_i(1436 \times 7)$  をコントロール変数として、以下の空間パネルモデルを考える。

$$\log Y_i = \rho W \log Y_i + X_i \beta + W X_i \theta + \mu_i + \alpha + \varepsilon_i$$

このモデルはSDM（Spatial Durbin Model）と呼ばれ、被説明変数に関する相互参照行動に加え、コントロール変数間の関係性（右辺第3項）を加味したモデルである<sup>20</sup>。ただし、コントロール変数間の関係性は、被説明変数に関する相互参照行動を正確に推定するためのコントロール変数としての役割が高く、重要なのは被説明変数に関する推定結果である。

上記  $Y_i$ 、 $X_i$ 、 $\alpha$ 、 $\varepsilon_i$  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。 $X_{j,i,t}$  は後期高齢者比率（75歳以上人口/65歳以上人口）、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。 $\mu_i$  は時間固定効果、 $\alpha_i$  は保険者固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$  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貫性も持たない〔LaSage and Pace（2009）〕。本分析ではBelotti, et.al（2013）の方法に従い一貫性を持つ最尤法を用いパラメーターを推定する。

##### 2 空間重み行列

本稿で扱う保険者・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

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。

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。本稿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  $W$  である。3保険者がいる都道府県でのモデル（同一都道府県行列使用）は以下のようなになる（簡便化のためコントロール変数、誤差項は省略）。

$$\log Y_1 = \rho(w_{1,2} \log Y_2 + w_{1,3} \log Y_3)$$

$$\log Y_2 = \rho(w_{2,1} \log Y_1 + w_{2,3} \log Y_3)$$

$$\log Y_3 = \rho(w_{3,1} \log Y_1 + w_{3,2} \log Y_2)$$

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。

## Ⅵ 推定結果

### 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<sup>21)</sup>。本節ではベー

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***(1.053)
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
R-sq 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。

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>22)</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>23)</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)。本稿では、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。

## 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>24)</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、保険者独自の介護報酬独自加算・助成金等も存在する。保険者主体の裁量権を通して、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>25)</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。

### 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。

本稿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。合併に関連した保険者には合併前のデータが存在しない。合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>26)</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



表3 推定結果：相互参照パラメーター（被説明変数）の頑健性

変数除外・利用率					
(1) 認定率除外 (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
	.523***(.026)	.320***(.037)	.508***(.028)	.426***(.046)	8616(1436×6)
(2) 利用率 (相互) 被説明変数	総利用率	居宅利用率	施設利用率	地域密着利用率	
	.418***(.027)	.301***(.035)	.463***(.030)	.408***(.041)	8616(1436×6)
合併					
(3) 合併(欠損補完) (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	
	.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 (相互) 被説明変数	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)	
	.543***(.024)	.380***(.036)		.394***(.031)	8616(1436×6)
(6) 参酌標準 (相互) 被説明変数	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)	
	.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。

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、本稿では湯田(2005)の結論に従う。また湯田(2005)では、短期的に変動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>27)</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>28)</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>29)</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>30)</sup>。本稿の対象は2006-11年であるため、37%参酌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>31)</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

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。

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>32)</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ているとは言えない。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>33)</sup>。

#### 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。近隣都道府県区分は地方制度調査会 (2006) 「道州制のあり方に関する答申」をもとに全国を11地域に分割した (表4)<sup>34)</sup>。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のような状況が生じていること示している。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、都道府県が裁量権を持つため、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、保険者が裁量権を持つため、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

表5 推定結果：SDM(近隣都道府県行列使用)

同一ウエイト使用					
(i) 近隣・同一ウエイト行列使用 (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
	.511***(.044)	.271***(.055)	.529***(.049)	.052(.097)	8616(1436×6)
Log-likelihood	22396.514	19861.569	18308.162	6726.462	
AIC(SDM)	-44751.03	-39681.14	-36574.32	-13410.92	
空間重み行列	近隣都道府県・同一ウエイト				
距離ウエイト使用					
(ii) 近隣・距離ウエイト行列使用 (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
	.654***(.034)	.445***(.045)	.538***(.064)	.518**(.067)	8616(1436×6)
Log-likelihood	22506.584	19903.934	18337.430	6819.115	
AIC(SDM)	-44971.17	-39765.87	-36632.86	-13596.23	
空間重み行列	近隣都道府県・距離ウエイト				

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致性を持つArellano(1987)のCluster-Robust標準誤差を用いた。

を作成した<sup>35)</sup>。近隣・距離ウエイト行列は、近い保険者に高いウエイトを遠い保険者に低いウエイトを与えている。つまり、同一都道府県保険者に高いウエイトを、同一都道府県を除く近隣都道府県保険者に低いウエイトを与えていることとなる<sup>36)</sup>。

表5下段は、近隣・距離ウエ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>37)</sup>。このことから、サービスの裁量権の違いが、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・同一ウエイト行列及び距離ウエイト行列を用いた推定結果AICは、同一都道府県・同一ウエイト行列を用いた推定結果AICと比較高い(距離・近隣ウエ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。

## Ⅶ 結語

本稿では、サービス別介護給付水準の相互参照行動を裁量権の違いに着目し、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地域差拡大を阻止する目的で、施設サービスに裁量権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、保険者主体の裁量権を通して、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・施設サービスの裁量権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、相互参照行動には裁量権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。保険者・都道府県参照範囲は同一都道府県保険者が適切であり(Ⅵ節)、保険者に裁量権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を考慮すると、相互参照行動は、今後より強くなっていくものと考えられる<sup>38)</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>39)</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>40)</sup>。

最後に本稿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裁量権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、裁量権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、保険者を通じ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>41)</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。

(平成27年1月投稿受理)

(平成27年11月採用決定)

#### 注

- 1) 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。
- 2) 自治体間の政策関係性には、自治体間競争、戦略的相互依存、空間的自己相関等、複数の呼び名が存在するが、本稿では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。
- 3) 居宅介護支援事業所とは、各種申請等の事務手続き、ケアプラン作成、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。
- 4) 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。
- 5) 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。
- 6) 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。
- 7) 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年度介護保険法改正から)。
- 8) 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。
- 9) 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)〕。
- 10) 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。
  - 11) 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)〕。
  - 12) 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。
  - 13) 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。
  - 14) ヤードスティック競争理論では(1)住民による他自治体動向の評価、(2)当該自治体による他自治体動向の考慮が仮定されている。(1)に関しては、中澤・川瀬(2011)で介護福祉施設量の充実度が後期高齢者移住に正の因果を与えていることを示している。(2)に関しては、藤村(1999)の自治体行動基準のアンケート結果で示されている。
  - 15) 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おり福島県の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。
  - 16) 2009年度『介護保険事業状況報告』宮城県石巻市「介護老人保健施設」に関するデータが前年、翌年と比べ単位数が約10倍の異常値を取っていた。厚生労働省・宮城県・石巻市に問い合わせ、石巻市による修正申告以前のデータがそのまま掲載されていることが判明した。本稿では石巻市に提供していただいた修正データを用い分析を行った。
  - 17) 2011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。
  - 18) 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。
  - 19) 4段階目が基準額となる保険者が多いため4段階目を基準とし1-3段階、5段階のみを扱った。4段階目はレファンレンス変数となり、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)〕。
  - 20) SDMの他にも、被説明変数に関する相互参照行動のみを対象としたSAR(Spatial autoregressive model)、モデルでは捉えきれないデータ間の外部効果により生じる誤差項間の関係に焦点を置いたSEM(Spatial error model)、SARとSEMをミックスしたSAC(Spatial autoregressive model with autoregressive disturbances model)等が存在する〔LeSage and Pace(2009)〕。本稿では、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(VI節)。
  - 21) SDMはデータ発生過程(DGP)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)〕。
  - 22) 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。
  - 23) 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。
  - 24) 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)〕。
  - 25) 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)。
  - 26) 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。
- 27) 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。
- 28) 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〔厚生労働省(2006),p.150〕。(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。
- 29) 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。
- 30) 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〔厚生労働省(2010)〕。
- 31) 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。
- 32) 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。
- 33) 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・参酌標準を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。
- 34) 山内(2009)では介護施設サービスの相互参照行動の検証を、上記11地域の他、複数の分割パターンを推定し、11地域が最も尤度関数の値が高く説明力が高いことを示している。本稿では、山内(2009)に従い11地域区分を採用した。
- 35) 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。
- 36) 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。
- 37) 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。
- 38) 本稿の分析の他に、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。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。
- 39) 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。
- 40) 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え換える）、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。本稿においては、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可能性は高い。

- 41) 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酬受領額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。

#### 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）。
- 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『グローバリズムと地域経済』，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\\_shiryoul.pdf](http://www.city.sakai.lg.jp/shisei/gyosei/shingikai/kenkofukushikyoku/chojushakaibu/koreibunkakai/h26/H26_5_koureibunkakai.files/5_shiryoul.pdf)（2015年5月21日最終確認）。
- 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\\_kourei/kaigosisetu.html](http://www.city.nishitokyo.lg.jp/topics/fukushi/f_kourei/kaigosisetu.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。
- 美祿市（2014）「美祿市老人福祉計画・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。
- 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.
- 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.
- Hoechle, D. (2007) “Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence,” *Stata Journal*, 7(3), pp.281-312.
- 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.
- (まつおか・ひろかず 東京大学大学院博士課程)