

Discussion Paper Series

RIEB

Kobe University

DP2016-J07

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－

神戸大学経済経営研究所ジュニアリサーチフェロー

松岡 佑和

2016年7月7日

*本ディスカッションペーパーは平成27年度兼松フェローシップ受賞論文です。



神戸大学 経済経営研究所

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

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¹

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²。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³。

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))⁴。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⁵。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。本論文では、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の手法により確認している。

¹ 本論文の内容は『季刊社会保障研究』第51巻3・4号(2016年2月刊行)を加筆・修正したものである。

² 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。

³ 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、本論文でもこの点は考慮していない。本論文では、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。

⁴ 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、本論文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。

⁵ 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。

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。本論文では、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。

本論文では、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。

本論文の貢献は下記の 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られる⁶。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、裁量権等、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。本論文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の手法を用いた。

本論文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

⁶ 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。

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。これは居宅・施設サービスでは裁量権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。

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⁷。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⁸。

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性は都道府県^{9,10}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

⁷ 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。

⁸ 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。

⁹ 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)。

¹⁰ 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。

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¹¹。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¹²。畠山(2010)の保険者アンケート調査によると52.2%が「保険者に裁量権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

本論文では、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¹³。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裁量権が存在する。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¹⁴。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裁量権が存在する。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裁量権が存在する。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

¹¹ 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))。

¹² 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。

¹³ 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))。

¹⁴ 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。

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¹⁵。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

本論文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¹⁶。(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排除する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

¹⁵ 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。

¹⁶ 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。

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、保険者に裁量権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論文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¹⁷。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

¹⁷ 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。

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、本論文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

本論文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¹⁸。対象は 65 歳以上の第 1 号被保険者に限定した²⁰。『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²¹。

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²²。要支援・要介護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。

¹⁸ 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。

¹⁹ 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。本論文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。

²⁰ 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。

²¹ 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。

²² 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))。

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、 $Y_t(1436 \times 1)$ 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、 $X_t(1436 \times 7)$ 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²³。

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関連する場合、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出来る唯一のモデルである(LeSage and Pace (2009))。本論文では、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 Y_t 、 X_t 、 α 、 ε_t は保険者*i*の変数によって構成される。 $Y_{i,t}$ 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。 μ_t は時間固定効果、 α_i は保険者固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、 β_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、 ρ が介護給付水準、 θ_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(LeSage 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

²³ 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))。

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

本論文で扱う保険者・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。本論文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 ρ 、 $w_{i,j}$ 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。 ρ 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。

本論文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²⁴。

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²⁵。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)。本論文では、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²⁶。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裁量権等が与えられ、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

²⁴ 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。

²⁵ 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。

²⁶ 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))。

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²⁷。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。

本論文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²⁸。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²⁹。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、

²⁷ 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)。

²⁸ 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しなければならない。

²⁹ 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。

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、本論文では湯田(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))³⁰。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³¹。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))³²。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³³。本論文の対象は 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)³⁴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

³⁰ 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。

³¹ 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。

³² 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。

³³ 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))。

³⁴ 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。

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³⁵。

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³⁶。

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。本論文では、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。

³⁵ 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も有意水準1%以内で正であり、パラメータの値も、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。

³⁶ 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。

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を作成した³⁷。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³⁸。

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³⁹。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・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⁴⁰。

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

³⁷ 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。

³⁸ 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。

³⁹ 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。

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

のもとで分析を行った⁴¹。

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(空間重み行列に關しての)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

本論文では、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。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⁴²。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^{43,44}。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

⁴¹ 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。

⁴² 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(島山(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。

⁴³ 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

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))⁴⁵。

最後に本論文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⁴⁶。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。

切られていると考えられる。

⁴⁴本論文では、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。本論文の議論では、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。

⁴⁵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られる)、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。本論文においては、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。

⁴⁶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)
- 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 (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/gyousei/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/ (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 (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.

Hoehle, 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.

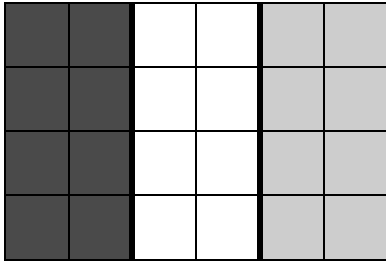
Reingewertz, Y. (2012) "Do Municipal Amalgamation Work? Evidence from Municipalities in Israel," *Journal of Urban Economics*, 72, pp.240-251.

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

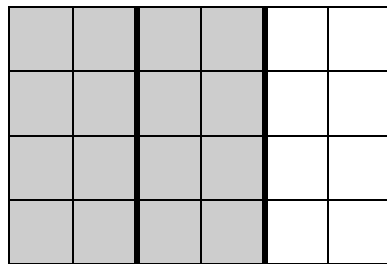
A 県 B 県 C 県



同一県内で相互参照行動

図 1-2

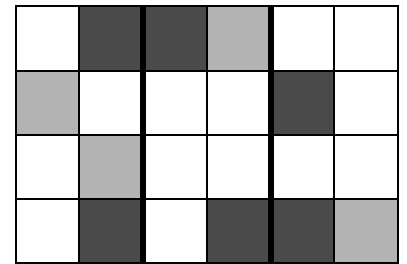
A 県 B 県 C 県



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致性を持つ 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ー(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致性を持つ 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	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	.511***(.044)	.271***(.055)	.529***(.049)	.052 (.097)	8616(1436×6)
Log-like	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・同一ウェイト				

距離ウェイト使用					
(ii) 近隣・距離ウェイト行列使用	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	.654***(.034)	.445***(.045)	.538***(.064)	.518**(.067)	8616(1436×6)
Log-like	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	サンプルサイズ
(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(ii)の分析で除かれている。