

# 地域密着型介護サービスが介護給付水準の地域差 に与える影響及びその構造\*

松岡 佑和\*\*

(東京大学大学院経済学研究科博士課程)

## 1. はじめに

2000年に介護保険制度が施行され市区町村を主体とした保険者の下、居宅・施設サービスが供給されている。高齢化の進展に伴い特別養護老人ホーム等の施設需要が大幅に増加し、施設供給は需要に追いつかず施設待機者は増加を続けている。これらの動向を踏まえ、2005年度介護保険法改正により、2006年度から居宅・施設サービスに続く第3の介護サービスである地域密着型サービスが導入された。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し、高齢者の居宅介護を促進させるサービスである。施設需要及びそれに関連する施設費用増大に歯止めをかけることが政策の意図として考えられる。また従来の居宅・施設サービスでは事業所の設置権限等は一部例外を除き都道府県が権限を持っていたが、地域密着型サービスは保険者が設置権限等を持つ。市区町村を主体とする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つとして考えられる。

また介護給付水準（介護サービス量）・介護保険料の地域差も大きな社会問題である。高齢者（65歳以上の第1号被保険者）1人あたり介護給付水準、介護保険料は保険者ごとに大きく異なる。人口に対する施設定員数が全国で大きく異なることはよく知られており（厚生統計協会（2009））、それに伴う施設待機者の地域差も大きい（厚生労働省（2014））。居宅・地域密着型サービスにおいても民間事業者の参入が多い都市部と少ない農村部では参入事業者数に違いが生じ、介護サービスへのアクセスの差が存在する。清水谷・稲倉（2006）、安藤（2008）では全国的な保険者データを用い、これら外生的要因が介護給付水準（高齢者1人あたり単位数、受給率、認定率等）にどのような影響を与えているかをOLSで推定し、人口密度、

\* 2014年12月8日受付、2015年4月17日受理。本稿は、公共選択学会第18回大会（2014年11月）報告論文「地域密着型サービスと居宅・施設サービスとの供給関係 - 介護給付水準の地域差が縮小されるように供給されているか -」を大幅に加筆修正したものである。本誌レフェリー2名の先生、中澤克佳先生（東洋大学）、西川雅史先生（青山学院大学）ら有益なコメント、介護保険制度に関するご指導を頂いた。また指導教官である岩本康志先生（東京大学）から本稿を作成する全ての段階において、多くの助言を頂いた。ここに厚く御礼申し上げたい。なお、本稿は著者の個人的な見解であり、本稿の内容に関する一切の誤りは著書の責に帰するものである。

\*\* 平成22年3月神戸大学経済学部卒業、平成24年3月東京大学大学院経済学研究科現代経済専攻修士課程修了。現在、東京大学大学院経済学研究科現代経済専攻博士課程。所属学会は、日本財政学会、公共選択学会、応用経済学会。主な研究業績は、「市町村合併が老人福祉費に与える影響」（単著、『公共選択』第65号掲載予定）などがある。

第一次産業比率、第二次産業比率、医師密度等の地域特性が有意に影響を与えていることを示している。

本稿では 2006 年度から新たに導入された地域密着型サービスが (1) 介護給付水準の地域差にどのような影響を与えているのか、(2) またどのような供給構造で影響を与えているのかを定量的に示すことを目的とする。具体的には以下の 2 つの目的に分け分析を行う。1 つ目の目的は、介護給付水準地域差の存在を明らかにし、居宅・施設・地域密着型サービスがその地域差にどのような影響を与えているかを把握することである。2 つ目の目的は、1 つ目の分析で地域差拡大の要因として示唆された地域密着型サービスがどのような供給構造で地域差を拡大させているかを把握することである。具体的には、(都道府県に事業所設置権限等が存在し保険者にとって外生的要因が強い) 居宅・施設サービスの給付水準が高まれば、保険者が (保険者に設置権限が存在する) 地域密着型サービスを高める構造、つまり居宅・施設サービスから地域密着型サービスへの正の因果関係が存在するかを検証する。保険者主導の供給拡大行動、そしてその需要拡大に伴い、財政的に豊かな保険者ではさらなる供給拡大が生じているかを確認する。これは介護が充実している保険者地域では保険者がより介護を充実させ、そうでない保険者地域では逆のことが起きる構造である。

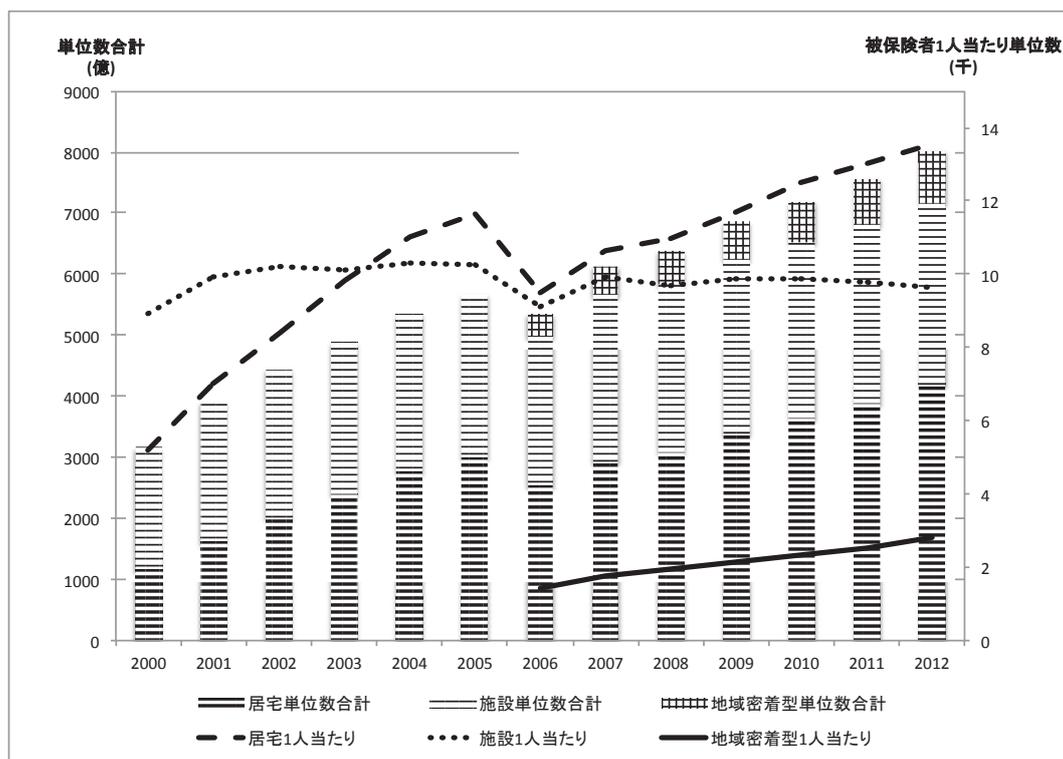
本稿で得られた結果は以下の通りである。1 つ目の分析では、2006-12 年度の保険者別データを用い、Lerman and Yitzhaki (1985) 及び Stark, et. al (1986) による所得・収入に関するジニ係数分解・Wang (2009) による変動係数分解を応用し、合計 (居宅・施設・地域密着型サービス合算) 及びそれぞれ個別 (居宅・施設・地域密着型サービス別)、全てにおいて地域差が存在することを確認した。また地域密着型サービスは其中で最も地域差が大きく (ジニ係数・変動係数が最も高い)、地域密着型サービスが増加すると合計のジニ係数・変動係数が増加することが明らかとなった。2 つ目の分析では、1 つ目の分析で地域密着型サービスが地域差を拡大させるという測定結果から、(都道府県に事業所設置権限等が存在する) 居宅・施設サービスの給付水準が高まれば、保険者が (保険者に設置権限が存在する) 地域密着型サービスを高めるといふ地域差が拡大される構造の仮説を考え、その因果関係を分析した。2006-12 年度までの保険者別パネルデータを用い、居宅・施設サービスが地域密着型サービスへ与える影響を、内生性を考慮することが可能な Arellano and Bond (1991)、Blundell and Bond (1998) による Difference-System GMM の方法を用い定量的に分析した。その結果、居宅サービスの 2 期前が有意に正の影響を与えており、居宅サービス水準が高 (低) まれば、地域密着型サービス水準もそれに沿う形で高 (低) くなることを確認した。また地域密着型・居宅サービスの相関係数は有意に正であったが (3 節)、地域密着型サービスから居宅サービスへの因果関係は存在しなかった。事業所形態・サービスも類似である地域密着型・居宅サービスであるが、居宅サービスから地域密着型サービスへの因果関係のみが有意であったことは、保険者に地域密着型サービスの事業所設置権限があり、保険者主導の供給調整がより積極的に行われた結果であると考えられる。

2 節では地域密着型サービスの概要を述べ、3 節では市区町村広域連合別に介護サービス量及び地域特性の特徴を記述統計により把握する。4 節では介護給付水準の地域差及びその要因をジニ係数分解・変動係数分解モデルにより分析する。5 節では Difference-System GMM によるモデルを説明し、6 節では 5 節の推定結果を述べる。7 節はまとめである。

## 2. 地域密着型介護サービス

現在、介護保険制度下で供給される介護保険サービスは居宅サービス、施設サービス、地域密着型サービスの3つに大きく分類することが出来る。2000年に介護保険制度が施行され居宅・施設サービスが提供されてきたが、2005年介護保険法改正により2006年度から地域密着型サービスが導入された。

図1 <居宅・施設・地域密着型単位数推移>



出所：2006-12年度『介護保険事業状況報告』  
注：第1号被保険者に限定している。

図1は居宅・施設・地域密着型サービスの合計単位数（左軸）及び被保険者1人あたり単位数（右軸）の推移である<sup>1)2)</sup>。被保険者数の増加と共に合計量は増加し、2006年に導入された地域密着型サービスは導入後も増加を続け、1人あたりの単位数も増加し、居宅・施設に続く第3のサービスとしての重要性を増している<sup>3)</sup>。被保険者1人あたりの居宅単位数、地域密着型単位数は2006年から増加傾向であり、施設単位数は減少傾向である。2006年を境に居宅・地域密着型サービスが増加しており、介護の流れが施設から居宅（居宅・地域密着型サービス）へと移行していることがわかる。

従来の居宅・施設サービスと比べ、地域密着型サービスはサービス内容に重複する部分があり、その制度も若干複雑である。本節では居宅・施設サービスと比較する形で、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

<sup>1)</sup> 単位数、人数とも第1号被保険者に限定している。介護保険サービスはサービス内容によってサービス量を表す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。本稿の分析では介護サービス量の1つとして物価の影響を排除できる全国基準の単位を使用した。

<sup>2)</sup> 2006年度における施設サービスの単位数減少は、施設の居住費、食費を保険の対象から外して原則として自己負担としたためである。

<sup>3)</sup> 地域密着型サービスを導入した保険者割合は初年度（2006年）は約98%（1630/1669）で、2012年度においても約98%（1541/1580）である。

る。具体的には、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時間体制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。また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（30日以内）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>4)</sup>。居宅サービスを促進させるという点では、従来の居宅サービスと同様の意図であり、また民間事業所が参入可能という点でも同様である（介護保険施設サービスは不可）<sup>5)</sup>。ただし、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>。この点が他保険者区域のサービスも利用できる居宅サービスとは異なる。

地域密着型サービスの導入意図は2つ考えられる。1つ目は施設需要及びそれに関連する施設費用増大に歯止めをかけることである。利用者1人あたり施設介護サービス費用は地域密着型・居宅サービス費用と比べ高く、介護保険財政を逼迫する要因の1つとなっている。居宅での介護を推進させることにより、施設需要を抑制させることが目的と考えられる。足立・上村（2013）は要介護度4-5の認定者を対象に地域密着型サービス利用率が居宅サービス利用率に影響を与え施設サービス費用が抑制されていることを定量的に示した。2つ目は保険者に設置権限等を移譲し、保険者主導で介護サービスの供給を行うことである。介護サービスは市区町村を中心とする保険者の下、主に社会福祉法人、民間事業者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等は都道府県<sup>7)</sup>であり、2006年度から施行された地域密着型サービスの事業所設置権限等は保険者自身である。居宅・施設サービスにおいては、保険者である市区町村に事業者の設置・指導・監督の権限はない。よって、保険者は介護保険事業計画を提示しながらも、保険者の意向と合致しないサービス整備、サービス供給のアンバランスが生じる可能性が存在した（平野（2006））。地域密着型サービスは保険者が中心となるサービスであり、保険者の介護保険事業計画と調和を持たせるための制度である。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、独自に決めることができ、事業所を誘致する行動を取ることが出来る<sup>9)</sup>。また誘致を促進させるため独自の助成金・補助金を設けている保険者も存在する<sup>10)</sup>。市区町村を主体とする保険者に設置権限を与えることにより、地域での介護の充実をより細かく図ることが政策の意図の1つとして考えられる。畠山（2010）<sup>11)</sup>の保険者を対象とした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、事業所設置計画においても70.3%が「(保険者

<sup>4)</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>5)</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>6)</sup> ただし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。

<sup>7)</sup> 政令指定都市、中核市は市に設置権限がある（2012年度介護保険法改正から）。

<sup>8)</sup> 事業所が新たな介護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>9)</sup> 市町村独自加算（単価に対して掛けられる）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独自加算が可能となった（厚生労働省老健局（2012））。

<sup>10)</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>11)</sup> 有効回答率は48.8%（保険者数876/1795）。

区域内の) 日常生活圏域単位の計画」を立てている。通常、保険者は保険者区域を日常生活圏に分割し、そこでの介護サービスの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。例として、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))<sup>12)</sup>。ただし、地域により民間の公募応募状況は異なり、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<sup>13)</sup>(畠山(2010))。これらアンケート結果を踏まえると約半数の保険者で地域密着型サービスにより(介護サービス量に関しての)政府の意向を反映することができていると考えられる。一方で、居宅・施設サービスの設置権限等は都道府県にあるため、保険者が供給をコントロールすることは難しい<sup>14)</sup>(松岡(2015))。

### 3. 介護給付水準の特徴(市区町村広域連合別特徴・地域特性との相関)

本節では、本稿で扱うデータ及び変数について説明し、地域密着型サービス及び居宅・施設サービスの市区町村広域連合別の特徴、また地域特性との相関を計測することにより、サービス別介護給付水準の特徴を把握する。

#### 3.1 分析で扱うデータ及び変数

本節以降で扱うデータは2006-12年度・厚生労働省『介護保険事業状況報告』における保険者別パネルデータである<sup>15)</sup>。対象は65歳以上を対象とした第1号被保険者に限定した<sup>16)</sup>。介護給付水準として、被保険者1人あたり単位数を用いた<sup>17)</sup>。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であると考えたからである。また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。しかしながら、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い。またそれら保険者別の統計も公開されていないため、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/被保険者数は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は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

<sup>12)</sup> 2006-08年度における藤沢市の地域密着型サービスは6サービスである。3サービス(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)は当初、数多くの施設建設を予定していたが高齢者数のバランスを考慮して多くを見送ったため施設数は当初の整備目標よりも少ない(施設数52/整備目標88)。それ以外の3サービス(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・地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護)で施設数と整備目標が一致している(48/48)。

<sup>13)</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。

<sup>14)</sup> 居宅・施設サービスは通常、公募という形は取られない。都道府県に設置申請をして設置条件を満たせば、設置許可を得ることが出来る。

<sup>15)</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。

<sup>16)</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。

<sup>17)</sup> 介護給付水準の地域差を分析した先行研究では、介護給付水準の指標として田近・油井(2004)、油井(2006)では高齢者(第1号被保険者)1人あたり給付額を、清水谷・稲倉(2006)では認定率、利用率、利用者、1人あたり支給額、安藤(2008)では高齢者(第1号被保険者)1人あたり単位数、認定率、施設利用率、居宅利用率、居宅1人あたり単位数、施設利用率、施設1人あたり単位数を用いている。本稿の分析では物価等の影響を排除できる単位数を用いた安藤(2008)に従う。

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。5 節 GMM 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同時に行い頑健性を確認している。

財政状態を表す変数として、(第 1 号) 被保険者 1 人あたり介護保険料収入 (年) を考える。介護保険料基準額 (保険者別) は原則 3 年ごとに変更されるが、被保険者数、所得段階割合の変動により毎年の保険料収入は変動する。『介護保険事業状況報告』「保険事業勘定」内の保険料収入額を被保険者数で除し、被保険者 1 人あたり介護保険料収入とする。また貸付金 (ダミー変数)、準備基金保有残高 (被保険者 1 人あたり) も同様に財政変数として考える。上記の変数は供給側による変数として解釈ができる。その他の地域特性を表す変数として、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ことが予測される。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) することが考えられるためである。保険者別の所得段階割合の 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も考える<sup>19)</sup>。要支援、要介護にも同様の需要側要因として考えられ、要介護度が高い地域であれば介護需要が高くなることが予測されるので、それぞれの割合 (要支援・要介護/被保険者数等) も考慮する<sup>20)</sup>。

### 3.2 介護給付水準の特徴

表 1 は、2006-12 年度市区町村広域連合別・介護給付水準 (被保険者 1 人あたり単位数) の記述統計である。

<sup>18)</sup> ここでは対数に対して説明変数が線形と仮定している。

<sup>19)</sup> 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。この方法は Hayashi and Kazama (2008)、安藤 (2008) による。4 段階目は 5 節以降の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>20)</sup> 要介護度は全ての割合を説明変数として加えた。多重共線性が確認されなかったことに加え、所得段階割合とは異なり、基準となるような介護度が設定されていないためである。

表1 <市区町村広域連合別介護給付水準>

	全データ		(1) 市		(2) 区		(3) 町		(4) 村		(5) 広域連合	
	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	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
地域密着単位数	2.128 (1.573)	0 16.511	2.175 (1.247)	0 7.745	1.283 (.375)	.666, 3.183	2.160 (1.637)	0 15.088	1.756 (2.493)	0 16.511	2.606 (1.429)	.455 7.399
居宅単位数	10.809 (2.865)	0 25.950	11.184 (2.548)	3.336, 25.950	13.731 (2.371)	8.370 18.663	10.325 (2.899)	1.662 24.959	10.493 (3.621)	0 23.446	11.662 (2.825)	4.544 20.380
施設単位数	11.234 (3.452)	1.583 56.375	10.216 (2.442)	4.720, 18.442	7.991 (.755)	6.090, 9.828	11.977 (3.437)	1.583 33.651	13.074 (5.627)	1.594 56.375	12.304 (2.656)	7.186 20.496
合計単位数	24.172 (4.973)	3.300 66.654	23.577 (4.574)	11.350 43.775	23.006 (2.985)	15.420 29.708	24.463 (4.974)	3.300 50.882	25.324 (6.467)	6.267 66.654	26.574 (4.535)	16.735 40.476
被保険者人口	17811 (39398.04)	24 788968	31456.63 (52722.02)	4313 788968	75771.17 (41801.28)	9097 166851	3868.044 (2080.46)	308 12611	1255.23 (1121.638)	24 10112	33252.77 (33242.57)	4481 201232
後期割合	.516 (.069)	.293 .759	.490 (.063)	.296 .645	.475 (.034)	.370 .525	.532 (.065)	.293 .739	.575 (.062)	.387 .759	.530 .058	.339 .667
相関係数	全データ		(1) 市	(2) 区	(3) 町	(4) 村	(5) 広域連合					
地域×居宅	.197***		.323***	.486***	.165***	.112***	.113*					
地域×施設	.051***		.314***	.004	.029**	-.159***	.140**					
居宅×施設	-.010		.235***	.477***	.0006	-.165***	.100					
サンプルサイズ	11302		5104	161	4724	1043	270					

出所：2006-12年度『介護保険事業状況報告』

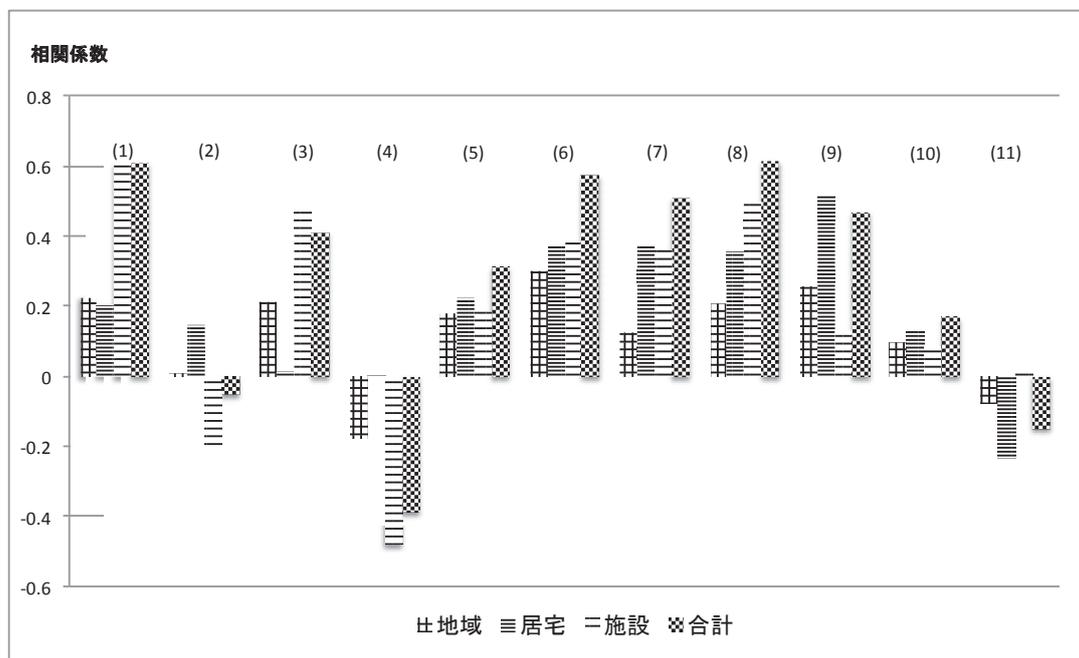
注1：\*\*\*は1%、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意。

注2：全ての変数は被保険者1人あたり単位数。2007年新地町、2008年三好町、2010年福島県6保険者の統計は一部の統計が未計上であったため除外した。また2010年新徳津村は地域密着が負の値であり除外した（これは他保険者地域での利用負担をしたため）。

地域密着型サービスは市・町・広域連合が全体の平均を上回っており、区・村は下回っていた。ただし、居宅・施設サービスがその分、減少しているということではなく、広域連合にいたっては全てのサービスが全体の平均以上であった。相関係数においては、地域×居宅は全ての形態において正の相関が有意で認められた。地域密着型・居宅サービスは、居宅系の類似サービスであり、事業所形態も主に民間事業者によって提供されるという共通点によるものと考えられる。地域×施設に関しては、区が有意ではなく、村が負で有意であり、それ以外は有意に正の相関が確認された。地域密着型サービスの導入意図の1つは施設介護の代替性であったが、相関係数ではその傾向は確認できなかった。居宅×施設に関しては、市・区が正、村が負で有意であったが、全体データ・町・広域連合で有意ではなく、全体的な傾向として相関は低い。これらのことから、2006年度から導入された地域密着型サービス供給は既存サービスであった居宅・施設サービス供給との関係性が、居宅・施設サービスの関係性よりも強い傾向があると考えられる。これは地域密着型サービスが後発サービスであり、保険者に事業所設置権限があるため、既存サービスとの調整が図られたためと考えられる。ただし全体的な傾向としては既存サービスと正の相関があることから、調整の方向は代替的ではなく補完的な関係と考えられる。

図2は同様のデータ(2006-12年度全体データ)を用い、地域・居宅・施設・合計サービスと地域特性との相関係数を示した図である。地域特性は(1)後期高齢者割合、(2)被保険者数、(3)所得段階(1-3)、(4)所得段階(5-)、(5)要支援度1-2割合、(6)要介護度1-2割合、(7)要介護度3割合、(8)要介護度4-5割合、(9)保険料収入、(10)貸付金ダミー、(11)準備基金残高である。

図2 <介護サービスと地域特性との相関係数>



出所：2006-12年度『介護保険事業状況報告』  
 注1：全ての変数は被保険者1人あたり単位数(サンプルサイズ11302)。2007年新地町、2008年三好町、2010年福島県6保険者の統計は一部の統計が未計上であったため除外した。また2010年新篠津村は地域密着が負の値であり除外した(これは他保険者地域での利用負担をしたため)。  
 注2：(1)-(11)は、(1)後期高齢者割合、(2)被保険者数、(3)所得段階(1-3)、(4)所得段階(5-)、(5)要支援度1-2割合、(6)要介護度1-2割合、(7)要介護度3割合、(8)要介護度4-5割合、(9)保険料収入、(10)貸付金ダミー、(11)準備基金残高。

(1)(3)(5)-(10) は全ての介護サービスの相関係数の正負が一致している。(2) に関しては、居宅が正、施設が負となっている。人口が多い地域は主に都市部であり、施設需要を満たす介護施設建設が土地費用等の面で困難である。そのため、居宅により介護サービスが支えられているためと考えられる。全体的な傾向として地域密着型サービスは居宅・施設サービスと比べると地域特性との相関が低い。これは地域密着型サービスが、地域特性だけでは説明が難しい保険者の介護サービスに対する政策意向が反映されているのではないかと考えられる。また介護保険制度ではその財政負担構造から公共財としての受益者負担の原則が明確になっている。保険者から事業所等へ払われる介護給付費の一部が被保険者によって支払われる介護保険料収入から支払われるためである<sup>21)</sup>。保険料収入との相関係数は、合計サービスが約0.46、居宅サービスが約0.51、施設サービスが約0.13、地域密着型サービスが約0.25と必ずしも高い相関があるわけではない。介護保険料に関しては保険者地域の人口構成や所得水準の違いにより、格差が生じないように調整交付金を通じて財政調整が行われているためと考えられる。また貸付金に関しては正、準備基金残高に関しては負の傾向であった。これは貸付金が介護給付費にあてられたこと、準備基金残高が当期において給付費として使われなかった結果残った基金残高であったことが示唆される。ただし、図2は同期の変数の相関係数であり、財政変数から介護サービスへの因果を考える場合、サービス開始までのラグが発生すると考えられる。この点は、5節でラグ項を考慮した因果関係の分析を行う。

最後に、表1・図2からサービス別分布の特徴について考察する。表1から、市・区は町・村と比べ、地域密着型・居宅サービスの居宅系サービスが高く、施設サービスが低い傾向であった。これは、町・村では後期高齢者割合が高いことに加え、人口が多い都市部では地価の関係等から施設建設が難しいためと考えられる（三菱総合研究所（2013））。図2から、地域密着型・居宅サービスは低要介護度（要介護度3まで）と比較的高い相関である。市・区は町・村と比べ、後期高齢者割合が低いいため低要介護度の被保険者多い<sup>22)</sup>。これらの点から人口が多い都市部では地域密着型・居宅サービスへの需要が比較的高いと考察できる。そのため、市・区において地域密着型・居宅サービスが高く、相関係数も高かったと考えられる（表1）。

#### 4. 介護給付水準の地域差

全国レベルの保険者別データを用い国内における介護給付水準の地域差を扱った研究として、清水谷・稲倉（2006）、安藤（2008）が存在する。清水谷・稲倉（2006）では2001-2年度、2003-4年度保険者別データの差分を用い、認定率、利用率、利用者数、1人あたり支給額が保険者の財政状況によりどのような影響を受けるかを分析している。コントロール変数として人口密度、第一次産業比率、第二次産業比率が加えられており、人口密度、第一次産業比率が主に有意であった。安藤（2008）では2004年度保険者別クロスセクションデータを用い、介護給付水準（高齢者1人あたり（全）単位数、認定率、施設利用率、居宅利用率、居宅1人あたり単位数、施設利用率、施設1人あたり単位数）をOLSで推定し、人口密度、第一次産業比率、第二次産業比率、医師密度等の地域特性が有意に影響を与えていることを示している。これ

<sup>21)</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3期（2006-08年）の第1号被保険者の負担は19%、第4期（2009-12年）は20%と第1号被保険者の負担割合は増加している。

<sup>22)</sup> 前期高齢者（65歳以上75歳未満）と後期高齢者（75歳以上）における要介護認定者の分布の特徴として、前期高齢者は比較的軽度の要介護認定者が多く、後期高齢者は重度の要介護認定者が多い傾向がある（社会保障・人口問題研究所（2015））。

らの先行研究はいずれも重要な分析であるが、2006年度に導入された地域密着型サービスについては検討しておらず、OLSの係数による地域特性の把握であるため、地域差の長期的な経過を知ることはできない。

本節では、Lerman and Yitzhaki (1985) 及び Stark, et. al (1986) による所得・収入に関するジニ係数分解、Wang (2009) による変動係数分解と2つの手法を用い、年度別介護給付水準の地域差及び地域密着型サービスがそれに与える影響を測定し、次節の計量分析の仮説へとつなげる。

#### 4.1 ジニ係数分解による地域差拡大の要因

Lerman and Yitzhaki (1985) によると、ジニ係数の対象となる変数が加算され計測される場合、全変数合計(ここでは居宅・施設・地域密着型サービスの合計)のジニ係数 $G$ は下記のように分解することができる<sup>23)</sup>。

$$G = \sum_{k=1}^K S_k G_k R_k$$

$S_k$  は変数 $k$ の全変数合計に占める割合、 $G_k$  は変数 $k$ のジニ係数、 $R_k$  は変数 $k$ のジニ係数と全変数合計のジニ係数の相関係数である。 $S_k$  は変数 $k$ が全変数合計に対する重要性、 $G_k$  は変数 $k$ がどのように分布しているか、 $R_k$  は変数 $k$ が全変数合計とどの程度相関しているかを示している。Stark et al. (1986) は Lerman and Yitzhaki (1985) のモデルに基づき、他の全ての変数を一定とした場合、変数 $k$ の1%変化が全変数合計のジニ係数に与える%変化(変数 $k$ が $(1+e)$ 倍になり、 $e=0.01$ とする)、つまりジニ係数の弾力性を下記のように導出した<sup>24)</sup>。

$$\frac{\partial G / \partial e}{G / e} = e \left( \frac{S_k G_k R_k}{G} - S_k \right)$$

この値が正であれば、変数 $k$ の増加はジニ係数の増加、つまり地域差拡大の要因の1つとして考えられる。2006-12年度における被保険者1人あたりの介護保険給付単位数(総単位・居宅・施設・地域密着型サービス)データを用い、上記のモデルに従い年度別 $G$ 、 $S_k$ 、 $G_k$ 、 $R_k$ 、弾力性、BCI<sup>25)</sup>を測定した(表2)。

<sup>23)</sup> ここでの説明は尾山(2014)及びLópez-Feldman(2006)による。

<sup>24)</sup> 詳しい導出はStark et al. (1986)のAppendix参照。

<sup>25)</sup> BCI (Bias-Corrected Interval) は、ブートストラップの方法を用い弾力性の分布を作成し得られた弾力性の95%信頼区間である(リサンプリングは50回)。ブートストラップを用いた信頼区間は複数あるが、BCIは精度の高い信頼区間として知られている(下平(2008))。ブートストラップの手法に関しては下平(2008)参照。

表2 <ジニ係数分解・変動係数分解を用いた各介護サービス地域差の測定>

ジニ係数分解 変数	2006年			2007年			2008年			2009年						
	$S_k$	$G_k$	$R_k$	弾力性	BCI	$S_k$	$G_k$	$R_k$	弾力性	BCI	$S_k$	$G_k$	$R_k$	弾力性	BCI	
地域 (単位数)	.066	.372	.435	.042	(.026, .053)	.074	.366	.435	.044	(.034, .058)	.082	.360	.438	.046	(.029, .056)	
居宅 (単位数)	.431	.134	.535	-.116	(-.151, -.095)	.434	.133	.551	-.112	(-.138, -.092)	.438	.132	.551	-.120	(-.135, -.090)	
施設 (単位数)	.502	.149	.757	.074	(.055, .100)	.491	.150	.752	.067	(.043, .093)	.478	.155	.749	.073	(.044, .100)	
合計 (単位数)	.098					.099					.100					
サンプルサイズ	1669			1661			1645			1587						
変数	2010年			2011年			2012年									
	$S_k$	$G_k$	$R_k$	弾力性	BCI	$S_k$	$G_k$	$R_k$	弾力性	BCI	$S_k$	$G_k$	$R_k$	弾力性	BCI	
地域 (単位数)	.092	.354	.428	.044	(.026, .060)	.099	.349	.426	.043	(.029, .063)	.107	.340	.410	.036	(.014, .055)	
居宅 (単位数)	.454	.130	.565	-.126	(-.154, -.109)	.457	.132	.566	-.125	(-.148, -.090)	.462	.130	.556	-.140	(-.165, -.101)	
施設 (単位数)	.452	.162	.742	.081	(.055, .111)	.443	.168	.730	.082	(.057, .113)	.430	.175	.735	.103	(.077, .136)	
合計 (単位数)	.102					.103					.104					
サンプルサイズ	1580			1580			1580									
変動係数分解 変数	2006年			2009年			2012年			変化幅 (2012年-2006年)						
	$w_i c_i$	$w_i(\%)$	$c_i(\rho_i)$	$CV_i$	$w_i c_i$	$w_i(\%)$	$c_i(\rho_i)$	$CV_i$	$w_i c_i$	$w_i(\%)$	$c_i(\rho_i)$	$CV_i$	$\Delta(w_i c_i)$	$\Delta w_i(\%)$	$\Delta c_i$	$\Delta CV_i$
地域 (単位数)	1.935	6.642	29.131	(.401)	72.646	2.244	8.741	25.671	(.369)	69.438	2.605	10.769	24.189	(.369)	65.555	.669
居宅 (単位数)	5.466	43.123	12.675	(.524)	24.167	5.621	44.621	12.598	(.537)	23.434	5.872	46.199	12.712	(.541)	23.467	.406
施設 (単位数)	10.611	50.233	21.124	(.750)	28.154	10.400	46.636	22.301	(.732)	30.457	10.19	43.03	23.681	(.714)	33.139	-421
合計 (単位数)	18.012	100%			18.012	18.266	100%			18.266	18.668	100%			18.668	.655
サンプルサイズ	1669			1587			1580									

出所：2006-12年度『介護保険事業状況報告』  
 注：全ての変数は被保険者1人あたり単位数。2007年新地町、2008年三好町、2010年福島県6保険者の統計は一部の統計が未計上であったため除外した。また2010年新藤津村は地域密着が負の値であり除外した（これは他保険者地域での利用負担をしたため）。

$S_k$  (変数 $k$ の全変数合計に占める割合) は、施設サービスで減少傾向、居宅・地域密着型サービスで増加傾向である。特に地域密着型サービスは全年度で増加している。これは図1で見た通り、介護の流れが施設から居宅(居宅・地域密着型サービス)へと移行しているためである。 $G$  (合計のジニ係数) 合計は約0.1前後で推移し、増加傾向であり(合計の)介護給付水準に地域差が存在することが確認できる。 $G_k$  (変数 $k$ のジニ係数) は、居宅サービス(.130-.134)、施設サービス(.149-.175)、地域密着型サービス(.340-.372)の順で大きい値となっている。地域密着型サービスは保険者に事業所の設置権限等が存在し、供給に関しての裁量権を持つため、保険者の意向が強く反応し地域差が大きいと考えられる。 $R_k$  (変数 $k$ のジニ係数と全変数合計のジニ係数の相関係数) は施設サービスが最も強い相関となっている。最後に最も重要な弾力性であるが、地域密着型サービスは全年度正である。これは地域密着型サービスが増加するとジニ係数も増加、つまり地域差が拡大することを意味する。地域密着型サービスの $S_k$  (変数 $k$ の全変数合計に占める割合) は全年度増加傾向であったことを考えると、地域密着型サービス増加により今後さらに地域差が拡大する可能性が示唆される。

#### 4.2 変動係数分解モデルによる地域差拡大の要因

変動係数とは、(標準偏差/平均) × 100 と定義される尺度であり平均が異なる変数間の相対的なばらつきを比較することが可能な尺度である。全単位数/被保険者数をサービス別に分解し、どのサービスがどのように全体の変動に影響を与えているかを分析する。全単位数/被保険者数は分子が各サービスの合算であり、分母が共通のため、全単位数/被保険者数=地域密着単位数/被保険者数+居宅単位数/被保険者数+施設単位数/被保険者数と分解することが出来る。このような特徴を持つ変数は下記のように変動係数(CV)を分解することが出来る(Wang(2009))。

$$CV = \sum_i^3 w_i c_i$$

$w_i$  は各サービス( $i$ )が合計サービスに占める割合である(1人あたり)。 $c_i$  はサービス別の変動係数( $CV_i$ )に各サービス( $i$ )と合計サービス(いずれも1人あたり)との相関係数( $\rho_i$ )を掛けた値である( $c_i \equiv CV_i \times \rho_i$ )。2006, 09, 12年の測定結果及び2012/2006年の変化幅が表2下段である。 $\Delta(w_i c_i)$ が2006年から2012年にかけて、合計サービス変動係数に与えた影響である。合計の変動係数に与えた影響は居宅・地域密着型サービスは正であり、地域密着型サービスが最も高い(.669)。合計の変動係数は.655増加しており、もし他の変動係数が同一という仮定をおけば、地域密着型サービスにより合計の変動係数が増加したと考えられる。

#### 4.3 介護給付水準の地域差について

ジニ係数分解・変動係数分解、いずれの方法においても、地域密着型サービスにより合計サービス量の地域差が拡大していることが示された。では、介護給付水準の地域差はどのように考えれば良いだろうか。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<sup>20)</sup>。しかしながら、保険者地域

<sup>20)</sup> 厚生労働省の介護サービス量の地域差への見解として、住民に最も身近な保険者が地域ごとの住民のニーズ・地域特性に応じて介護サービス量を判断し施行された結果の介護サービス量の地域差は本来あるべき地域差としている(厚生労働省(2005))。しかしながら、地域密着型サービスの施行が完全には行っていないため、現在の地域差は住民のニーズ・地域特性を完全に反映しているとは言い難い状況である。

の地域特性を把握していると考えられる保険者による地域密着型サービスの事業所公募において、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））。保険者に事業所設置権限がある地域密着型サービスにより、保険者は介護サービスへの供給をある程度コントロールできるようになってはいるが、それはまだ完全ではなく、住民のニーズ・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るとは言えない。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。

## 5. 地域密着型サービスの推定モデル

### 5.1 本分析の仮説

前節で介護給付水準には地域差が存在すること、そしてジニ係数に対する地域密着型サービスの弾力性は全年度において正であり、地域密着型サービスの増加により地域差が拡大することが示唆された。また変動係数分解の分析においても地域密着型サービスにより合計の変動係数が増加していることが示された。地域密着型サービスの増加が地域差を拡大させるような供給構造の1つとして、下記のような構造を考え検証する。居宅・施設サービスの介護給付水準が高（低）まった際に、（地域密着型サービス設置権限等が委譲された）保険者が地域密着型サービスの介護給付水準を高（低）めれば、全体としての地域差が拡大される方向へといくのではないかと考えられる。この仮説の理由は下記の3点による。1つ目は、4節の分析結果からである。居宅・施設サービス増加に呼応する形で地域密着型サービスが増加していれば、地域密着型サービス増加により地域差が拡大されるような構造として、4節の結果と一貫性を持つ。2つ目は、地域密着型・居宅サービスに超過需要が生じている地域における、保険者の供給拡大行動である。3節において、（主に都心部と考えられる）市・区では施設サービス供給の水準は低く、低要介護度の被保険者が多いため、地域密着型・居宅サービスへの需要は高いと考察した。地域密着型・居宅サービスの供給は主に民間事業者によって行われており、農村部と比べ都心部への参入が多い。民間事業者が居宅サービスへ参入し、保険者がその参入において高い需要を確認し、（居宅サービスをリーダー、地域密着型サービスをフォロワーとし）保険者が地域密着型サービスへの（公募数増加を通じての）参入を促す可能性が存在する<sup>27)</sup>。特に人口が多い保険者ほど地域密着型サービス参入への補助金・助成金を設ける割合が高く<sup>28)</sup>、公募数増加だけではなく誘致活動をより積極的に行う可能性も存在する。3つ目は、財政的に豊かな保険者による地域密着型サービスの供給拡大行動である。2つ目の理由により、居宅系サービスへの高い需要を確認した保険者区域において、財政的に豊かな保険者<sup>29)</sup>は地域密着型サービスのさらなる供給拡大行動を

<sup>27)</sup> また居宅サービスへの参入により誘発需要が発生し、（居宅サービスをリーダー、地域密着型サービスをフォロワーとし）地域密着型サービスへの（公募数増加を通じての）参入が促される可能性も存在する。湯田（2005）は通所サービス（居宅）で誘発需要が生じていることを定量的に明らかにしている。ただし、本稿では誘発需要に関する検証は行っていないため、1つの仮説として提示するととめる。

<sup>28)</sup> 畠山（2010）の保険者アンケートでは人口が1万人未満の保険者では1.1%、1万人以上5万人未満では4.5%、5万人以上10万人未満では8.6%、10万人以上30万人未満では11.8%、30万人以上では27.4%の保険者が地域密着型サービスに対する助成金・補助金を設けていた。人口が大きい都市部の保険者ほど助成金・補助金を設けている割合が高かった。

<sup>29)</sup> 畠山（2009）では介護保険特別会計より拠出される地域包括支援センター運営費において、保険者による一般会計からの繰出金に差が生じており、介護保険運営において保険者財政状況が重要であることを指摘している。2012年度『地方財政白書』において、市町村老人福祉費の79.7%が特別会計への繰出金となっており、介護保険特別会計へも繰出されている。市町村別老人福祉費歳出入内訳データは入手できなかったが、ホームページ上で公開している2008年度の新潟市の老人福祉費（193億円）の主な支出として、介護保険へ78億円、後期高齢者負担金が46億円、特別介護老人ホーム等建設事業費が13億円であった。

取る可能性がある<sup>30)</sup>。3 つ目の理由は 2 つ目の保険者の地域密着型サービス拡大行動をさらに促す効果とも捉えることができる。

居宅・施設サービスが地域密着型サービスに正の影響を与えている、と仮説を立て統計的な因果関係を分析する。分析上の注意点として、居宅・施設サービスと地域密着型サービスとでは内生性の問題が発生し通常の OLS や VAR では適切に因果関係を測ることは出来ない。よって、本分析では内生性に対処できる Arellano and Bond (1991), Blundell and Bond (1998)による Difference-System GMM を用い、居宅・施設サービスから地域密着型サービスへの因果関係を分析する。分析で扱う変数の記述統計は表 3 である<sup>31)</sup>。

表 3 <地域密着型サービス推定モデルで扱う変数の記述統計>

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
地域密着単位数	2.233	1.559	.003	16.511
居宅単位数	10.941	2.788	1.662	25.950
施設単位数	11.0433	3.041	1.583	31.900
後期高齢者割合	.514	.069	.293	.759
所得段階 1-3 割合	.316	.104	.095	.744
所得段階 5 割合	.336	.085	.046	.647
要支援割合	.039	.016	0	.528
要介護度 1-2	.058	.012	.018	.397
要介護度 3	.024	.005	.006	.226
要介護度 4-5	.041	.010	.017	.612
地域密着利用率*	.099	.068	.0002	.902
居宅利用率*	1.098	.225	.355	2.578
施設利用率*	.392	.107	.126	1.083
被保険者数*	18472.16	40658.41	199	788968
介護保険料*	46.379	7.513	0.121	78.218
貸付金ダミー*	.027	.163	0	1
準備基金保有残高*	13.620	10.979	0	267.521
サンプルサイズ	10129 (1447×7)			

出所：2006-12 年度『介護保険事業状況報告』

注：単位数の単位は千単位、第 1 号被保険者数 1 人あたりの単位数。貸付金はダミー変数。介護保険給付費準備基金保有額は第 1 号被保険者 1 人あたり。介護保険料の単位は千円、第 1 号被保険者 1 人あたりの介護保険料収入額（年）。

<sup>30)</sup> 財政コモンプール問題から生じる地域密着型サービスの供給拡大とも考えられる (Weingast, et. al (1981))。コモンプール問題は日本の財政活動（農業関係の支出や補助金、空港関係の公共投資）においてもいくつか指摘されている (広田 (2012))。第 5 期 (2012-14 年度) の介護保険給付費財政構造（利用者負担の 10% 除く）は保険料 50%（第 1 号被保険者 21%、第 2 号被保険者 29%）、国・都道府県 37.5%、保険者 12.5% となっている。国・都道府県・第 2 号被保険者からの財源は保険者にとって間接的な形となっており、保険者及び当該地域第 1 号被保険者の直接負担（利用者負担を除く）は 33.5%（第 1 号被保険者保険料・保険者負担）と比較的低負担である。財政状況に余裕がある保険者は、自らの低負担割合から介護サービスに関して過剰な供給が行われる可能性がある。ただし、本稿ではこの点は検証していないため、1 つの仮説として提示することとする。

<sup>31)</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 2012 年 1580 へと減少している。本稿では、新設、編入された保険者は分析の対象から外した。ま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、2012 年保険料収入が計上されなかった葛尾村（震災の影響）、地域密着型サービスが計上されていない (2006-12 年) 保険者は分析の対象から外した。最終的な保険者数は 1447 となり、2006-12 年度までのバランスドパネルを構築した。合併のため約 8% の保険者データを扱えなかった点、また地域密着型サービスが導入されて公表されているデータがまだ 7 年しかない点で本分析は限定的な分析と言える。しかし、主にクロスセクションデータを扱っている先行研究 (安藤 (2008) 等) 及び、要介護度 4-5 に焦点を当てている足立・上村 (2013) と比べると、現時点において最大限のデータを用いている。

## 5.2 ダイナミックパネルデータモデル

地域密着型サービスが導入された 2006 年度以降のデータを対象に以下のダイナミックパネルデータモデル<sup>32)</sup>を考える。

$$\begin{aligned} \log Y_{i,t} = & \sum_{j=1}^3 \beta_j \log Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^2 \beta_{4+j} \log X_{1,i,t-j} + \sum_{j=0}^2 \beta_{7+j} \log X_{2,i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^2 \beta_{10+j} \log X_{3,i,t-j} + \sum_{j=0}^6 \beta_{13+j} X_{4+j,i,t} + \mu_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

$Y_{i,t}$  は被保険者 1 人あたり地域密着型サービス単位数、 $X_{1,i,t}$ 、 $X_{2,i,t}$  はそれぞれ被保険者 1 人あたり居宅・施設サービス単位数である。 $X_{3,i,t}$  は財政変数（介護保険料収入・貸付金ダミー・基金準備保有残高）<sup>33)</sup> である。コントロール変数として、 $X_{4,i,t}$  は後期高齢者比率（75 歳以上人口/65 以上人口）、 $X_{5,i,t}$ 、 $X_{6,i,t}$  は所得段階 1-3 割合、5 以上割合。 $X_{7,i,t}$ 、 $X_{8,i,t}$ 、 $X_{9,i,t}$ 、 $X_{10,i,t}$  はそれぞれ要支援 1-2 割合、要介護度 1-2 割合、要介護度 3 割合、要介護 4-5 割合である。 $\mu_t$  は時間固定効果（年次ダミー）、 $\alpha_i$  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。

通常のパネルデータモデルで考慮される保険者・時間固定効果項に加え、地域密着型サービスの 1 期、2 期、3 期前のラグ項、居宅・施設介護サービスの当期から 2 期前までのラグ項、財政変数の当期から 2 期前までのラグ項を加えた。これらの変数はサービス給付水準が決定される際には、供給側の要因として考えることができる。地域密着型サービスでは、事業者の公募・申請・選定・サービス開始と通常サービスが開始されるまでにラグが発生するため、自身のラグ項（調整過程）に加え居宅・施設サービスについてもラグ項を考慮することが適切と考えられる。その他のコントロール変数は、需要側の要因として 3 節で説明した通りである。

上記のダイナミックパネルデータモデルは地域密着型サービスのラグ項のため、保険者固定効果との内生性の問題が存在する。また居宅・施設・財政変数は同時決定性のため因果関係が明白ではなく誤差項と相関を持つ可能性が高い。よって、通常の OLS 分析、固定効果分析等では一貫性を持った推定量を得ることが出来ない。また同様にマクロ経済分析で多用される VAR モデルも内生性の問題が存在し、適切に因果関係を測ることは難しい。

## 5.3 Difference-System GMM

内生性、同時性等の問題に対処するため本稿では Arellano and Bond (1991)、Blundell and Bond (1998) による Difference-System GMM を用いることにより、パラメーターの推計を行う。先ほどの式の差分をとり固定効果項を消去する<sup>34)</sup>。

<sup>32)</sup> ダイナミックパネルデータモデル及びパネルデータの詳細は Wooldridge (2010) に詳しい。固定効果を除いた効果を識別できる上、クロスセクションデータ等に比べ自由度が増し多重共線性の問題等を回避し易くなる。

<sup>33)</sup> 貸付金ダミー及び準備基金保有残高は 0 を含むため対数を取っていない。

<sup>34)</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ことで対処ができる。また差分を取ることで固定効果・変数効果の識別の必要はなくなる。

$$\begin{aligned} \Delta \log Y_{i,t} = & \sum_{j=1}^3 \beta_j \Delta \log Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^2 \beta_{4+j} \Delta \log X_{1,i,t-j} + \sum_{j=0}^2 \beta_{7+j} \Delta \log X_{2,i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^2 \beta_{10+j} \Delta \log X_{3,i,t-j} + \sum_{j=0}^6 \beta_{13+j} \Delta X_{4+j,i,t} + \Delta \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

しかしながら、 $\Delta \log Y_{i,t-1}$  ( $= \log Y_{i,t-1} - \log Y_{i,t-2}$ ) は  $\Delta \varepsilon_{i,t}$  ( $= \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ ) は明らかな相関を持ち、 $\Delta \log X_{1,i,t}$ ,  $\Delta \log X_{1,i,t-1}$ ,  $\Delta \log X_{2,i,t}$ ,  $\Delta \log X_{2,i,t-1}$ ,  $\Delta \log X_{3,i,t}$ ,  $\Delta \log X_{3,i,t-1}$  も上記の内生性の議論から  $\Delta \varepsilon_{i,t}$  と相関を持つ可能性が高い。

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。 $\log Y_{i,t-2}$  は  $\Delta \log Y_{i,t-1}$  と相関を持つが、 $\Delta \varepsilon_{i,t}$  とは相関を持たない。同様に、 $\log X_{1,i,t-2}$  を  $\Delta \log X_{1,i,t}$  の操作変数<sup>35)</sup>と考えそれぞれに対応する (t-2 期以前の水準変数を操作変数とし) モーメント条件から Difference GMM 推計を行うことが出来る。しかしながら、Arellano 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 Arellano 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 (t-1 期) の操作変数を加えた System GMM を考案した<sup>36)</sup>。この Arellano 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致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>37)38)</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 ( $\varepsilon_{i,t}$ ) 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 (または Sargan 検定等) 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)。

<sup>35)</sup>  $\log X_{1,i,t-2}$  は  $\Delta \log X_{1,i,t}$  ( $= \log X_{1,i,t} - \log X_{1,i,t-1}$ ) は明白な相関を持つわけではないが、現在のアウトカムは過去のアウトカムと関連があると想定し操作変数として考える。これらの操作変数に関しての妥当性を Hansen 検定により検討する。

<sup>36)</sup> 例として、 $E_t(\varepsilon_{i,t} \Delta \log X_{1,i,t-1})$  をモーメント条件として考えられる。

<sup>37)</sup> 分散行列には分散不均一・系列相関が認められても一致性を持つクラスターロバスト標準誤差を用いている (Arellano (1987))。

<sup>38)</sup> Difference-System GMM 及び Windmeijer (2005) 修正法は Roodman (2009) に詳しい。

## 6. 推定結果

ベースモデル及び頑健性の確認として(1) 被保険者 1 人あたり地域密着型・居宅・施設サービス単位数及びコントロール変数を用いたベースモデル, (2) 被保険者 1 人単位数の代わりに利用率 (=利用者数/被保険者数) を用いたモデル<sup>39)</sup>, (3) (1) に人口 (被保険者数) を加えたモデル, (4) (1) から各要介護割合を抜いたモデル, (5) - (7) はそれぞれ (1) に保険料収入, 貸付金ダミー, 準備基金保有残高を加えたモデルである。ラグ付き被説明変数の内生性に対処するため, 階差の式にはラグ付き被説明変数の水準 (t-2 期以前) を, 水準の式にはラグ付き被説明変数の階差 (t-1) 期を操作変数として用いた。居宅・施設サービス, 財政変数等の変数は内生変数として扱い, 階差の式に水準 (t-2 期以前) を, 水準の式には階差 (t-1 期) を操作変数として用いた。それぞれの推計結果は表 4 である。(1) - (7) 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)。

---

<sup>39)</sup> 被説明変数は説明変数と線形の関係を想定しロジット変換を行った。

表4 <ベースモデル/頑健性の確認>

説明変数	ベースモデル			頑健性の確認			財政変数追加による頑健性の確認		
	(1) ベースモデル	(2) 利用率	(3) 人口	(4) 認定率	(5) 保険料	(6) 貸付金	(7) 準備基金保有残		
地域密着 (-1)	1.074***(.092)	1.088**(.048)	1.077***(.096)	1.087***(.052)	1.105***(.057)	1.042***(.067)	1.105***(.082)		
地域密着 (-2)	-.109**(.046)	-.159***(.045)	-.109**(.047)	-.108**(.042)	-.146***(.044)	-.107**(.047)	-.109**(.044)		
地域密着 (-3)	-.017(.020)	-.005(.024)	-.017(.020)	-.015(.020)	-.005(.022)	-.012(.020)	-.017(.020)		
居宅	-.270(.399)	.365(.584)	-.270(.419)	-.258(.395)	.378(.467)	-.136(.386)	-.068(.353)		
居宅 (-1)	.136(.472)	-.652(.488)	.141(.465)	.174(.436)	-.405(.557)	-.135(.416)	.059(.438)		
居宅 (-2)	.198*(.114)	.240*(.129)	.200*(.118)	.214**(.102)	.197*(.106)	.243**(.106)	.232**(.091)		
施設	1.164(.797)	.039(.555)	1.092(.742)	1.008(.776)	.755(.777)	1.042(.677)	1.080(.830)		
施設 (-1)	-.1.318(1.063)	-.263(.553)	-.1.219(.977)	-.1.095(.928)	-.741(.923)	-.1.311(.816)	-.1.098(1.072)		
施設 (-2)	.228(.181)	.074(.115)	.212(.170)	.191(.145)	.165(.164)	.219(.151)	.193(.174)		
後期高齢者割合	.019(.148)	.253(.174)	.039(.189)	-.091(.178)	-.022(.125)	.101(.114)	-.037(.150)		
所得段階割合 (1-3)	-.002(.040)	.020(.039)	-.002(.042)	-.008(.048)	-.012(.042)	-.010(.038)	.012(.038)		
所得段階 (5以上)	-.016(.054)	.004(.038)	-.030(.039)	-.014(.046)	-.019(.047)	-.004(.042)	-.033(.054)		
要支援割合 (1,2)	.093(.453)	.099(.720)	.009(.341)		-.062(.335)	.250(.282)	-.117(.431)		
要介護割合 (1,2)	.231(.985)	.705(.864)	.170(.998)		-.091(.533)	.631(.585)	-.343(.964)		
要介護割合 (3)	-.649(1.854)	.581(1.239)	-.766(1.911)		-.1082(1.237)	.069(1.184)	-.1.290(1.659)		
要介護割合 (4,5)	-.705(1.612)	.166(.930)	-.764(1.726)		-.1.240(1.053)	-.015(.961)	-.1.477(1.535)		
被保険者数			.007(.016)						
財政変数					-.216*(.127)	-.001(.018)	-.0001(.0005)		
財政変数 (-1)					.173(.123)	.006(.011)	.0001(.0003)		
財政変数 (-2)					-.034(.085)	-.014(.011)	.0005*(.0003)		
AR (1)	-.585***	-.603***	-.572***	-.593***	-.594***	-.575***	-.550***		
AR (2)	-.161	-.079	-.159	-.154	-.094	-.155	-.156		
Hansen 検定	33.94	43.80	34.16	33.92	46.34	53.59	54.42		
Wald 検定 (人口/財政)			0.21		2.97	3.58	4.00		
サンプルサイズ	1447*4								

注1: \*\*\*は1%, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意な係数。括弧内は標準誤差。  
 注2: 2006-12年度のデータを用いているが3期ラグを考慮しているため、4期のパネルデータ扱いとなる。

表4より(1) ベースモデルでは、地域密着型サービスの自身のラグ項は1期前が正に2期前が負に有意となっている。前期の地域密着型サービスの増加は有意に今期の水準に正の影響を与えることが明らかとなった。また居宅サービスの2期前が有意に正の影響を与えていた。(1) ベースモデルの結果の頑健性を確かめるため(2) 利用率, (3) 人口を加えたモデル, (4) 各要介護度を抜いたモデルも同様に推定した結果、全てのモデルにおいて居宅サービスの2期前が有意に正であった。(4) の分析は安藤(2008)で単位数を用いた分析で危惧された認定率と各要介護度の同時性を加味した分析である。(5)-(7) は財政変数追加による頑健性の確認である。それぞれ保険料収入, 貸付金ダミー, 準備基金保有残高をラグ項とともに加え、内生変数として扱い分析を行った。いずれの分析においても居宅サービス2期前は有意に正であった。財政変数はほぼ有意ではなかったが、介護保険料収入当期が有意に負, 準備基金保有残高2期前が有意に正であった。事業所選定等のラグを考えると、準備基金保有残高2期前が正という結果は財政的な因果と考えられる<sup>40</sup>。前節において居宅サービスから地域密着型サービスへの因果が存在していた場合、財政的に豊かである保険者は介護サービスの供給を拡大させる可能性が存在することを指摘した(他サービスから地域密着型サービスへの正の因果の仮説の理由)。保険者の財政的状況は一般会計を含めた様々な指標が存在するが、準備基金保有残高も1つの指標として考えられる。2期前が正ということは財政的余裕から地域密着型サービスの事業設置権限を持つ保険者が供給拡大に動いた可能性を示すものである。

2節において地域密着型・居宅サービスは有意に相関があることが示されていた。また表4の分析から居宅サービスから地域密着型サービスへの因果関係を示すことができた。地域密着型サービスが居宅・施設サービスへの因果関係が示せるかをDifference-System GMMを用い分析した結果が表5(8)(9)である。

<sup>40</sup> 3節の相関係数で地域密着と準備基金保有残高は-0.076と弱い負の関係であったが、これは当期同士の変数による相関であるため、ラグ項が考慮されているわけではない。3節の記述統計で扱ったデータを用い、準備基金保有残高(2期前)と介護サービスとの相関を計測した結果、居宅・施設サービスでは負(それぞれ-181, -076)であり、地域密着型サービスでは正(001)であった。

表5 <居室・施設モデル/費用額を用いたモデル>

説明変数	居室・施設モデル		費用額を用いたモデル (先行研究との対比)			
	(8) 居室単位	(9) 施設単位	(10) 施設費用 (全操作変数)	(11) 施設費用 (1操作変数)	(12) 居室利用率 (全操作変数)	(13) 居室利用率 (1操作変数)
被説明変数 (-1)	.996*** (.058)	1.067*** (.086)			.731*** (.071)	.554*** (.084)
被説明変数 (-2)	-.062** (.030)	-.101* (.058)			-.005 (.039)	.285 (.340)
被説明変数 (-3)	-.025 (.017)	-.028 (.028)			.015 (.022)	-.295 (.309)
地域密着	.0005 (.032)	.043 (.044)	-.002 (.018)	.024 (.021)	.013 (.022)	.096** (.045)
地域密着 (-1)	-.013 (.035)	-.059 (.048)	.009 (.019)	-.004 (.017)	-.039 (.026)	-.063 (.043)
地域密着 (-2)	.009 (.006)	.012 (.008)	-.0005 (.003)	.018* (.010)	.011 (.006)	.061** (.024)
居室		-.152 (.123)	.088 (.069)	.117 (.100)		
居室 (-1)		.187 (.121)	.016 (.055)	-.016 (.077)		
居室 (-2)		-.048 (.035)	-.001 (.011)	-.026 (.023)		
施設	-.234 (.181)		-.052 (.057)	-.067 (.094)	.155 (.125)	.191 (.221)
施設 (-1)	.165 (.197)		.037 (.058)	.088 (.084)	-.300** (.139)	-.195 (.240)
施設 (-2)	.034 (.032)		.012 (.010)	-.008 (.019)	.065*** (.024)	.010 (.051)
後期高齢者割合	.019 (.033)	.075 (.048)	-.070*** (.019)	-.097*** (.029)	.075** (.031)	-.040 (.062)
所得段階割合 (1-3)	-.009 (.013)	-.005 (.013)	.021*** (.007)	.006 (.012)	-.010 (.011)	-.064** (.026)
所得段階 (5以上)	.004 (.010)	-.020 (.015)	.031*** (.008)	.019** (.009)	.019* (.010)	.0008 (.019)
要支援割合 (1,2)	.071 (.088)	-.118 (.105)	-.118 (.093)	-.074 (.144)	.699*** (.177)	1.131*** (.227)
要介護割合 (1,2)	.200 (.170)	.035 (.226)	-.318*** (.101)	-.426*** (.120)	.821*** (.179)	.580** (.250)
要介護割合 (3)	.877*** (.316)	.507 (.472)	-.259* (.156)	-.212 (.194)	.947*** (.232)	1.416*** (.346)
要介護割合 (4,5)	.578* (.301)	.363 (.425)	.243** (.107)	.255* (.130)	.644*** (.193)	.671** (.279)
AR (1)	-7.24***	4.27***	-3.50***	-3.86***	-6.64***	-6.73***
AR (2)	1.92*	0.17	-0.46	-0.20	3.36***	-0.12
Hansen 検定	45.49	38.70	69.29**	22.25	62.64**	36.02***
Wald 検定 (地)	3.27 (地)	2.50 (地)	5.72 (地)	5.69 (地)	10.30 (地)**	7.32 (地)*
Wald 検定 (居/施)	14.62 (施)***	3.55 (居)	4.93 (居)	2.36 (居)	17.68 (施)***	0.77 (施)
サンプルサイズ	1447*4					

注1: \*\*\* は1%, \*\* は5%水準, \* は10%水準で有意な係数。括弧内は標準誤差。  
 注2: 2006-12年度のデータを用いているが3期ラグを考慮しているため、4期のパネルデータ扱いとなる。

(8)(9) が居宅・施設サービスを被説明変数とし、表 4(1) ベースモデルと同様の分析を行った結果である。いずれの分析においても他サービスからの影響は有意に確認できなかった。地域密着型サービスから居宅サービスへの因果関係は存在せず、居宅サービスから地域密着型サービスへの因果関係は存在したことになる。都心部での居宅系サービスの需要、(地域密着型・居宅サービスいずれにも参入する)民間事業者の参入行動のみを考えると、地域密着型・居宅サービスの高い相関の理由にはなるが、因果関係を説明できるものではない。しかし保険者による供給行動を加味すると、地域密着型サービスには保険者に裁量がある点で大きな違いがある。保険者の裁量の違いにより、居宅サービスから地域密着型サービスへの因果関係(及び逆は成立しなかった)を確認することができたと考えられる。今回の分析において、地域密着型サービスは保険者の裁量性からフォロワーになっていることが明らかとなった。

(10) - (13) は足立・上村(2013)で行われた分析を本稿の分析の枠組みで検証した結果である。足立・上村(2013)では地域密着利用率が居宅利用率に正、居宅利用率が施設費用額(利用者1人あたり)に負の影響を与えることを確認し、地域密着型サービス導入により、施設費用額が抑えられることを示している。本稿の単位数を扱った分析においては、地域密着型サービスから居宅サービスへの因果関係を確認することができず、3節の地域密着型・施設サービスの相関係数は全データ・市・町・広域連合で有意に正となっており、代替性の関係は確認できなかった。そこで、本稿の分析の枠組みで先行研究を検証した。(10)(11)の分析では利用率が施設費用に与える影響、(12)(13)が地域密着・施設利用率が居宅利用率に与える影響を確認している。(10)(12)ではベースモデル同様に内生性が疑われる変数に対しては階差の式にはラグ付き(被)説明変数の水準( $t-2$ 期以前全て)を操作変数として使用したが、いずれも Hansen 検定で有意となってしまった<sup>41)</sup>。そこで、 $t-2$ 期のみを操作変数として用いて推定した結果が(11)(13)である。(11)ではモデルの妥当性が満たされているが、居宅利用率から施設費用への因果関係は確認できなかった。また地域密着利用率から正の因果関係が見られ、施設費用抑制と逆の結果を示唆するものであった。(13)では Hansen 検定が有意となっており、パラメーターを正確に推定できていない可能性に注意する必要があるが、地域密着利用率から居宅利用率への正の因果関係は確認された<sup>42)</sup>。足立・上村(2013)と異なる結果となった理由として、モデル・データの違いが考えられる。足立・上村(2013)では、ラグ項を考慮しない3SLSを用いコントロール変数として後期高齢者割合・可住地面積あたり被保険者数を扱っていたが、本稿の研究では調整過程を重視しラグ項、各要介護度、所得段階を考慮し、それらの変数の多くが有意となっている。またデータに関しては、足立・上村(2013)では要介護度4-5の重度の要介護者に焦点を当て、データも要介護度4-5に対応する費用・利用者を用いているが、本稿では要支援・要介護全ての認定者を対象としている。2012年度『介護保険事業状況報告』において、地域密着型・居宅・施設サービスの単位数・費用・利用者の(要介護度4-5/全要支援・要介護度)割合(%)は、地域密着型(34.3%, 34.9%, 30.5%), 居宅(30.3%, 30.2%, 15.7%), 施設(65.7%, 65.7%, 62.1%)である。地域密着型・居宅サービスにおいては、要介護度4-5データは全体の30%前後であり、扱うデータの焦点により大きく結果が異なると考えられる。

<sup>41)</sup> 階差の式への操作変数は  $t-2$  期以前を全て操作変数として扱うことができる。しかしながら、有限のサンプルで多くの操作変数を用いると Hansen 検定 (Sargan 検定) 等に棄却され易くなりモデルの頑健性が弱まってしまう可能性がある (Sargan (1958))。

<sup>42)</sup> 単位数を用い、 $t-2$  期以前全ての操作変数を用いた分析 (8) とは異なった結果であった。(13) は Hansen 検定が有意となっており、パラメーターを適切に推定できていない可能性が高いと考えられる。

## 7. 結語

本稿では、2006年度に導入された地域密着型サービスが介護給付水準の地域差にどのような影響を与えているのかを分析し（4節）、その給付水準が居宅・施設サービスの水準により影響を受けているのかを定量的に把握し、地域差拡大の要因を考察した（5、6節）。1つ目の分析では、2006-12年度の保険者別データを用い、Lerman and Yitzhaki (1985) 及び Stark, et. al (1986) による所得・収入に関するジニ係数分解・Wang (2009) による変動係数分解を応用し、合計及びそれぞれ個別（サービス別）、全てにおいて地域差が存在することを確認した。また地域密着型サービスはその中で最も地域差が大きく、地域密着型サービスが増加すると合計のジニ係数・変動係数が増加することが明らかとなった。2つ目の分析では、同様の保険者別パネルデータを用い、居宅・施設サービスが地域密着型サービスへと与える影響を Difference-System GMM の方法を用い定量的に分析した。その結果、居宅サービスの2期前が有意に正の影響を与えており、居宅サービス水準が高（低）まれば、地域密着型サービス水準もそれに沿う形で高（低）くなっていた。この結果は4節で明らかとなった、地域密着型サービスが介護給付水準の地域差を拡大させる普及状況と整合的であった。また地域密着型・居宅サービスは相関係数が有意に高かったが（3節）、地域密着型サービスから居宅サービスへの因果関係は存在しなかった。事業所形態もサービスも類似である地域密着型・居宅サービスであるが、居宅サービスから地域密着型サービスへの因果関係のみが有意であったことは、保険者に地域密着型サービスの事業所設置権限があり、保険者主導の供給調整がより積極的に行われた結果であると考えられる。

本稿の結果から得られる政策的インプリケーションを述べる。地域密着型サービスの政策意図は、(1) 施設サービスの代替として機能させ施設費用を抑制すること、(2) 保険者に裁量を持たせ住民のニーズ・地域特性に沿ったサービス提供を促進させることであった。(1) と関連する結果として、(単位数を扱った分析において) 地域密着型サービスが施設サービスへ与える因果は確認できず、また施設費用を扱った分析においても地域密着型・居宅サービスともに施設費用を減少させる効果は確認できなかった。(2) と関連する結果としては、従来の居宅・施設サービスとは異なり、保険者が主体となり供給水準を決める地域密着型サービスでは、他地域と比べ水準が低いのであればそれらを調整する機能が想定されたが、このような給付水準の普及は確認できなかった。逆に、5節の結果から、居宅サービスから地域密着型サービスへの因果が確認され、4節の結果と併せ地域差が拡大されるような供給構造であることが明らかとなった。これは保険者に裁量がある地域密着型サービスの拡大は介護サービス地域差を促進させる可能性が高いことを示す結果であった。

最後に本稿の分析に関する留意点を2つ述べる。1つ目は、地域密着型サービスは、保険者に設置権限等を通し裁量権が存在すると考えた点である。畠山 (2010) のアンケート調査でも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行政の意向が反映されるのかという問題が残る<sup>43)</sup>。また第4節でも述べた通り、施設数が整備目標に達していない保険者も存在し、保険者が供給を完全にコントロールできるわけではないことを注意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（単位数・利用率）は需要側と供給側の要因で決まった均衡値であり、コントロール変数等を加えているものの保険者を通し

<sup>43)</sup> ただし類似のサービスであり営利法人が同様に参入する居宅サービスとは地域差（ジニ係数）に大きな差があり、また保険料収入との相関も大きく違っていたため、保険者が設置権限等を持つことによる差が統計上明確に現れている。

た供給側のみの値でないことである。この点は1つ目の留意点とも関連するが、利用者側の需要の影響も受け、均衡点が決まるという点は注意する必要がある。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（純粋な供給指標）を測ることは困難であり、詳細な統計が今後必要である<sup>44)</sup>。これらの点は今後の課題としたい。

---

<sup>44)</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, 139-153頁。
- 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, 94-109頁。
- 尾山明子 (2014) 「市町村国民健康保険の保険料(税)と財政移転の決定要因」, 『ファイナンス』, 第49巻, 2014年2月号, 77-86頁。
- 厚生統計協会 (2009) 『図説 統計でわかる介護保険』, 厚生統計協会。
- 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/singi/2r9852000001oxhm-att/2r9852000001oxlr.pdf> (2014年9月30日参照)。
- 厚生労働省 (2005) 『平成17年度版厚生労働白書』, ぎょうせい。
- 厚生労働省 (2014) 「特別養護老人ホームの入所申込者の状況」, <http://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-12304250-Roukenkyoku-Koureishashienka/0000041929.pdf> (2014年12月6日参照)。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015) 『平成27年版社会保障統計年報』, 法研。
- 清水谷諭・稲倉典子 (2006) 「公的介護保険制度の運用と保険者財政：市町村レベルデータによる検証」, 『会計監査研究』, 第34号, 83-95頁。
- 下平英寿 (2008) 「ブートストラップ」, 国友直人・山本拓監修『21世紀の統計科学Ⅲ』, 東京大学出版会。
- 田近栄治・油井雄二 (2004) 「介護保険：4年間の経験で何がわかったか」, 『ファイナンシャルレビュー』, 第72巻, 78-104頁。
- 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) (2014/05/05参照)。
- 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, 37-54頁。
- 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。
- 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, 28-34頁。
- 広田啓朗 (2012) 「財政規模と議会規模—地方政府に関する実証分析のサーベイ—」, *NUCB Journal of economics and information science*, Vol.58 No.1, pp.131-140.
- 松岡佑和 (2015) 「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—」, working paper, 東京大学。
- 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書」, 三菱総合研究所。
- 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」, 『ファイナンシャルレビュー』, 第80巻, 187-203頁。
- 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, 373-86頁。
- Arellano, M. (1987) “Computing Robust Standard Errors for Within-Group Estimators,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.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.

- Blundell, R. and Bond, S. (1998) “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.” *Journal of Econometrics* Vol.87, pp.115-143.
- 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* Vol.15 (3), pp.57-276, 2008.
- Lerman, R. L. and S. Yithaki (1985) “Income Inequality Effects by Income Source: a New Approach and Applications to the United States,” *Review of Economics and Statistics* Vol.67 (1), pp.151-156.
- López-Feldman, A. (2006), “Decomposing Inequality and Obtaining Marginal Effects”, *The Stata Journal*, Vol.6 (1), pp.106-111.
- 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.
- Sargan, J.D. (1958) “The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables,” *Econometrica*, Vol.26, pp.393-415.
- Stark, O., J. E. Taylor. and S. Yithaki (1986) “Remittances and Inequality,” *Economic Journal*, Vol.96, pp.722-740.
- Wang, Z. (2009) “The Convergence of Health Care Expenditure in the US States,” *Health Economics*, Vol.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.
- Weingast, B., Shepsle, K., Johnsen, C. (1981) “The Political Economy of Benefits and Costs: a Neoclassical Approach to Distributive Politics,” *Journal of Political Economy*, Vol.89, pp.642-664.
- Wooldridge, J.M. (2010) *Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, MIT Press.

