

訪問介護産業における労働生産性の地域格差*

鈴木 亘**

要旨

本稿は、厚生労働省がインターネット上で公開している「介護サービス情報公表システム」の事業所別データを用いて、訪問介護産業における労働生産性の地域格差とその収束傾向を分析した。

まず、訪問介護産業の労働生産性の対数分散を、地域間要因と地域内要因に分解した結果、地域内要因の方が地域間要因よりもはるかに大きいことがわかった。地域内要因が占める割合は93～95%程度であり、一方、地域間要因はわずか5～7%程度に過ぎない。

次に、その地域格差に収束傾向があるかどうかを、Barro and Sala-i-Martin (2004) の β 収束の概念を用いて分析した。推定の結果、 β の値は負で有意であり、初期の労働生産性が低いほど、その後の労働生産性の伸びが高くなることが確認された。また、地域間格差の収束の方が、地域内格差の収束よりも、収束のスピードが速いことも明らかとなった。

キーワード

訪問介護産業、労働生産性、地域格差、 β 収束

JEL Classification D24, I11, L80

1. はじめに

高齢化・長寿化によって増加する介護需要と、少子化によって進む人口減少により、我が国の介護産業の労働力不足は、今後ますます深刻化することが予想されている。このため、介護労働者一人あたりの生産性をいかに引き上げてゆくかということが、介護産業における目下の最重要課題となっている。

既に、政府内においても、介護産業の労働生産性向上策が政策目標の一つと位置づけられており、2018年6月に閣議決定された「経済財政運営と改革の基本方針2018～少子高齢化の克服

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「日本と中国における介護産業の更なる発展に関する経済分析」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、厚生労働省の「介護サービス情報の公表」制度にかかる公表データを利用した。本稿の作成に当たっては、学習院大学経済学部・経済経営研究所（GEM）から2019年度の研究費助成を受けた。

** 学習院大学経済学部経済学科教授

による持続的な成長経路の実現～」においても、「テクノロジーの活用等により、2040年時点において必要とされるサービスが適切に確保される水準の医療・介護サービスの生産性の向上を目指す」ことが明記され、①介護経営の大規模化・協働化、②従事者の業務分担の見直し・効率的な配置、③介護助手など多様な人材の活用、④事業所マネジメントの改革、⑤ロボット・IoT・AI・センサーの活用等の具体策が打ち出されている。また、厚生労働省も介護産業の生産性向上の先進事例を集めたガイドラインを公表し（厚生労働省（2019））、「介護分野における生産性向上協議会」を設立して生産性向上策の普及に努めている。

しかしながら、介護産業の労働生産性を扱った学術研究がどれほど蓄積されているかと言えば、未だに非常に少ないのが現状である（鈴木（2002）、下野（2004）、綾（2014）、田・王（2019）、鈴木（2020））。このうち、現在の政策立案に貢献し得る最近の研究として、綾（2014）、田・王（2019）、鈴木（2020）の3つが挙げられる。綾（2014）や田・王（2019）は、厚生労働省の「介護保険事業状況報告」や「介護サービス施設・事業所調査」等の集計データを用いて、介護施設の職員1人当たりの付加価値労働生産性を計算し、それらが製造業や非製造業に比べて低いことを報告している。ただ、全国レベルの集計データの分析であるため、労働生産性の決定要因までは分析されておらず、政策的なインプリケーションに乏しい。

一方、鈴木（2020）は、製造業やサービス業の分野において、企業レベルや事業所レベルのマイクロ・データを用いた生産性研究が近年、盛んに行われていることに倣い¹⁾、厚生労働省がインターネット上で公開している「介護サービス情報公表システム」の事業所別データを用いて、訪問介護産業の労働生産性を分析している。その結果、（1）製造業やサービス業に関する先行研究と同様、訪問介護についても事業所別の労働生産性には大きな格差が生じている、（2）事業所別の労働生産性には、範囲の経済、競争環境、操業期間、法人種、地域の人口要因、サービスの質などが影響しており、規模の経済に関しては、1法人1事業所の場合には有意に労働生産性が低い、（3）Olly and Pakes（1996）やGriliches and Regev（1995）の方法によって市場全体の資源配分を要因分解しても一定の効率性が認められる、という諸点を明らかにしている。これは、介護産業においても、マイクロ・データを用いた分析やエビデンスの提示が、政策的に有用な情報をもたらすことを示すものである²⁾。

1) マイクロ・データを用いた生産性研究の代表的なサーベイとして、Bartelsman and Doms（2000）、Syverson（2011）が挙げられる。我が国においても、（独）経済産業研究所（RIETI）におけるJIPデータベースの整備を契機に、数多くの研究が行われてきた（深尾・宮川（2008）、宮川（2018））。また、手薄とされていたサービス業においても、近年、森川（2014、2016）、Morikawa（2011、2012）等によって精力的な研究が行われている。

2) ちなみに、独自にアンケート調査を企画・実施した鈴木（2002）、下野（2004）を除き、介護産業においてこれまでマイクロ・データを用いた生産性分析がほとんど行われてこなかった理由として、次の3点が考えられる。

第1に、信頼性の高いマイクロ・データの利便性が低かったことである。製造業の場合には株式会社が多く、企業が公開している会計情報をデータベース化することが容易であるが、介護産業では株式会社の割合は低く、医療法人や社会福祉法人等の特殊な法人格が多いため、会計情報が入手しにくい。このうち、社会福祉法人については、2014年度から会計情報の公開が義務化され、現在、WAMネットの「社会福祉法人の財務諸表等電子開示システム」（<https://www.wam.go.jp/wamnet/zaihyoukaiji/pub/PUB0200000E00.do>）で見ることができる。ただし、1法人ずつPDFファイルに格納されているので、そのままマイクロ・データとして活用することは極めて困難である。一方、厚生労働省が実施している大規模統計調査としては、「介護保険事業状況報告」、「介護サービス施設・事業所調査」、「介護事業経営実態調査」、「介護事業経営

さて、本稿は鈴木（2020）に引き続いて、訪問介護産業のマイクロ・データ（介護サービス情報公表システムの事業所別データ）を用い、労働生産性の分析を深めることにする。具体的には、鈴木（2020）が行わなかった労働生産性の地域格差や、その地域格差の変化に焦点を当てた分析を行う。マイクロ・データを用いて、既に多くの生産性分析が行われている製造業やサービス業の分野では、生産性の地域格差に関する研究も盛んである³⁾。

高齢化や少子化という現象は全国において等しく進むものではなく、その水準や変化のスピードは地域別に大きく異なっている。また、日本経済の成長率低下も、決して全国一律に進んでいる現象ではなく、地域別にその進行は異なっている。このため、地域別データには多様性があり、その背景も含めて格差を分析することで、政策的に有用な情報がもたらされる可能性が高い。加えて、介護分野においては、全国一律の制度に標準化しようとする政策がこれまで実施されてきたことから、地域別格差を分析することは、その政策の評価としても重要である。

以下、本稿の構成は次の通りである。第2章では介護サービス情報公表システムのデータと、本稿で用いる諸変数の説明を行う。本稿で用いる労働生産性の定義については、既に鈴木（2020）で詳しく説明しているので、本稿では分析を進める上での必要最低限の解説にとどめる。第3章では、まず、全国単位の労働生産性の格差を外観した上で、鈴木（2020）が行わなかった労働生産性分布の時系列変化や持続性をみる。次に、第4章で労働生産性の地域格差について分析を行い、第5章において、その地域格差が時系列的に収束傾向にあるのかどうかを確認する。第6章は結語である。

2. データ

2.1 介護サービス情報公表システム

本稿は、厚生労働省が整備している「介護サービス情報公表システム」の事業所データを用いて分析を行う。このデータは、誰もがインターネット上から簡単にアクセスでき、全国約21万か所の「介護サービス事業所」の情報が検索・閲覧できるものである⁴⁾。

鈴木（2020）と同様、本稿では安定的に回答が得られている2014年度から2017年度の期間に

概況調査」等があり、2007年の統計法改正によって研究目的として利用可能となったものもあるが、利用に当たって事務手続き上の様々な困難があるため、利用実績は極めて乏しい。

第2に、介護産業は規制産業であり、特に介護報酬として価格が規制されているために、TFPや労働生産性といった指標が、政策的な価格変更の影響を受ける。このため、適切な生産性指標の定義が難しいという問題がある。また、そもそも規制産業なので生産性向上は難しいという先入観が、研究者の間に存在した可能性もある。

第3に、介護産業の中には、医療分野と密接に関係している事業があるため、一般的にサービスの質を考慮した分析を行うことが不可欠と言える。あるいは、医療経済学の分野では、生産性よりもむしろサービスの質の方がより重要なテーマと言えるかも知れない。このため、主にマクロ経済学の分野で行われてきた製造業やサービス業の生産性分析とは、手法や関心の面でやや隔たりがあったと言える。

3) 我が国でも、JIPデータの地域版としてR-JIPデータが作成されており、地域別生産性と格差に関する分析が徳井編（2018）として、一冊の著作にまとめられるほど蓄積されている。

4) <http://www.kaigokensaku.mhlw.go.jp/>

ついて⁵⁾、十分なサンプル数が確保されている40都道府県のデータを分析対象とする⁶⁾。毎年、2万5千程度の事業所データが存在するため、4年間で約10万のサンプル・サイズである。

2.2 労働生産性の定義

鈴木（2020）と同様に、下記の3つの労働生産性指標を定義し、並列的に用いることにする。

- (1) 労働生産性1：介護労働者1人当たり（労働時間ベース）のサービス提供時間
＝「（身体介護中心型の1か月の提供時間＋生活援助中心型の1か月の提供時間）／（事業所内の労働者数（常勤換算）×1週間のうち常勤の従業者が勤務すべき時間数×4）」
- (2) 労働生産性2：介護労働者1人当たり（労働時間ベース）の介護報酬単位数
＝「 $\sum_i \omega_i$ * 各サービス i の1か月の提供時間もしくは回数／（事業所内の労働者数（常勤換算）×1週間のうち常勤の従業者が勤務すべき時間数×4）」（ ω_i はウェイト）
- (3) 労働生産性3：介護労働者1人当たり（労働時間ベース）のサービス利用者数
＝「（介護サービスの利用者数＋介護予防サービス利用者数）／（事業所内の労働者数（常勤換算）×1週間のうち常勤の従業者が勤務すべき時間数×4）」

労働生産性1は、アウトプットを介護サービスの総提供時間とした労働生産性である。データの中に、「身体介護中心型の1か月の提供時間」と「生活援助中心型の1か月の提供時間」を尋ねている項目が存在するので、その2つのサービス提供時間を合計している⁷⁾。労働生産性の分母は、訪問介護員等（常勤換算）と事務員（常勤換算）の人数を合計して労働者数とし、それに常勤の労働者の1か月の勤務時間数（「1週間のうち常勤の従業者が勤務すべき時間数」×4で算出）を乗じたものである。

労働生産性2は、アウトプットに、要介護度や要介護・要支援の差異を反映するために、介護報酬をウェイト（ ω_i ）として用いて、サービス提供時間・回数を合計した指標である。つまりは、介護報酬ベースの労働生産性である。要支援者に対する介護予防訪問介護や、通院介助も含んでいる。介護報酬は3年に一度変更されるため、2014年度と、2015年度から2017年度の介護報酬は異なっている。労働生産性は政策的な価格変更をアウトプットに含まない物理的な指標が望ましいため、労働生産性2は2015年度から2017年度の3年間のみで定義した。分母

-
- 5) 2006年度の介護保険法改正でデータ整備が決まり、現在、厚生労働省が保有しているデータベースには2010年度からデータが蓄積されている。法律上は、1年間の介護報酬額が100万円を超える全事業者に報告義務が課せられているが、2012年度に厚生労働省によって公開情報の統一フォーマットが作成されるまでは、制度の定着が不十分であった。このため、安定的な回答数になったのはようやく2013年度頃からであり、本稿では念のため、2014年度から2017年度のデータを用いる。
 - 6) また、都道府県によっては未だに回答数が十分ではないので、厚生労働省が実施している「介護サービス施設・事業所調査」の各年度の都道府県別事業所数と比較し、2014年度から2017年度までを通じて、全ての年で80%以上の事業所数が存在している都道府県のみを分析対象を絞った。具体的には、茨城、栃木、千葉、山梨、京都、徳島、香川の各府県を除く40都道府県のデータを分析の対象とする。
 - 7) 上限値の設定や欠損の判断、データ・クリーニングの方法など、変数作成の詳細については、鈴木（2020）が説明しているので、ここでは省略する。

については、労働生産性1と同様である。

労働生産性3は、利用者人数ベースのアウトプットを用いた指標である。具体的には、要支援1と2、要介護1から5までの利用者数をすべて単純合計した。分母については、労働生産性1、2と同様である。

3つの労働生産性指標には、それぞれ一長一短がある。労働生産性1のアウトプットは、要介護者に対するサービス量に限定されているという短所があるが、計算に使う変数が少ないため、誤記入等のノイズが入り込む余地が少ない長所がある。一方、労働生産性2は全ての介護保険サービスをアウトプットとして含み、それぞれのサービスの軽重をウェイトで評価しているが、計算に用いる変数がかなり多い。利用者数ベースの労働生産性3は、保険外サービスの利用者数も含んでいるという長所があるが、各利用者へのサービス提供時間や回数が分からないし、各サービスのウェイトなども全く考慮されていないという問題がある。したがって、3つの労働生産性指標を全て並列的に用いることにする。

ところで、労働生産性1や2は、勤務時間内のうち、実際にサービスを提供する時間や回数の割合のことであるから、「稼働率」に近い指標と言える。製造業のTFPや労働生産性を議論する際には、稼働率の変動を含まないように均す場合もあるぐらいであるから、これを労働生産性と定義することに違和感を覚える向きもあるかもしれない。もっとも、森川（2014, 2016）、Morikawa（2011, 2012）が詳しく論じているように、サービス産業の特徴は在庫ができないため、需要（消費）と生産の同時性があるということである。介護産業も他のサービス産業と同様、需要変動に合わせて、いかに無駄なくサービスを同時提供できるかで生産性が左右される。その意味で、介護産業の生産性としては、むしろこの「稼働率」こそが重要だと言える。

3. 訪問介護の労働生産性とその推移

表1は各労働生産性指標の分布の特徴を示している。各指標、各年度とも、25%と75%の分位の倍率は2倍から3倍程度、10%と90%の分位の倍率は5倍から7倍程度である。鈴木（2020）が報告しているように、製造業やサービス業と同様に、訪問介護サービス産業においても事業所間の労働生産性の格差は非常に大きいことがわかる。

経年変化の部分に着目すると、労働生産性1の平均値はほんのわずかに上昇しているが、労働生産性2は若干ながら下がってきている。労働生産性2には要支援者への介護予防訪問介護が含まれているため、それが介護予防・日常生活支援総合事業（総合事業）へ移行していることが影響しているのかも知れない。労働生産性3についても、2016年度、2017年度と生産性がやや下がっている。これも介護予防・日常生活支援総合事業への移行で総利用者数が減少しているということなのかもしれない。

次に、格差の持続性をみるために、当該年の労働生産性と過去の年の労働生産性の相関係数を取ったものが、表2に示されている。当該年と前年の相関は0.71～0.78と、各労働生産性とも非常に高い。ただし、これは他の産業でも同様の傾向が観察されており、例えば森川（2014）による企業データの分析（2001年から2010年のデータをプールした労働生産性の対前年相関）では、サービス業が0.826、他の産業も概ね0.8前後の数字が得られている。

4. 労働生産性の地域格差の要因分解

第3章で見たように、訪問介護産業における全国単位の労働生産性の格差はかなり大きい。この格差の原因が、市区町村間の地域間格差にあるのか、それとも市区町村内の地域内格差にあるのかを分析することは政策的に意義がある。なぜならば、介護保険制度が始まって以来、厚生労働省が行ってきた政策手法は、全国介護保険課長会議や各種の通知、Q & A 集等を通じて、保険者（市区町村）の裁量余地を減らし、保険者間の差異を縮小するというものであったからである。これは、政策目標の値に市町村ごとの平均値を近づける政策手法、言い換えれば、地域間格差を縮小する政策手法をとってきたと言える（鈴木（2017）⁸⁾）。この政策の効果を評価する上でも、地域間格差と地域内格差の分解は有用であるし、今後の政策の方向性を考える上でも、重要な情報を提供するものと思われる。

さて、森川（2014）が生産性の対数分散を産業間格差と産業内格差に要因分解した方法に倣い、訪問介護産業の労働生産性の対数分散を、次のように地域間要因と地域内要因に分解する。

$$\text{Var}(lp_{it}) = \sum_i s_{it} * \sigma_{it}^2 + \{\sum_i s_{it} * LP_{it}^2 - (\sum_i s_{it} * LP_{it})^2\}$$

ここで、 lp_{it} は事業所レベルの労働生産性（対数）、 s_{it} は*i*地域の事業所数シェア、 σ_{it}^2 は*i*地域の生産性の対数分散、 LP_{it} は*i*地域における生産性（対数）の平均である。式の右辺の第1項が地域内要因（市区町村内の要因）、第2項が地域間要因（市区町村間の要因）と解釈できる。

要因分解の結果は、表3に示されている。どの労働生産性指標であっても、地域内要因の方が圧倒的に大きいことがわかる。地域内要因が占める割合は93～95%前後にも上っており、地域間要因はわずか5～7%程度に過ぎない。地域間要因が小さいということは、ある意味で、これまでの厚生労働省の政策の成果と言えるのかもしれない。しかしながら、地域間要因の縮小余地は既になんかなり小さい。これは、今後の地域格差縮小には、もはやこれまでの政策手法が限界に達しつつあることも、同時に意味していると思われる。

表3の下段には、要因分解結果の経年変化が示されている。労働生産性1において、地域間要因がだんだんと縮小してきているように思われるが、全体として、顕著な傾向は確認できない。

5. 労働生産性の地域格差の収束

次に、この地域格差が収束傾向にあるのか、そうでないのかという点を確認することも政策的に重要なテーマである。表1や表2の結果からは、格差の経年変化が小さいことが示唆されたが、問題はその方向性である。最大でも4年しか存在しないデータで収束状況を見極めるこ

8) もちろん、これまでは生産性の格差縮小が政策目標であった訳では無く、サービス内容の差異や給付水準の格差縮小、あるいはそれによる費用抑制が主な目的であった。もっとも、今後、生産性向上という政策目標が課された場合にも、厚生労働省は同様の中央集権的な政策手法をとることが予想される。

とはなかなか難しいが、Barro and Sala-i-Martin (2004) の β 収束の概念を用いて、初期の労働生産性が低いほど、その後の労働生産性の伸びが高くなるのかどうかを確認しよう。Barro and Sala-i-Martin (2004) に紹介されている一連の研究は、地域別の経済成長率における収束を分析したものであるが、同様の手法を用いて、これまで医療経済学の分野においても、医療支出の地域間の収束 (Nixon (1999), Hitiris and Nixon (2001), Wang (2009)) や介護支出の収束 (松岡 (2016)) が分析されている。

具体的には、次式の回帰式を推定し、無条件 β 収束が成り立つのかどうかを見る。

$$\ln(LP_{i,t}/LP_{i,0}) = \alpha + \beta \ln(LP_{i,0}) + u_{i,t}$$

ここで添え字の i は各事業所、期末が t 、期首が 0 である。被説明変数は労働生産性 (LP) の期末から期首の対数差分であり、具体的に、労働生産性 1 と 3 については2014年度から2017年度の差、労働生産性 2 については2015年度から2017年度の差を取っている。説明変数 $\ln(LP_{i,0})$ の期首 0 は、労働生産性 1 と 3 が2014年度、労働生産性 2 が2015年度である。推定された β の係数が負で有意であれば β 収束が確認され、その係数の絶対値が大きいほど、収束のスピードが速いと判断できる。分析に用いている変数の記述統計は、表 4 から表 6 に示されている通りである。

推定結果は、表 7 から表 11 に示されている。まず、一番単純な OLS による推定結果が表 7 であるが、3つの労働生産性指標とも、 \ln (労働生産性) の係数 β は有意に負の値をとっており、労働生産性に収束傾向があることが確認できる。

もっとも、OLS ではシェアの小さい事業所も大きな事業所も同じウェイトとして扱われる。一般に、小さい事業所ほど変化率が大きいことが予想されるため、その影響をあまり受けないように、各労働生産性のアウトプット (各労働生産性の分子) をウェイトにしてウェイト付き OLS でも推定を行った (表 8)。各労働生産性指標とも、OLS の係数とほとんど変わらず、 β 収束が確認できる。

さらに、頑健性を確かめるために、表 9 ではヘーキットによる推定結果を示した。既に述べたように、被説明変数は2014年度から2017年度の労働生産性の変化率であるが、この変数は2014年度から2017年度までの期間、事業所が存続していなければ得られない値である。その意味で、 β にはサンプルセクションバイアスが発生していると考えられる。この点を修正するために、1段階目に被説明変数が存在するかどうかのセクション関数を推定し⁹⁾、その結果を使って β の修正を行った。表 8 の結果をみても、表 6、表 7 と近い値であり、この場合も β 収束が確認される。

最後の表 10、表 11 は、地域内の要因と地域間の要因に分けて、それぞれの β 収束を確認したものである。まず、表 10 は説明変数に各市区町村ダミーを加えて、地域間格差をコントロールし、純粋に地域内要因の収束状況を見たものであるが、やはり β 収束が確認される。一方、表 11 は、市区町村ごとに全ての変数の平均値を作成し、それをサンプルにして回帰モデルを推定した結果である。すなわち、地域間要因の収束状況をみたものであるが、こちらも β 収束が確

9) セレクション関数の変数は、操業年数 (事業所) とその 2 次項、操業年数 (法人) とその 2 次項、労働者数とその 2 次項とした。

認められ、地域内要因、地域間要因ともに収束していることがわかる。ただし、表10の β の係数よりも、表11の β の係数の方が絶対値でやや大きく、地域間格差の収束の方が、地域内格差の収束よりも収束スピードが速いことがうかがえる。

表3で見たように、労働生産性の対数分散の分解結果からは、各労働生産指標とも地域内の格差の方が、地域間の格差よりもはるかに大きいことがわかっている。本来、地域格差が収束することが望ましいとするならば、収束スピードは地域内の格差の方が速い方がよいことになるが、そうはなっていなかったことは示唆的である。まず言えることは、繰り返しになるが、これまで厚生労働省が行ってきた地域間格差を縮小しようとする中央集権的な手法がどうやら一定の成果を上げているということである。しかしながら、今後、地域格差を根本的に縮小するのであれば、この手法は量的にも（地域間格差の大きさ）、実効性（収束の速度）にも限界がある。これからは、地域内の格差を縮小することを政策目標に定め、そのために効果的な手法を考えるべきであろう。ちなみに、各推定における β の結果を見やすいように、表12には β の係数のみを表にまとめている。

6. 結語

本稿は、介護サービス情報公表システムの事業所別データを用いて、訪問介護産業における労働生産性の地域格差とその収束傾向を分析した。労働生産性の定義は、鈴木（2020）と同様に、アウトプットにサービス提供時間を用いたもの（労働生産性1）、介護報酬を用いたもの（労働生産性2）、利用者人数を用いたもの（労働生産性3）の3指標を用いている。

まず、訪問介護産業の労働生産性の対数分散を、地域間要因と地域内要因に分解した結果、地域内要因の方が地域間要因よりもはるかに大きいことがわかった。地域内要因が占める割合は93～95%程度であり、地域間要因はわずか5～7%程度に過ぎない。

次に、その地域格差に収束傾向があるかどうかを、Barro and Sala-i-Martin（2004）の β 収束の概念を用いて分析した。推定の結果、 β の値は負で有意であり、初期の労働生産性が低いほど、その後の労働生産性の伸びが高くなることが確認された。これは、様々な推定方法を用いても頑健な結果である。さらに、地域間格差の収束の方が、地域内格差の収束よりも収束スピードが速いことも明らかとなった。

これらの結果は、ある意味で当然の結果と言えるかもしれない。既に述べたように、介護保険制度が始まって以来、厚生労働省がとってきた政策手法は、保険者の裁量余地を減らし、保険者間の差異を縮小するというものであったからである。しかしながら、その手法は、量的にも、実効性という意味でも、もはや限界があることが示唆される。今後は、地域間よりもむしろ地域内の格差を縮小することを政策目標とすべきであろう。

ただし、地域内格差の縮小に対しては、これまでのような厚生労働省による中央集権的な政策手法が効果的であるとは思われない。むしろ保険者ごとの経営判断に委ね、保険者の経営努力を促すという、介護保険制度の創設時の精神に立ち戻る方が効果的である可能性が高い。そのためには、様々な権限や責任を保険者に委ね、それぞれの地域の実情に合わせて保険者が自ら判断して、地域内格差を縮小する政策を実行するよう、介護保険政策の分権化を進めることが重要である。

最後に、残された課題について触れたい。本稿の分析の最も大きな問題点は、分析対象の年度が2014年度から2017年度の4年間に限られている点である。やはり、もう少し長い期間でデータを収集し、分析することが必要である。そのためには、本稿が用いた介護サービス情報公表システムの事業所別データでは対処不能であり、長期にわたって調査が行われている「介護サービス施設・事業所調査」（厚生労働省）の個票データなどを用いることが不可欠となる。

また、地域間格差の収束の分析に関しては、最近の空間計量経済学の進展をとり入れ、空間相関を考慮したより精緻な分析を行うことが望ましい。既に介護支出に関しては松岡（2017）が都道府県の空間相関を考慮した収束の分析を行っており、同様の手法を用いて生産性の分析を行うことができよう。

参考文献

- 綾高德（2014）「介護職員の労働生産性に関する一考察」『評論・社会科学』（同志社大学人文学会）No.107, pp.95-116
- 厚生労働省（2018）「「2040年を見据えた社会保障の将来見通し（議論の素材）」に基づくマンパワーのシミュレーション－概要－」第6回経済財政諮問会議資料4-2
- 厚生労働省（2019）「介護分野における生産性向上について」
https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000198094_00013.html（2020年5月31日アクセス）
- 下野恵子（2004）「訪問介護サービス事業所の労働生産性と最適規模」『年報・国際地域経済研究』（名古屋市立大学大学院経済学研究科 附属経済研究所）第5号, pp.1-10
- 鈴木亘（2002）「非営利訪問介護業者は有利か？」『季刊社会保障研究』第38巻1号, pp.74-88
- 鈴木亘（2017）「介護保険施行15年の経験と展望：福祉回帰か、市場原理の徹底か」『経済論集（学習院大学）』54巻第3号, pp.133-184
- 鈴木亘（2020）「訪問介護産業の労働生産性－事業所データを用いた分析」『医療経済研究』第32巻第1号, 近刊
- 田栄富・王橋（2019）「日本における介護サービス業の現状と労働生産性」『経済社会研究』（久留米大学）第59巻第3号, pp.143-162
- 徳井丞次編（2018）『日本の地域別生産性と格差 R-JIP データベースによる産業別分析』東京大学出版会
- 宮川努（2018）『生産性とは何か－日本経済の活力を問いなおす』筑摩書房
- 森川正之（2014）『サービス産業の生産性分析－マイクロデータによる実証』日本評論社
- 森川正之（2016）『サービス立国論－成熟経済を活性化するフロンティア』日本経済新聞社
- 松岡佑和（2016）「地域間介護給付水準の収束仮説の検証」『医療経済研究』第27巻第2号, pp.100-116
- 深尾京司・宮川努（2008）『生産性と日本の経済成長－JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』東京大学出版会
- Barro, J.Robert., and Xavier Sala-i-Martin (2004) *Economic Growth* (Second Edition), MIT Press
- Bartelsman, Eric J., and Mark Doms (2000) "Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata." *Journal of Economic Literature* 38: 569–94.
- Foster, Lucia, John Hultiwanger, and C. J. Krizan (2001) "Aggregate Productivity Growth: Lessons from

- Microeconomic Evidence," in Charles R. Hulten, Edwin R. Dean, and Michael J. Harper eds. *New Developments in Productivity Analysis*, Chicago: University of Chicago Press, Ch. 8, pp.303-363
- Griliches, Zvi and Haim Regev (1995) "Firm Productivity in Israeli Industry 1979-1988," *Journal of Econometrics*, Vol.65, No.1, pp.175-203
- Hitiris, T., and Nixon, J. (2001) "Convergence of Health Care Expenditure in the EU Countries," *Applied Economics Letters*, Vol.8, pp.223-228.
- Morikawa, Masayuki (2011) "Economies of density and productivity in service industries: an analysis of personal service industries based on establishment-level data." *Review of Economics and Statistics* 93, 179–192.
- Morikawa, Masayuki (2012) "Demand Fluctuations and Productivity of Service Industries," *Economics Letters*, Vol. 117, No. 1, pp. 256-258.
- Nixon, J. (1999) "Convergence Analysis of Health Care Expenditure in the EU Countries Using Two Approaches," working paper, University of York
- Syversen, Chad (2011) "What determines productivity?" *Journal of Economic Literature* 49 (2), 326–365.
- Wang, Z. (2009) "The Convergence of Health Care Expenditure in the US States," *Health Economics*, Vol.18, pp.55-70.

訪問介護産業における労働生産性の地域格差（鈴木）

表 1 労働生産性の分布 2

	平均	標準偏差	10%	25%	50%	75%	90%	倍率（25%と75%）	倍率（10%と90%）
労働生産性1									
2014-17年度	0.428	0.245	0.120	0.255	0.407	0.572	0.754	2.2	6.3
2014年度	0.425	0.245	0.114	0.253	0.408	0.570	0.748	2.3	6.6
2015年度	0.428	0.244	0.124	0.256	0.408	0.574	0.753	2.2	6.1
2016年度	0.428	0.244	0.123	0.256	0.406	0.571	0.755	2.2	6.1
2017年度	0.430	0.248	0.119	0.254	0.407	0.574	0.762	2.3	6.4
労働生産性2									
2014-17年度	0.239	0.125	0.080	0.153	0.231	0.315	0.405	2.1	5.1
2015年度	0.242	0.125	0.082	0.156	0.235	0.318	0.408	2.0	5.0
2016年度	0.241	0.125	0.083	0.154	0.233	0.317	0.408	2.1	4.9
2017年度	0.234	0.124	0.076	0.148	0.225	0.310	0.400	2.1	5.3
労働生産性3									
2015-17年度	0.0432	0.0286	0.0116	0.0226	0.0397	0.0577	0.0770	2.6	6.6
2014年度	0.0433	0.0285	0.0110	0.0229	0.0403	0.0577	0.0766	2.5	7.0
2015年度	0.0440	0.0288	0.0119	0.0230	0.0406	0.0589	0.0780	2.6	6.6
2016年度	0.0438	0.0288	0.0121	0.0230	0.0404	0.0584	0.0778	2.5	6.4
2017年度	0.0417	0.0282	0.0114	0.0215	0.0375	0.0560	0.0755	2.6	6.6

表2 労働生産性格差の持続性

労働生産性1

	t	t-1	t-2	t-3
t	1			
t-1	0.783	1		
t-2	0.667	0.781	1	
t-3	0.564	0.637	0.739	1

注) 2014年度から2017年度までのデータを用いて計算。

労働生産性2

	t	t-1	t-2
t	1		
t-1	0.740	1	
t-2	0.611	0.753	1

注) 2015年度から2017年度までのデータを用いて計算。

労働生産性3

	t	t-1	t-2	t-3
t-1	0.802	1		
t-2	0.711	0.824	1	
t-3	0.632	0.712	0.806	1

注) 2014年度から2017年度までのデータを用いて計算。

表3 労働生産性の対数分散の分解

	ln(労働生産性1)			ln(労働生産性2)			ln(労働生産性3)		
	分散	地域内要因	地域間要因	分散	地域内要因	地域間要因	分散	地域内要因	地域間要因
全期間	0.600	0.564	0.036	0.489	0.464	0.025	0.596	0.554	0.042
割合	100.0%	94.0%	6.0%	100.0%	94.8%	5.2%	100.0%	93.0%	7.0%
2014	0.605	0.553	0.052	—	—	—	0.597	0.550	0.047
2015	0.593	0.542	0.051	0.494	0.457	0.037	0.595	0.547	0.048
2016	0.589	0.545	0.044	0.472	0.439	0.032	0.586	0.539	0.047
2017	0.613	0.569	0.044	0.502	0.466	0.036	0.604	0.537	0.068

表4 記述統計 1

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(\text{労働生産性1})_{2017} - \ln(\text{労働生産性1})_{2014}$	0.00621	0.60179	-5.58473	6.49062
$\ln(\text{労働生産性1})_{2014}$	-1.038	0.778	-7.352	0.549
$\ln(\text{労働生産性3})_{2017} - \ln(\text{労働生産性3})_{2014}$	-0.00426	0.53687	-5.32545	4.55388
$\ln(\text{労働生産性3})_{2014}$	-3.354	0.773	-8.046	-1.355
操業年数（事業所）	8.328	5.619	0	76.000
操業年数の2乗（事業所）/100	1.009	1.442	0	57.760
操業年数（法人）	17.972	15.576	0	113.000
操業年数の2乗（法人）/100	5.656	9.867	0	127.690
同一法人の事業所数（訪問介護）	4.400	12.678	0	611.000
同一法人の事業所数の2乗（訪問介護）/100	1.801	25.204	0	3733.210
労働者数（常勤換算）	7.366	6.557	0	141.000
労働者数の2乗（常勤換算）/100	0.973	3.434	0	198.810

注）2014年度のデータ。

表5 記述統計2

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(\text{労働生産性2})_{2017} - \ln(\text{労働生産性2})_{2015}$	-0.02088	0.52577	-4.32020	6.86690
$\ln(\text{労働生産性2})_{2015}$	-1.583	0.703	-8.344	-0.127
操業年数（事業所）	8.799	5.879	0	77.000
操業年数の2乗（事業所）/100	1.120	1.517	0	59.290
操業年数（法人）	18.391	15.590	0	114.000
操業年数の2乗（法人）/100	5.812	9.991	0	129.960
同一法人の事業所数（訪問介護）	4.484	13.299	0	795.000
同一法人の事業所数の2乗（訪問介護）/100	1.970	40.588	0	6320.250
労働者数（常勤換算）	7.286	6.456	0	137.000
労働者数の2乗（常勤換算）/100	0.948	3.488	0	187.690

注）2015年度のデータ。

表6 記述統計3

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
$\ln(\text{労働生産性1})_{2017} - \ln(\text{労働生産性1})_{2014}$	-0.00664	0.38361	-2.48514	2.34993
$\ln(\text{労働生産性1})_{2014}$	-1.081	0.412	-3.708	0.202
$\ln(\text{労働生産性2})_{2017} - \ln(\text{労働生産性2})_{2015}$	-0.01634	0.33320	-2.68478	2.55649
$\ln(\text{労働生産性2})_{2015}$	-1.602	0.347	-4.626	-0.556
$\ln(\text{労働生産性3})_{2017} - \ln(\text{労働生産性3})_{2014}$	-0.02234	0.31763	-1.66722	2.55480
$\ln(\text{労働生産性3})_{2014}$	-3.289	0.330	-4.932073	-1.867

注）市町村平均データ。

表7 労働生産性の収束に関する推定結果1（OLS）

	労働生産性1		労働生産性2		労働生産性3	
	OLS		OLS		OLS	
	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差
ln(労働生産性)	-0.381 ***	0.0120	-0.372 ***	0.0122	-0.297 ***	0.0081
定数項	-0.370 ***	0.0105	-0.596 ***	0.0176	-0.985 ***	0.0256
nob	18,113		19,112		18,978	
R ²	0.204		0.211		0.163	

注) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。標準誤差はHuber-White sandwich estimatorを用いている。労働生産性1、3は2014年度から2017年度対数差が被説明変数で説明変数の対数労働生産性は2014年度のもの。労働生産性2は2015年度から2017年度対数差が被説明変数で、説明変数の対数労働生産性は2015年度のもの。

表8 労働生産性の収束に関する推定結果2（ウェイト付き OLS）

	労働生産性1		労働生産性2		労働生産性3	
	ウェイト付きOLS		ウェイト付きOLS		ウェイト付きOLS	
	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差
ln(労働生産性)	-0.371 ***	0.0104	-0.363 ***	0.0115	-0.292 ***	0.0083
定数項	-0.331 ***	0.0091	-0.564 ***	0.0169	-0.949 ***	0.0263
nob	18,113		19,112		18,978	
R ²	0.132		0.135		0.120	

注) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。標準誤差はHuber-White sandwich estimatorを用いている。推定方法はウェイト付きのOLSで、ウェイトとして各生産（アウトプット）を用いている。労働生産性1、3は2014年度から2017年度対数差が被説明変数で説明変数の対数労働生産性は2014年度のもの。労働生産性2は2015年度から2017年度対数差が被説明変数で、説明変数の対数労働生産性は2015年度のもの。

表9 労働生産性の収束に関する推定結果3（ヘーキット）

	労働生産性1		労働生産性2		労働生産性3	
	ヘーキット		ヘーキット		ヘーキット	
	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差
ln(労働生産性)	-0.380 ***	0.0120	-0.370 ***	0.0122	-0.297 ***	0.0081
定数項	-0.386 ***	0.0116	-0.610 ***	0.0180	-0.988 ***	0.0261
セレクション関数						
操業年数（事業所）	0.058 ***	0.0037	0.050 ***	0.0035	0.055 ***	0.0039
操業年数の2乗（事業所）/100	-0.099 ***	0.0145	-0.084 ***	0.0132	-0.103 ***	0.0153
操業年数（法人）	0.003	0.0018	0.003 *	0.0018	0.002	0.0018
操業年数の2乗（法人）/100	-0.002	0.0026	-0.002	0.0026	-0.002	0.0027
同一法人の事業所数（訪問介護）	0.005 ***	0.0010	0.012 ***	0.0020	0.009 ***	0.0011
同一法人の事業所数の2乗（訪問介護）/100	-0.001 **	0.0003	-0.013 ***	0.0025	-0.001 ***	0.0003
労働者数（常勤換算）	0.064 ***	0.0055	0.052 ***	0.0035	0.067 ***	0.0050
労働者数の2乗（常勤換算）/100	-0.072 ***	0.0159	-0.056 ***	0.0086	-0.072 ***	0.0145
定数項	-0.224 ***	0.0291	-0.071 ***	0.0249	-0.113 ***	0.0282
nob	25,213		25,766		25,213	
nob(セレクション関数)	18,101		19,098		18,965	
Log pseudolikelihood	-28489.440		-26559.530		-26640.320	

注）***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。標準誤差はHuber-White sandwich estimatorを用いている。推定方法はウェイト付きのヘーキットで、ウェイトとして各生産（アウトプット）を用いている。労働生産性1、3は2014年度から2017年度対数差が被説明変数で説明変数の対数労働生産性は2014年度のもの。労働生産性2は2015年度から2017年度対数差が被説明変数で、説明変数の対数労働生産性は2015年度のもの。

表10 労働生産性の収束に関する推定結果4（市区町村ダミー付き OLS）

	労働生産性1		労働生産性2		労働生産性3	
	市区町村ダミー付きOLS		市区町村ダミー付きOLS		市区町村ダミー付きOLS	
	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差
ln(労働生産性)	-0.390 ***	0.0126	-0.371 ***	0.0124	-0.311 ***	0.0084
定数項	-0.497 ***	0.1247	-0.611 ***	0.0969	-1.023 ***	0.1335
nob	18,113		19,112		18,978	
R ²	0.269		0.287		0.268	

注) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。標準誤差はHuber-White sandwich estimatorを用いている。市区町村ダミーの変数は省略している。労働生産性1、3は2014年度から2017年度対数差が被説明変数で説明変数の対数労働生産性は2014年度のもの。労働生産性2は2015年度から2017年度対数差が被説明変数で、説明変数の対数労働生産性は2015年度のもの。

表11 労働生産性の収束に関する推定結果5（市区町村別平均 OLS）

	労働生産性1		労働生産性2		労働生産性3	
	市区町村別平均OLS		市区町村別平均OLS		市区町村別平均OLS	
	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差
ln(労働生産性)	-0.501 ***	0.0347	-0.482 ***	0.0425	-0.404 ***	0.0333
定数項	-0.548 ***	0.0355	-0.789 ***	0.0661	-1.352 ***	0.1085
nob	1,544		1,542		1,545	
R ²	0.289		0.252		0.177	

注) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。標準誤差はHuber-White sandwich estimatorを用いている。労働生産性1、3は2014年度から2017年度対数差が被説明変数で説明変数の対数労働生産性は2014年度のもの。労働生産性2は2015年度から2017年度対数差が被説明変数で、説明変数の対数労働生産性は2015年度のもの。

表12 労働生産性の収束に関する推定結果のまとめ

推定方法等	労働生産性1		労働生産性2		労働生産性3	
	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差	β 係数	標準誤差
(1)OLS	-0.381 ***	0.0120	-0.372 ***	0.0122	-0.297 ***	0.0081
(2)ウェイト付きOLS	-0.371 ***	0.0104	-0.363 ***	0.0115	-0.292 ***	0.0083
(3)ヘーキット	-0.380 ***	0.0120	-0.370 ***	0.0122	-0.297 ***	0.0081
(5)市区町村ダミー付きOLS	-0.390 ***	0.0126	-0.371 ***	0.0124	-0.311 ***	0.0084
(6)市区町村別平均OLS	-0.501 ***	0.0347	-0.482 ***	0.0425	-0.404 ***	0.0333

注) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。ウェイト付きの推定では、各生産（アウトプット）をウェイトにしている。標準誤差はHuber-White sandwich estimatorを用いている。労働生産性1、3は2014年度から2017年度、労働生産性2は2015年度から2017年度のデータを用いている。