

医療経済研究

Vol.32 No.1
2020

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌

巻頭言

「接触確認アプリの可能性を探る」

..... 依田 高典 1

特別寄稿

「認知症施策推進総合戦略（新オレンジプラン）」から
共生と予防を中心とした「認知症施策推進大綱」へ

..... 大田 秀隆 3

エコチル調査 一始動の背景と経緯

..... 山縣然太郎 13

研究論文

訪問介護産業の労働生産性—事業所データを用いた分析

..... 鈴木 亘 21

特定保健指導の積極的支援の対象となることは
ある健康保険組合の組合員の循環器疾患リスクの
減少につながったか？：回帰分断デザイン（RDD）による検証

..... 関沢 洋一 木村もりよ 縄田 和満 44

第 15 回研究大会報告 61

2019 年度「学会論文賞」授賞の報告 65

医療経済学会「学会論文賞」について 66

第 15 回研究大会
「若手最優秀発表賞」授賞の報告 67

医療経済学会第 16 回研究大会の概要について 68

Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy の
発刊について 69

投稿規定・執筆要領 70



医療経済研究

Vol.32 No.1 2020

医療経済学会



医療経済研究機構

巻頭言

「接触確認アプリの可能性を探る」

京都大学大学院経済学研究科教授

依田 高典

新型コロナの世界的感染拡大の中で、グーグルとアップルというデジタル・プラットフォーマーの両雄が手を組んだ。スマートフォンにアプリをインストールすると、「概ね 1m 以内の距離で 15 分以上の近接状態」が、プライバシーを侵さずに一定期間だけ蓄積される。そして、登録者の陽性が検査で判明すると保健所に登録され、感染者は接触者に対して通知できて、接触者は通知を確認すると、相談方法が案内される仕組みだ。

日本では3月から民間団体が開発を続けてきたが、グーグルとアップルの1国1アプリの方針を受けて、厚生労働省がアプリ開発を管轄するようになった。日本のアプリの特徴は、中央サーバー管理型をとらず、端末内で接触情報を処理すること、位置情報のような個人情報を取得せず、プライバシーに配慮することである。安倍首相は、緊急事態宣言解除を発表した5月25日の記者会見で、アプリの6月中旬の導入を明言するなど、政府の期待も高い。

技術的にもプライバシー保護にも進取性の高い日本の接触確認アプリだが、死角はないのだろうか。このアプリの弱点は、皆が使わないと感染拡大防止の役に立たないことだ。巷では何となく6割の国民が使わないと駄目という相場観が出回っている。6割だと接触確認率は6割の二乗の3割6分と言うことになる。接触確認率を確率的に考えると、[スマホ保有率×OS対応率×アプリダウンロード率]²×感染者確認率×接触者確認率で定義される。

スマホ保有率は正確な見積もりが難しいのだが7割くらいか。OS対応率は甘目に見て9割くらいか。最大の問題はアプリ導入率でオプトイン方式に留まる限り、シンガポールの事例に鑑みても2割ではないか。これを社会的要請ナッジで刺激できれば4～5割まで伸ばせるかもしれない。感染者確認率、接触者確認率はメッセージ見逃しを考慮して9割としよう。この場合、接触確認率はせいぜい8%となる。これでは、クラスター追跡の切札とはならないだろう。

グーグルとアップルは接触確認インターフェースを最新OSにプレインストールし、利用者にアプリダウンロードをさせないですむ第二フェーズを予定している。同意取得方式をオプトインからオプトアウトに切り替えることができれば9割も期待できる。しかし、それは数ヶ月先の話になるし、今度は最新OSアップデート率がボトルネックとなろう。特に、アンドロイドのOSアップデート率は低く、端末メーカー毎の対応も必要で、実装化は相当に難航するだろう。

日本の接触確認アプリは上述の通り進取性がある。しかし、新型コロナの第二波の感染拡大を抑えるには少し力弱い。今後、入国制限が解かれると、検疫の水際対策が重要になる。しかし、今のところ、独自路線を行く中国がグーグル・アップルの描く土俵に乗るとは思えない。そうなると、日本はプランBも

用意すべきだろう。現在、検疫では対象地域入国者に対して PCR 検査を行っているが、新型コロナは発症前から感染力を持ち、発症後でも偽陰性が多く出る封じ込めが不可能な手強いウイルスである。入国者に対して、自己責任の 2 週間待機要請も出されているが、モニタリングの手立てはない。

検疫において、本人同意の上で、携帯キャリアの協力を得て、入国後 2 週間の位置情報の追跡を行うべきではないか。入国制限の段階的解禁もいずれ始まろう。残された時間は少ない。政府の至急の検討をお願いしたい。

特別寄稿

「認知症施策推進総合戦略（新オレンジプラン）」から 共生と予防を中心とした「認知症施策推進大綱」へ

大田 秀隆*

1. 緒言

最近、総務省が出した我が国の総人口推計（2019年9月15日現在）によると、前年に比べ総人口が26万人減少している一方、65歳以上の高齢者人口は、3588万人と、前年（3556万人）に比べ32万人も増加し、総人口に占める割合は28.4%と、前年（28.1%）に比べ0.3ポイント上昇し、過去最高となっている¹⁾。高齢者人口の割合は今後もさらに上昇を続け、2025年には30.0%となり、第2次ベビーブーム期（1971年～1974年）に生まれた世代が65歳以上となる2040年には、35.3%になると予想されている。このような超高齢化社会を向かえている我が国であるが、一億総活躍社会の実現のため「人生100年時代構想」ともいわれる中で、高齢者における「認知症」は最重要課題の一つとしてその対応が求められている。しかしながら、現在の先端医療技術をもってしても、認知症を完全に治癒させることができておらず、現在進行中である多数の臨床研究や治験の結果もある程度の効果は認められているものの、根本的な治療には程遠い現状が続いている。この高齢化により、今や認知症は誰もが関わる可能性のある身近な病気となって

おり、社会の様々な場面で注目されることが多くなっている。我が国では、平成27年より認知症施策推進総合戦略、いわゆる「新オレンジプラン」を基盤としながら様々な認知症についての対応を行ってきた。新オレンジプランでは、認知症高齢者等にやさしい地域づくりに向けて、認知症の人の意思が尊重され、できる限り住み慣れた地域のよい環境で自分らしく暮らし続けることができる社会の実現を目指してきた。この間、医療・介護資源の充実に伴い、認知症に対する対応は全体的に改善してきたといえるが、認知症を取り巻く課題は山積している。例えば、高齢者運転事故の増加により、平成29年3月に施行された道交法の改正では75歳以上の認知機能検査の結果により認知症の検査・診断が義務化された。また、平成30年度の医療介護同時報酬改定の審議においても認知症は重要な論点であった。令和になってからも各政党が「認知症基本法案」の可決に向けて大きく動き出している。さらに、令和元年6月18日には新オレンジプランをさらに発展させた「認知症施策推進大綱」がまとめられた。この大綱が示すように、今後我が国では認知症の「共生」と「予防」という方向に国全体の対応が変化してきている。今回は、最近の認知症の疫学的な知見から行政的な動きまでを述べてみたい。

* 秋田大学高齢者医療先端研究センター センター長・教授

2. 認知症の疫学と社会費用負担

認知症の危険因子として、運動不足、食事、喫煙、糖尿病、高血圧などが知られているが、その中でも最大の危険因子は「加齢」と考えられている。そのため、社会の高齢化にともない認知症の有病率は自然に増加していく可能性は高いと思われる。世界の認知症の人の数は、世界アルツハイマー協会（ADI）が出した報告書「World Alzheimer Report 2015: The Global Impact of Dementia: An analysis of prevalence, incidence, cost and trends」²⁾の中では、世界中に2015年時点で既に4680万人の認知症の人がいて、約3秒に1人ずつ新たに発症し、その数が20年毎に倍増し、2030年には計7470万人にもなることを推測している。一方、我が国の認知症有病率に関する報告では、2012年時点で約462万人（65歳以上高齢者の約15%）、また軽度認知障害（Mild Cognitive Impairment: MCI）については、400万人（同約13%）と推計されている³⁾⁴⁾。さらに、福岡県久山町の経時的なコホート調査の成果をもとに、年齢分布や危険因子の頻度の推移を考慮に入れた将来推計を行うと、2025年の65歳以上高齢者について、認知症の人の数は約700万人にものぼると推計されている。つまり、認知症の人の割合は、2012年高齢人口の7人に1人から、2025年には5人に1人へ上昇するというを示している。この我が国の報告では、認知症の有病率と年齢、性別、そして糖尿病の頻度に関連が認められ、この700万人という数字が認知症の危険因子、例えば、将来の糖尿病の有病率などによって変化することが示されている⁵⁾。調査方法の違いもあり世界の報告と単純な比較はできないが、これらの結果は、認知症の危険因子への様々な予防活動や

アプローチにより、将来の認知症の有病率を減少しうる可能性をも示すものとも考えられる。これまでの予防活動が奏功しているのか、認知症の有病率が減少したとの報告も近年相次いでいる。英国のCFASI & CFASII 研究では⁶⁾、1984年～1994年の調査から推計される2011年の認知症有病率8.3%であったが、2008年～2011年の実測調査での推測有病率は6.5%と有意に低下（odds 比 0.7；95% CI：0.6-0.9, p=0.003）していることが示された。また米国のFramingham Heart Studyにおいても⁷⁾、1977年～2008年の30年間で認知症の有病率が10年あたり約20%低下していることが示された。またアメリカのHealth and Retirement Studyにおいても⁸⁾、2000年（10546例）と2012年（10511例）の認知症有病率を比較し、2000年の有病率が11.6%から、2012年の有病率は8.8%へ減少していることが示されている。これらの一連の報告における認知症有病率の低下の主要因は、社会衛生環境の改善や生活習慣病の予防なども関連しているが、特に「教育歴」、つまり高卒以上の学歴をもつ者が増えたことが大きいと予測されている。しかしながら一方、その他のヨーロッパ各国の報告では有病率は変わらないか増加しているという報告も多数あり、さらに世界195の国・地域に関するシステムチックレビューによるメタアナライシスの結果では、世界の認知症患者は、1990年に約2020万人であったが、2016年には約4380万人と26年間で倍増したとの報告もある⁹⁾。

以上これらの傾向を見ていくと、一部の先進諸国では認知症有病率の減少は報告されているものの世界全体で見れば増加してきており、高齢化とともに認知症に関係する社会的なコスト（フォーマルとインフォーマルなケアを含め）の増大は当然と思われる。

全世界における認知症による社会的なコストは、上述の2015年の4680万人に対して8180億ドルかかっていると推測されている¹⁰⁾。また、上述の英国のCFASII研究では、英国の認知症のケアを受けている人数は、2015年に約53万人が2040年には約118万人に増加するとともに、英国での認知症のケアに要する費用は、2015年の230億ポンドから2040年には801億ポンドに増加すると予想されている¹¹⁾。これらのコストの大きな特徴としては、認知症の人の数が多いとされている低所得国よりも、高所得国でより費用が掛かっているということである。では、我が国での推計はどうであろうか？平成26年度、佐渡らが行った厚生労働科学研究での報告がある¹²⁾。この報告では、医療費、介護費、インフォーマルケアコストの3つを認知症の社会コストとして推計をしている（インフォーマルケアとは、家族等が無償で実施するケアのことを指す）。2014年の日本における認知症の社会的コストは14.5兆円で、その内訳は、医療費が1.9兆円、介護保険費が6.4兆円、家族等によるインフォーマルケアコストが6.2兆円となっている。この内訳から、日本では認知症の医療よりも介護にかかる比重が非常に重いこと、そしてインフォーマルケアコストの占める割合も介護保険に匹敵していることが分かる。インフォーマルケアコストは、全国に調査票を配布し要介護者のインフォーマルケア時間を調査、要介護度ごとの時間を推計し、これに介護単価を掛け合わせて推計したものである。これらの要介護者1人あたりのケア時間は、24.97時間／週、ケアコストは、382万円／年となっている。将来、これらの社会的コストの総額は、2025年には約19.4兆円、2060年には約24.3兆円に増大していくと推計されている

3. 国として認知症に対応していくために

国としても認知症について、これまでに幾つかの重要な報告や提言がなされ、認知症に対する医療体制やケアについて様々な課題が挙げられ、検討されてきた。平成24年には、「今後の認知症施策の方向性について」が取りまとめられ、「認知症になっても本人の意思が尊重され、できる限り住み慣れた地域のよい環境で暮らし続けることができる社会」の実現を目指すとし¹³⁾、この考えに沿った「認知症施策推進5か年計画（オレンジプラン）」による施策が推進されてきた。

世界的には、2013年12月、英国で「G8認知症サミット」が開催され、認知症問題に共に取り組むための努力事項を定めた「宣言（Declaration）」及び今後の対応に関して詳しい情報を盛り込んだ「共同声明（Communique）」が、G8各国代表者によって合意された。この共同声明の中で、研究及びイノベーションの対象として、「タイムリーな診断と早期介入を実行可能にし、手頃な価格で利用できるようにし、費用対効果を向上させること」を優先すべきとしている¹⁴⁾。

その後、G8各国は、それぞれのテーマで認知症サミット後継イベントを開催し、一連の動きは、2015年3月にスイス・ジュネーブで開催された、「認知症に対する世界的アクションに関する第1回WHO大臣級会合」に結実し、参加者の合意により、「アクションの呼びかけ（Call for Action）」が発表され、認知症対策について、今後G7を超えた展開に向け協働することが確認された。我が国はこのような一連の流れの中で、平成26年11月に、「認知症サミット日本後継イベント」を東京六本木において開催し、認知症のケアや予防に関わる政府関係者や専門家、認知症

の人ご本人やその家族も参加し、「新しいケアと予防のモデル」というテーマで活発な議論がなされた。このイベントで、安倍総理より認知症施策を加速させるための新たな戦略の策定が指示され、その基本的理念が、①早期診断・早期対応とともに、医療・介護サービスが有機的に連携し、認知症の容態に応じて切れ目なく提供できる循環型のシステムを構築すること、②認知症高齢者等にやさしい地域づくりに向けて、省庁横断的な総合的な戦略とすること、③認知症の方ご本人やその家族の視点に立った施策を推進すること、と示された。これを受け、平成27年1月27日に「認知症施策推進総合戦略～認知症高齢者等にやさしい地域づくりに向けて～」(新オレンジプラン)が策定された⁸⁾。

4. 認知症施策推進総合戦略の目標

新オレンジプランは、厚生労働省と関係する11の府省庁(内閣官房、内閣府、警察庁、金融庁、消費者庁、総務省、法務省、文部科学省、農林水産省、経済産業省、国土交通省)が共同し、認知症の人やその家族など様々な関係者から幅広く意見を聴取して策定された。先の3つの基本理念に則りながら、①認知症への理解を深めるための普及・啓発の推進、②認知症の容態に応じた適時・適切な医療・介護等の提供、③若年性認知症施策の強化、④認知症の人の介護者への支援、⑤認知症の人を含む高齢者にやさしい地域づくりの推進、⑥認知症の予防法、診断法、治療法、リハビリテーションモデル、介護モデル等の研究開発及びその成果の普及の推進、⑦認知症の人やその家族の視点の重視、の7つの柱がかかげられている。7つめの柱の「認知症の人や家族の視点の重視」を最も重要な柱として位置づけているのが大きな特徴である。これまで、認知症の人を

支える側の視点に偏りがちだったとの観点から、プラン全体を貫く理念として位置づけられている。平成29年5月の介護保険法の改正に伴い、新オレンジプランの基本的な考え方が法律上位置づけられたことは大きな変化である。この際の介護保険法改正において、①知識の普及や啓発、②介護者への支援の推進、③認知症の人とその家族の意向の尊重に対する配慮、について国及び地方公共団体の努力義務を規定された。さらにこの新オレンジプランは対象期間を2025年としているが、多くの施策項目は医療・介護分野に関連するものであり、自治体の介護保険運営のための計画期間に合わせ当面の数値目標は、平成29年度末を目標に設定していた。自治体が策定している第6期介護保険事業計画は、平成27年度から29年度末までとなっており、自治体では、平成30年度から令和2年度末までを計画期間とする次期計画の策定が行われることから、このため新オレンジプラン全体の見直しを行うと共に、令和2年度末までの新たな目標値の設定を行った(平成29年7月5日第6回認知症高齢者等にやさしい地域づくりに係る関係省庁連絡会議にて)。数値目標は当初、全部で11項目設定しており、平成28年末時点にはすでに前倒しで達成されているものが5項目、9割程度達成している項目が3項目あり、ほぼ順調に進捗している状況であった。そのため令和2年度末を目指して、すでに達成済みの認知症サポーター養成や認知症サポート医養成研修等をはじめとした5項目、そして概ね達成済みの項目である、かかりつけ医対応力向上研修、介護実践リーダー等3項目については、さらに引き続き伸ばす方向で目標設定を行った。また全市町村に設置する、認知症初期集中支援チームや認知症地域支援推進員、そして全都道府県に設置する若年性認知症コーディネーターについては、自治体において新たに事業を始めた地域

も多く、まずは設置に向けて取り組みながら、さらに地域で有機的に活用されるべく質の向上に向けてしっかり取り組んでいくこととした。歯科医師、薬剤師、看護職員に対する3研修は、これまで研修を開始することを目標として取り組んできたが、新たに各数値を設定した。また、認知症カフェについても全市町村設置で設定し、さらなる活動の場を広げるべく努力していくことを取り決めた。

5. 新オレンジプランから認知症の「共生」と「予防」を目指す「認知症施策推進大綱」へ

新オレンジプランに基づき、各省一丸となって認知症対策を進めてきたが、認知症という多方面の課題を解決するための具体的な成果という観点からは、まだ不十分であった。そのため、認知症に係る諸課題について、関係行政機関の緊密な連携の下、政府一体となって総合的な対策を推進するため、内閣官房長官を議長とする認知症施策推進関係閣僚会議が開催された（平成30年12月25日）。その中の議論において、今後、更に踏み込んだ対策を検討し、速やかに実行していくために、認知症の「予防」に関する研究とその成果を実用化するための取組、認知症を発症しても、住み慣れた地域で安心して暮らすための、認知症バリアフリーの取組などを迅速に進めるとともに、こうした取組を通じて得られた知見を、アジアなどの国々と積極的に共有していくことで、介護産業の発展や世界全体の健康増進に貢献していくことの重要性が確認された。つまり、認知症の医療的な根本治療ができないので、「共生」や「予防」といった方向に我が国は舵を切ったといってもよいであろう。第3回認知症施策推進関係閣僚会議において、今後の認知症に関する政府の取り組み

としてその案が提示され、令和元年6月18日に「認知症施策推進大綱」がとりまとめられた¹⁶⁾。この認知症施策推進大綱は、新オレンジプランを基盤としながら、「認知症の発症を遅らせ、認知症になっても希望をもって日常生活を過ごせる社会を目指し認知症の人や家族の視点を重視しながら『共生』と『予防』を車の両輪として施策を推進」することとしている。『共生』とは、認知症の人が、尊厳と希望をもって認知症と共に生きる、また、認知症があってもなくても同じ社会で共に生きるという意味であり、『予防』とは、認知症にならないという意味ではなく、「認知症になるのを遅らせる」、「認知症になっても進行を緩やかにする」という意味で使われている。この基本的な考え方を中心に、具体的な施策の5つの柱がたてられた。①普及啓発・本人発信支援、②予防、③医療・ケア・介護サービス・介護者の支援、④認知症バリアフリーの推進・若年性認知症の人への支援・社会参加支援、⑤研究開発・産業促進・国際展開、となっている。

6. 5つの柱に沿って

「①普及啓発・本人発信支援」について大きな役割を果たしているのは、「認知症サポーター」の取組である。「認知症サポーター」とは、認知症に関する正しい知識と理解を持ち、地域や職域で認知症の人や家族に対してできる範囲での手助けをする人のことである。認知症サポーターの取組は日本発祥であり、そういった取り組みが英国やカナダでの「Dementia Friends」として広まり、さらに台湾、インドネシア、韓国、中国等でもそういった取り組みがはじまっているところである。日本全国に約1264万人（令和2年3月末現在）の認知症サポーターが誕生しており、地域での様々な活動を通して、地域における相互

扶助・協力・連携、ネットワークをつくる等の活躍が期待されている。今後、この認知症サポーターを組織化する活動である「チーム・オレンジ」や企業・職域型の認知症サポーターの養成がなされているところである。さらに一つの課題として、認知症と診断された直後に、多くの人が今後の生活の見通しなどに大きな不安を抱えることが多いことが挙げられる。そのため、一足先に認知症となったご本人が自身の体験を踏まえた相談支援や当事者同士の交流等を行う仕組みづくりとして「ピアサポート活動支援事業」（実施主体：都道府県・指定都市）が開始となっている。また、認知症の人のニーズ把握や生きがい支援のため、認知症の本人が集い、本人同士が主になって、自らの体験や希望、必要としていることを語り合い、自分たちのこれからのよりよい暮らし、暮らしやすい地域のあり方を一緒に話し合う「本人ミーティング」の取り組みを進めている。本人だからこそその気づきや意見を本人同士で語り合い、それらを本人同士、そして地域に伝えていくための集まりであり、認知症の人やその家族の視点を重視した支援体制の構築のため、全国的に広めることになっている。

本人の声を起点とした普及啓発については、日本認知症本人ワーキンググループが作成した「認知症と共に生きる希望宣言～一足先に認知症になった私たちからすべての人へ～」(平成30年11月1日)が表明され、5つの提言がなされている。また令和2年1月20日には全国から5名の認知症本人大使「希望大使」の任命式が行われ、認知症の方ご本人の声を積極的に発信していくことになっている。

「②予防」については世界中でも注目が集まっている。2019年5月にはWHOから認知症予防ガイドラインが出された¹⁶⁾。このガイドラインは、ランセットレポートと米国科学工学医学アカ

デミー認知症予防レポートを下敷きとして課題を設定し、系統的文献レビューをおこなったものである。各介入方法に対してGRADEという手法によりエビデンスの質と推奨度であらわされている。特に従来から言われている運動や禁煙、高血圧や糖尿病の管理について強く推奨されている。この運動のために今後我が国では、体操等の「通いの場」づくりを推奨していくことになっている。

「③医療・ケア・介護サービス・介護者の支援」については、「新オレンジプラン」をさらに推し進める内容となっている。つまり、本人主体の医療・介護等を基本とし、医療・介護等が有機的に連携し、認知症の容態の変化に応じて適時・適切に切れ目なく提供されることで、住み慣れた地域のよい環境で自分らしく暮らし続けることができることを目標としている。この目標実現のためには、早期診断・早期対応を軸とし、そのときの容態にもっともふさわしい場所で適切なサービスが提供される体制、つまり認知症に関して発症予防⇒発症初期⇒急性増悪時⇒中期⇒人生の最終段階といった容態の変化に応じ、行動・心理症状(BPSD: Behavioral and Psychological Symptoms of Dementia)や身体合併症等が見られた場合においても、ふさわしい医療・介護・リハビリテーションが、適時・適切に切れ目なく実施され、当該機関等での対応が固定化されないよう、退院・退所後もふさわしい場所で適切なサービスが提供されるような「循環型の仕組み」の構築を目指している。このために、認知症の症状やMCI等に関する知識の普及啓発を進め、本人や家族がわずかな異常を感じたときにでさえ、速やかに適切な機関に相談できるようにするとともに、地域、職域等の様々な場における様々なネットワークの中で、認知症の疑いがある人に早期に気付いて対応していくことができる体制の構

築進めている。さらに受診につながった場合に適切な対応を行うべく、かかりつけ医の認知症に対する対応力を向上させるための研修、かかりつけ医の認知症診断等に関する相談役等の役割を担う認知症サポート医の養成、認知症に関する専門医・認定医等の具体的な養成などを関係各学会等と協力して取り組むこととしている。このほか、かかりつけ機能に加えて、地域の医療機関、認知症疾患医療センター、地域包括支援センター等との日常的な連携機能を有する歯科医療機関や薬局において、認知症の早期発見の役割が期待されることを踏まえ、歯科医師や薬剤師の認知症対応力向上研修を平成 28 年度より開始している。また認知症の疑いがある人については、かかりつけ医等が専門医、認知症サポート医等の支援も受けながら、必要に応じて専門的な医療機関に紹介の上、速やかに鑑別診断が行われる必要がある。そのために鑑別診断の実施に加え、さらに地域での認知症医療提供体制の拠点として認知症疾患医療センターの整備を進めている。平成 20 年度より事業を開始し、平成 29 年度より、さらなる整備促進のため、「診療所型」の設置要件に病院を追加し「連携型」に変更、平成 29 年度より「基幹型」、「地域型」、「連携型」の 3 類型となっている。認知症初期集中支援チームは、市町村が地域包括支援センター、医療機関等に設置し、サポート医、認知症専門医の下、複数の専門職がチームを組んで、認知症が疑われる人や認知症の人、その家族を訪問し、アセスメント、家族支援等の支援を包括的・集中的に行うチームである。自立生活のサポートを行うものであり、在宅で生活し、医療・介護サービスにつながっていない、又は中断している人などを対象に、早期に診断や適切な医療・介護等につなげる役割を担っている。また、地域の認知症医療・介護等の連携のコーディネーターの役割を担う認知症地域支援推進員につ

いても、平成 31 年に全市町村に配置された。認知症初期集中支援チームや認知症地域支援推進員の配置後は、市町村において、認知症初期集中支援チームが介入した事例から明らかとなった各地域の課題を地域ケア会議等で検討するなど、地域の実情に応じた取組につなげることを最大の目標としている。その他、認知症の人やその家族が、地域の人や専門家と相互に情報を共有し、お互いを理解し合う「認知症カフェ」等の設置を推進している。地域の実情に応じて認知症地域支援推進員等が企画するなど認知症の人や家族が集う取組として 2020 年度には全市町村で実施された。平成 30 年度の実績では、47 都道府県 1,412 市町村にて 7,023 カフェが運営されている。

「④認知症バリアフリーの推進・若年性認知症の人への支援・社会参加支援」については、普通に障壁を減らして暮らし続けていくための取り組みを推進している。平成 31 年 4 月 22 日には日本認知症官民協議会が設立され、金融、交通、住宅、産業関連団体等の 100 団体近くが参画し、認知症バリアフリーワーキンググループを設置し、各職域での必要な取り組みについて審議しているところである。また若年性認知症の人への支援・社会参加支援のため、若年性認知症施策総合推進事業が行われている。主に（1）若年性認知症コールセンター運営事業（2）若年性認知症実態調査およびニーズ把握のための意見交換会等の開催（3）若年性認知症支援コーディネーター設置事業等を進めている。若年性認知症は、診断される前に症状が進行し社会生活が事実上困難となることなどが指摘されている。このため、若年性認知症に関する相談から医療・福祉・就労の総合的な支援を実施し、現役世代である若年性認知症の方への支援に当たり、一人ひとりの状態やその変化に応じた適切な支援方策の構築を図ることを目的としている。若年性認知症の人を支援する場

合に特に課題になるのが、「就労支援」と「生きがい作り」である。若年性認知症の人や家族を支援する制度やサービスは十分に整備されているとは言えず、支援に活用できる専門職も少ない。若年性認知症の人や家族はどこに相談すればいいかわからず、将来の不安等も重なり大きなストレスを抱えている。そのため、都道府県ごとに相談窓口を設置し、支援のためのネットワーク設置を行うよう、若年性認知症コーディネーターの設置を進めている。若年性認知症コーディネーターの役割や主な業務については、「若年性認知症支援コーディネーター配置のための手引き書」(平成27年度厚生労働省老人保健健康増進等事業)に記載されている。①相談窓口②利用できる制度・サービスの紹介③就労支援等を含む本人の状態に合わせた居場所づくり④若年性認知症にかかる正しい知識の普及⑤若年性認知症の人及び家族の支援体制の構築である。現在、若年性認知症の人や家族が自分らしい生活を継続できるように支援する際に活用できるよう「若年性認知症支援コーディネーターのためのサポートブック」も作成された(平成28年度厚生労働省老人保健健康増進等事業)。

「⑤研究開発・産業促進・国際展開」については、高品質・高効率なコホートを全国に展開するための研究や認知症の人が容易に治験に参加登録できるような仕組みを構築するべく事業を展開している。上述したように、新しい認知症の治療薬の現状は、残念ながらアルツハイマー型認知症に対する疾患修飾薬の臨床研究や治験はうまくいっていない。Solanezumab 第三相治験(Lilly)、MCIならびに軽度～中等度アルツハイマー型認知症に対するVerubecestat(MSD)やEarly試験のAtabecestat(Janssen)等のBACE1阻害薬の中止が相次いでいる。ただし、アミロイド β の発生段階を狙うAducanumab(Biogen)

については、高容量の投与により早期アルツハイマー病の臨床症状悪化を抑制でき、今年度中に米国食品医薬品局(FDA)との協議に基づき早い段階で新薬承認申請が予定されている。その他にも、プロトフィブリルを標的とするBAN2401の治験も第2～3相治験へと進んでいる。中国では、腸内細菌を調整する認知症新薬が発売された。これらの海外での治験に対して、米国ではGAP-TRC-PAD(trial-ready cohort for prevention of Alzheimer's disease)や欧州ではEPAD(European Prevention of Alzheimer's Dementia)が整備されている。我が国でもそれらと肩を並ぶべく主に3つのコホートやレジストリが稼働している。大規模な認知症コホートである一万人コホート研究、全国的な情報登録・追跡研究を行うオレンジレジストリ、そして薬剤治験対応コホートであるインターネットを活用したJ-TRCである。これらの事業を活用し、「健康医療戦略」にあるよう日本発の認知症の疾患修飾薬候補の治験開始を目指しているところである。

7. 終わりに

認知症は今や誰もが罹患しうる一般的な病態であり、医療・介護・福祉や専門医・診療科・職種を超え連携して対応する必要がある。紙面の都合上、今回紹介できたものは一部であるが、我が国の認知症に関する取り組みは世界各国と比較しても先進的であるといえる。我が国の施策を契機に、新たな取組を開始した自治体も多く、認知症の方とその家族を支援する地域資源は着実に増加してきている。様々な関係者が顔の見える関係を築き、コミュニケーションをとりながら連携を図り、認知症の人の生活全般を支えながら、我が国の認知症の方ご本人およびご家族にとって希望と尊厳をもって暮らせるやさしい地域が構築される

ように今後も期待していきたい。

【引用】

- 1) 総務省統計からみた我が国の高齢者―「敬老の日」にちなんで―
- 2) World Alzheimer Report 2015: The Global Impact of Dementia; Alzheimer's Disease International
- 3) Prevalence of dementia in Japan: past, present and future : Asada T ; Rinsho Shinkeigaku. 2012; 52(11): 962-4.
- 4) 都市部における認知症有病率と認知症の生活機能障害への対応：朝田隆；厚生労働科学研究費補助金疾病・障害対策研究分野 認知症対策総合研究総括・分担研究報告書
- 5) 日本における認知症の高齢者人口の将来推計に関する研究：二宮 利治；厚生労働科学研究費補助金行政政策研究分野厚生労働科学特別研究総括・分担研究報告書
- 6) Matthews FE, Arthur A, Barnes LE, Bond J, Jagger C, Robinson L, Brayne C; Medical Research Council Cognitive Function and Ageing Collaboration. A two-decade comparison of prevalence of dementia in individuals aged 65 years and older from three geographical areas of England: results of the Cognitive Function and Ageing Study I and II. Lancet. 2013 Oct 26; 382 (9902): 1405-12.
- 7) Satizabal CL, Beiser AS, Chouraki V, Chêne G, Dufouil C, Seshadri S. Incidence of Dementia over Three Decades in the Framingham Heart Study. N Engl J Med. 2016 Feb 11; 374(6): 523-32.
- 8) Langa KM, Larson EB, Crimmins EM, Faul JD, Levine DA, Kabeto MU, Weir DR. A Comparison of the Prevalence of Dementia in the United States in 2000 and 2012. JAMA Intern Med. 2017 Jan 1; 177(1): 51-58.
- 9) GBD 2016 Neurology Collaborators. Global, regional, and national burden of neurological disorders, 1990-2016: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016. Lancet Neurol. 2019 May; 18(5): 459-480.
- 10) Wimo A, Guerchet M, Ali GC, Wu YT, Prina AM, Winblad B, Jönsson L, Liu Z, Prince M. The worldwide costs of dementia 2015 and comparisons with 2010. Alzheimers Dement. 2017 Jan; 13(1): 1-7.
- 11) Wittenberg R, Hu B, Jagger C, Kingston A, Knapp M, Comas-Herrera A, King D, Rehill A, Banerjee S. Projections of care for older people with dementia in England: 2015 to 2040. Age Ageing. 2019 Dec 6.
- 12) 佐渡充洋：わが国における認知症の経済的影響に関する研究 平成 26 年度 厚生労働科学研究費報告書
- 13) 「今後の認知症施策の方向性について」報告書：平成 24 年 6 月 18 日厚生労働省公表
- 14) G8 dementia summit agreements : 11 December 2013 Department of Health Prime Minister's Office, UK
- 15) 「認知症施策推進総合戦略～認知症高齢者等にやさしい地域づくりに向けて～（新オレンジプラン）」：平成 27 年 1 月 27 日厚生労働省公表
- 16) 「認知症施策推進大綱について」：令和元年 6 月 18 日厚生労働省発表
- 17) Risk reduction of cognitive decline and dementia- WHO Guidelines https://www.who.int/mental_health/neurology/dementia/guidelines_risk_reduction/en/

From new orange plan to a policy for living with, risk reduction of dementia in Japan.

Hidetaka Ota*

Abstract

Japan is currently facing a super-aging society and a number of elderly people with dementia are increased. Under these circumstances, timely appropriate approach of medical diagnosis, treatment and care against dementia are essential. However, the effective treatment or cure against dementia does not exist. Therefore, a living with dementia in the elderly and risk reduction for dementia are the most important issue. In this time, about not only Japan but also other countries epidemiology and an economic burden of dementia will be explained, and the current dementia measure and medical system in Japan will be introduced, and its challenges be described in this article.

[Keywords] dementia, a living with dementia, risk reduction, epidemiology, economic burden, clinical medical system, current dementia measure

* Professor, Advanced Research Center for Geriatric and Gerontology, Akita University

特別寄稿

エコチル調査 ―始動の背景と経緯―

山縣然太郎*

はじめに

エコチル調査は環境省が実施している「子どもの健康と環境に関する全国調査」(Japan Environment and children's Study (JECS)) 通称でエコロジーとチルドレンからの造語である。これは10万人の家族の参加を得て、胎児期から13歳まで追跡するという年間予算が約50億円、準備と分析期間含めた23年間で880億円が投じられる一大国家プロジェクトである。本稿ではこの一大国家プロジェクトが誕生した背景、概要、経過とこれまでの成果および政策的含意について概説する。筆者はエコチル調査以前から、地域での30年以上にわたって実施している母子保健縦断調査「甲州プロジェクト」や科学技術機構の社会技術開発研究センターにおける「脳科学と社会」研究領域で実施した「すくすくコホート」などの出生コホート研究を主導してきた。その経験を踏まえてエコチル調査について論じたい。

始動の背景

エコチル調査開始の4年前の2006年8月に「小児の環境保健に関する懇談会報告書」の中で、

環境要因（化学物質の摂取、生活環境等）が子どもの成長・発達に与える影響を明らかにするため、「小児を取り巻く環境と健康との関連性に関する疫学調査」の推進を図ることが提言された。それを受けて2007年に小児保健環境疫学に関する検討会が設置され、2年計画で小児環境保健疫学踏査のパイロット調査が始まった。同年の「21世紀環境立国戦略」に、子どもの脆弱性への考慮も含め、安全性情報の収集、把握及びモニタリングの強化が盛り込まれた。2008年には子どもの健康と環境に関する検討会が設置され、新たな疫学調査の立ち上げが議論された。2009年に米国でオバマ政権が誕生し、グリーン・ニューディール政策を打ち出し、環境省も環境を切り口とした経済・社会構造の変革をめざし、併せて、子どもの健康と環境を環境政策の両輪とした。2009年度には本格調査のための準備予算が付けられ、2010年度から本格調査が始まることになる。

2009年3月のローマG8の環境大臣会合で日米が共同保障を取り、子どもの健康と環境が議題に取り上げられ、日本の基調講演に参加大臣から強い関心が寄せられた。これをきっかけに、2010年度から本格調査を開始すべく、全国の専門家が検討を重ねて基本計画と調査仮説の取りまとめが行われた。一方で、予算要求が行われた2009年夏は政権交代が行われた時である。全省的な要求額調整で初年度は32億円に減額された

* 山梨大学大学院総合研究部医学域社会医学講座
エコチル調査運営委員、参加者コミュニケーション委員会
委員長、戦略広報委員会委員長、甲信ユニットセンター長

が、多くの事業が廃止や予算減額がされた行政刷新会議の事業仕分けにかけられるも10人中8人が要求通りと認めた。さらに、総合科学技術会議においてS評価を受けた。

その後、紆余曲折はありながらも、コアセンターを担う国立環境研究所、メディカルサポートセンターを担う国立成育医療研究センターと公募で選ばれた15のユニットセンターに2010年4月12日に環境大臣から認定書が渡され、一大国家プロジェクトは始動することになった。

エコチル調査の概要

目的は環境要因が子どもの健康に与える影響を明らかにすることである。特に化学物質の曝露や生活環境が、胎児期から小児期にわたる子どもの健康にどのような影響を与えているのかについて明らかにし、化学物質等の適切なリスク管理体制の構築につなげることを目的とする。昨今注目されている胎児期から新生児期の環境要因が将来の健康に影響を与えるというDOHaD (Developmental origin Health and Disease) の概念を疫学研究で明らかにすることも含まれる。具体的には、胎児期及び幼少時期における環境中の化学物質の曝露が妊娠出産、先天性疾患、精神神経発達、免疫・アレルギー、代謝・内分泌に関連する疾患に対してどのような影響を与えるかを中心仮説として、その検証を行う。

対象は2011年1月から2014年3月までの約3年間にリクルートされた10万人の妊婦から生まれてきた子どもと両親である。リクルートが対象地域で生まれる子どもの50%をカバーするように行われた地域ベースの出生コホート研究である。

10万組の家族を対象とした「全体調査」、その中から5%を無作為抽出した5000組を対象とし

た「詳細調査」および、各ユニットセンターから提案された「追加調査」を実施している。10万人の設定は、疾病発生頻度および高曝露群の頻度から検出力を算出して、1%以下の有病率の疾患に対して相対リスクが2.0を超える場合には分析の可能であることを根拠としている。

調査方法は質問票及び生体試料の採取、一部参加者の家庭環境測定である。妊娠初期、中後期、出産時に妊婦の採血、採尿、臍帯血の採取が行われた。妊娠中の環境曝露の測定として、臍帯血が重要な試料となる。出生後は6か月ごとの質問票による調査が行われている。詳細調査は家庭訪問による家庭環境測定および、子どもに対する小児科医による観察、発達検査、採血が行われ、2歳時から2年毎に実施している。追加調査はユニットセンター独自の調査として、独自予算で新たな情報を入手して行う調査で、全体調査等で得られた情報を活用することができる。

小学2年生に対して対面調査(学童期検査)が2019年から開始され、身体測定と子ども自身がパソコンを操作する発達検査を全参加者を対象に実施している。

調査項目は、環境要因として化学物質、重金属等の曝露状況とアウトカムとしての発育発達状況、傷病の状況を中心に、化学物質以外の環境要因、遺伝要因、社会経済的要因、生活習慣要因などの交絡因子・修飾因子について、質問票、生体試料によって測定している。また、主な疾病については主治医による疾病情報の提供を受けている。中心仮説は化学物質と健康との関連であるが、交絡因子・修飾因子を曝露とした解析も可能であるために、本プロジェクトは子どもの健康に関する様々な要因について包括的な分析が可能となっている。

国立環境研究所および各ユニットセンターの倫理審査委員会の承認を得て実施している。

研究体制

研究体制は運営委員会、コアセンター、メディカルサポートセンター、15のユニットセンターからなる。また、コアセンターには複数の専門委員会、倫理問題検討委員会が置かれて、関連課題の検討を行っている。15のユニットセンターはそれぞれ地域運営協議会を設置して関係団体との連携を図っている。

運営委員会は本調査の重要事項の審議及び決定をする機関であり、委員長が本研究プロジェクトの研究責任者となる。委員は常任委員8名と1年任期のユニットセンター長2名の10名からなる。

コアセンターは国立環境研究所に設置され、研究実施の中心機関・中央事務局として調査の総括的な管理・運営を行う。資料の集積・保存、分析精度の管理、実施に関する各種マニュアル案の作成を行うとともに、ユニットセンターの支援などを行う。

メディカルサポートセンターは国立成育医療研究センターに置かれ、臨床医学の専門的立場からコアセンターを支援する。

15のユニットセンターは公募により北海道（北海道大学、札幌医科大学、旭川医科大学、日本赤十字北海道看護大学）、宮城（東北大学）、福島（福島県立医科大学）、千葉（千葉大学）、神奈川県（横浜市立大学）、甲信（山梨大学、信州大学）、富山（富山大学）、愛知（名古屋市立大学）、京都（京都大学、同志社大学）、大阪（大阪大学、大阪母子医療センター）、兵庫（兵庫医科大学）、鳥取（鳥取大学）、高知（高知大学）、福岡（産業医科大学、九州大学）、南九州・沖縄（熊本大学、宮崎大学、琉球大学）が選ばれた。これまでの研究実績の他、地域との連携、環境要因の特徴など

が考慮された結果である。

全体で10万人の妊婦の参加を得るために、各ユニットセンターは平均6000人の募集をすることが条件であったが、地域特性に応じて、予定募集人数が配分された。各ユニットセンターは参加者が臍帯血を採取することのできる医療機関で出産する必要があることを踏まえ、市区町村単位で出生の50%を確保できるように対象地域を決めた。

ユニットセンターではリサーチ・コーディネーター（RC）を雇用して、インフォームド・コンセントの取得、参加者対応、家庭環境調査や詳細調査、学童期調査等の実務を行うこととした。これは研究の標準化および予算面でエコチル調査の特筆すべき点の一つである。これまでの医学系の研究では医療機関や行政機関に依頼して実施することが多かったが、医療現場が多忙なことや標準化した実施のためにRCを雇用して行うことにした。後述するように、RC業務については研修受講による認証を行っている。また、入力作業や事務作業に従事する事務員、論文作成など専門家としての役割を行う教員を雇用している。

コアセンターには次の専門委員会が設置されている。倫理問題検討委員会、学術専門委員会、参加者コミュニケーション専門委員会、パイロット調査専門委員会、疫学統計専門委員会、曝露評価専門委員会である。審議内容は省略するが、いずれも事務局はコアセンターで、委員は国内の専門家により構成されている。それぞれ年間数回の委員会を開催している。議事録は全て残されており、関係者がログインできるサーバーにエコチル調査連絡協議会掲示板を設置して、研究計画書や各種マニュアルなどの他の資料とともに保管されている。

倫理問題検討委員会は、倫理、法律、社会学、疫学、学校保健等の専門家によって構成され、各

施設倫理審査前の検討、ゲノム研究の倫理課題、離婚等による家庭状況の変化への同意等の対応方法、二次性徴に関する調査などの機微的情報収集に関する倫理課題について検討し、コアセンターに提言している。

研究ガバナンス

コアセンターが事務局として重要事項を決定する運営委員会、毎月開催される全ユニットセンターによる連絡協議会（web 会議）、前述の各専門委員会、コアセンター内会議を実施する。メディカルサポートセンター内会議、各ユニットセンター内会議、各ユニットセンターに設置された地域運営委員会がそれぞれの役割に応じた審議、情報共有をおこなう。

環境省は、エコチル調査の企画および実施内容の評価を行うことを目的として、エコチル調査企画評価委員会を設置している。これは調査の実施に直接参加しない、環境科学、医学等の専門家の中から環境省環境保健部長が委嘱する委員によって構成されている。さらに、世界保健機関や各国の同様の調査チームとの連携や国際シンポジウムを実施する国際連携調査委員会、エコチル調査を広報するためのエコチル調査シンポジウムや住民対話などを企画する戦略広報委員会を設置して、国民、国内外の関係者、政策担当者への説明責任の役割のチャンネルとしている。

研修会は、管理者、RC への研究の質を担保するための研究ガバナンス（体制と決定プロセス、コンプライアンス、役割、リスク管理・危機管理、モニタリング、インシデント検討、倫理課題など）や進捗に応じた課題に対する研修会、実務者への調査実施の標準化のための知識・技術を提供する研修会が行われている。RC は研修会の受講による認証後に参加者リクルート業務が可能とな

る。詳細調査における発達検査等は数回の研修および実務試験によって認証された者のみが実施している。

実施にあたってのマニュアルは、研究実施の標準化、リスク管理、危機管理にとって非常に重要である。リクルートや詳細調査の方法、生体試料の取り扱い、学童期調査方法など 19 種類のマニュアルが作成されており、随時改定されている。

経過と現状

2014 年 3 月のリクルート終了時点で 103,106 人の妊婦の同意を得た（同意率 79%）。2014 年 12 月のすべての出産が終了した時点で、母親登録数 103,095 件、父親登録数 51,908 件、子どもの出生数は 100,323 人となった。2020 年 1 月時点で、参加している子どもは 5 歳から 8 歳になっており、人数は 95,253 人で死亡、同意撤回による減少率は 5%である。調査票の回収率は最初の 6 か月調査で 94.1%、1 歳調査で 91.3%、1 歳 6 か月で 89.2%と少しずつ減じて、2020 年 6 月時点で 77.2%となっている。ユニットセンター間のばらつきは 71.%から 86.4%となっている。この調査票回収率の差の要因は明確ではないが、リクルート時の参加意欲、フォローアップのサポート体制、謝礼方法（クオカードから電子マネー変更は回収率を下げた）などが考えられており、今後の課題である。95%のフォローアップ率、77%の調査票回収率は予想以上であり、順調に進捗していると言える。ほぼ同時に開始した英国の Life Study や米国の National Children's Study はリクルートが不調であることや、パイロット研究の段階で実施困難であるとの判断からそれぞれ、2014 年、2015 年に中止に追い込まれた。一方、エコチル調査は後述する様々な困難を

克服してここまで来た。

2010年度にプロジェクトの初年度予算でリクルートにあたっての体制構築等が行われ、年度末の2011年1月31日から全国で一斉にリクルートを開始した。産科医療機関、妊娠届を受ける行政の窓口などでRCが妊婦に30分ほどの説明によりインフォームド・コンセントを得る業務を行った。開始1か月半後の3月11日に、東日本大震災が発生した。宮城ユニットセンター、福島ユニットセンターが甚大な被害を受け、中断したが、宮城UCでは5月からは部分的にリクルートを再開できた。福島ユニットセンターは原発事故の影響も検討すべきとのことから、2012年10月から福島県全域を対象としたリクルートを行うこととなった。2016年4月14日には熊本地震により南九州ユニットセンターが被災した。2020年6月には豪雨被害により対象地域に被災した。これらの大災害にもかかわらず、当該ユニットセンタースタッフの熱意と多大な努力、そして参加者の理解を得て乗り越えてきた。そして、新型コロナウイルス禍の影響で、2020年3月から4か月間、詳細調査と学童期検査が中断していたが、7月から一部再開できた。再開にあたっては、コアセンターの提示した感染症対策指針に基づき、ユニットセンターごとに感染対策を提示し、環境省、コアセンターの承認のもとに実施している。

開始当初、問題となったのは臍帯血バンクとの関係である。臍帯血バンク事業を行っているエコチル調査対象地域では、臍帯血を採取するエコチル調査の影響で、臍帯血バンクへの提供者が減るのではないかと懸念が関係者から問題提起された。これに対しては臍帯血バンクへの提供を優先する対応で、関係者の理解を得た。

参加者コミュニケーションと広報戦略

広報戦略は国民への認知、政策立案者、保健医療従事者への説明責任と支援依頼にとって非常に重要な位置づけとなっている。また、人を対象とする研究の場合にParticipant involvesがよりよい研究実施につながる事が明らかになっており、研究参加者の研究参画の視点からの取り組みも行われている。

リクルート開始時には、エコチル調査の周知を目的として、関係各所へのポスターの掲示やメディアへの情報提供などの広報活動が大々的に各ユニットセンターで実施された。リクルート後は参加者に対して、コアセンターからのニューズレターの送付、ユニットセンター独自の広報誌の配布、参加者を対象とした講演会や子ども向けのイベントなど参加者とのコミュニケーションを図っている。詳細は各ユニットセンターのホームページをご覧ください。

戦略広報委員会では毎年、エコチル調査シンポジウムを開催して、進捗状況の報告に加えて、子育てや子どもの健康に関する特別講演、調査の成果をもとにした関係者による討論会を実施している。参加者は一般参加者、保健医療関係者、学術関係者、メディアに加えて、政策立案者の参加もある。また、エコチル調査に関連する展示や子どもの遊具の作成も行っており、希望する科学館やユニットセンターのイベントで活用されている。

これまでの成果

データ分析はデータセットの固定後に行われる。データセットの固定には最終のデータ収集から2年程度の時間を要する。現在、3歳児までのデータセットの分析が可能である。論文執筆にあ

たって、中心仮説に関するテーマについては公募後に重複等を運営委員長が調整して執筆者を決める。その他のテーマについては申請執筆テーマのリストをもとに当事者が調整をする。論文はコアセンターに必要事項（使用した変数とその扱いなど）とともに送られ、運営委員会のメンバーのチェックと、コアセンターのチェックを経て、投稿の許可がでる。ディスカッションのあり方、分析・統計解析の確認等がなされるために2か月から3か月の時間を要する。これまでに、全国データを用いた論文は102編、追加調査が28件、その他、総説などが66編となっている。テーマ別では妊娠経過や胎児・新生児関連が40%、精神神経関連が20%、生体試料や質問法の分析関連が16%となっている。中心仮説となる化学物質と子どもの健康に関する研究成果としては、妊娠中の血中カドミウム濃度が高いと早期早産のリスクが1.9倍になることなどがあげられる。今後、着実に成果が出てくる。また、本データセットは段階を踏んでエコチル関係者以外の研究者等も活用できるように計画されている。

政策的含意

本国家プロジェクトは一義的には子どもの健康に影響を与える化学物質をはじめとする環境要因を明らかにして、法的規制を含む社会実装することである。しかし、これにとどまらずいくつかの政策的含意をもつ。それは(1) 周産期、小児期の保健、医療、環境科学における科学的根拠の創出、(2) 環境科学、小児保健、小児科学、疫学、統計学等の研究人材育成、(3) エコチル調査バイオバンク、データアーカイブの構築、(4) 周産期、小児期の健康に関する保健・医療政策の基盤としての成果、(5) 環境問題を理解するための教材等の制作や啓発などである。膨大なデー

タはデータアーカイブとして広く活用され、関係者のみならず多くの研究者等が活用でき、それによる人材育成も可能となる。出生コホートは研究基盤のみならず、政策や経済分野でのパネルの機能を持つ。日本を代表できる10万人の対象者からの情報はわが国の子育て中の家族の生活実態である。多くの成果を学校教育の教材として活用するために教育機関との連携が今後期待される。

2018年に成立した成育基本法（「成育過程にある者及びその保護者並びに妊産婦に対し必要な成育医療等を切れ目なく提供するための施策の総合的な推進に関する法律」（平成30年法律第104号））は、成育過程にある者及びその保護者並びに妊産婦に対し必要な成育医療等を切れ目なく提供するための施策を総合的に推進することを目的としている。現在その基本方針の策定が成育医療等協議会で進められている。第16条にある調査研究の項に関連して、エコチル調査の実施が基本方針に記載される予定であり、周産期・小児期の政策基盤として法的根拠を得ることができそうである。

おわりに

出生コホート研究は生涯を通じた健康支援（ライフコース・ヘルスケア）の基盤となるエビデンスレベルの高い研究である。誰かが種をまかなければ始まらず、成果を出すには長い期間と多くの労力が必要であり、それを支える研究費の継続が欠かせないために、実施は大変困難な研究デザインであるが、その研究期間と予算を得ることのできた一大国家プロジェクトは様々な偶然と幸運に恵まれて誕生した。開始後も震災など多くの困難に直面しながら、継続できていることは、関係者のたゆみない努力と参加いただいている10万人の家族の協力の賜物である。未来を担う子ども

ちの安心、安全な育ちに少しでも寄与できるように、これを継続し、科学的妥当性の高い成果を生み出すことが我々関係者の務めであると認識している。

註 エコチル調査の試料・データの利用、提供についての現状

エコチル調査では研究計画において参加者への説明書に「研究者が試料やデータを研究に利用する場合には、その研究計画について審査と承認を得ること、試料提供者の身元が判明しない形で利用することが最低限の条件になっています。エコチル調査研究活動は長期間に及ぶものですので、環境省の審査検討会、各研究機関の倫理審査委員会などが連携して研究活動を監督します。「エコチル・バンク（仮称）」に保管する試料やデータの研究利用についてはこれを運営する環境省において、その審査検討会が研究計画を検討し、貴重な試料やデータを利用することふさわしい適切な研究であるか否かを評価します。」としている。また、環境省が2010年に作成した基本計画では「データ提供のタイミングは、各ユニットセン

ターがエコチル調査データベースアクセス可能となった2年後とする」と記されている。しかし、データの所有権の整理や個人情報の観点かの体制構築に時間を要した。現在、データ提供を早期にできるように、個人情報の管理面や実施体制・運用面で想定される様々な課題について検討してる状況である。

参考文献

1. エコチル調査ホームページ <https://www.env.go.jp/chemi/ceh/> (2020.7.30 確認)
2. 動き出した“エコチル調査”—環境省「子どもの健康と環境に関する全国調査」医学のあゆみ 235 (11) 1081-1132. 2010.
3. Kawamoto T. et. al. Rationale and study design of the Japan environment and children's study (JECS). BMC Public Health. 2014. 10;14:25. doi: 10.1186/1471-2458-14-25.
4. Mayumi Tsuji et.al. The association between whole blood concentrations of heavy metals in pregnant women and premature births: The Japan Environment and Children's Study (JECS). Environ Res. doi: 10.1016/j.envres.2018.06.025. 2018

The Japan Environment and Children's Study

–The background, the current state and policy implications–

Zentaro Yamagata*

Abstract

The Eco Chill Survey is a coined word from Ecology and Children, commonly known as the "Japan Environment and Children's Study (JECS)" conducted by the Ministry of the Environment. This is a major national project with an annual budget of about 5 billion yen to track from fetal age to 13 years old with the participation of 100,000 families, and 88 billion yen will be invested in 23 years including preparation and analysis period. The purpose of this project is to clarify the effects of environmental factors on children's health. In particular, clarifying how exposure to chemicals and the living environment affect the health of children from prenatal to childhood will lead to the establishment of an appropriate risk management system for chemicals.

The research system consists of a steering committee, a core center, a medical support center, and 15 unit centers selected by public recruitment. In addition, there are several specialized committees and an ethics review committee in the core center to examine related issues.

Recruitment started in 2011, and the consent of 103,106 pregnant women was obtained at the end of recruitment in March 2014 (consent rate 79%). At the end of all births in December 2014, there were 103,095 registered mothers, 51,908 registered fathers, and 100,323 children. As of January 2020, the participating children are between the ages of 5 and 8 with 95,253 deaths and a 5% reduction rate due to withdrawal of consent. The questionnaire collection rate was 94.1% in the first 6-month survey, 91.3% in the 1-year-old survey, and 89.2% in the 1-year and 6-month survey, which was 77.2% as of June 2020. So far, there are 102 papers using national data, 28 additional surveys, and 66 other reviews.

The primary purpose of this national project is to clarify environmental factors such as chemical substances that affect the health of children and to implement them in society including legal regulations. However, it goes beyond this with some policy implications. (1) Creation of scientific basis for perinatal and childhood health, medical care, and environmental science, (2) Development of human resources for research in environmental science, pediatric health, pediatric science, epidemiology, statistics, etc. (3) Eco-Chill Research biobanks, construction of data archives, (4) Outcomes as the basis of health and medical policy regarding perinatal and childhood health, (5) Production and enlightenment of educational materials for understanding environmental issues.

* Department of Health Sciences, School of Medicine, University of Yamanashi
The member of the steering committee of Japan Environment and Children's Study (JECS), The head of Koshin unit center of JECS

論 文

訪問介護産業の労働生産性 —事業所データを用いた分析

鈴木 亘*

抄 録

高齢化の進展により、我が国の介護需要は今後も伸び続けることが予想されているが、同時に進む人口減少により、介護労働力を確保することはますます難しくなる。このため、今後は、介護労働者 1 人当たりの生産性を引き上げてゆくことが不可欠であり、政府の成長戦略においても、介護産業の労働生産性向上が重点課題の一つとなっている。しかしながら、介護産業の労働生産性に関する研究蓄積は未だに非常に乏しいのが現状である。

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、訪問介護産業の労働生産性とその決定要因を分析した。分析の結果、下記の諸点が明らかとなった。

- (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いる。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) 退出事業所のみならず、実は新規参入事業所も労働生産性は低いが、2 年目以降は労働生産性が高まる。Olly and Pakes (1996) の方法により静学的な効率性を計測すると、生産性の高い事業所ほどシェアが高い関係が一定程度認められる。一方、Griliches and Regev (1995) の方法によって労働生産性上昇率を要因分解したところ、内部効果と退出効果は正に寄与している一方、再配分効果と参入効果は負の寄与であった。

キーワード：介護産業、訪問介護、労働生産性、事業所データ、参入・退出行動

1. はじめに

高齢化の進展により、我が国の介護需要は今後も伸び続けることが予想されているが、同時に進む人口減少により、介護労働力を確保することはますます難しくなる。厚生労働省は、2040 年における介護労働者の必要数を 505 万人と見込んでいるが、これは 2018 年の 334 万人から比較すると約 1.5 倍の規模である。我が国全体の労働

者数がこの期間に 6,580 万人から 5,654 万人に減少すると見込まれる中で、これだけの労働力を介護産業で確保することは至難の業であろう。

このため、今後は、介護労働者 1 人当たりの生産性を引き上げてゆくことが不可欠であり、政府の成長戦略においても、介護産業の労働生産性向上が重点課題の一つとなっている。しかしながら、その政策立案に資する学術研究のエビデンス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)¹⁾、下野 (2004)²⁾、綾 (2014)³⁾、田・王 (2019)⁴⁾ 注1)。このうち、本稿との関わりで特筆すべき先行研究

* 学習院大学経済学部教授

は下野 (2004)²⁾である。これは、筆者らが独自に行った事業所アンケートを用いた分析であり、労働生産性の決定要因として、法人種の差異や規模の経済、操業年数等が検討されている。ただし、調査の有効回答率は14.0%と低く、調査時期も介護保険制度が発足して間もない2002年8月であることから、その分析結果を現在の政策にそのまま役立たせることは難しい。

この点は、鈴木 (2002) も同様であり、調査時期は2000年9月である。やはり、筆者らが独自に企画した事業所アンケートから、一種の生産性指標である「供給能力に対する介護サービス提供時間」を、法人種の差異や規模の経済、範囲の経済、操業年数等の変数で分析している。

もっとも、鈴木 (2002)¹⁾、下野 (2004)²⁾以降、介護産業の労働生産性に関する研究は長い間行われておらず、わずかに綾 (2014)³⁾、田・王 (2019)⁴⁾、乾ほか (2019)¹¹⁾が数えられる程度である。このうち、綾 (2014)³⁾、田・王 (2019)⁴⁾は、全国集計データを用いて、介護施設の労働生産性を製造業や非製造業の平均値と比較しているが、マイクロ・データを用いた研究ではないため、労働生産性の決定要因までは分析できていない。一方、乾ほか (2019) は、本稿や上記の諸研究とは関心の対象がかなり異なるが、独自に行ったアンケート調査から、特別養護老人ホームの経営マネジメントと労働生産性等との関係を見ており、興味深い結果が得られている。

一方、介護産業以外に目を転じると、例えば、製造業については、企業レベルや事業所レベル、あるいは工場レベルのマイクロ・データが整備され、生産性の分布や決定要因に関する研究が国内外を問わず、既に膨大な数に及んでいる (Bartelsman and Doms (2000)¹²⁾、Syverson (2011)¹³⁾が代表的サーベイである)。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)¹⁴⁾、宮川 (2018)¹⁵⁾)。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)^{16), 17)}、Morikawa (2011, 2012)^{18), 19)}等によって、急速に分析が進み、政策立案に資する数多くの知見が得られている。介護産業は、マイクロ・データの作成や利用が困難であったこともあり、こうした生産性分析の潮流に乗り遅れた感がある。

そこで、本稿は厚生労働省によって最近、整備が進められてきた「介護サービス情報公表システム」に、労働生産性を定義できる質問項目があることに着目し、在宅介護分野の最も代表的な事業である訪問介護について、事業所レベルの労働生産性を分析した。このマイクロ・データには、事業所別の労働生産性の違いを分析するための属性情報も豊富に存在することから、労働生産性の決定要因についても多角的な統計分析を行った。

以下、本稿の構成は次の通りである。第2節では「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定義および説明を行う。第3節は労働生産性の分布や変化について基礎的な観察を行った上で、法人種、規模の経済、範囲の経済、操業年数、参入・退出等の諸変数と労働生産性の関係をみる。第4節は、労働生産性の決定要因について回帰モデルを用いた分析を行う。第5節は、参入・退出の分析を深め、訪問介護産業全体の資源配分の効率性について要因分解を行う。第6節は結語である。

2. データ

本稿で用いるデータは、各都道府県と共に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 (正式名称は「介護サービス情報の公表」制度にかかる公表データ) であ

る。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。利用者が、実際に介護事業所を選ぶ際に参考にできるように、事業所の基本情報の他、サービスの質や職員の情報等が事業所ごとに掲載されている。

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、制度の定着が十分とは言えなかった。このため、本稿は安定的な回答数が得られている 2014 年度から 2017 年度のデータを用いた。

ただし、都道府県によっては未だに回答数が十分ではない^{注2)}。そこで、厚生労働省が実施している大規模調査である「介護サービス施設・事業所調査」(各年度)の都道府県別事業所数^{注3)}と比較し、2014 年度から 2017 年度までを通じて、全ての年度で 80% 以上の事業所数が存在している都道府県のみ分析対象を絞った。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対象とする。サンプルサイズは、2014 年度が 25,243、2015 年度が 25,805、2016 年度が 26,008、2017 年度が 26,030 であり、4 年間で 103,086 である。

一般的に、生産性の定義としては労働生産性よりも TFP (全要素生産性) の方が望ましいとされるが、TFP を計算するために必要な諸変数は、このデータには含まれていない。一方、労働生産性に関しては、下記に説明するように、いくつかの指標を定義することができる。訪問介護は人件

費比率が高く、設備等の有形固定資本が少ない産業であるため、TFP と労働生産性の動きは概ね連動すると考えられる。具体的には、次の 3 つの労働生産性を定義した。

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]

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、アウトプット (分子) とした。ただし、事業所内の全ての訪問介護員等について、1 か月のサービス提供時間数が 205 時間 (週 40 時間の法定労働時間 × 4 + 45 時間 (36 協定上限の法定時間外労働) = 205 時間) を超えることは現実的では無いため、それ以上のサービス提供時間数を回答している事業所は欠損値扱いとした。

また、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) を乗じて計算した。「1 週間のうち常勤の従業者が勤務すべき時間数」はデータの質問項目であるが、その値にはかなりのばらつきがある。このため、20 時間を最低値、51.25 時間を最高値として、その範囲外の回答を行った事業所は欠損値扱いとした。雇用保険の加入条件は週 20 時間以上の労働時間であるから、常勤換算の労働者がこれを下回る労働時間であることは考えにくい。また、51.25 時間は先に説明した月 205 時間の上限労働時間を 4 (週) で除

した値である。

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

$$= \sum_i \omega_i * \text{各サービス}_i \text{の 1 か月の提供時間もしくは回数} / [\text{労働生産性 1 と同じ分母}]$$

訪問介護事業所の中には、要介護者への訪問介護サービスの他に、通院介助や要支援者に対する介護予防訪問介護を行っている場合がある。これらは時間単位ではなく、回数単位でしか回答されていない^{注4)}。時間と回数という異なる単位をアウトプット（分子）として足し合わせるために、それぞれのサービスの介護報酬（千単位）をウェイト（ ω_i ）として用いた。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^{注5)}。介護報酬は政策的に決定される変数であるため、その価格変更が労働生産性に反映されることは望ましくない。そのため、労働生産性 2 は、介護報酬が変化しない 2015 年度から 2017 年度の 3 年間のみで定義し、他の指標と同様、価格変更の影響を含まないようにした。分母については、労働生産性 1 と同様である。

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

$$= (\text{介護サービスの利用者数} + \text{介護予防サービス利用者数}) / [\text{労働生産性 1 と同じ分母}]$$

データの中に、各サービスの利用者数を尋ねている質問項目があるので、介護サービスの利用者数（要介護 1 から 5 までの利用者数を合計。利用者数は記入日前月の 1 ヶ月の数値）と介護予防サービスの利用者数（要支援 1 と 2 の利用者数を合計。前月の 1 か月の数値）を足し合わせてアウトプットとした。利用者数は訪問介護員等（常勤換算）1 人当たりに換算し、それが 40 人

上になる事業所は基本的に欠損値とした。なぜならば、利用者数が 40 人以上になる場合にはサービス提供責任者を追加で 1 人配置しなければならない、それ以上の利用者数になる際も 40 人増えるごとに 1 人追加する制度だからである。ただし、2015 年度から、一定の条件を満たす場合には利用者数を 50 人まで許容する制度に変更されたため、専従の常勤訪問介護員等が 3 人以上いる場合には上限を 50 人とした^{注6)}。分母については、労働生産性 1、2 と同様である。

さて、このデータは事業所が記入したものをそのまま掲載しているため、残念ながら誤記入や単位間違いが多い。無論、分析に当たっては丹念にデータ・クリーニングを行ったが^{注7)}、いくつかの指標を並列的に見る方が安全であろう。また、3 つの指標にはそれぞれ一長一短がある。例えば、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小さい。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んでいるが、介護報酬がウェイトとして適切である保証はないし、計算に用いる変数もかなり多い。また、2015 年度から 2017 年度は、要支援者の介護予防訪問介護が介護予防・日常生活支援総合事業（総合事業）へと徐々に移行している期間であるが、その保険外となったサービス量は把握できない。この点、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む利点があるが、そのサービス提供時間や回数が分からないため、利用者数自体はアウトプットとして不完全な指標である。したがって、以下の分析ではこの 3 つ指標を全て用い、比較しながら議論する。

ところで、一般的に労働生産性とは、一定の労働時間内にどれだけ多くサービスを提供できる

か、あるいは同じサービス量をいかに短い時間で提供できるかを示す概念である。労働生産性 1 と 2 については、サービス提供時間や回数がアウトプットとなるので、この点に違和感を覚える向きもあろう。しかし、我が国の介護保険制度は時間単位で料金が発生する仕組みとなっているため、同じ時間内にいくら多くの要介護者を世話できても、あるいは、同じサービス量をいくら短い時間で提供できても、得られる介護報酬は同じである。つまり、一定時間内の労働密度や効率性を上げて生産性向上を行うインセンティブは存在しないので、サービス提供時間や回数をアウトプットとすることには一定の合理性がある^{注8)}。

もっとも、労働生産性 1 と 2 は基本的に、勤務時間に対するサービス提供時間の割合を示しているから、むしろ「稼働率」と呼んだ方が実感に近いだろう。製造業の TFP や労働生産性を定義する際には、稼働率の変動を均す操作をする場合もあるから、この点にも違和感があるかもしれない。しかしながら、森川 (2014, 2016)^{16), 17)}、Morikawa (2011, 2012)^{18), 19)}が議論しているように、サービス産業の特徴は在庫ができないことであり、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決まる部分が多い。つまり、広い意味でサービス産業である訪問介護の生産性も、「稼働率」こそが重要であると考えられる。

一般的に、医療・介護分野のアウトプットについては、サービスの質を考慮した分析を行うことが必要である。(特定施設等を含む)施設介護や訪問看護、リハビリ系のサービスはもちろんのことであるが、訪問介護においてもこの点は例外ではないだろう。ただし、訪問介護サービスの特性として、サービス内容について細かい規制が厚生労働省の通知や Q&A 集で行われており、画一化が進んでいることが指摘できる。既に述べたよう

に、単位時間内の労働密度を上げたり、下げたりすることも難しい。このため、少なくとも、死亡率や疾病率、要介護度や ADL の変化に、訪問介護サービスの質の差異が大きな影響を与えるとは想像しにくいことから、本稿では上記に定義した 3 つの物理的指標を用いて分析を進めることにした。もちろん、介護労働者や事業所の職場環境等、主にインプットの質の差異は存在するが、「介護サービス情報公表システム」では介護職員処遇改善加算や特定事業所加算、労働者の勤務年数等が把握されているため、分析の過程で、こうした質のコントロールもある程度可能であると考えられる。

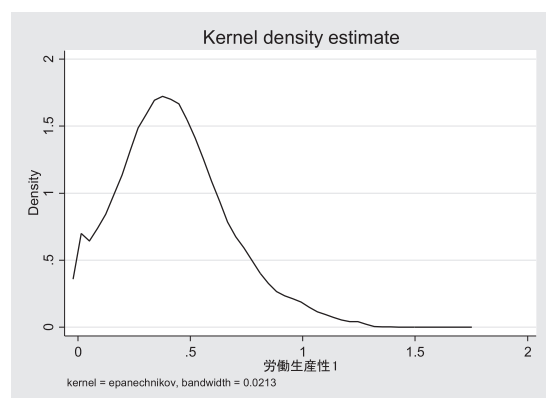
3. 訪問介護の労働生産性の特徴

図 1 は労働生産性の分布 (カーネル密度分布) をみたものである。3 つの指標ともかなりばらつきが大きく、右側の裾野が長い分布となっている。各指標間の相関係数をとると、労働生産性 1 と 2 が 0.854、労働生産性 2 と 3 が 0.458、労働生産性 3 と 1 が 0.435 である。表 1 は各分布の特徴を表したものである。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 倍程度であり、製造業やサービス業でも確認されている通り、事業所間の労働生産性の格差が大きい。

図 2 から図 5 は各労働生産性と主要な属性との間の関係を見たものである。まず、図 2 は労働生産性の法人種別の差異を見ている。単純平均よりも労働生産性が高い法人種は、労働生産性 1 と 2 が医療法人と営利法人、社会福祉法人、生協・農協、労働生産性 3 が医療法人、社会福祉法人、社会福祉協議会、生協・農協である。労働生産性 1 と 2 で生産性が高かった営利法人が労働生産性 3 では低くなり、代わりに社会福祉法

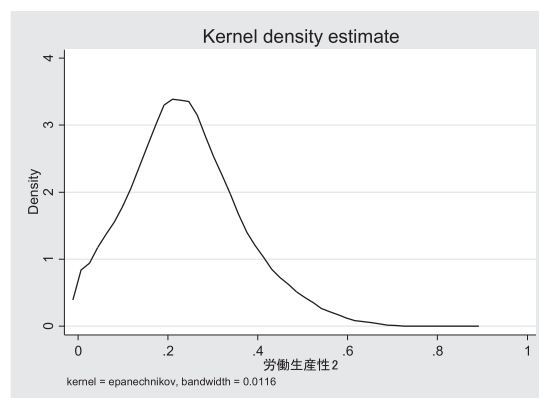
図1 労働生産性の分布 1

労働生産性 1



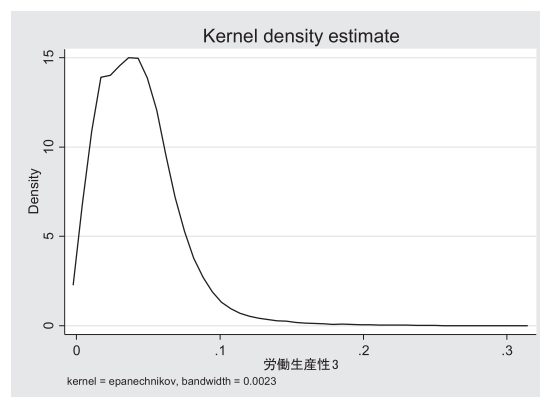
注) 2014 年度から 2017 年度までのデータを用いている。
労働生産性 2 は 2015 年度から 2017 年度のデータである。

労働生産性 2



注) 2015 年度から 2017 年度までのデータを用いている。
労働生産性 2 は 2015 年度から 2017 年度のデータである。

労働生産性 3



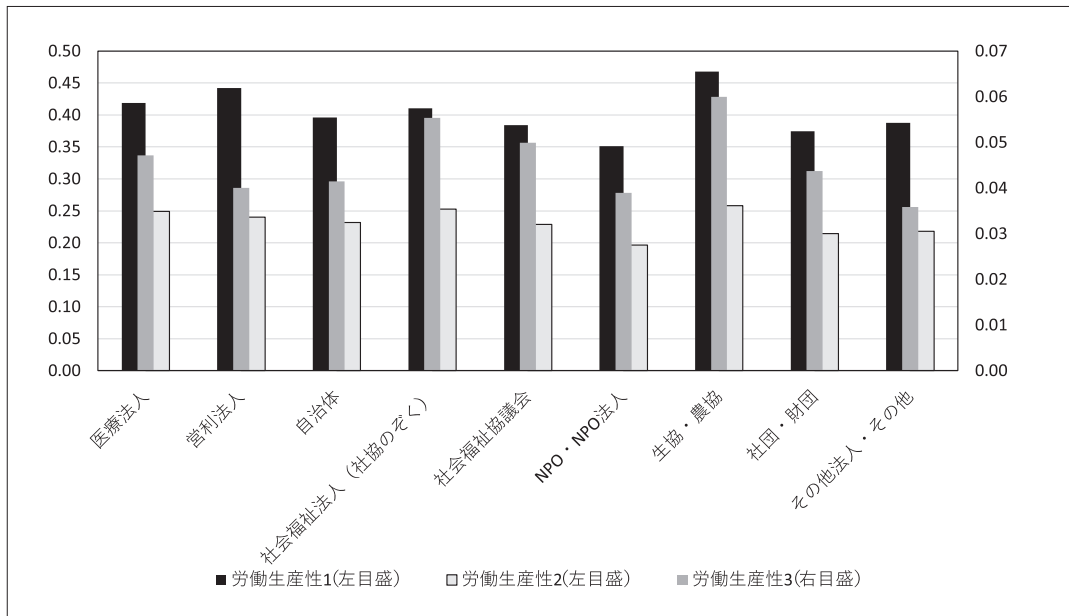
注) 2014 年度から 2017 年度までのデータを用いている。
労働生産性 2 は 2015 年度から 2017 年度のデータである。

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	0.428	0.245	0.120	0.255	0.407	0.572	0.754	2.2	6.3
労働生産性 2	0.239	0.125	0.080	0.153	0.231	0.315	0.405	2.1	5.1
労働生産性 3	0.0432	0.0286	0.0116	0.0226	0.0397	0.0577	0.0770	2.6	6.6

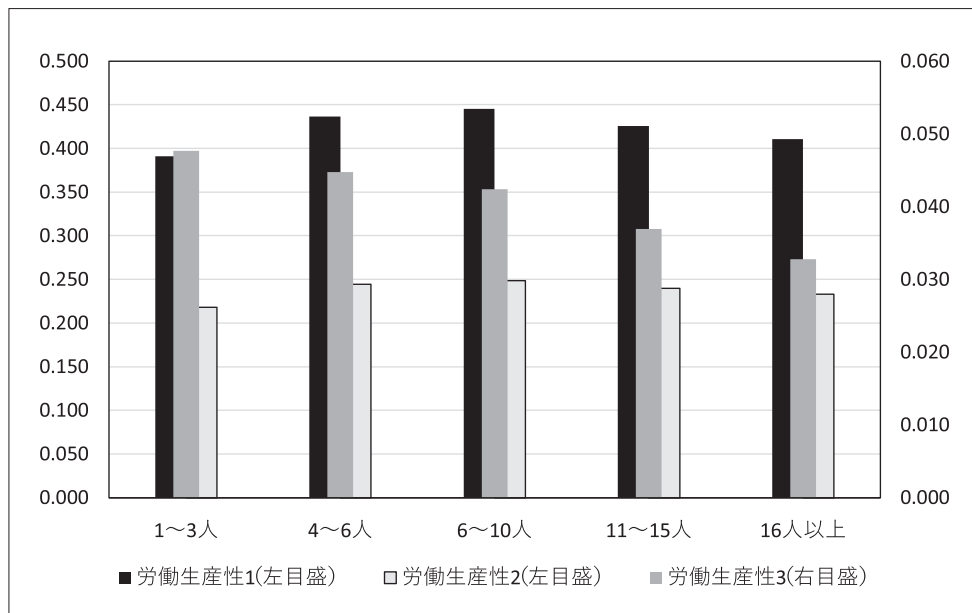
注) 2014 年度から 2017 年度までのデータを用いている。
労働生産性 2 は 2015 年度から 2017 年度のデータである。

図2 法人種別の労働生産性



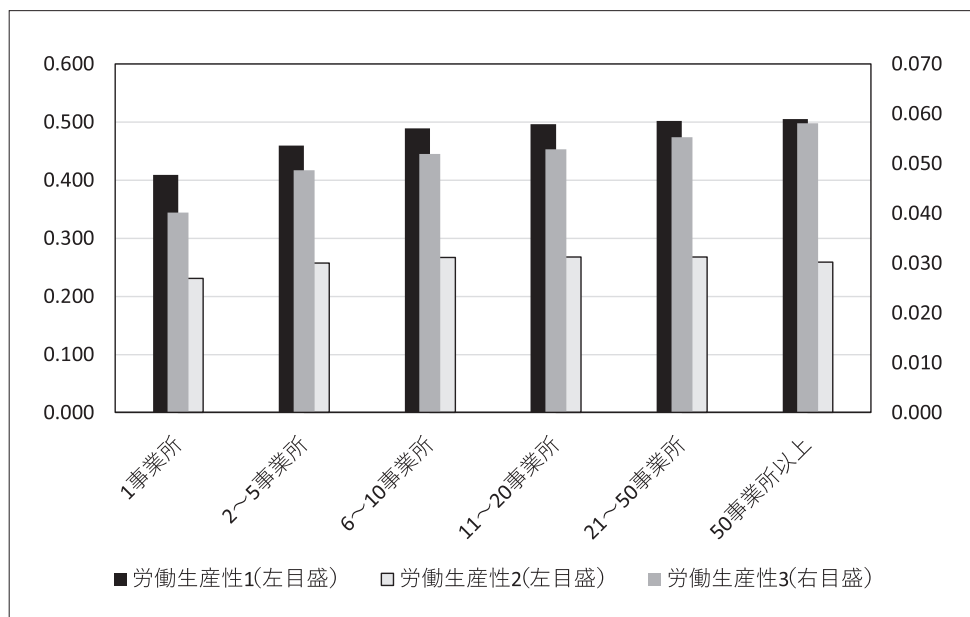
注) 2014 年度から 2017 年度までのデータを用いている。
労働生産性 2 は 2015 年度から 2017 年度のデータである。

図3 事業所当たりの労働者数(常勤換算)と生産性



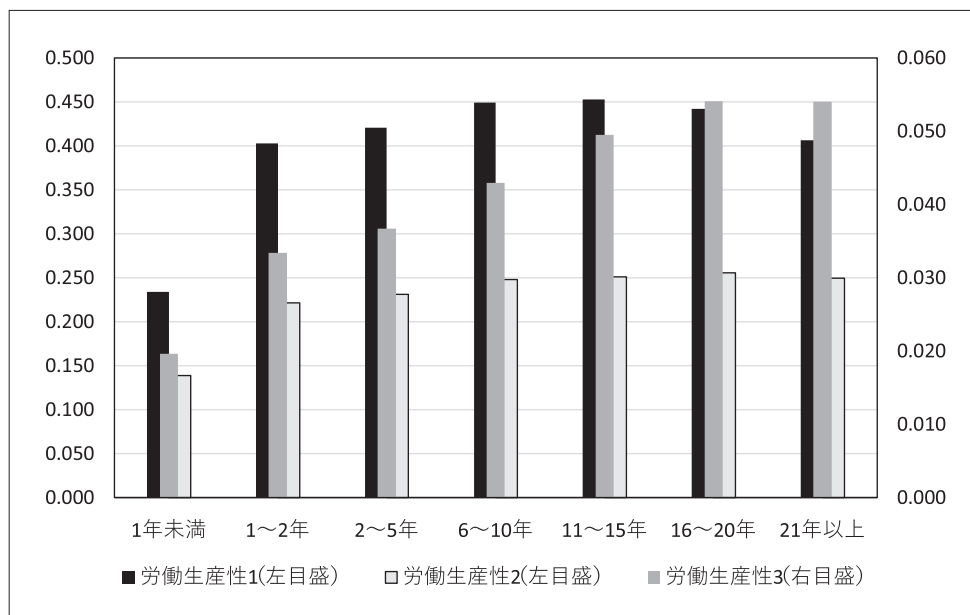
注) 2014 年度から 2017 年度までのデータを用いている。
労働生産性 2 は 2015 年度から 2017 年度のデータである。

図4 同一法人の訪問介護事業所数と労働生産性



注) 2014年度から2017年度までのデータを用いている。
労働生産性2は2015年度から2017年度のデータである。

図5 事業所の操業年数と労働生産性



注) 2014年度から2017年度までのデータを用いている。
労働生産性2は2015年度から2017年度のデータである。

人や社会福祉協議会の生産性が高くなっている。この背景には、営利法人の利用者数に占める要支援者の割合が23.4%と低い一方（単純平均は29.0%）、社会福祉法人、社会福祉協議会の要支援者割合はそれぞれ33.1%、35.4%と他の法人種よりも高くなっていることが影響していると思われる。つまり、営利法人は介護報酬の採算性を重視して要介護者に利用者を重点化している一方、社会福祉法人や社会福祉協議会は要支援者を多く引き受けている姿が想像される。

図3は、事業所の規模の経済の有無を見るために、事業所当たりの労働者数（常勤換算）と労働生産性の関係を見たものである。労働生産性1や2についてはあまり明確な関係は見取れないが、労働生産性3についてはむしろ規模の不経済があるように見える。図4は、同一法人が運営する訪問介護事業所数と労働生産性についての関係を見ている。これは、法人の規模の経済と言えるが、チェーン化によって共有される経営ノウハウやのれん効果等も含まれるだろう。まず、全ての労働生産性指標に共通するのは、単独事業所の労働生産性が低いことである。2事業所以上の部分については、労働生産性3でやや規模の経済があるように見えるが、全体として必ずしも明確な関係は見取れない。

図5は、操業年数が長いほど生産性が高くなる「ラーニング効果」の存在を確認している。操業年数は回答年度と創業年度の差から計算した。まず、操業1年未満の新規参入事業所はどの指標においても明確に労働生産性が低い。また、どの指標を見ても、一定の年数まではラーニング効果が働いているように見える。

表2の上段は、翌年度に退出する事業所の労働生産性を見たものである。ただし、このデータでは退出を正確に把握することができない。そこで、退出事業所の定義を「当該年度まで回答して

表2 参入、退出事業所の労働生産性

退出事業所

		平均	標準偏差
割合		0.077	0.266
労働生産性1	退出事業所	0.320	0.260
	それ以外	0.435	0.241
労働生産性2	退出事業所	0.192	0.140
	それ以外	0.246	0.123
労働生産性3	退出事業所	0.0325	0.0289
	それ以外	0.0446	0.0284

注) 労働生産性1、3は2014年度と2015年度のデータ。労働生産性2は2015年度のみ。

新規参入事業所

		平均	標準偏差
割合	参入年	0.058	0.234
	2年目	0.049	0.216
労働生産性1	参入年	0.234	0.261
	2年目	0.402	0.263
	それ以外	0.428	0.245
労働生産性2	参入年	0.139	0.138
	2年目	0.222	0.135
	それ以外	0.239	0.125
労働生産性3	参入年	0.0197	0.0231
	2年目	0.0334	0.0250
	それ以外	0.0432	0.0286

注) 2014年度から2017年度のデータ。
労働生産性2は2015年度から2017年度のデータ。

いて、その後、2年以上続けて回答しなくなった事業所」とし、2014年と2015年のみ（労働生産性2については2015年のみ）変数を作成した。無論、この定義には単に回答を途中で止めただけで実際には操業を続けている事業所も含まれている可能性がある。このような限界はあるものの、退出事業所はどの労働生産性でみても明確に生産性が低くなっていることがわかる。一方、表3の下段は、改めて新規参入事業所（操業年数1

表3 記述統計

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
労働生産性1	0.428	0.244	0.000	1.451
労働生産性2	0.242	0.125	0.000	0.881
労働生産性3	0.044	0.029	0.000	0.312
ln (労働生産性1)	-1.035	0.770	-7.685	0.372
ln (労働生産性2)	-1.583	0.703	-8.344	-0.127
ln (労働生産性3)	-3.343	0.771	-8.211	-1.164
新規参入事業所	0.060	0.238	0	1
新規参入法人	0.018	0.132	0	1
退出事業所	0.080	0.272	0	1
操業年数 (事業所)	8.799	5.879	0	77
操業年数の2乗 (事業所) / 100	1.120	1.517	0	59
操業年数 (法人)	18.391	15.590	0	114
操業年数の2乗 (法人) / 100	5.812	9.991	0	130
医療法人	0.058	0.233	0	1
営利法人	0.655	0.475	0	1
自治体	0.002	0.042	0	1
社会福祉法人 (杜協のぞく)	0.122	0.327	0	1
社会福祉協議会	0.055	0.227	0	1
NPO・NPO法人	0.050	0.218	0	1
生協・農協	0.025	0.155	0	1
社団・財団	0.010	0.098	0	1
その他法人・その他	0.025	0.155	0	1
労働者数 (常勤換算)	7.286	6.456	0	137
労働者数の2乗 (常勤換算) / 100	0.948	3.488	0	188
訪問介護員数 (常勤換算)	6.981	6.287	0	137
事務員数 (常勤換算)	0.306	0.535	0	11
1法人1事業所	0.680	0.467	0	1
同一法人の事業所数 (訪問介護)	4.484	13.299	0	795
同一法人の事業所数の2乗 (訪問介護) / 100	1.970	40.588	0	6320
訪問入浴介護	0.112	0.316	0	1
訪問看護	0.188	0.391	0	1
訪問リハビリテーション	0.047	0.212	0	1
居宅療養管理指導	0.077	0.267	0	1
通所介護	0.492	0.500	0	1
通所リハビリテーション	0.070	0.255	0	1
短期入所生活介護	0.137	0.344	0	1
短期入所療養介護	0.051	0.220	0	1
特定施設入居者生活介護	0.085	0.280	0	1
福祉用具貸与	0.162	0.368	0	1
特定福祉用具販売	0.151	0.358	0	1
定期巡回・随時対応型訪問介護看護	0.040	0.196	0	1
夜間対応型訪問介護	0.021	0.145	0	1
認知症対応型通所介護	0.112	0.315	0	1

小規模多機能型居宅介護	0.115	0.319	0	1
認知症対応型共同生活介護	0.184	0.387	0	1
地域密着型特定施設入居者生活介護	0.007	0.085	0	1
地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護	0.025	0.156	0	1
複合型サービス（看護小規模多機能型居宅介護）	0.010	0.102	0	1
居宅介護支援	0.684	0.465	0	1
介護予防訪問介護	0.967	0.180	0	1
介護予防訪問入浴介護	0.106	0.308	0	1
介護予防訪問看護	0.175	0.380	0	1
介護予防訪問リハビリテーション	0.044	0.204	0	1
介護予防居宅療養管理指導	0.071	0.256	0	1
介護予防通所介護	0.473	0.499	0	1
介護予防通所リハビリテーション	0.068	0.252	0	1
介護予防短期入所生活介護	0.130	0.336	0	1
介護予防短期入所療養介護	0.049	0.217	0	1
介護予防特定施設入居者生活介護	0.076	0.265	0	1
介護予防福祉用具貸与	0.158	0.365	0	1
特定介護予防福祉用具販売	0.149	0.356	0	1
介護予防認知症対応型通所介護	0.099	0.299	0	1
介護予防小規模多機能型居宅介護	0.097	0.295	0	1
介護予防認知症対応型共同生活介護	0.163	0.369	0	1
介護予防支援	0.286	0.452	0	1
介護老人福祉施設	0.098	0.297	0	1
介護老人保健施設	0.050	0.217	0	1
介護療養型医療施設	0.013	0.113	0	1
ハーフィンダール指数 1	0.094	0.145	0.009	1.000
ハーフィンダール指数 2	0.095	0.146	0.009	1.000
ハーフィンダール指数 3	0.089	0.141	0.007	1.000
高齢者人口密度／1000	0.013	0.013	0.000	0.056
高齢化率	0.270	0.051	0.149	0.605
高齢単身世帯率	0.195	0.064	0.051	0.545
完全失業率	0.045	0.012	0.006	0.137
介護職員処遇改善加算（Ⅰ）	0.602	0.489	0	1
介護職員処遇改善加算（Ⅱ）	0.265	0.442	0	1
介護職員処遇改善加算（Ⅲ）	0.014	0.117	0	1
介護報酬の加算状況 - 特定事業所加算（Ⅰ）	0.040	0.195	0	1
介護報酬の加算状況 - 特定事業所加算（Ⅱ）	0.187	0.390	0	1
介護報酬の加算状況 - 特定事業所加算（Ⅲ）	0.029	0.169	0	1
非常勤割合	0.657	0.255	0	1
非専従割合	0.312	0.386	0	1
勤続 5 年以上割合	0.591	0.370	0	1
勤続 1 年未満割合	0.093	0.206	0	1
第三者による評価の実施	0.043	0.202	0	1

注) 2015 年度のデータから計算。

年未満の事業所)と2年目の事業所の労働生産性を確認したものである。2014年度から2017年度(労働生産性2は2015年度から2017年度)で計算しているため、上段の退出事業所とは比較のベースが異なるが、新規参入事業所の労働生産性は、どの労働生産性指標においても退出事業所のそれを下回るレベルである。ただし、2年目の事業所は退出事業所の労働生産性をどの指標でも上回っている。

4. 訪問介護の労働生産性の決定要因

(1) 推定モデル

前節で見た諸変数と労働生産性の関係を統計的に把握するために、諸変数を同時にコントロールした回帰分析を行うことにする。具体的には、下記のモデルをOLSで推定する。

$$\begin{aligned} \ln(\text{労働生産性}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{新規参入事業所・法人} \\ & + \beta_2 \text{退出事業所} + \beta_3 \text{事業所操業年数} \\ & + \beta_4 \text{法人操業年数} + \beta_5 \text{法人種} \\ & + \beta_6 \text{同一法人の事業所数} \\ & + \beta_7 \text{事業所の労働者数} \\ & + \beta_8 \text{同一法人の兼業} \\ & + \beta_9 \text{ハーフィンゲル指数} \\ & + \beta_{10} \text{市区町村の人口変数} \\ & + \beta_{11} \text{サービスの質の変数} + \varepsilon \end{aligned}$$

被説明変数の各労働生産性については対数値を用いる。説明変数のうち、新規参入事業所(ダミー変数)、退出事業所(ダミー変数)、事業所操業年数、法人種(各ダミー変数)、同一法人の事業所数、事業所の労働者数は、既に前節において説明した通りである。法人操業年数は法人の創業年と回答年の差から作成した。操業年数が1年未満の新規参入法人(ダミー変数)も別途、変数

を作成した。

また、範囲の経済をみるための変数として、同一法人が運営している他の介護サービス事業の各ダミー変数(同一法人の兼業ダミー)を用いる。ハーフィンゲル指数は市場の競争環境を表す変数であり、その値が低いほど競争的である。具体的には、事業所の住所がある市区町村別に、各事業所データのアウトプット(各労働生産性指標の分子)のシェアを計算し、その2乗値を市区町村単位で集計して作成した。また、市区町村に關係する人口変数としては高齢者人口密度の他、高齢化率(65歳以上人口/総人口)、高齢単身世帯率(高齢者単身世帯数/高齢者世帯数)、完全失業率(完全失業者数/労働力人口)を用いる。高齢化率が高いほど、高齢者の単身世帯率が高いほど、家族や近隣住民に頼れずに訪問介護サービスを利用する人々が多くなると考えられるため、事業所の稼働率が上昇して労働生産性が高まると想定される。また、完全失業率が高い地域ほど介護労働者を低賃金で雇えることから、労働生産性が低くても運営が可能と思われる。こうした地域の人口変数は2015年度の国勢調査の市区町村別データから作成し、事業所の所在住所でマージしている。

また、サービスの質の指標としては、データから各処遇改善加算^{注9)}や各特定事業所加算^{注10)}の状況がわかるのでそれらの各ダミー変数を作成した。また、第三者評価実施の有無に関するダミー変数も用いる。第三者評価は評価者からの詳細なアドバイスが行われるため、それ自体、サービスの質を向上させるし、第三者評価を安心して受入れられるくらい、サービスの質に問題がない事業所と解釈できる。さらに、インプットの質の代理指標として、非常勤職員の割合、非専従職員の割合、勤続5年以上の職員の割合、勤続1年未満の職員の割合を用いた。記述統計は表3に示す

通りである。国勢調査データをマージしているので 2015 年度のためのサンプルである。

(2) 推定結果

推定結果は表 4 に示す通りであるが、第 1 に、退出事業所はそれ以外の事業所に比べて 16.5%～21.6%、新規参入事業所は 41.6%～54.6%、労働生産性が低いことがわかる。退出事業所については、そもそも低生産性が退出理由の一つであろうから、この結果は当然であり、退出によって産業全体の新陳代謝が進むことは効率性の観点から望ましい。一方、新規参入事業所の労働生産性がさらに低いことはやや問題であるが、鈴木 (2002)¹⁾も同様の結果を報告している。確かに 1 年目は利用者がなかなか集まらず、一方で規制で定められている最低限の介護労働者数は確保せざるを得ないから、初めは低稼働率に苦慮しているものと思われる。もっとも、前節で見たように、2 年目にかけて労働生産性が急上昇し、その後もラーニング効果が働くので、長い目で見れば新規参入による新陳代謝が働いていると考えられる。

第 2 に、法人種としては、自治体立の事業所の労働生産性が高く、NPO・NPO 法人の労働生産性が低いことが、各労働生産性に共通している（その他法人・その他がベンチマーク）。個別にみると、労働生産性 1 で営利法人が正で有意である一方、労働生産性 3 では社会福祉法人、社会福祉協議会、生協・農協、社団・財団が正で有意である。この理由は、前節の図 2 のところで議論したように、要支援の利用者割合の差が影響しているものと考えられる。

第 3 に、事業所の規模の経済に関しては、全ての指標で労働者数が負で有意であり、事業所の労働者数が多いほど労働生産性が低くなるという「規模の不経済」の存在を示す結果となった。この点は下野 (2004)²⁾の結果とも共通している。

移動時間を少なくして稼働率を高めるためには、一カ所の事業所に数多くの介護労働者を配置して広域をカバーするのではなく、小規模事業所として地域に分散していた方が効率的なのであろう。

第 4 に、同一法人の運営する訪問介護事業所数という意味での法人の規模の経済については、まず、1 法人 1 事業所の場合に 5.7%から 6.7%、労働生産性が低くなっていることが確認できる。ただし、2 事業所以上の領域において、さらに規模の経済が働いているかどうかは明確ではない。労働生産性 1 と 3 においては事業所数の係数は負であり、むしろ規模の不経済が生じているようである。訪問介護は保険者である市区町村ごとに、指定申請・届け出や補助金申請書類の様式が異なったり、実地指導や監査の必要書類や指摘事項が異なることが知られている。また、事業所ごとに厳格な人員基準があるため、例えば、繁閑の差に応じて、同一法人の隣同士の事業所間で介護労働者を融通し合うことが出来ない。こうしたローカル・ルールや諸規制が一因となり、広域的に複数の事業所を展開しても、なかなか規模の経済が働きにくい構造になっているのではないと思われる。

第 5 に、範囲の経済については、居宅介護支援を同一法人が兼業すると 17.7%から 26.8%、介護予防訪問介護を兼業すると 16.8%から 27.5%、労働生産性が押し上げられる結果となった。介護予防訪問介護については、まず、当該事業所が兼業している場合には、訪問介護とバッティングしない時間にサービスを提供することにより、稼働率を高めることができる。要支援者から要介護者になった利用者が、そのまま同じ法人を継続して利用することの効果もあるだろう。実際、同一法人が介護予防訪問介護を兼業している割合は実に 96.7%にも及んでいる（表 3）。

表4 労働生産性（対数）関数の推定結果

	労働生産性 1		労働生産性 2		労働生産性 3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
新規参入事業所	-0.468 ***	0.042	-0.546 ***	0.042	-0.416 ***	0.033
新規参入法人	-0.208 ***	0.076	-0.152 **	0.073	-0.074	0.059
退出事業所	-0.216 ***	0.023	-0.205 ***	0.022	-0.165 ***	0.019
操業年数（事業所）	0.0123 ***	0.0019	0.0154 ***	0.0018	0.0291 ***	0.0018
操業年数の2乗（事業所）／100	-0.0224 ***	0.0051	-0.0250 ***	0.0050	-0.0500 ***	0.0059
操業年数（法人）	-0.0016	0.0010	-0.0022 **	0.0009	0.0011	0.0009
操業年数の2乗（法人）／100	-0.0018	0.0014	0.0005	0.0011	0.0002	0.0011
医療法人	0.052	0.043	0.056	0.041	0.138 ***	0.036
営利法人	0.070 *	0.039	0.060	0.037	0.045	0.033
自治体	0.227 ***	0.084	0.259 ***	0.075	0.229 ***	0.081
社会福祉法人（社協のぞく）	-0.053	0.046	-0.022	0.043	0.091 **	0.040
社会福祉協議会	-0.032	0.043	0.014	0.040	0.179 ***	0.036
NPO・NPO 法人	-0.228 ***	0.046	-0.202 ***	0.043	-0.111 ***	0.040
生協・農協	0.065	0.044	0.061	0.041	0.179 ***	0.037
社団・財団	-0.018	0.059	-0.013	0.057	0.115 **	0.052
労働者数（常勤換算）	-0.009 ***	0.001	-0.007 ***	0.001	-0.040 ***	0.002
労働者数の2乗（常勤換算）／100	0.004	0.003	0.002	0.002	0.029 ***	0.004
1法人1事業所	-0.057 ***	0.012	-0.057 ***	0.012	-0.067 ***	0.010
同一法人の事業所数（訪問介護）	-0.0018 ***	0.0006	-0.0018	0.0011	-0.0011 **	0.0005
同一法人の事業所数の2乗（訪問介護）／100	0.0003 ***	0.0001	0.0000	0.0013	0.0001	0.0001
訪問入浴介護	0.036	0.042	0.015	0.036	-0.025	0.035
訪問看護	0.063 *	0.034	0.021	0.032	0.020	0.029
訪問リハビリテーション	0.028	0.053	-0.009	0.047	-0.018	0.043
居宅療養管理指導	0.068 *	0.041	0.053	0.038	-0.006	0.037
通所介護	0.049	0.038	-0.014	0.040	0.129 ***	0.031
通所リハビリテーション	0.036	0.093	0.040	0.071	-0.024	0.058
短期入所生活介護	-0.073	0.049	-0.053	0.042	-0.031	0.039
短期入所療養介護	0.025	0.062	0.003	0.062	-0.036	0.057
特定施設入居者生活介護	0.030	0.039	0.000	0.037	-0.101 ***	0.031
福祉用具貸与	-0.080	0.092	-0.025	0.076	-0.071	0.078
特定福祉用具販売	0.056	0.091	-0.011	0.080	0.079	0.076
定期巡回・随時対応型訪問介護看護	-0.126 ***	0.026	-0.112 ***	0.024	0.040 *	0.022
夜間対応型訪問介護	-0.029	0.037	-0.024	0.034	-0.008	0.030
認知症対応型通所介護	0.005	0.032	-0.001	0.028	0.036	0.025
小規模多機能型居宅介護	-0.035	0.026	-0.025	0.024	0.002	0.021
認知症対応型共同生活介護	0.024	0.028	0.032	0.026	-0.004	0.022
地域密着型特定施設入居者生活介護	0.018	0.050	0.055	0.042	-0.058	0.040
地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護	-0.035	0.026	-0.009	0.025	-0.002	0.021

複合型サービス（看護小規模多機能型居宅介護）	-0.044	0.036	-0.024	0.032	-0.022	0.031
居宅介護支援	0.205 ***	0.014	0.177 ***	0.012	0.268 ***	0.012
介護予防訪問介護	0.187 ***	0.043	0.168 ***	0.035	0.275 ***	0.034
介護予防訪問入浴介護	-0.062	0.044	-0.045	0.037	0.038	0.035
介護予防訪問看護	-0.024	0.034	0.035	0.032	-0.001	0.029
介護予防訪問リハビリテーション	-0.015	0.052	0.029	0.046	-0.004	0.044
介護予防居宅療養管理指導	-0.049	0.042	-0.060	0.038	0.003	0.037
介護予防通所介護	-0.031	0.039	0.025	0.040	-0.011	0.031
介護予防通所リハビリテーション	-0.049	0.091	-0.043	0.072	0.076	0.060
介護予防短期入所生活介護	0.061	0.047	0.035	0.041	0.047	0.038
介護予防短期入所療養介護	-0.056	0.058	-0.032	0.060	-0.008	0.053
介護予防特定施設入居者生活介護	-0.001	0.041	0.029	0.038	0.082 **	0.033
介護予防福祉用具貸与	0.143	0.090	0.073	0.075	0.091	0.077
特定介護予防福祉用具販売	-0.107	0.090	-0.018	0.079	-0.018	0.076
介護予防認知症対応型通所介護	0.058 *	0.031	0.053 *	0.028	0.040	0.025
介護予防小規模多機能型居宅介護	-0.027	0.028	-0.004	0.025	-0.043 *	0.023
介護予防認知症対応型共同生活介護	0.021	0.028	0.000	0.026	0.000	0.023
介護予防支援	-0.008	0.010	0.012	0.009	0.059 ***	0.009
介護老人福祉施設	-0.004	0.031	0.049	0.030	0.004	0.027
介護老人保健施設	-0.005	0.047	0.011	0.042	0.070 *	0.037
介護療養型医療施設	-0.009	0.037	0.039	0.032	-0.020	0.028
ハーフィンダール指数	-0.230 ***	0.041	-0.158 ***	0.038	-0.076 **	0.032
高齢者人口密度／1000	1.727 ***	0.589	-0.840	0.558	-0.871	0.533
高齢化率	0.810 ***	0.113	0.548 ***	0.103	0.333 ***	0.095
高齢単身世帯率	-0.132	0.119	0.283 ***	0.108	0.284 ***	0.103
完全失業率	-0.366	0.476	0.051	0.437	-1.835 ***	0.414
介護職員処遇改善加算（Ⅰ）	0.192 ***	0.015	0.182 ***	0.013	0.225 ***	0.013
介護職員処遇改善加算（Ⅱ）	0.149 ***	0.015	0.136 ***	0.013	0.123 ***	0.013
介護職員処遇改善加算（Ⅲ）	0.072	0.044	0.125 ***	0.038	0.094 **	0.037
介護報酬の加算状況 - 特定事業所加算（Ⅰ）	0.054 **	0.022	0.038 *	0.020	-0.041 **	0.020
介護報酬の加算状況 - 特定事業所加算（Ⅱ）	0.037 ***	0.011	0.055 ***	0.010	0.097 ***	0.010
介護報酬の加算状況 - 特定事業所加算（Ⅲ）	0.125 ***	0.025	0.113 ***	0.022	0.028	0.021
非常勤割合	0.555 ***	0.025	0.405 ***	0.022	0.678 ***	0.020
非専従割合	0.045 ***	0.013	-0.014	0.012	-0.008	0.011
勤続5年以上割合	0.017	0.016	0.019	0.014	0.042 ***	0.014
勤続1年未満割合	-0.002	0.031	0.004	0.030	0.020	0.025
第三者による評価の実施	0.034	0.021	0.043 **	0.018	0.064 ***	0.018
定数項	-2.039 ***	0.072	-2.477 ***	0.063	-4.538 ***	0.059
nob	23,575		23,219		24,340	
Adj R2	0.157		0.177		0.353	

注）*** は1%基準、** は5%基準、* は10%基準で有意であることを示す。推定方法はOLSで、標準誤差はHuber-White sandwich estimatorを用いている。

一方、居宅介護支援については、併設ケアマネージャーが同じ法人の訪問介護サービスを勧めて、過剰な誘発需要を生み出していると指摘する研究もあり（中村・菅原（2017）²⁰⁾）、もしそうであるならば、例えば生産性が高くとも望ましいことではない。ただし、同一法人が居宅介護支援を行っていた方が、訪問介護事業所の稼働状態を良く把握できていて、移動時間やサービス提供時間を無駄なく調整できる面もあるだろう。もし、それが生産性の高まる理由であるならば、居宅介護支援との兼業も積極的に評価できる。他方、定期巡回・随時対応型訪問介護看護の兼業については、労働生産性1と2で範囲の不経済が発生している。夜間対応のための無理なシフトを組んだり、夜間対応要員をわざわざ雇用する等して、稼働率が低くなっているのかもしれない。ただし、これは利用者数という面ではプラスに寄与する可能性があり、労働生産性3における係数が正であるのはそのためと解釈できる。

第6に、ハーフィンダール指数の係数が全指標において負で有意であり、競争的な市場環境ほど労働生産性が高い。この点は競争政策を進める上で重要である。また、市区町村の人口変数に関しては、高齢化率が全指標で正に有意となっており、高齢単身世帯率も労働生産性2と3で正に有意である。高齢化率が高く、高齢単身世帯率が高い地域ほど、頼れるべき家族や若い近隣住民が少ないことから、実際に訪問介護を利用する高齢者が多くなり、高稼働率を享受できているのかもしれない。

第7に、サービスの質については、ほぼ全ての処遇改善加算と特定事業所加算が正に有意であり、加算がある事業所ほど労働生産性が高くなっている。サービスの提供体制や介護労働者の質が高い事業所ほど、利用者が多くなり、稼働率が高まる効果があることが想像される。第三者評価の

実施についても、労働生産性2と3については正で有意の結果となっており、勤務5年以上の介護労働者の割合も労働生産性3では正に有意である。なお、様々なサービスの質向上が生産性を押し上げることは、鈴木（2002）¹⁾でも確認されている。

第8に、非常勤職員の割合が高いほど、労働生産性が高い結果が得られていることは興味深い。特定の時間に利用が集中するという訪問介護サービスの特性上、ピークの時間に合わせて、いかにサービス供給を増やせるかが稼働率上昇の鍵を握る。その意味で、登録ヘルパー等の短時間労働の非常勤職員を数多く配置している方が効率的なのかも知れない。

5. 事業所間の資源配分の効率性

前節では、新規参入事業所と退出事業所の労働生産性から、新陳代謝に関する若干の議論を行ったが、訪問介護産業全体の新陳代謝を議論するためには、事業所のシェア変化も同時に考慮する必要がある。すなわち、①静学的には、労働生産性の高い事業所のシェアが大きいほど、②動学的には、生産性が高い事業所のシェアが拡大し、生産性の低い事業所が縮小・退出するほど、集計レベルの労働生産性が高まる関係にある。こうしたメカニズムが、訪問介護産業にどの程度働いているのかを確認する。

まず、Olley and Pakes（1996）²¹⁾によって提案された方法に倣い、訪問介護産業の静学的な効率性を評価する^{注11)}。具体的には、事業所 e の t 年の労働生産性を p_{et} 、シェア（労働生産性の分子であるアウトプットのシェア）を s_{et} とすると、集計レベルの生産性は下記のように分解できる（OP分解）。

$$\sum_e p_{et} s_{et} = P_t + \sum_e (p_{et} - P_t)(s_{et} - s_t)$$

ここで、太字はアウトプットのシェアでウェイト付けが行われていない単純平均値である。右辺第1項は各事業所の労働生産性の単純平均値であり、第2項（共分散項）は、各事業所の労働生産性の単純平均値からの乖離に、各事業所のシェアの単純平均値からの乖離を乗じたものが集計されている。すなわち、第2項は平均以上の生産性の事業所が平均以上のシェアを有している程度を表しており、生産性の高い事業所が大きなシェアを持っているほど大きな値となる。このため、共分散項の割合を、資源配分の効率性を表す指標として見ることができる。

表5は、3つの労働生産性に対してこのOP分解を行った結果である。共分散項が集計レベルの労働生産性に占める割合は2割前後であり、一定程度の効率性が確認出来る。参考までに、森川（2014）が報告している各産業の労働生産性のOP分解（企業ベース、2010年）をみると、製造業が0.526、サービス業が0.574、卸売業が0.357、小売業が0.216である。もちろん、計測年も異なるし、企業データと事業所データの違いがあるので直接の比較は難しいが、訪問介護産業の静学的な資源配分の効率性はそれほど高くない

表5 労働生産性の静学的要因分解（OP分解）

	集計レベル	単純平均	共分散項
労働生産性1	0.549	0.428 (0.780)	0.121 (0.220)
労働生産性2	0.301	0.242 (0.805)	0.059 (0.195)
労働生産性3	0.057	0.044 (0.778)	0.013 (0.222)

注) 2015年度のデータを用いて計算。カッコ内は集計レベルの生産性を1とした場合の寄与率。

ことが示唆される。

次に、Grilliches and Regev（1995）²²⁾による動学的な要因分解法を用いて、産業レベルの労働生産性の変化を、①内部効果、②再分配効果、③新規参入効果、④退出効果の4つに分解する（GR分解）^{注12)}。具体的には次式の通りであり、各事業所eの生産性を p_e 、全体の生産性（単純平均ではなく、集計レベル）を P 、各事業所のシェアを s_e とする。添え字のtは期末、0は期首であり、Cは存続企業、Nは参入企業、Xは退出企業である。太字は期首と期末の平均値を意味しており、そのため、添え字のtが付いていない。

$$\Delta P_t = \sum_{e \in C} s_e \Delta p_{et} + \sum_{e \in C} (p_e - P) \Delta s_{et} + \sum_{e \in N} s_{et} (p_{et} - P) - \sum_{e \in X} s_{e0} (p_{e0} - P)$$

ここで、右辺の第1項は、事業所のシェアが一定の下での存続企業の生産性変化を示しており、これを「内部効果」と呼ぶ。第2項は、存続企業のシェア変化に伴う「再配分効果」である。第3項は新規事業所が参入することによる「新規参入効果」、第4項は退出事業所が去ることに伴う「退出効果」である。

表6は、2014年度から2015年度にかけての労働生産性変化率（対数労働生産性の差分）を要因分解した結果である。労働生産性2は2014年度のデータが存在しないため、労働生産性1と3の結果のみである。これをみると、どちらも内部効果と退出効果がプラスに寄与する一方、再配分効果と新規参入効果がマイナスの寄与である。新規参入効果と退出効果を合算した純参入効果のベースで見てもやはりマイナスである。もっとも、森川（2014）¹⁶⁾によるサービス業のGR分解（2001年から2010年、TFP上昇率）をみると、やはり純参入効果はマイナスであるから、これらは日本のサービス業に共通する傾向なのかも知れない。もちろん、前節で議論したように2年目以

表 6 労働生産性上昇率の動学的要因分解 (GR 分解)

	(1) 内部効果	(2) 再配分効果	(3) 新規参入効果	(4) 退出効果
労働生産性 1	0.00174	-0.00106	-0.00338	0.00374
労働生産性 3	0.02131	-0.00058	-0.00677	0.00555

注) 2014 年度、2015 年度のデータを用いて計算。数字は対数ポイント。

降の労働生産性は高まってゆくから、新規参入も長い目でみれば新陳代謝に役立っていると考えられる。一方、再配分効果がマイナスであることは、各労働生産性に事業所の規模の経済が働いていないことと整合的である。つまり、規模の経済が働かないことから、労働生産性の高い事業所がシェアを伸ばす動機に乏しいものと考えられる^{注13)}。森川 (2014)¹⁶⁾で報告されているサービス業全体の再配分効果もやはりマイナスであり、サービス業にとっては規模の利益を追求するよりも、消費に合わせて小回り良くサービスを提供する（稼働率を上げる）ことが重要なであろう。

もっとも、これらの要因分解は 2014 年度から 2015 年度、もしくは 2015 年度の時点の効果をみているに過ぎないことから、上記の結論が長期にわたって通用するかどうかは、さらに長い時点のデータを使った分析を行い、慎重に議論する必要がある。

6. 結語

本稿の分析結果から得られる政策的含意について若干の考察を行いたい。まず、図 1、表 1 の労働生産性の分布からは、各指標とも事業所間のばらつきが大きいことがわかったが、このことは政策による労働生産性の引き上げ余地が大きいことを意味する。例えば、2017 年度において労働生産性が中央値未満である事業所について、中央値までの底上げを政策的に実行できるとすると、労

働生産性 1 で 19.3%、労働生産性 2 で 18.2%、労働生産性 3 で 24.3%の生産性上昇が期待できる^{注14)}。

また、表 4 の推定結果からは、驚くほど多様な変数が訪問介護事業所の労働生産性に影響していることが分かったが、これを用いて具体的な生産性向上策を検討することができる。例えば、1 法人 1 事業所の労働生産性が低いことから、事業所を複数持ったり、零細事業者の合併や連携、協力を支援することが政策として考えられる。1 法人 1 事業所が事業所全体に占める割合は 68.0% (表 3) と大きいため、その効果は決して小さくはない。例えば、1 法人 1 事業所に伴う生産性のマイナスが全て解消されたとすると、訪問介護産業全体で 3.8%～4.5%の労働生産性改善が見込まれる^{注15)}。

また、市場が競争的であるほど事業所の生産性が高まることから、新規参入が行われやすい開かれた市場を、今後も維持・推進してゆくことが重要である。既に述べたように、保険者ごとに異なる申請様式、実地指導・監査の方式、規制のローカル・ルール等が参入障壁となっていたり、法人の規模の経済を妨げているようであれば、これらを改善することは生産性改善に役立つ。さらに、処遇改善加算や特定事業所加算のように、事業所サービスの質向上を促す施策は、同時に労働生産性の向上にも資するので、さらなる施策の検討余地があるものと思われる。

兼業については、介護予防訪問介護との兼業は

範囲の経済が働くので勤められる。ただし、兼業率は既にかなり高い水準なので、全ての法人が兼業したとしても生産性上昇は0.6%～0.9%に止まる見込みである^{注16)}。居宅介護支援との兼業については非効率な誘発需要を生み出すとの批判があるが、稼働状況について情報を共有するなど、少なくとも連携や協力関係を深めることは労働生産性向上の観点から意義があるだろう。現在、同一法人が居宅介護支援を兼業している割合は68.4%（表3）に止まっているが、仮に100%にした場合には、5.6%～8.5%の労働生産性向上が期待できる。

さらに、朝昼夜の食事時等、特定の時間に利用が集中するという訪問介護サービスの特性を考えた場合、稼働率を高め、生産性を引き上げる方法は2つある。一つは、ピーク時に対応できる短時間労働の非常勤職員の割合をさらに増やすことである。表4の推定結果からも、非常勤職員の比率が高いほど労働生産性が高いことが示されていた。具体的には、専業主婦や高齢者、あるいは各種専門学校生や大学生の中から、短時間であれば就業可能な層をさらに掘り起こし、登録ヘルパーとしての活用を図ること等が考えられる。また、既に登録ヘルパー等として就業している非常勤労働者も、103万円の壁、130万円の壁と呼ばれる配偶者控除や社会保険料の制約のために、年度途中で就業調整に入る場合が多い。特に、最近は最低賃金が急速に引き上げられているために賃金が増加し、こうした所得の壁に至るまでの総労働時間が少なくなっている。これらの壁を取り払うことにより、登録ヘルパーの労働供給はかなり増加すると考えられる（鈴木（2010）²⁴⁾、岸田・谷垣（2011）²⁵⁾）。

一方、もう一つの対処方法は、需要側のピークを分散することである。通勤混雑対策や電力改革で議論されているように、一種のピークロード・

プライシングを導入し、ピーク時の介護料金を高くして、オフピーク時の介護料金を下げるような施策を考えることができる。時間帯だけではなく、曜日や年末年始、長期休暇等にも導入可能である。これにより、需要の分散が図られ、ピーク時以外の利用が増えるため、介護労働者—特に、常勤労働者の稼働率が改善して、労働生産性が高まることが期待できる。

最後に、本稿の分析の限界について触れておきたい。労働生産性の分子に当たるアウトプットについては、互いの不完全さを補うために3つの指標を用意したものの、依然、課題が残っている点は否めない。第1に、要支援と要介護の違い、要介護者の要介護度の違いなど、顧客層の違いが十分に考慮されていない。3指標のうち、労働生産性2については、介護報酬という形である程度の違いが反映されていると言えなくもないが、その介護報酬が適切なウェイトであるとは限らない。また、労働生産性1のアウトプットはサービス提供時間、労働生産性3はサービス利用者数を単純に合計しただけである。そこで、顧客層の違いを考慮するために、「利用者に占める要介護者の割合」（要介護者数／（要支援者数＋要介護者数））と、「要介護者に占める重度要介護者の割合（要介護4と5の人数／要介護者数）」という2つの変数を作成し、表4の労働生産性関数の説明変数に加えて推定したところ、本稿の主要な結論（新規参入・退出事業者、主要な法人種、ラーニング効果、規模の経済、範囲の経済、市場競争、各種加算、非常勤割合等）にはほとんど影響がないことが確認できた。ただし、この2変数だけで顧客層の違いを完全にコントロールできているとは言いがたいことから、さらに分析を深めてゆく必要があろう^{注17)}。第2に、アウトプットであるサービスに存在すると考えられる質のばらつきが十分に考慮されていない。この点は既に触れ

たように、他の介護サービスに比べ、訪問介護サービスの画一化が進んでいる現状や、各種加算、第三者評価実施の有無、インプットである労働者の属性等を推定の中で考慮していることから、本稿の分析には一定程度の妥当性があるものと考えられる。ただし、こうした工夫を行ったとしても、アウトプットの質の違いが完全にコントロール仕切れているとは言えない。アウトプットをどのように正確に評価するかという点については、今後、改めて分析を行うべき課題である。いずれにせよ、本稿の結論はこのような限界がある中でのものであることに留意されたい。

謝辞

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。また、2019年5月24日に行われたRIETI International Workshop on the Development of the Nursing Care Industry in China and Japanにおいて発表された本稿の原案に対して、森川正之所長（RIETI）から数多くの有益なコメントを頂いた。また、2019年6月25日に行われた経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会において、参加者の方々から頂いたコメントも有益であった。ここに記して、感謝の意を表したい。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。

注

- 1 直接、労働生産性を分析しているわけではないが、日本の訪問介護サービスの効率性を分析した先行研究として、周・鈴木（2004）⁵⁾、Zhou and Suzuki（2007）⁶⁾、Shimizutani and Suzuki（2008）⁷⁾がある。また、DEA（Data Envelopment Analysis）を用いた効率性の分析例として、Kuwahara et al.（2013）⁸⁾、Oliveres-Tirado and Tamiya（2014）⁹⁾が挙げられる（前者は訪問看護、後者は特別養護老人ホーム）。海外

も含めた先行研究については、乾ほか（2017）¹⁰⁾、乾ほか（2019）¹¹⁾が詳しくサーベイを行っている。

- 2 2012年度から施行された法改正により、都道府県知事に課されていた介護サービス情報の公表データの調査義務が廃止され、都道府県知事が必要と認める場合に調査を行うこととされた。後述の府県で回答率が低くなっているのはこのためと思われる。
- 3 都道府県別の事業所数が公表されている大規模調査は「介護サービス施設・事業所調査」のみである。ただし、「介護サービス施設・事業所調査」は全ての事業所の回答が得られているわけではない。2014年から2017年までの期間で、回答率は79.7%（110,842/139,058）であった。
- 4 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か月の提供時間については、先に説明した205時間を上限とした。介護予防訪問介護と通院介護については回数ベースで時間数が分からないが、前者は1日4回、後者は8回が限界と想定し、上限として設定した（いずれも訪問介護員一人当たりのベース）。
- 5 具体的には、身体介護の30分-1時間の区分（388単位）を45分とカウントし、1ヶ月の提供時間から介護報酬ベースに換算した。生活援助は20-45分の区分（183単位）を30分とカウントし、同様に計算している。要支援者への介護予防訪問介護は1,168単位、通院介護は97単位をそれぞれの回数にかけて計算している。
- 6 50人まで許容される条件は、①常勤のサービス提供責任者を3人以上配置する、②サービス提供責任者の業務に主として従事する者を一人以上配置している、③サービス提供責任者が行う業務が効率的に行われているの3つである。このデータでは、サービス提供責任者の人数が分からないため、専従の常勤訪問介護員等が3人以上いることを条件として読み替えることにした。無論、②、③は確認できない。
- 7 例えば、回答の記入年月日と回答年が合致していない場合や創業年度が未来の場合を除いた。他の質問と整合性のない場合や論理的にあり得ない回答も欠損値としている。また、数字が漢数字や全角文字、文章（例えば、「〇〇から××の間」等）で回答されている場合も多かった。これらを修正する過程で発見した単位の違い等も修正したが、原因不明な誤記入は欠損値扱いにしている。
- 8 また、いくら時間単位で料金が発生しているとは言

え、実施するサービス内容についてはケアプランの居宅サービス計画書に事前に書き込み、事後的にもどのようなサービスを実施したのか利用者に報告してサインを得る仕組みとなっている。このため、逆に、介護労働者が仕事を怠けてサービス量を少なくすることも難しい制度である。

- 9 処遇改善加算は、処遇改善計画の立案・実施、職場の法令遵守、職責・職務内容の明記と任用基準設定、資格取得や能力向上のための機会提供・技術指導・支援、昇級の客観的基準の設定等の達成度合いに応じて決まる。
- 10 特定事業所加算は、体制要件と人材要件から構成され、それぞれの達成度合いにより各加算が決まる。体制要件は、計画的な研修の実施、定期的な会議の開催、定期的な健康診断の実施、緊急時対応の明示等であり、人材要件は、介護福祉士や実務研修終了者の割合や、実務経験年数等である。
- 11 ここでの説明は、我が国のサービス産業について Olley and Pakes (1996)²¹⁾の要因分解や次に述べる Griliches and Regev (1995)²²⁾の要因分解を行った森川 (2014)¹⁶⁾に倣っている。
- 12 その他にも、様々な要因分解法があるが、GR 分解は直感的に理解しやすく、また、アウトプットやインプットの計測誤差に対してセンシティブではないという利点がある (Foster et al. (2001)²³⁾)。
- 13 事業所のシェアが拡大しなくても、労働生産性の高い法人が事業所数を増やせば、全体の労働生産性が改善する可能性があるが、このことを確かめるためには、各事業所を法人ごとに紐付けてゆくための膨大な作業が必要となるため、今後の課題としたい。もっとも、表4の結果にみるように、訪問介護を2事業所以上持っている法人において、2事業所以上の部分に規模の利益が働くかどうかは明確ではない。
- 14 生産性上昇の割合は、個別の観測値の生産性とその規模で決まる。規模の要素があるために、中央値までの引き上げを行っても50%の生産性上昇とはならない。
- 15 表4の1法人1事業所の各係数に、表3の1法人1事業所の割合を乗じた。
- 16 表4の兼業ダミーの各係数に、兼業していない法人が運営する事業所の割合(1-表3の兼業ダミーの割合)を乗じて求めた。ここでの兼業の意味は、同一法人が兼業しているというもので、全事業所が兼業

した場合にはもう少し効果が大きくなる可能性がある。もっとも、全ての法人や事業所が兼業を行った場合に、そのまま推定された係数分の生産性向上が得られるかどうかは定かではない。

- 17 また、4節の法人種の分析のところで触れたように、要介護者の顧客が多い株式会社と、要支援者が多い社会福祉法人など、そもそものビジネスモデルの違いも十分に考慮されているとはいいがたい。ビジネスモデルが異なれば、最適化されたサービス提供体制も異なることから、果たして同じ手法で分析すべきかどうかは見方の分かれるところである。同じビジネスモデルの中での生産性の違いを深掘りする方が、あるいは建設的なものかもしれない。

参考文献

- 1) 鈴木亘. 非営利訪問介護業者は有利か? 季刊社会保障研究 2002; 38(1): 74-88
- 2) 下野恵子. 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 2004; 5: 1-10
- 3) 綾高德. 介護職員の労働生産性に関する一考察. 評論・社会科学 2014; 107: 95-116
- 4) 田栄富, 王橋. 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 2019; 59(3): 143-162
- 5) 周燕飛, 鈴木亘. 訪問介護市場における市場集中度と効率性、質の関係. 日本経済研究 2004; 49: 109-123
- 6) Zhou, Yanfei and Wataru Suzuki. Market Concentration, Efficiency and Quality in the Japanese Home Help Industry. in David A. Wise and Naohiro Yashiro eds. Health Care Issues in the United States and Japan. University of Chicago Press Ch.6, 2006: 147-164
- 7) Shimizutani, Satoshi and Wataru Suzuki. The Quality and Efficiency of At-Home Long-term Care in Japan: Evidence from Micro-level Data. The Journal of Japanese and International Economics 2007; 21(2): 287-301
- 8) Kuwahara, Y., Nagata, S., Taguchi, A., Naruse, T., Kawaguchi, H., and Murashima, S. (2013). "Measuring the efficiencies of visiting nurse service agencies using data envelopment analysis" Health care management science, 16(3), 228-235.

- 9) Olivares-Tirado, Pedro and Tamiya Nanako. Measuring Efficiency in Special Nursing Homes in Japan: An Application of DEA Analysis. in Olivares-Tirado, Pedro and Tamiya Nanako. Trends and Factors in Japan's Long-Term Care Insurance System: Japan's 10-year Experience. Springer Ch. 5, 2014: 81-101
- 10) 乾友彦, 伊藤由希子, 宮川努, 佐藤黄葉. 医療・介護産業におけるサービスの質と経営マネジメント指標に関するサーベイ RIETI Policy Discussion Paper Series 2017; 17-P-022
- 11) 乾友彦, 川崎一泰, 伊藤由希子, 宮川努, 真野俊樹. 特別養護老人ホームのマネジメントとパフォーマンス. RIETI Discussion Paper Series 2019; 19-J-049
- 12) Bartelsman, Eric J., and Mark Doms. Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata. Journal of Economic Literature 2000; 38: 569-94
- 13) Syverson, Chad. What determines productivity? Journal of Economic Literature 2011; 49 (2): 326-365
- 14) 深尾京司, 宮川努. 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, 2008
- 15) 宮川努. 生産性とは何か－日本経済の活力を問いなおす. 筑摩書房, 2018
- 16) 森川正之. 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, 2014
- 17) 森川正之. 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, 2016
- 18) Morikawa, Masayuki. Economies of density and productivity in service industries: an analysis of personal service industries based on establishment-level data. Review of Economics and Statistics 2011; 93: 179-192
- 19) Morikawa, Masayuki. Demand Fluctuations and Productivity of Service Industries. Economics Letters 2012; 117(1): 256-258
- 20) 中村二郎, 菅原慎矢. 日本の介護 経済分析に基づく実態把握と政策評価. 有斐閣, 2017
- 21) Olly, G. Steven and Ariel Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. Econometrica 1996; 64(6): 1263-1297
- 22) Griliches, Zvi and Haim Regev. Firm Productivity in Israeli Industry 1979-1988. Journal of Econometrics 1995; 65(1): 175-203
- 23) Foster, Lucia, John Hultiwanger, and C. J. Krizan. Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence. in Charles R. Hulten, Edwin R. Dean, and Michael J. Harper eds. New Developments in Productivity Analysis. University of Chicago Press Ch. 8, 2001: 303-363
- 24) 鈴木亘. パートタイム介護労働者の労働供給行動. 季刊社会保障研究 2010; 45(4): 417-443
- 25) 岸田研作, 谷垣静子. 登録ヘルパーの労働供給と希望労働時間のミスマッチ. 季刊社会保障研究 2011; 46(4): 414-425

Labor Productivity in Japanese Home Help Industry: Evidence from Establishment-Level Data

Wataru Suzuki*

Abstract

Amid an increasing demand for long-term care and a decreasing labor force due to population aging, productivity growth of long-term care industry is a matter of deep concern for Japanese government. However, analysis of the productivity of Japanese long-term care industry using micro data lags far behind that of the manufacturing industry as well as that of the service industry.

This paper, using an establishment-level data constructed through the Care Service Information Disclosure System (CSIDS), empirically investigates the basic facts of labor productivity in Japanese home help industry, such as economies of scale, economies of scope.

Key findings from the analysis are as follows:

1. Labor productivity varies notably across establishments in Japanese home help industry. Policy measures aimed at the poorly performed establishments are necessary.
2. Economies of scope, competition conditions, years of business, type of ownership, quality of service and demand factors impose significant impact on the labor productivity of establishments. Economies of scale may be also playing a positive impact on labor productivity, because we find that joint-run establishments outperform the single establishments.
3. Although the exiting establishments as well as new entrant establishments have much lower labor productivity than the existing establishments, the second-year establishment's labor productivity is higher than exiting ones. This result suggests that entry and exit play a certain role in reallocation process of home help industry.

[**Keywords**] long-term care industry, home help industry, labor productivity, establishment-level data, firm entry and exit

* Professor, Gakushuin University

論文

特定保健指導の積極的支援の対象となることはある 健康保険組合の組合員の循環器疾患リスクの減少に つながったか？：回帰分断デザイン(RDD)による検証

関沢 洋一^{*1} 木村もりよ^{*2} 縄田 和満^{*3}

抄 録

日本で2008年以降行われている特定健康診査（メタボ健診）においては、健康の保持に努める必要がある人々に対して特定保健指導が行われているが、我々の知る限り、ランダム化比較試験のような因果関係を厳密に明らかにできる手法を通じた特定保健指導の効果の検証は行われていない。

特定保健指導の対象となる基準によれば、65歳未満の男性が、腹囲が85cm未満で、高血圧・脂質異常症・糖尿病の3つの生活習慣病のリスクを全て満たす（喫煙者の場合は2つ以上）という条件を満たしている場合、BMI（Body Mass Index, 体重（kg）を身長（m）の2乗で割ったもの）が25以上であれば、情報提供に加えて積極的支援の対象となり、25未満の場合には、情報提供しか行われない。この点に着目して、観察研究から因果関係を明らかにする手法である回帰分断デザイン（以下ではRDD）を使って、上記の男性を対象として、BMIの数値が25をカットオフとして、10年間の循環器疾患リスク、腹囲、BMI、収縮期血圧、HbA1c、LDL-C、HDL-Cをアウトカム指標として、積極的支援の対象者となることが、情報提供のみの場合と比べて、アウトカム指標を改善させる効果があるかどうかを検証した。

データは、1健康保険組合の組合員の2013年から2015年のメタボ健診の受診者のうち、2013年に上記の条件を満たした1,318名のデータを使用し、2013年のBMIをカットオフとして、2014年と2015年のアウトカム指標の改善の有無をRDDによって検証した。

分析結果によれば、2014年のHDL-Cを除いて、いずれのアウトカム指標においても積極的支援の非対象者と対象者の間で有意差はなく、積極的支援の対象者となることの効果があるとは言えなかった。2014年のHDL-Cについては積極的支援の対象者の方が有意に小さかったが、プラシボテストとして行われた2013年のアウトカム指標の比較において既に有意に小さかったため、2014年の有意差が積極的支援の対象者となったためであるとは判断できなかった。

本研究は1健康保険組合の男性組合員に限った分析で、かつ、ごく限られた範囲による分析しか行われていないため、サンプル数が著しく少なく、分析結果を一般化することが困難である。

キーワード：特定健康診査、特定保健指導、積極的指導、回帰分断デザイン（RDD）、メタボ健診、EBPM

1. はじめに

（1）特定健康診査・特定保健指導の効果検証の重要性と困難さ

日本では、高齢者の医療の確保に関する法律第

*1 独立行政法人経済産業研究所上席研究員

*2 一般社団法人パブリックヘルス協議会理事長

*3 東京大学大学院工学系研究科技術経営戦略学専攻教授、
独立行政法人経済産業研究所ファカルティフェロー

20 条と国民健康保険法第 82 条に基づいて、40 歳から 74 歳までの公的医療保険加入者全員を対象として、2008 年以降、特定健康診査・特定保健指導が行われている。特定健康診査（以下では「特定健診」）は、「高血圧症、脂質異常症、糖尿病その他の生活習慣病であって、内臓脂肪（腹腔内の腸間膜、大網等に存在する脂肪細胞内に貯蔵された脂肪をいう。）の蓄積に起因するもの」（高齢者の医療の確保に関する法律施行令第 1 条）に関する健康審査であり、腹囲・BMI（体重（kg）を身長（m）の 2 乗で割った数値）・血圧・血糖値・コレステロール値などが計測され、「特定健康診査の結果により健康の保持に努める必要がある者」（高齢者の医療の確保に関する法律第 18 条）は特定保健指導の対象者となる。

厚生労働省の『標準的な健診・保健指導プログラム【平成 30 年度版】』によると、「現在の健診・保健指導は、主として内臓脂肪の蓄積に着目し、健診によって保健指導対象者を抽出して対象者の持つリスクの数に応じた個別の保健指導を行うことで、その要因となっている生活習慣を改善し、生活習慣病予防を行うことを目的としている」とされる¹⁾。昨今の EBPM（Evidence Based Policy Making、根拠に基づく政策形成）の流れを踏まえれば、特定健診や特定保健指導が生活習慣病を本当に予防しているかどうかは重要な検証テーマである。しかし、特定保健指導は、実験に基づく厳密な分析手法（特にランダム化比較試験（RCT））を使って効果の存在を確認してから本格的な導入を行ったわけではなく、しかも既に全国レベルで行われているため、対照群を設定した実験的な手法によって効果を検証することは困難になっている。

（2）回帰分断デザイン（RDD）による分析の可能性

実験的な手法によって特定保健指導の効果を把握することは難しいものの、特定健診の仕組みを踏まえると、特定健診の参加者の個別の健診データを使って、観察研究から因果関係を明らかにする手法である回帰分断デザイン（regression discontinuity design、RDD）を使って、効果の検証を行えるかもしれない。RDD は、何らかの得点（英語では running variable だが、定訳がないので、本稿では「ランニング変数」と呼ぶ）の一定の閾値（以下では「カットオフ」）を境としてある介入が行われるかどうかが決まる場合に、カットオフをランニング変数がわずかに上回ったために介入を受けた人々と、わずかに下回ったために介入を受けなかった人々が類似であるとみなして、その 2 つを回帰分析で比べることによって、介入の効果を検証しようというものである²⁾。

健康診断関連でも RDD は行われるようになっている。中国で行われたコミュニティベースの高血圧の検査に関する研究では、検査を受けて高血圧と判定された人々は、判定されなかった人々に比べて、2 年後の収縮期血圧の有意な低下が認められた³⁾。イギリスの研究では、調査要請に応じて身体の諸データを測定した人々が BMI が 30 以上というフィードバックを受け取るとその後の BMI 低下につながり、BMI が 25 以上だった人々は所得の大きな場合のみフィードバックが BMI の低下につながった⁴⁾。韓国の健康診断についての研究では、空腹時血糖値がカットオフ（126 mg/dL）を上回ると医療機関の受診の増大や腹囲の減少が見られたが、全体的には十分な行動変容にはつながらなかったとしている⁵⁾。糖尿病に焦点を当てた日本の健康診断についての研究では、血糖値がカットオフを上回ったとする通知に

よって医療機関の受診は増えるものの、死亡リスクや重症化リスクの改善は見られなかった⁶⁾。

特定健診においては、一定の条件を満たした場合には特定保健指導の対象者となり、この指導は積極的支援と動機付け支援の2つがある(表1)。特定保健指導の対象者となる条件は少々複雑であるが、何らかの操作が行われない限りこの条件を満たすかどうかの判断において裁量が働く余地はなく、数値によってのみ決定される。たとえば、BMIが25未満で、高血圧・脂質異常症・糖尿病の3つの生活習慣病のリスクが2つ以上(喫煙者の場合は1つ以上)ある場合には(以下では「パターン1」と呼ぶ)、腹囲が85cm以上(女性については90cm以上)あれば、情報提供に加えて積極的支援の対象となり、85cm未満(女性については90cm未満)の場合には、情報提供しか行われない。RDDの考え方によればパターン1の人々について、腹囲が85cmを少し上回る人々と少し下回る人々の間の違いを検証することによって、腹囲が85cmに近い人々について、積極的支援の対象者となることの効果を検証することが可能となる。

(3) 積極的支援の対象者となることの効果の検証の意義

本研究で検証するのは、積極的支援の対象者となることの効果であり、積極的支援を受けることの効果を検証したものではない。これは次のような考え方に基づいている⁷⁾。

第一に、制度としての特定保健指導は、実際に積極的支援を受けた人々だけの健康状態の改善を目的としているわけではなく、積極的支援の対象者を含めた40歳以上の全ての人々の健康状態の改善を目的としていると考えられることにある。仮に、支援を受けた人々だけには支援の効果があつたとしても、支援の対象者全体に対しては効果がなければ、国の政策として特定保健指導を行うことの意義は乏しくなる⁸⁾。その意味で、積極的支援の対象者となることの効果を検証することには、EBPMという観点からの意味がある。

第二に、積極的支援の対象者は、積極的支援を受けなかった場合であっても、積極的支援が必要であるレベルのメタボリックシンドロームのリスクを抱えているという情報提供を受けているので、それだけでも、何らかの効果が生じる可能性

表1 特定保健指導の対象者

腹囲・BMI	追加リスク数 (注)	喫煙歴	該当する指導	
			40～64歳	65～74歳
男性：85cm以上 女性：90cm以上	2つ以上該当	あり・なし双方	積極的支援	動機付け支援
	1つ該当	あり	積極的支援	動機付け支援
		なし	動機付け支援	動機付け支援
上記以外でBMI ≥25	3つ該当	あり・なし双方	積極的支援	動機付け支援
	2つ該当	あり	積極的支援	動機付け支援
		なし	動機付け支援	動機付け支援
	1つ該当	あり・なし双方	動機付け支援	

(注) 追加リスク数は血圧高値(収縮期血圧130mmHg以上または拡張期血圧85mmHg以上)・脂質異常(中性脂肪150mg/dl以上またはHDL-C40mg/dl未満)・血糖高値(空腹時血糖100mg/dl以上またはHbA1c5.6%以上)という3つのリスクのうち当てはまる数の合計。高血圧・脂質異常症・糖尿病の薬を使用している人々は除かれる。

(出典) 厚生労働省¹¹⁾に掲載された資料を元に作成した。

がある⁷⁾。

第三に、積極的支援の対象者は、積極的支援を受けた人々と受けなかった人々に分かれるが、仮に積極的支援の対象者となったにも関わらず支援を受けなかった人々に対して対象者となることによる効果が全くなかったとしても、支援を受けた人々にとって支援が効果的だったとすれば、支援を受けた人々の割合が小さい場合やサンプル数が少ない場合や効果が小さい場合を除いては、積極的支援の対象者と非対象者をカットオフの近傍で比べれば、薄まりはするものの効果は見いだされることが考えられる。これは医療のRCTにおける治療意図に基づく解析（intention-to-treat）の考え方に沿うものであり、RCTでは介入に割り振られたすべての人々（実際に介入を受けた人々ではない）が効果検証の対象になるのが原則となっている⁹⁾。デンマークで行われた健康指導の大規模な効果検証の研究でも、実際に健康指導プログラムに参加したか否かではなく、プログラムの参加案内が送られた否かによって効果検証が行われている⁸⁾。

第四に、積極的支援を受けた人々と受けなかった人々との間で効果を検証することについては現実には困難を伴うことが挙げられる。このような研究は、日本の特定健診を巡って、厚生労働省自身によるものも含めて行われているが¹⁰⁻¹³⁾、積極的支援の対象者の中で、支援を受けた人々と受けなかった人々は自らの選択によって支援を受けるか否かを決めており、ランダムに分けてはいない。このような場合に積極的支援を受けたことの効果を厳密に検証できるかどうか疑問がある⁷⁾。上述したデンマークで行われた健康指導の大規模な効果検証の研究でも、健康診断・指導の招待を受けた人々のうち、実際のプログラムに参加した人々と参加しなかった人々の間にベースライン時点で健康状態の差があったことが指摘されており¹⁴⁾、

日本の特定健診についても参加者と不参加者の間に統計手法によって簡単に対処できない違いがあることが示唆される。

(4) 本研究で行うこと

本研究では、日本の1健康保険組合の組合員の2013年から2015年までの3年分の特定健診のデータを用いて、RDDを使って、積極的支援の対象者が対象にならなかった人々（情報提供のみの人々）に比べて、その後の循環器疾患の発生リスクや腹囲などのアウトカム指標が改善したかどうかを検証した。

2. 方法

(1) データセット

ある健康保険組合より、組合名を公表しないという条件の下で、組合員の特定健診のデータの内、個人情報除去したものを入手した。2013年から2015年までの3年間のデータと、2016年の一部のデータがあったが、2016年のデータが少なかったため、2013年～2015年のデータのみ使用した。また、この健康保険組合では男性組合員の割合が大きく、また、積極的支援の対象者となった女性が少なかったため、分析対象は男性に限定した。65歳以上は積極的支援の対象にならないため、対象から外した。

(2) 本研究に用いた変数

本研究に用いた変数は、『標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】』¹⁵⁾において特定健診の項目として同健診の対象者全員が受けることになっている「基本的な項目」のうち、BMI、腹囲、収縮期血圧、拡張期血圧、空腹時血糖値、ヘモグロビンA1c（HbA1c）、中性脂肪、LDLコレステロール（LDL-C）、HDLコレステロール

(HDL-C)、そして、質問項目の一部である。質問項目の一部とは、同健診で回答が求められる質問票の質問項目のうち、喫煙の有無、運動の有無の2つである。我々にデータを提供した健康保険組合では、各評価指標の測定手法までは把握していなかったが、『標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】¹⁵⁾』では望ましい測定手法が記載されており、原則としてこのプログラムに従っているものと推察される。表示方法については、BMIと腹囲は小数点以下1桁で表示、収縮期血圧と拡張期血圧と中性脂肪と空腹時血糖値とLDL-CとHDL-Cは整数で表示、HbA1cはパーセント表記で小数点以下1桁で表示されている¹⁵⁾。

腹囲については、『標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】¹⁵⁾』によれば、「ア 立位、軽呼吸時において、臍の高さで測定する。」「イ 脂肪の蓄積が著明で臍が下方に変位している場合は、肋骨下縁と上前腸骨棘の midpoint の高さで測定する。」「ウ より詳細については、独立行政法人国立健康・栄養研究所のホームページ (<http://www0.nih.go.jp/eiken/info/kokucho.html>) において示されているので、参考とされたい。」と記載されている。我々が入手したデータでは腹囲は全て「実測」となっていた。

(3) アウトカム指標

循環器疾患の発症リスクを明らかにしたモデルとして、我々が入手したデータセットに含まれる収縮期血圧、HbA1c、LDL-C、HDL-C、喫煙の有無、運動の有無を使って、日本の久山研究のデータを使って、Honda et al.¹⁶⁾が、10年間の循環器疾患の発症リスクモデルを以下のとおり数値化している（HbA1cを使う Supplementary table 4 による）。

IRE(individual risk estimates)=

$$0.066 \times \text{年齢} + 0.565(\text{男性ダミー}) + 0.014 \times \text{収縮期血圧} + 0.207 \times \text{HbA1c} - 0.009 \times \text{HDL-C} + 0.002 \times \text{LDL-C} + 0.312(\text{喫煙ダミー}) - 0.467(\text{運動ダミー})$$

$\hat{p}$ (10年間の循環器疾患リスク)=

$$1 - 0.936^{\exp(\text{IRE} - 7.060)}$$

主要なアウトカム指標はこの $\hat{p}$ の値で示される2014年と2015年の10年間の循環器疾患リスクとした。定期的な運動については、Honda et al.¹⁶⁾では週に3回以上の運動と定義されており、特定健診の質問票では正確に同じではないが、「1回30分以上の軽く汗をかく運動を週2日以上、1年以上実施」を「はい」か「いいえ」で尋ねているので、これを利用した¹⁵⁾。ただし、運動については、質問票への回答が少ないために欠損値が多く、この変数を分析に入れると全体として分析可能なサンプル数が減少するという問題がある。そこで、2014年と2015年の腹囲、BMI、収縮期血圧、LDL-C、HDL-C、HbA1cを副次的なアウトカム指標とし、個別の影響も検証することとした。

(4) 分析手法

分析はRDDによって行った。特定健診においては性別・年齢・腹囲・BMI・空腹時血糖値・HbA1c・収縮期血圧・拡張期血圧・HDL-C・中性脂肪の数値に加えて、高血圧・糖尿病・脂質異常症の薬の使用の有無がわかれば、特定保健指導の対象者となるかどうか、積極的支援か動機付け支援のどちらになるかは自動的に決まる。複雑にすることを避けるため、ある特定のランニング変数がカットオフを超えるか否かによって積極的支援の対象者と非対象者（情報提供にとどまる者）

に分かれる場合に限定して分析することとし、積極的支援と動機付け支援の比較、動機付け支援と支援なしの比較は行わないことにした。このため、65 歳以上は分析対象から外した。この結果、分析が可能なパターンは表 2 に示した 8 通りとなる。

RDD の手法については、Cattaneo et al.²⁾ に従った。RDD においては、ランニング変数がカットオフからの一定の幅（バンド幅（bandwidth）と呼ばれる）に限定して局所線形回帰を行うこととなっており、バンド幅の決め方次第で結果が変わりうる。Cattaneo et al.²⁾ は、分析者がバンド幅を決めるのではなく、あらかじめ定められた公式に従ってデータから算出する手法を提案しており、これによって恣意的な分析が避けられるとともに、高度な統計知識なしに統計ソフトを活用して分析することが可能になっている。本研究でもこの方法に従った。信頼区間と p 値の推計においても Cattaneo らが提案するロバストな推計法に依拠している²⁾。

RDD では共変量を分析に含めることが必ずし

も必要とされていないので²⁾、本研究では共変量を使用しなかった。分析手順としては、①ランニング変数の操作が行われていないか否かのテストを Cattaneo et al.²⁾ に従って行う（rddensity という統計ソフトの STATA のコマンドが用いられる¹⁷⁾）、②プラシボテストとしてベース年（2013 年）におけるアウトカム指標を従属変数として RDD を行い、ベース年で既に有意差がないかを確認する、③ 2014 年と 2015 年におけるアウトカム変数を従属変数とする RDD による分析を行うこととした。分析は STATA のコマンドである rdrobust を利用している¹⁸⁾。

有意水準は両側 5%とした。分析には STATA15 を用いた。

(5) 分析パターンとランニング変数の選定

本研究の対象となりうる者（65 歳未満の男性で、リスク数が 1 つ以上で、高血圧や脂質異常症や糖尿病の投薬がない人々）は 2013 年時点で 14,410 名だった。RDD による分析が可能な 8 つの分析パターンのうち、パターン 1 の該当者

表 2 RDD による検証が行えるパターン

パターン名	パターンの概要	ランニング変数	カットオフ
パターン 1	BMI25 未満、かつ、追加リスク数が 2 ～ 3（喫煙者は 1 ～ 3）	腹囲	85 cm 以上
パターン 2	腹囲 85cm 未満、かつ、追加リスク数 3（喫煙者は 2 ～ 3）	BMI	25 以上
パターン 3	腹囲 85cm 以上、かつ、高血圧リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者	空腹時血糖	100 mg/dL 以上
パターン 4	腹囲 85cm 以上、かつ、高血圧リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、空腹時血糖の計測なし	HbA1C	5.6 % 以上
パターン 5	腹囲 85cm 以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、拡張期血圧 85 未満	収縮期血圧	130 mmHg 以上
パターン 6	腹囲 85cm 以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、脂質異常症リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、収縮期血圧 130 未満	拡張期血圧	85 mmHg 以上
パターン 7	腹囲 85cm 以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、高血圧リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、中性脂肪 150 未満	HDL	40 mg/dL 未満
パターン 8	腹囲 85cm 以上、かつ、糖尿病リスクなし、かつ、高血圧リスクなし、かつ、喫煙者、かつ、HDL40 以上	中性脂肪	150 mg/dL 以上

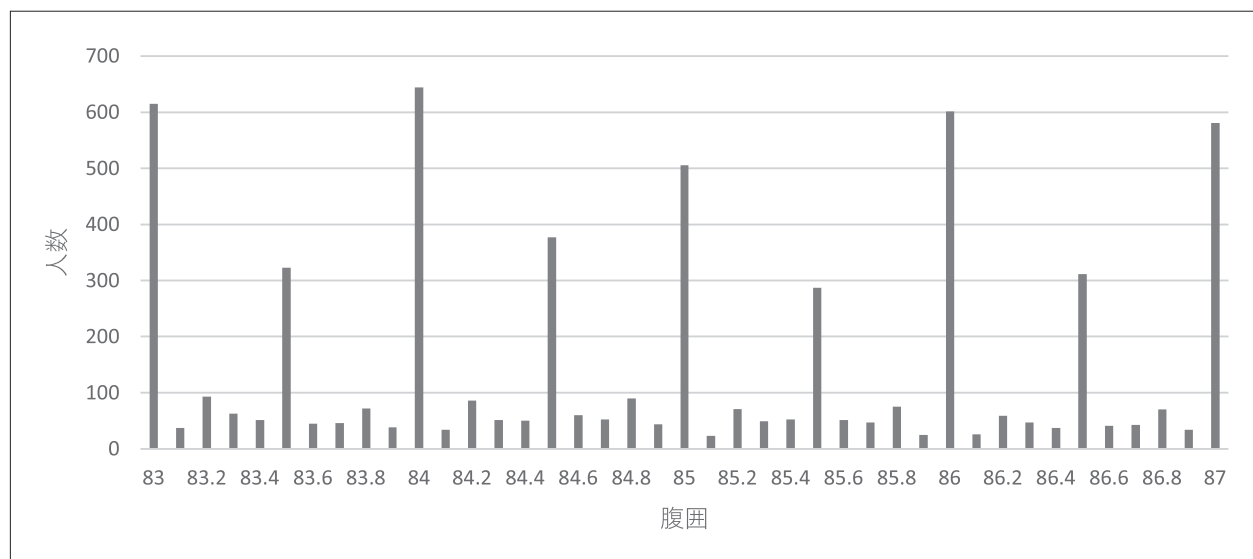
数が 5977 名と圧倒的に多く、次に多かったのはパターン 2 で 1318 名であった。積極的支援の対象者と判断される者は 5,624 名で、このうち、パターン 1 に該当する者が 1,706 名、パターン 2 に該当する者が 105 名だった。RDD では分析対象者がバンド幅の範囲に限定されるため、パターン 3 以下では十分なサンプル数が見込めないと判断し、パターン 1 (ランニング変数は腹囲) とパターン 2 (ランニング変数は BMI) に絞ることにした。

RDD ではランニング変数が連続変数であることがもともと想定されており、離散変数の場合には推定にバイアスが生じることが指摘されている^{19,20)}。腹囲や BMI はもともと連続変数だが、計測の限界などから特定健診のデータでは離散変数となっている。このようにもともと離散変数でない変数が四捨五入などで離散変数となったものをランニング変数として用いた場合の対応は本来の離散変数とは異なることが指摘されている^{20,21)}。また、ランダムでないヒーピング (heaping。ランニング変数において、特定の値においてランダムでな

いパターンで観測数が多くなっていること) が見られる場合には、仮にランニング変数に意図的な操作が行われなくても、推定にバイアスが生じることが指摘されている²²⁾。Barreca らは、ヒーピングが起きている場合に、ヒーピングが起きているサンプルと起きていないサンプルに分けて分析を行って、その結果を統合することを推奨している²²⁾。

以上の議論を踏まえて、腹囲と BMI のカットオフの周辺の値を確認することとした。腹囲については、カットオフが 85cm なので男性全体について 83cm 以上 87cm 以下に限定して棒グラフを作成して確認した (図 1)。これによれば、整数値の観測数が多く、次は小数第 1 位が 0.5 で、次いで、小数第 1 位が 0.2 か 0.8 の場合が多かった。計測単位の運用が計測者によって大きく異なることが示唆される。このように、ヒーピングのパターンが複雑であり、Barreca らの推奨どおりに対応することが難しいことがわかった。加えて、このグラフからは明確なことは言えないものの、腹囲の測定誤差が大きいことや²³⁾、容易に

図 1 男性全体の 2013 年の腹囲の分布 (83cm 以上 87cm 以下のみ)

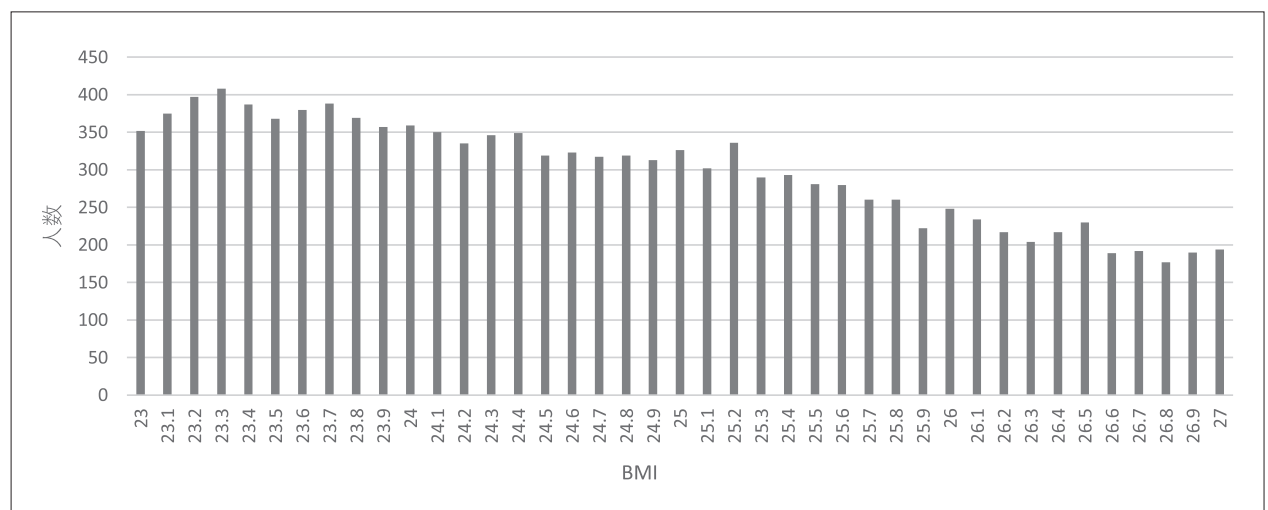


操作できることが指摘されているため²⁴⁾、腹囲をカットオフとして使用するパターン1による分析を今回は断念した。

次に、BMIについては、BMIのカットオフが25なので、23以上27以下について確認したところ、ヒーピングの問題は見られなかった（図2）。サンプル数が少ないという限界はあるものの、BMIについてはヒーピングの問題が見られず、また、腹囲のような操作の可能性が低いと考えられるため、パターン2による分析は行うこととした。この場合、特定健診のデータではBMIは0.1単位で表記されているため、離散変数の問題は残ることになる。体重と身長がそれぞれ0.1kg、0.1cm単位で計測されており、BMIは前者を後者の2乗で割った数字なので、小数第1位までしか記載されていない提供データの数値を使わずに、我々が体重と身長からBMIを算出すれば、これを連続値のランニング変数として用いることができるようになる。しかし、積極的支援の判定をBMIによって行う場合には、0.1

単位の計測値が使われるため、我々が算出したBDIをランニング変数として用いると、積極的支援の対象者となるかどうかの判定との間でずれが生じ得る。そこで、パターン2に該当する人々のうち、2013年のBMIを健診データ上の数値と、体重を身長の2乗で割って四捨五入しない数値の間で比べたところ、BMIが25以上の判定でずれるのは2名だった（2名ともBMIは概ね24.99だった）。これら2名は積極的支援の対象と判定されているので、RDDの適用が可能となるようにするため、これら2名を分析対象から除外した。これによって、連続変数としてのBMIをランニング変数とするRDDによる分析を行うこととした。加えて、離散変数とはなるものの、健康保険組合のデータセット上のBMIをランニング変数として行う分析を感度分析として行うこととした。この場合は上記の2名は分析対象に含まれる。

図2 男性全体の2013年のBMIの分布（23以上27以下のみ）



3. 結果

(1) 基本統計量

入手したデータに係る健康保険組合の全データについて、日本の特定健診データを網羅している厚生労働省の「レセプト情報・特定健診等情報データベース」(NDB)のNDBオープンデータと比較した。NDBオープンデータでは40歳から65歳までのみに特化した平均値はなかったため(5歳刻みの平均値のみ存在する)、健康保険組合のデータも年齢制限は行わずに男性全体のデータとした(表3)。これによると、腹囲、BMI、収縮期血圧、拡張期血圧、LDL-C、中性脂肪の値は、この健康保険組合がNDBオープンデータの全国平均値よりも有意に高く、HDL-Cでは有意に低く、これらの指標では全国平均よりも悪い数値となっていた。その一方で、空腹時血

糖値とHbA1cでは全国平均よりも低く、全国平均よりも良い数値となっていた。

同組合のデータヘルス計画書によれば、2013年度の被保険者の受診率は概ね94%で、被扶養者の受診率は概ね31%だった。積極的支援の実施率は入手したデータからはわからなかったが、同組合のデータヘルス計画書によれば2013年度は概ね50%だった。

パターン2に限定した基本統計量を表4に示した。

(2) ランニング変数の操作の有無の検証

目視の限りではBMIが25を境としてBMIが操作されていることは確認できなかった(図3)。また、`rddensity`¹⁷⁾によっても操作が行われていないという帰無仮説は棄却されなかった($p=0.98$)。

表3 研究対象となった健康保険組合の2013年の男性の基本統計量とNDBデータとの比較

	サンプル数	平均	標準偏差	95%信頼区間下限	95%信頼区間上限	NDB
年齢(才)	28,321	49.6	(7.2)	49.5	49.7	—
循環器疾患リスク(%)	23,829	4.7	(3.6)	4.7	4.8	—
腹囲(cm)	28,320	85.5	(9.4)	85.4	85.6	84.8
BMI(kg/m ²)	28,321	24.2	(3.5)	24.2	24.2	23.8
収縮期血圧(mmHg)	28,321	126.9	(15.5)	126.7	127.1	126.4
拡張期血圧(mmHg)	28,321	78.8	(11.3)	78.7	79.0	78.5
LDL-C(mg/dL)	28,312	124.2	(31.0)	123.8	124.6	123.6
HDL-C(mg/dL)	28,321	57.4	(14.9)	57.2	57.6	57.7
中性脂肪(mg/dL)	28,321	143.6	(115.7)	142.3	145.0	134.8
空腹時血糖値(mg/dL)	15,843	98.8	(21.1)	98.5	99.1	101.2
HbA1c(%)	28,111	5.6	(0.9)	5.6	5.6	5.7
喫煙者の割合(%)	28,321	46.1%	(49.9%)	45.6%	46.7%	—
運動実施者の割合(%)	24,032	18.8%	(39.1%)	18.3%	19.3%	—

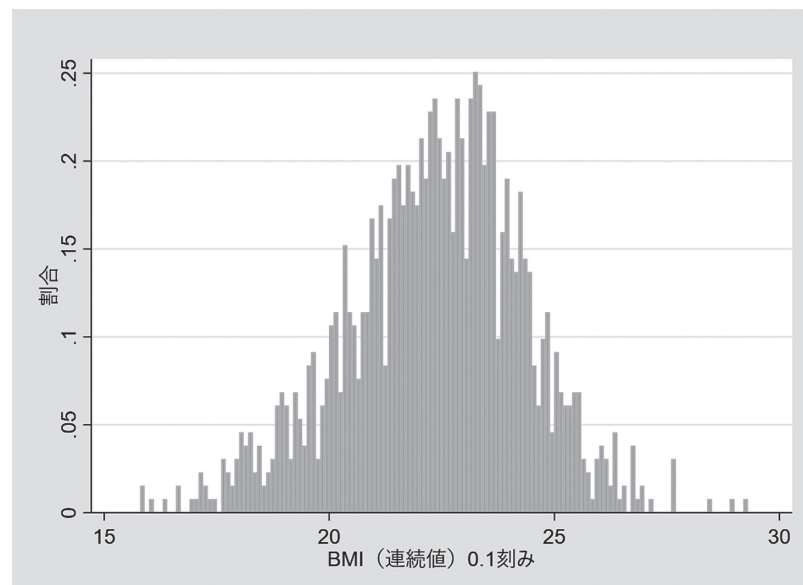
(注) NDBは厚生労働省の第1回NDBデータに示された平成25年度実施分の平均値である(<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000139390.html>)。—は不明を表す。

表 4 2013 年の BMI をランニング変数とした RDD における基本統計量（65 才未満）

	2013 年全体			2013 年にパターン 2 に該当する人々（注）								
				積極的支援の非対象者 (BMI が 25 未満)			積極的支援の対象者 (BMI が 25 以上)			全体		
	数値	標準偏差	サンプル数	数値	標準偏差	サンプル数	数値	標準偏差	サンプル数	数値	標準偏差	サンプル数
年齢（才）	48.3	(6.6)	21,457	50.3	(6.6)	1,213	48.5	(6.5)	105	50.1	(6.6)	1,318
循環器疾患リスク（％）	4.0	(3.0)	18,159	6.3	(3.9)	1,059	5.8	(2.9)	90	6.3	(3.8)	1,149
腹囲（cm）	84.2	(8.9)	21,456	79.5	(4.2)	1,213	83.1	(1.3)	105	79.8	(4.2)	1,318
BMI（kg/m ² ）	23.7	(3.3)	21,457	22.0	(1.8)	1,213	25.8	(0.8)	105	22.3	(2.0)	1,318
収縮期血圧（mmHg）	125.0	(14.9)	21,457	134.0	(15.0)	1,213	132.8	(13.6)	105	133.9	(14.9)	1,318
拡張期血圧（mmHg）	77.8	(11.2)	21,457	83.4	(10.9)	1,213	83.2	(10.5)	105	83.3	(10.9)	1,318
LDL-C（mg/dL）	126.0	(31.3)	21,451	125.0	(33.9)	1,213	135.1	(36.4)	105	125.8	(34.2)	1,318
HDL-C（mg/dL）	57.9	(15.0)	21,457	54.4	(14.1)	1,213	49.2	(10.9)	105	54.0	(14.0)	1,318
中性脂肪（mg/dL）	138.3	(111.1)	21,457	208.8	(137.7)	1,213	233.5	(135.9)	105	210.7	(137.7)	1,318
空腹時血糖値（mg/dL）	95.5	(14.5)	11,955	106.0	(21.2)	629	106.5	(17.6)	55	106.0	(20.9)	684
HbA1c（％）	5.5	(0.8)	21,303	5.7	(0.7)	1,211	5.8	(1.0)	104	5.7	(0.7)	1,315
喫煙者の割合（％）	48.1％		21,457	88.6％		1,213	86.7％		105	88.5％		1,318
運動実施者の割合（％）	18.6％		18,307	17.2％		1,061	18.7％		91	17.4％		1,152

（注）パターン 2 は、腹囲 85cm 未満、かつ、追加リスク数が 3（喫煙者は 2 ～ 3）、かつ、高血圧・脂質異常症・糖尿病の薬を使用していない人々を指す。

図 3 ベースライン（2013 年）における分析対象者の BMI の分布



(3) プラシボテストと分析結果

プラシボテストの結果が表5の2013年の数値として掲載されている。2013年の循環器疾患リスク、収縮期血圧、HbA1c、LDL-Cについては p 値が5%を上回っており、RDDを行うことに問題はないと判断された。しかし、腹囲とHDL-Cについては p 値が5%を下回っており、2013年時点で既に有意差があったため、2014年と2015年の腹囲とHDL-Cについては結果を慎重に扱うことが必要と判断された。

2014年と2015年の分析結果も表5に示した。循環器疾患リスクについては、2014年ではパターン2の該当者となるサンプル数は積極的支援の不対象者（対照群）が947名で対象者（処置群）が78名で、バンド幅が0.97、バンド幅に含まれるサンプル数は対照群が122名、処置群が47名となった。循環器疾患リスクの差の推定値は0.00%（95%信頼区間：-0.03~0.03； p 値=0.99）で、有意差はなかった。2015年の循環器疾患リスクについても有意差はなかった。

**表5 RDDによるプラシボテストと分析の結果
(2013年のBMI（連続値）がランニング変数で、カットオフ値はBMIが25)**

計測年	アウトカム変数	バンド幅	点推定	p 値	95%信頼区間		サンプル数		分析に用いられたサンプル数	
							対照群	処置群	対照群	処置群
2013	循環器疾患リスク (%)	0.92	0.01	0.29	-0.01	0.04	1,059	88	124	52
	腹囲 (cm)	1.07	1.22	0.04	0.07	2.71	1,213	103	169	70
	収縮期血圧 (mmHg)	0.93	-4.46	0.49	-13.33	6.35	1,213	103	138	63
	HbA1c (%)	1.28	0.22	0.24	-0.17	0.68	1,211	102	209	78
	LDL-C (mg/dL)	1.01	7.45	0.58	-20.13	35.99	1,213	103	152	68
	HDL-C (mg/dL)	0.89	-9.11	0.03	-20.57	-0.87	1,213	103	130	63
2014	循環器疾患リスク (%)	0.97	0.00	0.99	-0.03	0.03	947	78	122	47
	腹囲 (cm)	1.39	1.41	0.23	-1.03	4.26	1,101	93	221	75
	BMI (kg/m ²)	1.13	-0.09	0.74	-0.83	0.59	1,101	93	171	64
	収縮期血圧 (mmHg)	1.31	-1.32	0.98	-9.28	9.02	1,101	93	198	70
	HbA1c (%)	1.01	0.01	0.99	-0.43	0.44	1,097	92	141	59
	LDL-C (mg/dL)	0.92	6.25	0.68	-21.87	33.35	1,100	93	127	54
	HDL-C (mg/dL)	1.03	-9.91	0.01	-20.06	-2.66	1,101	93	144	60
2015	循環器疾患リスク (%)	0.99	0.01	0.22	-0.01	0.04	872	74	116	46
	腹囲 (cm)	0.99	0.26	0.95	-3.54	3.33	1,003	85	132	54
	BMI (kg/m ²)	0.68	-0.54	0.09	-1.45	0.09	1,003	85	77	48
	収縮期血圧 (mmHg)	1.00	-0.87	0.85	-11.68	9.63	1,003	85	132	56
	HbA1c (%)	1.04	-0.02	0.99	-0.50	0.51	1,000	85	135	57
	LDL-C (mg/dL)	0.90	13.77	0.19	-8.92	44.59	1,003	85	118	51
	HDL-C (mg/dL)	0.92	-7.56	0.07	-17.96	0.81	1,003	85	121	51

(注) バンド幅の決定、推定値と p 値の算出はrdrobust¹⁷⁾のデフォルトのコマンドによって行っており、 p 値と95%信頼区間はこのコマンドによって算出されたロバストな推計結果を用いている。分析対象となった人々（パターン2）は表4の注のとおり。BMIは健診データの身長と体重から筆者らが算出した連続値であり、この値が25を下回っていて、入手した健診データ中のBMIが25以上の2名は分析対象から外した。

腹囲、BMI、収縮期血圧、HbA1c、LDL-C のそれぞれについても、2014 年と 2015 年のいずれにおいても、対照群と処置群の間で有意差はなかった。2014 年の HDL-C については処置群の方が有意に小さかったが、プラシボテストで明らかになったとおりベースライン時点（2013 年）において既に有意に小さかったため、2014 年の有意差が積極的支援の対象者となったためであるとは判断できなかった。2015 年の HDL-C については対照群と処置群の間で有意差はなかった。

(5) 感度分析

BMI を離散変数とした RDD による分析を感度分析として行った。rddensity¹⁷⁾ によれば操作が行われていないという帰無仮説は棄却されなかった ($p=0.90$)。2013 年の数値を使ったプラシボテストでは、HDL-C については p 値が 5% を下回っていたため、2014 年と 2015 年の HDL-C については結果を慎重に扱うことが必要と判断された（表 6）。2014 年と 2015 年のいずれにおいても、2014 年の HDL-C を除くいずれ

**表 6 RDD によるプラシボテストと分析の結果
(2013 年の BMI (小数第 1 位までの離散変数) がランニング変数で、カットオフ値は 25)**

計測年	アウトカム変数	バンド幅	点推定	p 値	95%信頼区間		サンプル数		分析に用いられたサンプル数	
							対照群	処置群	対照群	処置群
2013	循環器疾患リスク (%)	1.01	0.01	0.40	-0.01	0.04	1,059	90	147	62
	腹囲 (cm)	1.21	1.03	0.06	-0.04	2.40	1,213	105	206	80
	収縮期血圧 (mmHg)	1.03	-5.76	0.26	-14.45	3.90	1,213	105	163	73
	HbA1c (%)	1.70	0.18	0.36	-0.24	0.66	1,211	104	307	89
	LDL-C (mg/dL)	0.93	9.66	0.46	-16.11	35.61	1,213	105	141	67
	HDL-C (mg/dL)	0.95	-7.72	0.04	-17.60	-0.26	1,213	105	141	67
2014	循環器疾患リスク (%)	1.37	0.00	0.80	-0.02	0.02	947	80	181	66
	BMI (kg/m ²)	1.03	-0.15	0.55	-0.83	0.44	1,101	95	152	64
	腹囲 (cm)	1.33	1.07	0.33	-1.17	3.53	1,101	95	205	76
	収縮期血圧 (mmHg)	1.28	-1.95	0.84	-9.58	7.77	1,101	95	193	71
	HbA1c (%)	1.13	0.07	0.66	-0.30	0.48	1,097	94	171	67
	LDL-C (mg/dL)	0.94	6.62	0.72	-23.36	33.99	1,100	95	133	58
	HDL-C (mg/dL)	1.12	-7.80	0.02	-16.72	-1.62	1,101	95	172	67
2015	循環器疾患リスク (%)	1.69	0.00	0.62	-0.02	0.03	872	76	231	64
	BMI (kg/m ²)	0.73	-0.50	0.07	-1.25	0.06	1,003	87	88	51
	腹囲 (cm)	0.95	-0.15	0.74	-3.41	2.42	1,003	87	126	55
	収縮期血圧 (mmHg)	1.09	-0.77	0.84	-10.28	8.38	1,003	87	139	60
	HbA1c (%)	1.07	0.00	0.88	-0.41	0.48	1,000	87	138	60
	LDL-C (mg/dL)	0.85	16.55	0.14	-6.88	47.26	1,003	87	109	52
	HDL-C (mg/dL)	1.07	-5.19	0.18	-14.56	2.73	1,003	87	139	60

(注) バンド幅の決定、推定値と p 値の算出は rdrobust¹⁷⁾ のデフォルトのコマンドによって行っており、 p 値と 95%信頼区間はこのコマンドによって算出されたロバストな推計結果を用いている。分析対象となった人々（パターン 2）は表 4 の注のとおり。BMI は入手した健診データの数値（小数第 1 位まで記載）をそのまま使用している。

のアウトカム変数についても積極的支援の対象者（処置群）と不対象者（対照群）の間で有意差はなかった（表6）。2014年のHDL-Cについては処置群の方が有意に小さかったが、プラシボテストで明らかになったとおりベースライン時点（2013年）において既に有意に小さかったため、2014年の有意差が積極的支援の対象者となったためであるとは判断できなかった。

4. 考察

本研究では、特定健診・特定保健指導に基づく積極的支援の対象者となること、情報提供のみの場合と比べて、10年間の循環器疾患リスク、腹囲、BMI、収縮期血圧、HbA1c、LDL-C、HDL-Cを改善させる効果があるかどうかを検証した。年齢が65歳未満の男性で、腹囲85cm未満、かつ、リスク数（高血圧・脂質異常症・糖尿病の3つの生活習慣病の該当数）が3（喫煙者は2～3）、かつ、高血圧・脂質異常症・糖尿病の薬を使用していない人々については、BMIが25以上の場合には積極的支援の対象となって25未満の場合には情報提供のみという特定健診・特定保健指導の積極的支援の選定基準を利用して、RDDによる分析が行われた。

分析結果によれば、ベースライン時点で既に有意差があったHDL-Cを除けば、積極的支援の対象者と不対象者の間でこれらのいずれの指標においても有意差がなく、積極的支援の対象者となることの効果があるとは言えなかった。しかし、分析対象となるサンプル数が少なかったため、今回の分析結果を一般化することは困難である。

本研究では、腹囲とBMIをカットオフとする2パターンのRDDによる分析を意図したが、腹囲については、数値の操作が容易であることに加えて、計測の最小単位がまちまちで分析結果にバ

イアスが生じることが懸念されたことから、腹囲をカットオフとするRDDによる分析は断念した。BMIをカットオフとするRDDについてはこのような問題は見つからなかったが、BMIが25以上で腹囲が85cm未満という条件を満たす割合は少なく、また、バンド幅内でしか分析を行えないというRDD自体の制約から、もともとは2万名を超える健診データでありながらも、最終的な分析に使われたサンプル数は200名前後にとどまった。

今回の分析ではサンプル数が少なかったが、NDBデータをはじめとして、数千万人規模のデータが日本国内に蓄積されていることから、これらの大規模なデータを使うことによって、BMI、あるいは、表2に掲載された他のパターンによるRDDを活用した分析もできるようになる。ただし、サンプル数を多くできても、積極的支援の対象者に占める各パターンの割合は、腹囲をカットオフとするパターン1以外は小さく、積極的支援の対象となることの全体としての効果を検証したものとしてパターン2以下の各パターンの分析結果を一般化できるかどうかについては疑問が残る。

本研究の限界は以下のとおりである。第一に、本研究は1健康保険組合の男性組合員に限った分析で、かつ、潜在的に分析可能なパターンのうち、ごく限られた範囲による分析しか行われていないため、サンプル数が著しく少なく、分析結果の一般化ができない。加えて、カットオフの周辺の効果検証しか行えないというRDD自体が持つ限界が今回の分析の限界につながっている。

第二に、循環器疾患リスクの算出について、Honda et al.¹⁶⁾のモデルを使っているが、このモデルにはいくつかの限界がある。一つ目として、降圧剤など投薬の有無が変数に入っていない。血圧を例にすると、収縮期血圧が同じでも降圧剤を

服用している方が循環器疾患リスクは高い傾向があるため²⁵⁾、今回のような RDD において活用できるようにするために、投薬の有無を変数に追加することが望まれる。また、このモデルでは運動をしていることのウエイトが高く、運動習慣の有無の変更があった場合に短期間で循環器疾患リスクがモデルに合致する形で変更するのかどうかは更なる検証が必要のように思われる。喫煙についても同様で、禁煙した人が最初から吸わない人と同じレベルまで循環器疾患リスクが減るには時間がかかるので²⁶⁾、理想的にはこの違いを考慮したモデルができれば望ましい。

第三に、既存のデータを入手して使用したため、健診データがどこまで正確に計測されているか、質問票への回答がどこまで正確に行われているかについては、知ることはできなかった。とりわけ、腹囲については、計測単位がまちまちであったことが RDD の実施を妨げる主因となった。

第四に、本研究では 1～2 年の短期的な効果しか検証していない。ただし、傾向スコアを用いて特定保健指導を受けた人々と受けなかった人々を数年間に渡って追跡した研究では、後者に比べて前者の数値が最も改善していたのは 1 年後となっており、本研究のように短期間で効果が見られない場合にはその後の効果は期待しにくいことが示唆される¹²⁾。また、特定健診が 1 年に 1 回行われることから、1 年後には新たに特定保健指導の対象となったりその反対になったりする人々がでるため、コンタミネーションが生じて、2 年後以降の効果検証を正確に行いにくくなることにも留意する必要がある。

特定健康診断・特定保健指導に類似した海外の健康診断・健康指導について、大規模な RCT やシステマティックレビューでは死亡や重大疾患を予防する効果が乏しいことが示されている^{8, 27)}。

日本の特定健康診断・特定保健指導についても効果に疑問が呈されているが^{28, 29)}、今回の研究からは、現在の特定健診・特定保健指導の仕組みでは信頼できる効果検証の実施が難しいことが示唆される。効果の検証を行えるようにするため、特定保健指導の対象者を判断する基準から腹囲を除外して BMI に一本化する²³⁾、イギリスで用いられている QRISK3³⁰⁾ に類似するアルゴリズムを作って特定健診のデータから循環器疾患リスクを算出してその数値によって特定保健指導の対象者を決定する、腹囲の操作が行われやすそうな範囲（たとえば 84cm から 86cm）では特定保健指導の対象となる者をランダムに決めるなどの工夫が必要になる。そうしないと効果があるかないかわからないものが長期にわたって行われ続けることが懸念される。

本研究は、日本学術振興会、科学研究費基盤（B）「健康データと医療費削減余地に関する研究（代表研究者：縄田和満 17H22509）」の研究費補助を受けて行っている。本研究においては個人情報情報を削除したデータを入手しており、個人情報情報が漏洩するリスクは存在しない。本研究は、東京大学大学院工学系研究科倫理審査委員会の承認（研究課題：健康データと医療費削減の余地に関する研究、承認番号：KE16-30）を受けて行われている。

引用文献

- 1) 厚生労働省健康局．標準的な健診・保健指導プログラム【平成 30 年度版】. 2018.
<https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/000496784.pdf>.
- 2) Cattaneo, M.D., N. Idrobo, R. Titiunik. A practical introduction to regression discontinuity designs. Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science-Cambridge University Press I 2017.
- 3) Chen, S., et al. Impact of community based screening for hypertension on blood pressure after two years: Regression discontinuity analysis in a

- national cohort of older adults in China. *BMJ* 2019; 366: 14064.
- 4) Cook, W. The effect of personalised weight feedback on weight loss and health behaviours: Evidence from a regression discontinuity design. *Health Economics* 2019; 28 (1): 161-172.
 - 5) Kim, H.B., S.A. Lee, W. Lim. Knowing is not half the battle: Impacts of information from the National Health Screening Program in Korea. *Journal of Health Economics* 2019; 65: 1-14.
 - 6) Iizuka, T., et al., Is preventive care worth the cost? Evidence from mandatory checkups in Japan. 2017, National Bureau of Economic Research.
 - 7) 鈴木亘, 岩本康志, 湯田道生. 特定健診・特定保健指導の効果測定: プログラム評価の計量経済学からのアプローチ. *医療経済研究* 2015; 27 (1): 2-39.
 - 8) Jørgensen, T., et al. Effect of screening and lifestyle counselling on incidence of ischaemic heart disease in general population: Inter99 randomised trial. *BMJ* 2014; 348: g3617.
 - 9) Moher, D., et al. CONSORT 2010 explanation and elaboration: Updated guidelines for reporting parallel group randomised trials. *BMJ* 2010; 340 (mar23 1): c869-c869.
 - 10) Nakao, Y.M., et al. Effectiveness of nationwide screening and lifestyle intervention for abdominal obesity and cardiometabolic risks in Japan: The metabolic syndrome and comprehensive lifestyle intervention study on nationwide database in Japan (MetS ACTION-J study). *PLOS ONE* 2018; 13(1): e0190862.
 - 11) 厚生労働省. 特定健診・保健指導の医療費適正化効果等の検証のためのワーキンググループ 最終取りまとめ (平成 27 年 3 月). 2015.
<https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12401000-Hokenkyoku-Soumuka/0000123427.pdf>.
 - 12) 長谷川泰隆, et al. 傾向スコアを用いた特定保健指導の長期的な検査値改善効果の検証. *人間ドック (Ningen Dock)* 2019; 33 (5): 683-693.
 - 13) 石川善樹, 今井博久, 中尾裕之. 特定保健指導の予防介入施策の効果に関する研究: 大規模データベースを使用した傾向スコアによる因果分析. *厚生*の指標 2013; 60 (5): 1-6.
 - 14) Bender, A.M., T. Jørgensen, C. Pisinger. Is self-selection the main driver of positive interpretations of general health checks? The Inter99 randomized trial. *Preventive Medicine* 2015; 81: 42-48.
 - 15) 厚生労働省健康局, 標準的な健診・保健指導プログラム【改訂版】. 2013.
 - 16) Honda, T., et al. Development and validation of modified risk prediction models for cardiovascular disease and its subtypes: The Hisayama Study. *Atherosclerosis* 2018; 279: 38-44.
 - 17) Cattaneo, M.D., M. Jansson, X. Ma. Manipulation testing based on density discontinuity. *Stata Journal* 2018; 18 (1): 234-261.
 - 18) Calonico, S., et al. rdrobust: Software for regression-discontinuity designs. *Stata Journal* 2017; 17 (2): 372-404.
 - 19) Lee, D.S., D. Card. Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics* 2008; 142 (2): 655-674.
 - 20) Kolesár, M., C. Rothe. Inference in regression discontinuity designs with a discrete running variable. *American Economic Review* 2018; 108 (8): 2277-2304.
 - 21) Dong, Y. Regression discontinuity applications with rounding errors in the running variable. *Journal of Applied Econometrics* 2015; 30 (3): 422-446.
 - 22) Barreca, A.I., J.M. Lindo, G.R. Waddell. Heaping-induced bias in regression-discontinuity designs. *Economic Inquiry* 2016; 54 (1): 268-293.
 - 23) Yamada, S., Y. Tsukamoto, J. Irie. Waist circumference in metabolic syndrome. *The Lancet* 2007; 370 (9598): 1541-1542.
 - 24) 康永秀生・山名隼人・岩上将夫, 超絶解説 医学論文の難解な統計手法が手に取るようにわかる本. 2019: 金原出版. 272p.
 - 25) Asayama, K., et al. Cardiovascular risk with and without antihypertensive drug treatment in the Japanese general population participant-level meta-analysis. *Hypertension* 2014; 63 (6): 1189-1197.
 - 26) Mons, U., et al. Impact of smoking and smoking cessation on cardiovascular events and mortality

- among older adults: Meta-analysis of individual participant data from prospective cohort studies of the CHANCES consortium. *BMJ* 2015; 350: h1551.
- 27) Krogsbøll, L.T., K.J. Jørgensen, P.C. Gøtzsche. General health checks in adults for reducing morbidity and mortality from disease. *Cochrane Database of Systematic Reviews* 2019 (1).
- 28) 中室牧子, 津川友介, 「原因と結果」の経済学. 2017, ダイヤモンド社.
- 29) 反田篤志, 青柳有紀, あめいろぐ予防医学 (あめいろぐ・シリーズ). 2018: 丸善出版.
- 30) Hippisley-Cox, J., C. Coupland, P. Brindle. Development and validation of QRISK3 risk prediction algorithms to estimate future risk of cardiovascular disease: Prospective cohort study. *BMJ* 2017; 357: j2099.

Was being notified of eligibility for “aggressive health guidance” under Japan’s specific health checkup system effective in reducing risk factors of cardiovascular diseases for male members of a health insurance society?: Examination using Regression Discontinuity Design

Yoichi Sekizawa^{*1}, Moriyo Kimura^{*2}, Kazumitsu Nawata^{*3}

Abstract

Background: In Japan, so-called “specific health checkups” combined with “specific health guidance” have been carried out since 2008. Under this checkup and guidance system, “aggressive health guidance” is provided to people at high risk of metabolic syndrome. To the best of our knowledge, the effects of being notified of eligibility for “aggressive health guidance” on cardiovascular diseases risk factors have not been rigorously examined.

Method: According to the criteria for the “specific health guidance”, men younger than 65 years old with a waist circumference of less than 85 cm and having all of hypertension, dyslipidemia, and diabetes (two or all for smokers) are subject to either one of the following two measures after completing their “specific health checkup”. If their BMI (Body Mass Index) is 25 points or greater, they are notified of their eligibility for “aggressive health guidance.” If their BMI is less than 25, they only receive their health information. Focusing on this differential treatment according to BMI, using regression discontinuity design (RDD), which is a method of determining the causal relationship from observational data, we examined the effects of being notified of eligibility for “aggressive health guidance.” BMI of 25 points at baseline was used as the cutoff. We used the data of a health insurance society from 2013 to 2015. Outcome variables are 10-year cardiovascular disease risk, waist circumference, BMI, systolic blood pressure, HbA1c, LDL-C, and HDL-C. 1,318 “specific health checkup” participants who met the criteria for the RDD analyses in baseline year (2013) were subject to the analyses. Outcome variables are those of 2014 and 2015.

Results: There were no significant differences between those who were notified of eligibility for “aggressive health guidance” and those who were not in any of the outcome variables except for HDL-C in 2014. Although HDL-C of those who were notified of the eligibility was significantly lower than that of those who were not in 2014, placebo tests showed that this was already the case in baseline year. Thus, we could not determine that the significant difference of HDL-C in 2014 was due to the notification of the eligibility for “aggressive health guidance”.

Limitation: Generalization of the results of this study is difficult because samples are limited to male members of a health insurance society, analyses were performed only in a very limited range, and the number of samples is extremely small.

[Keywords] specific health checkups, specific health guidance, aggressive health guidance, regression discontinuity design (RDD), evidence based policy making (EBPM).

*1 The Research Institute of Economy, Trade and Industry

*2 The Public Health Institute, Tokyo, Japan

*3 Graduate School of Engineering, University of Tokyo, Tokyo, Japan

医療経済学会

第 15 回研究大会

The 15th Annual Conference of

Japan Health Economics Association (JHEA)

➤ **日時**

2020 年 9 月 5 日 (土) 9:00～18:30

➤ **会場**

オンライン開催 (Zoom Webinar)

➤ **研究大会長**

井伊 雅子 (一橋大学 国際・公共政策大学院 教授)

➤ **プログラム委員**

委員長

湯田 道生 (東北大学大学院 経済学研究科 准教授)

委員

伊藤 由希子 (津田塾大学 総合政策学部 教授)

角谷 快彦 (広島大学大学院 社会科学研究科 教授)

近藤 尚己 (東京大学 大学院医学系研究科 准教授)

佐々木 典子 (京都大学大学院 医学研究科 特定准教授)

高久 玲音 (一橋大学大学院 経済学研究科 准教授)

濱島 ちさと (帝京大学 医療技術学部 教授)

藤井 麻由 (北海道教育大学 教育学部 講師)

増原 宏明 (信州大学 経法学部 准教授)

和久津 尚彦 (名古屋市立大学大学院 経済学研究科 准教授)

共催：医療経済学会・一橋大学

「医療経済学会 第15回研究大会」全体スケジュール

日時：2020年9月5日（土）9:00～18:30（8:30よりログイン開始）

会場：オンライン開催（Zoom webinar Room1 および Room2）

◇ 9:00～11:50 一般演題（8演題）会場：Room1 および Room2

◇ 12:00～14:00 基調講演・シンポジウム 会場：Room1

テーマ：「予防と健康増進：エビデンスに基づく政策形成のあり方」

司会：伊藤 由希子 氏（津田塾大学 総合政策学部 教授）

パネリスト：

- 江崎 禎英 氏（内閣府大臣官房審議官（科学技術・イノベーション担当））
- 遠藤 久夫 氏（学習院大学 経済学部 教授）
- 翁 百合 氏（日本総合研究所 理事長）
- 草場 鉄周 氏（日本プライマリ・ケア連合学会 理事長）
- 近藤 尚己 氏（京都大学大学院医学研究科教授）

◇ 14:10～15:40 特別セッション 会場：Room1

テーマ：「保健医療費統計の課題」

司会：池上 直己 氏（慶應義塾大学 名誉教授）

シンポジスト：

- 岩本 康志 氏（東京大学大学院 経済学研究科 教授）
- 小峰 隆夫 氏（大正大学 地域構想研究所 教授）
- 満武 巨裕 氏（医療経済研究機構 研究副部長）

◇ 14:10～15:40 ミニシンポジウム 会場：Room2

◇ 15:50～17:50 一般演題（3演題）、若手育成セミナー（3演題）（会場：Room1 および Room2）

◇ 18:00～18:30 総会 会場：Room1

第15回研究大会 一般演題

演題番号	発表者氏名	所属	若手最優秀 発表賞 対象	演題名
<u>1-1</u>	橋本明弓	東京大学大学院 医学系研究科 健康科学・看護学専攻	○	Technical efficiency and the related factors of prefectures' policy on child injury in Japan
<u>1-2</u>	慎重虎	京都大学 大学院医学研究科 医療経済学分野	○	糖尿病患者における歯周疾患の管理が医療費、入院、重症化に及ぼす影響
<u>1-3</u>	西岡大輔	東京大学大学院医学系研究科	○	Impact of cutbacks in social security benefits on household medical care expenditure among public assistance recipients: Evidence from natural experiment involving age-based eligibility threshold in Japan.
<u>1-4</u>	長坂幸亮	一橋大学国際・公共政策大学院	○	病床数の削減が公立病院の経営指標に与える影響について
<u>2-1</u>	Hirovuki Egami	政策研究大学院大学	○	Receiving maternal care in extreme weather: evidence of mobile money use in rural Uganda
<u>2-2</u>	長谷部拓也	上智大学国際教養学部		Exposure to open defecation and child health: Evidence from Timor-Leste
<u>2-3</u>	嶋本恭子	慶應義塾大学大学院 健康マネジメント研究科		The impact of health insurance on the use of essential care and health outcome among the vulnerable population in the middle-income country: A quasi-experimental evaluation from Cambodia
<u>2-4</u>	加藤善昌	姫路獨協大学人間社会学群産業経営学類		介護従事者の就業継続と離職の意思について：性別と勤続年数に注目した実証分析
<u>2-5</u>	児玉耕太	立命館大学 テクノロジーマネジメント研究科		多国籍製薬企業における研究開発戦略の持続的成長への影響
<u>2-6</u>	岡庭英重	東北大学大学院経済学研究科		ICT デバイスを活用したヘルスプロモーションによる介入実験の効果検証
<u>2-7</u>	和久津尚彦	名古屋大学大学院経済学研究科		医薬品開発促進における非価格面／価格面でのリスク低減のインセンティブ・ミックスの重要性

第15回研究大会 ミニシンポジウム

ミニシンポ-1	埴岡 健一	国際医療福祉大学大学院医療福祉学研究科医療福祉経営専攻医療福祉ジャーナリズム分野		ロジックモデルを基礎とした医療計画・がん計画の中間評価に関する沖縄モデルの検討
ミニシンポ-2	増田 昌人	琉球大学病院がんセンター		ロジックモデルを活用した第3次沖縄県がん対策推進計画（沖縄県がん診療連携協議会案）の策定と沖縄県への提言
ミニシンポ-3	井岡亜希子	琉球大学大学院医学研究科衛生学・公衆衛生学講座／まるしディースクリニック		医療施策の評価を目的とした保健医療情報のレコード・リンケージの方法と精度

第14回 若手研究者育成のためのセミナー

Y-1	堂本尚司	多摩大学医療・介護ソリューション研究所フェロー		医薬分業が果たしてきた役割と今後の課題
Y-2	Rie Masuda	早稲田大学政治経済学術院		The Effects of Preprimary Education on Children's Severe Asthma in Japan
Y-3	Yuri Hamashima	University of Bristol		Face-to-face priority-setting in primary care

2019 年度「学会論文賞」授賞の報告

医療経済学会では、医療経済・医療政策研究の発展を図るため、2009 年に「学会論文賞」が設立されました。

この賞は、医療経済学会雑誌である「医療経済研究」に掲載された研究論文の中から与えられるものであり、賞状のほか副賞として賞金（提供：医療経済研究機構）が贈られます。

2019 年度は学会論文賞については、2020 年 9 月 5 日開催された医療経済学会 総会にて、以下の通り報告されました。

「所得が高齢者の医療・介護費に与える影響」

今堀まゆみ 先生（早稲田大学大学院経済学研究科博士後期課程）

栗原 崇 先生（同大学政治経済学術院 助教）

野口晴子 先生（同大学政治経済学術院 教授）

授賞理由：

本論文は、ある自治体の国民健康保険レセプトと介護保険レセプトデータを用いて、所得水準が医療・介護の合計費用に与える影響を検証し、公的医療・介護保険が所得による医療・介護費の格差を緩和する可能性について論じたものである。本テーマは医療経済学における重要テーマに関わらず、本邦での研究は乏しく、特にマイクロデータを使った研究はこれまでほとんどなかった。医療と介護のレセプトデータを個人レベルで連結し、なおかつ所得データも個人レベルで突合しており、これまでの研究の限界を克服した貴重なデータである。手堅い分析手法を用いて興味深い結果とそれに基づく妥当な考察を展開している点も高く評価され、編集委員会一致で推薦となった。

医療経済学会では、医療経済・医療政策研究の発展を図るべく 2009 年に学会論文賞が設立されました。また 2012 年からは、特に若手研究者の研究奨励を図るべく、新進気鋭の若手による論文を受賞対象として選ぶようにしています。このたびの選考でも、論文の質はもとより、若手研究者の意欲的な取り組みが高く評価されています。次年度以降も若手諸氏の意欲的投稿を期待します。

『医療経済研究』編集委員長 橋本 英樹

医療経済学会「学会論文賞」について

医療経済学会では、医療経済・医療政策研究の発展を図るため、2009年に「学会論文賞」が設立されました。

この賞は、医療経済学会誌である「医療経済研究」に掲載された研究論文の中から、同誌の編集委員会による選考を経て医療経済学会理事会で決定された論文に対して与えられるものであり、賞状のほか、副賞として医療経済研究機構の提供により賞金が贈られます。

2020年度については、下記のとおり選考等を行うこととしておりますので、お知らせいたします。

記

【選考対象】

2020年度に発行された医療経済学会誌「医療経済研究」（Vol.32）に掲載の研究論文

【選考・決定】

「医療経済研究」編集委員会の選考を経て医療経済学会理事会で決定。

【表彰】

2021年に開催予定の第16回総会において表彰を行い、受賞者に対して賞状及び副賞（提供：医療経済研究機構）を贈呈します。

医療経済学会 第 15 回研究大会「若手最優秀発表賞」授賞の報告

第 15 回研究大会長

一橋大学 国際・公共政策大学院 教授

井伊 雅子

医療経済学会 第 15 回研究大会では、2020 年 9 月 5 日（土）の一般演題の部において、発表論文の第一著者で、かつプレゼンテーションを行った大学院生を対象とした「若手最優秀発表賞」を決定・授与いたします。受賞者には表彰状、ならびに副賞 5 万円が授与されます。

厳正な審査の結果、下記のとおり受賞者が決定したことをご報告申し上げます。

【受賞者・演題名】

受賞者：橋本 明弓 氏（東京大学大学院医学系研究科 健康科学・看護学専攻）

演題名：Technical efficiency and the related factors of prefectures' policy on child injury in Japan

第 16 回研究大会について

1. 研究大会長

東京医科歯科大学大学院 医歯学総合研究科 教授 伏見 清秀 先生

2. 日程

2021 年 9 月 4 日（土）

3. 会場

東京医科歯科大学（東京都文京区）

4. 今後のスケジュール

・一般演題募集：2021 年 2 月～2021 年 5 月

Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy 発刊のお知らせ

医療経済学会と医療経済研究機構では、アジア地域での医療経済・医療政策研究の更なる発展を目指し、アジア地域でのコンテクストを抱えつつ、一部 Global Lesson を含めた英語版電子ジャーナル「Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy」を発刊いたしました。

医療経済・医療政策研究に関する研究成果の投稿を広く募集しております。

⇒ 投稿者の条件はありません。

⇒ 採用された論文の掲載料金は無料です。

⇒ 投稿規定、執筆要領は学会 Web ページ (<https://www.ihep.jp/jhea/>) の「医療経済研究」、もしくはバナー「Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy」をご覧ください。

『医療経済研究』 投稿規程

本誌は、医療経済学会と一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構が医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌として、共同で編集発行しています。以下の目的等にかなう研究の成果物を広く募集します。

1. 目的

- (1) 医療経済・医療政策の分野において研究および調査の発表の場を提供する。
- (2) 医療経済・医療政策研究の発展を図り、医療政策立案および評価に学術的基盤を与える。
- (3) 医療経済・医療政策の分野において産、官、学を問わず意見交換、学術討論の場を提供する。

2. 原稿種別

- (1) 「研究論文」：理論的または実証的な研究成果を内容とし、独創的な内容をもつもの。実証的な研究の場合には目的、方法、結論、考察について明確なもの。
- (2) 「研究ノート」：独創的な研究の短報または小規模な研究など、研究論文としての基準に達していないが、新しい知見を含み、学術的に価値の高いもの。
- (3) 「研究資料」：特色ある資料、調査、実験などの報告や研究手法の改良などに関する報告等で、将来的な研究に役立つような情報を提供するもの。
- (4) 本誌は上記のほかに編集委員会が認めたものを掲載する。

3. 投稿資格・要件

- (1) 投稿者の学問領域、専門分野を問いません。また一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構（以下「医療経済研究機構」という）または医療経済学会の会員であるか否かを問いません。
- (2) 本誌に投稿する投稿論文（第2項のすべての原稿種別を含めるものとして以下「論文等」という）等は、いずれも他に未投稿・未発表のもの（投稿者自身の著作または共著にかかるもの）に限ります。投稿にあたっては共著者がある場合は全員の同意を得るものとし、採否通知を受けるまでは他誌への投稿を認めず、採用が決定した場合は「医療経済研究」の掲載論文等として刊行するまでは他誌への投稿を認めません。

4. 投稿要領

- (1) 投稿者は、投稿に際し、本文・図表・抄録を電子メールで送付してください。なお、投稿の際に様式1の投稿者チェックリストも合わせて電子メールで送付してください。送付後1週間以内に受領通知が届かない場合は、『医療経済研究』担当までお問い合わせください。また、投稿者は、「研究論文」、「研究ノート」、「研究資料」の原稿種別を指定してください。但し、その決定は編集委員会が行うことと致します。
原稿の送り先は以下のとおりです。
E-mail kikanshi@ihp.jp
- (2) 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従ってください。編集委員会から修正を求められた際には、各指摘事項に個別的に応え、再投稿して下さい。
編集委員会が修正を求めた投稿論文等について、通知日から90日以上を経過しても再投稿されない場合には、投稿の取り下げとみなします。ただし、事前に通知し、編集委員会が正当な理由として判断した場合はこの限りではありません。
- (3) 責任著者および共著者（以下「責任著者等」という）について、投稿論文等にかかる研究に対し、研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（公的機関や私的企業の名称、研究課題名、補助時期など）を謝辞の中に明記してください。
- (4) ヒトを対象とした研究である場合には、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」等の倫理基準を遵守し、適切に行われていることを明示してください。
- (5) 責任著者等について、利益相反（Conflict of Interest）の有無についての情報を開示してください。
- (6) 投稿論文等が第三者の著作権と、その他第三者の権利を侵害しないものであることをご確認ください。他者が著作権等を保有する図表、写真等を使用する場合は、責任著者の責任において、権利者の利用許可（権利許諾）を得てください。

- (7) 他者が著作権を保有する著作物の翻訳・翻案等の二次的著作物については、責任著者が、原作者との間の著作権処理（翻訳権、翻案権等および本投稿に関する許諾の取得）を必ず行ってください。
- (8) 投稿論文等の掲載の採否および種別については、査読審査に基づいて、編集委員会にて決定します。その際、「研究論文」の基準には満たない場合であっても「研究ノート」または「研究資料」としての掲載が可能という決定になる場合もあります。
- (9) 掲載が決定した論文等の掲載料金は無料です。責任著者へは無料にて PDF ファイルを提供します。別刷が必要な場合にはその旨ご連絡ください。実費にて申し受けます。
- (10) 英文の校正等は、第一義的には責任著者の責任であり、水準に満たない場合は合理的な範囲での費用負担を求める場合もあります。

5. 著作権等

- (1) 投稿論文・掲載論文等の著作権は責任著者等に帰属したままとしますが、(2)～(4) に同意いただきます。なお、本誌への掲載決定後、責任著者を始めとする執筆者全員に利用許諾同意書（別紙）を提出いただき、これを掲載条件とします。
- (2) 掲載が決定した論文等について、医療経済学会および医療経済研究機構は、医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌「医療経済研究」（ウェブ掲載含む）の記事として刊行することができる権利を有するものとします。
- (3) 「医療経済研究」の掲載論文等を出版、インターネット等を利用した公衆送信その他の方法で公開する場合は、(2) の刊行後とし、出典元「医療経済研究」（公式サイトに該当記事のアドレスがある場合はそのアドレスへのリンク）を明示することとします。
- (4) 「医療経済研究」の掲載論文等を基礎に加筆・修正等を加えてまとめた論文等を他の媒体・方法で公開する場合も、(2) の刊行後とし、「医療経済研究」の掲載論文等をもとに加筆等したものである旨と、その掲載号（公式サイトに該当記事のアドレスがある場合はそのアドレスへのリンク）を明示することとします。
- (5) その他、投稿論文・掲載論文等の著作権に関して疑義を生じた場合は、「医療経済研究」担当へお問い合わせください。

6. その他

採用された研究論文については、「学会論文賞」の選定対象となり、正賞を医療経済学会から、副賞を医療経済研究機構から贈呈します。

（問い合わせ先）

〒105-0003 東京都港区西新橋 1-5-11 11 東洋海事ビル 2F
 一般財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構
 医療経済学会雑誌・医療経済研究機構機関誌『医療経済研究』担当
 TEL 03-3506-8529 / FAX 03-3506-8528
 E-mail : kikanshi@ihep.jp

（2017 年 9 月 2 日 改定）

『医療経済研究』執筆要領

1. 原稿の書式

(1) A4 版 Word 入力

(2) 1 行 40 字×36 行、横書き入力

匿名で査読を行いますので、著者の属性に係る事項は表紙（1 ページ目）に以下①～④の項目を記入し、本体ページ（2 ページ目）以降に本文を掲載し、謝辞を入れずに原稿作成をお願い致します。

① 題名著者の氏名および所属・肩書、謝辞、提出年月日

② 連絡先著者 1 名の所属・肩書、メールアドレス、住所、電話番号、FAX 番号

③ 共著者全員のメールアドレス

④ 研究費補助の有無。研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（何年のどの機関・企業からの研究補助等）を謝辞の中に明記してください。

2. 原稿の長さは「40 字×36 行」12 枚、英文の場合は 6000 語以内とします。（表紙、図表、抄録は除く）

3. 抄録は和文（1,000 字程度）および英文（400 語程度、ダブルスペース）で作成の上、添付してください。また論文検索のため、和文・英文各 10 語以内でキーワードを設定し、末尾に記載してください。（英文キーワードは原則として小文字にて記載）

4. 注）は本文原稿の最後一括して掲載してください。掲載は、注 1）などのナンバーをふり、注）の番号順に並べてください。

5. 文献記載の様式は以下のとおりとします。

(1) 文献は本文の引用箇所の肩に 1) などの番号で示し、本文原稿の最後一括して引用番号順に記載してください。文献の著者が 3 名までは全員、4 名以上の場合は筆頭者名のみあげ、(筆頭者), 他. としてください。

(2) 記載方法は下記の例示に従ってください。

① 雑誌の場合

1) Wazana, A. Physicians and the pharmaceutical industry: is a gift ever just a gift? Journal of American Medical Association 2000;283:373-380

2) 南部鶴彦, 島田直樹. 医療機関の薬剤購入における価格弾力性の推定. 医療経済研究 2000 ; 7 : 77-100

② 単行本の場合

1) 井伊雅子, 大日康史. 第 9 章 予防行動の分析. 医療サービス需要の経済分析. 日本経済新聞社. 2002 : 173-194

2) Organisation for Economics Co-operation and Development. A System of Health Accounts. Paris: OECD Publications, 2000.

③ 訳本の場合

1) Fuchs, V., 1991. National health insurance revisited. Health Affairs [Winter], 7-17. (江見康一・二木 立・権丈善一訳『保健医療政策の将来』勁草書房, 1995, 245-261)

6. 図表はそれぞれ通し番号を付し、表題を付け、出所を必ず明記してください。また、本文には入れ込まず、1 図、1 表ごとに別紙にまとめ、挿入箇所を本文中に指定してください。

7. 見出しに振る修飾数字・英字等は原則として以下の順序に従ってください。

1. (1) ① (a) (ア) …

(2017 年 9 月 2 日 改定)

医療経済学会 入会申込書

【学会設立の趣旨】

医療経済学の研究者を広く糾合し、医療経済研究の活性化を図るべく、「医療経済学会」を設立する。この学会が医療経済学の研究成果発表の場として、広く研究者が交流する場となることで、その学問的成果に基づく政策や医療現場での実践が行われ、ひいては質の高い効率的な医療が提供されることを期待する。

年 月 日申込

入会希望の方は下記様式に記入の上、事務局までメール、FAX または郵送して下さい。
なお、入会申込書に記載いただいた個人情報は、当学会のご案内・ご連絡にのみ使用致します。

フリガナ			男 ・ 女	生年 月日	西暦	年	月	日
氏 名								
会員の別		・ 普通会员						
		・ 学生会員（※） [大学名： 在籍学位課程：] [修了予定年月：]						
所属先	名称		職 名					
	住所	〒						
電 話			FAX					
自宅住所		〒						
電 話			FAX					
郵便物希望送付先（該当に○）			所属先 ・ 自宅					
E-mail								

（※）学生会員は、大学、大学院またはこれに準ずる学校に在籍し、学士・修士・博士・専門職学位課程に在籍する者としてします。学生会員を希望される方は、学生証コピーの提出をお願い致します。なお、所属が変更した場合は速やかに事務局宛にご連絡ください。

【主な活動】

研究大会の開催、学会誌「医療経済研究」の発行など

【学会年会費】

普通会员：年 10,000 円、学生会員：年 5,000 円

【入会の申し込みおよびお問合せは下記へ】

医療経済研究機構内 医療経済学会事務局
 TEL 03-3506-8529 FAX 03-3506-8528
<https://www.ihep.jp> E-mail : gakkai@ihep.jp

編集委員長	橋 本 英 樹	(東京大学大学院医学研究科公共健康医学専攻 教授)
編集顧問	池 上 直 己	(慶應義塾大学 名誉教授)
	西 村 周 三	(京都先端科学大学経済経営学部 教授／ 医療経済研究機構 特別相談役)
編集委員	菅 原 琢 磨	(法政大学 経済学部 教授)
	野 口 晴 子	(早稲田大学 政治経済学術院 教授)
	濱 島 ちさと	(帝京大学医療技術学部看護学科 教授)
	福 田 敬	(国立保健医療科学院 保健医療経済評価研究センター センター長)
	安 川 文 朗	(横浜市立大学国際商学部 教授)
	康 永 秀 生	(東京大学大学院医学系研究科 教授)
	山 田 篤 裕	(慶應義塾大学経済学部 教授)

医療経済研究 Vol.32 No.1 2020

令和2年10月20日発行

編集・発行

**医療経済学会
医療経済研究機構**

〒105-0003 東京都港区西新橋1-5-11

11 東洋海事ビル 2階

一般財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会内

TEL 03 (3506) 8529

FAX 03 (3506) 8528

医療経済研究機構ホームページ：<https://www.ihep.jp/>

医療経済学会ホームページ：<https://www.ihep.jp/jhea/>

制作

株式会社 祥文社

〒135-0034 東京都江東区永代2丁目35番1号

TEL 03 (3642) 1281 (代)

本号ならびにバックナンバーについては医療経済学会ホームページよりPDFが閲覧可能です。
また、会員の皆様には最新号を郵送いたします。

Japanese Journal of Health Economics and Policy

Vol.32 No.1 2020

Contents

Prefatory Note

Possibility of contact tracking application	<i>Takanori Ida</i>	1
---	---------------------	---

Special Contributed Article

From new orange plan to a policy for living with, risk reduction of dementia in Japan.	<i>Hidetaka Ota</i>	3
The Japan Environment and Children's Study –The background, the current state and policy implications–	<i>Zentaro Yamagata</i>	13

Research Article

Labor Productivity in Japanese Home Help Industry: Evidence from Establishment-Level Data	<i>Wataru Suzuki</i>	21
Was being notified of eligibility for “aggressive health guidance” under Japan’s specific health checkup system effective in reducing risk factors of cardiovascular diseases for male members of a health insurance society?: Examination using Regression Discontinuity Design	<i>Yoichi Sekizawa Moriyo Kimura Kazumitsu Nawata</i>	44

JHEA 15 th Annual Conference Report	61
Announcement of the Best Paper Award of the Year 2019	65
Selection of the Best Paper Award of the Year 2020	66
JHEA 15 th Annual Conference Young Investigator Award	67
Announcement of The 16 th Annual Conference of JHEA	68
Announcement of The Launch of Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy	69
Instructions to Authors/Manuscript Submission and Specifications	70

