ISSN 1340-895X

医療経済研究

Vol.31 No.1
2019

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関紙

巻頭言

医療ビックデータの学術的価値
…… 伏見　清秀　1

特別寄稿

自殺予防と政策、行政：
政策の枠組みと行政機構に関連した効果評価の課題
…… 中西　三春　3

職場のメンタルヘルスとワーク・エンゲイジメント
…… 島津　明人　15

研究論文

所得が高齢者の医療・介護費に与える影響
…… 今堀まゆみ　栗原　崇　野口　晴子　27

第 14 回研究大会報告 …… 47

2018 年度「学会論文賞」授賞の報告 …… 50

医療経済学会「学会論文賞」について …… 51

第 14 回研究大会
「若手最優秀発表賞」授賞の報告 …… 52

医療経済学会第 15 回研究大会の概要について …… 53

Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy の
発刊について …… 54

投稿規定・執筆要領 …… 55

医療経済学会　医療経済研究機構

医療経済研究

Vol.31 No.1 2019

医療経済学会　医療経済研究機構

巻頭言

医療ビックデータの学術的価値

東京医科歯科大学大学院医療政策情報学分野
伏見　清秀

今世紀初頭まで我が国の医療政策学、医療サービス研究の領域は、利用可能な医療データがほとんど存在せず、研究を行うこと自体が大変困難であったといえる。そのころ米国の Academy Heatlth 年次学術大会に参加した際に、医療関連領域の発表演題の多さや活気溢れる多くの若手研究者を目の当たりにしたことは驚きであった。その裏にある米国の豊富な医療データ研究リソーズ整備の実態を知り、羨ましさを感じるとともに我が国の研究環境との大きなギャップに愕然としたものである。

その後、わが国でも医療データベースの整備が進み、DPC データ、NDB データ、その他各種のレジストリーデータなどが利用可能となりつつあり、医療ビッグデータの時代などと喧伝されていることは喜ばしいことではある。NDB データベースは保険診療費をほぼ完全に含むビッグデータで、医療需要の推計に用いられるとともに一定の条件の下で研究者も利用可能となっている。国の DPC データベースの整備はやや遅れているが、いくつかの研究グループが独自にデータベースを構築し急性期医療の分析に利用している。これらのデータの研究生産性は非常に高く、膨大な数の臨床疫学研究等の国際学術論文として結実している。データの規模では NDB に劣る DPC データの方が圧倒的に研究成果が大きいことは、データの利用条件や利用環境の違いによるところであり、NDB 活用推進に向けた大きな課題を示しているといえよう。

近年公開が始まった病床機能報告データも注目したい。これは地域医療構想における地域の医療提供体制評価のためのデータであるが、実名入りですべての個別医療機関の入院医療パフォーマンスがデータベース化されているので、潜在的な利用価値はとても高いと期待される。地域医療提供体制評価の学術研究に必須であるとともに、医療機関個票ベースの政策学、経済学、経営学等の研究資料として活用できるであろう。

これらのデータベースの整備は歓迎されるが、そこから十分な価値が創造されているかはまだ心もとない。DPC データからの臨床疫学研究の成果は目覚ましいが、含まれる情報が入院医療に限定され長期アウトカムや社会経済的情報に欠けるなどの理由で研究手法が定型化しがちである。データの付加価値を高めるには情報をエンリッチできる仕組みが必要である。

NDB および病床機能報告は地域医療構想の基盤となるデータとなっているが、これらの政策応用における学術的な裏付けはほとんどない。データは Evidence-based Health Policy の必要条件ではあるが十分条件ではない。豊富な学術的な検証に基づいて組み立てられた政策がそれに値するのであろうが、データの利用が始まったばかりの我が国にそれを求めるのは酷かもしれない。今後時間をかけた学術的な経験

の積み重ねが必要であろう。

医療データ欠落による医療サービス研究の遅れは、わが国の医療の質評価に影響を及ぼしている可能性もある。今世紀に入り医療安全の確保に関する知識と制度はかなり整備されているが、OECD の review に指摘されるように我が国では医療の質の確保は制度化されていない。社会問題化した腹腔鏡手術後の死亡多発は、アウトカムを評価する仕組みが存在しない現状ではどこの医療機関で発生してもおかしくない。機能未分化に伴う機能集約不全状態が続く我が国の医療提供体制においては、ボリューム-アウトカムの正相関が真であれば、低ボリューム医療機関での preventable death の発生を意味する。

つい先日厚生労働省から「データヘルス改革」の方向性を示す資料が公表された。ゲノム情報活用、AI 導入などと並んで医療ビッグデータの研究活用も主要テーマとされている。やや既視感もある内容だが個人単位のデータ連結の仕組みの導入を目指す点は期待したい。しかし、データベース整備後の活用方法についての具体的な記載が乏しいことは大変残念である。繰り返しになるが、データの整備は医療データから価値を創造するための必要条件に過ぎず、これらのデータを用いた幅広く層の厚い学術研究の積み重ねがあってはじめて十分条件が満たされると考えられる。

自由度の高い学術的な医療データ利活用と個人情報保護を両立させる仕組みを作り、若手を含む多くの研究者の参入障壁をできるだけ低くし、医療ビッグデータ分析に必要な環境整備と人材育成を進め、ある程度時間をかけてこの領域の研究を熟成させていくことではじめて我が国の医療ビッグデータが大きな価値を生むようになるのではないだろうか。

特別寄稿

自殺予防と政策、行政：政策の枠組みと行政機構に関連した効果評価の課題

中西　三春*

緒言

自殺は日本のみならず世界の公衆衛生における優先課題とされている。世界保健機構（World Health Organization, WHO）によれば年間約80,000人が自殺により亡くなっている[1)]。自殺は特定の個人や集団だけで起こるのではなく、あらゆる社会階層・地域で起こりうる。個々の自殺に至る動機や経緯は多様であるが、最終的には、その人が社会的に排除されてきた帰結ととらえられる。したがって自殺対策とは社会的包摂に向かう取組みであり、常にその視点から対策が考案され評価される必要がある。

日本では1998年の経済危機に端を発した自殺死亡率の大幅な上昇があり、その後も高い水準が続いてきた。とりわけ「経済・生活問題」を原因・動機とする自殺が急増した[2)]。しかし、そこから「経済が回復すればいい」という見解に飛びつくのは、上述の社会的包摂の視点をふまえないものであり妥当とは言い難い。経済と自殺統計の関係が表すのは、経済状況が悪化すればなす術なく社会的排除を受けるという社会の姿であり、それこそが自殺対策で打破すべき構造である。

＊　公益財団法人東京都医学総合研究所　心の健康プロジェクト

筆者が関わった自殺対策の検証評価において、例えば費用対効果の検証など医療経済的な評価を社会・政府から要請されることがあった。だが医療経済学を適用するとしても、自殺対策の目的と手段が逆転する危険性には常に注意を払わなければいけない。自殺対策の最終的な目標・指標はたしかに自殺死亡率だが、その数値だけが取り沙汰されることは、社会的排除の状況はそのままに死の手段へのアクセスだけを封じる社会を生みかねない。これは人々がどれだけ苦しもうとその苦痛には対処しない（関心がない）でとにかく死ぬことだけを禁じるという冷酷な構図である。

日本の自殺対策

日本では2006年に「自殺対策基本法」が施行され、法に基づき政府が推進すべき自殺対策の指針を打ち出すものとして2007年に「自殺総合対策大綱」が策定された。大綱では特に集中的に取り組むべき施策として9つの基本的施策および48の施策が定められるとともに、2016年までに2005年の自殺死亡率を20%以上減少させるという数値目標が定められた[3)]。すなわち、2005年における人口10万対24.2（厚生労働省）の80%未満として、目標値は19.4以下となる。なお2016年の自殺死亡率は17.3で目標数値は達成

表 1　自殺のリスク要因に対応した主要な介入

対象	介入
ユニバーサル	精神保健の政策 **有害なアルコール使用を減らすための政策** 保健医療ケアへのアクセス 自殺の手段へのアクセスを制限 メディアの責任ある報道 精神保健、物質使用障害、自殺に関する啓発
選択的な集団	脆弱性がある集団への介入 ゲートキーパー研修 危機・緊急に対応するヘルプライン（電話窓口）
臨床域の対象者	フォローアップと地域での支援 自殺行動のアセスメントと管理 精神障害、物質使用障害のアセスメントと管理

ゴシック，日本の自殺対策で明確には位置付けられていない介入

されたことになるが、それをもって施策に効果があったと結論付けることには問題がある。その理由については後述する。

大綱に掲げられた施策は、WHO の 2014 年報告書[1]で示された主要な介入（表 1）のほぼ全てを網羅している。例外は「アルコールの有害な使用を減らすこと」である。日本の大綱にアルコール依存症の治療は言及されているが、アルコール乱用の予防等は明確には位置づけられていない[4]。

内閣府は地域における自殺対策力を強化する目的で、2009 年に「地域自殺対策緊急強化基金」を造成した。当初は 3 年間の予定で各都道府県に基金が造成され、都道府県や圏域下の市区町村が基金を用いて地域の自殺対策を実施するという枠組みであった。2012 年以降も補正予算等により基金が積み増しされ、2016 年度末まで延長されてきた。他方で 2014 年度補正予算に「地域自殺対策強化交付金」が計上され、2015 年度から実施される自殺対策事業に充てられることとなった。2016 年度には自殺対策が内閣府から厚生労働省に移管され、自殺対策基本法の改正法が施行されている。法の主要な改正点としては、新たに市区町村に自殺対策計画の策定を義務付けたこと、自殺対策の実施のために国が都道府県・市区町村に交付金を交付することが定められたことがあげられる[2]。そして 2017 年には大綱が改定され、新たな数値目標として、2026 年までに 2015 年の自殺死亡率（18.5）を 30%以上減少させる（13.0 以下にする）ことが定められた[5]。

筆者は内閣府が 2012 年 8－10 月に設置した「地域自殺対策緊急強化基金検証・評価チーム」、および 2013 年 8 月－2015 年 3 月の「自殺対策検証評価会議」で委員として参画し、主として基金事業の検証評価に携わった。そこで本稿では 2016 年度まで行われた基金事業に焦点を絞って紹介する。基金事業では都道府県・市区町村が地域の実情をふまえて以下の 5 事業の中から実施事業を選択することとなっていた。

① **対面型相談支援**：関係行政機関や民間団体で専門家を活用した自殺対策のための「包括支援相談」を実施するなど相談支援体制を強化
② **電話相談支援**：関係行政機関や民間団体が行う電話相談事業の充実
③ **人材養成**：自殺を考えている人、自殺未遂者

等自殺の危険性の高い人、自殺者の遺族等に対し、適切な対応・支援を行う人材の養成

④　**普及啓発**：国民一人ひとりが自殺予防のために行動（「気づき」「つなぎ」「見守り」）できるようにするための広報活動を実施

⑤　**強化モデル**：地域における自殺対策を緊急に強化するための事業を実施（ハイリスク地におけるパトロール活動の支援、一時的避難場所（シェルター）の提供、遺族のための分かち合いの会の運営支援等、その他地方公共団体が独自に取り組む事業）

自殺対策の検証評価

2012 年の「地域自殺対策緊急強化基金検証・評価チーム」では、まず基金事業の検証評価における課題を整理した。主要な課題として（a）自殺対策を通常の効果検証の枠組みで評価することの困難、（b）市区町村単位でみた自殺死亡統計の特徴、（c）自殺死亡率の差分・変化量を効果指標とすることの問題、（d）自殺対策の「地域」の範囲設定、があげられた。

（a）通常、ある特定の介入手法の効果を検証する際には「無作為対照比較試験」で介入を受ける群（介入群）と、介入を受けないこと以外は介入群と同等の性質と見なされる対照群を設定する。自殺死亡率は人口 10 万人対 20－30 であり、統計解析に耐えうる効果検証をするためには、介入群・対照群が数十万人規模の集団でかつ数～十年間単位での追跡が必要になる。しかし地方行政機関が行う自殺対策の効果検証を行うために、こうした規模・期間で対策を実施しない対照群を設けることは極めて難しい。なにより検証・評価チームが結成されて評価の枠組みが検討されるよりも前に基金事業は開始されており、介入（自殺対策）の内容は市区町村に一任されるため自治体間で大きく異なるため、介入研究の前提が成立しない。

（b）自殺予防研究では個人単位のデータが得られないとき、地域単位のデータで分析を行うことが多い。地域を都道府県単位にすると人口 10 万対自殺死亡率の値は一定の範囲に均される利点があるが、都道府県は 47 か所しかなく、精度の高い統計解析結果を得ることが難しい。地域を市区町村にした場合は 1741 か所で統計解析が可能な水準になる一方、母集団の規模が小さくなり、年間の自殺死亡者数 0 件が最も頻度の高い値となる（図 1）。人口 10 万対自殺死亡

図 1　市区町村の 2018 年間自殺死亡者数の分布（警察庁，自殺日・住居地）

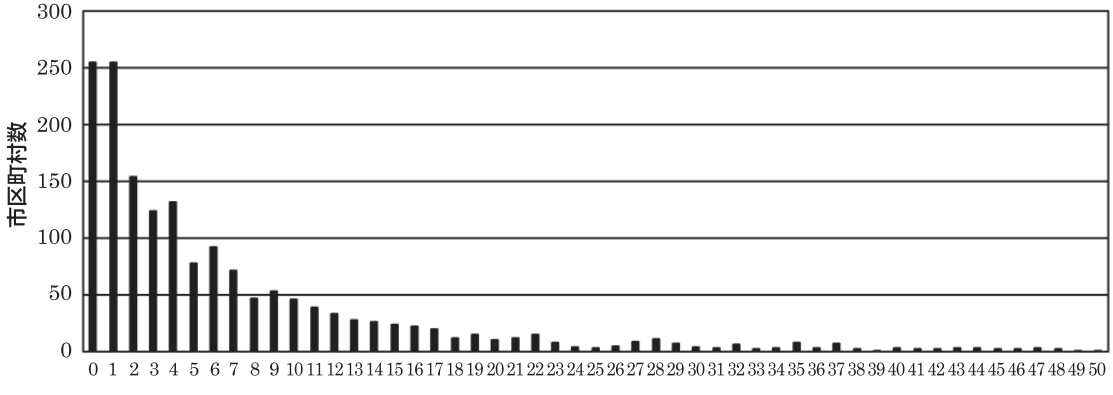
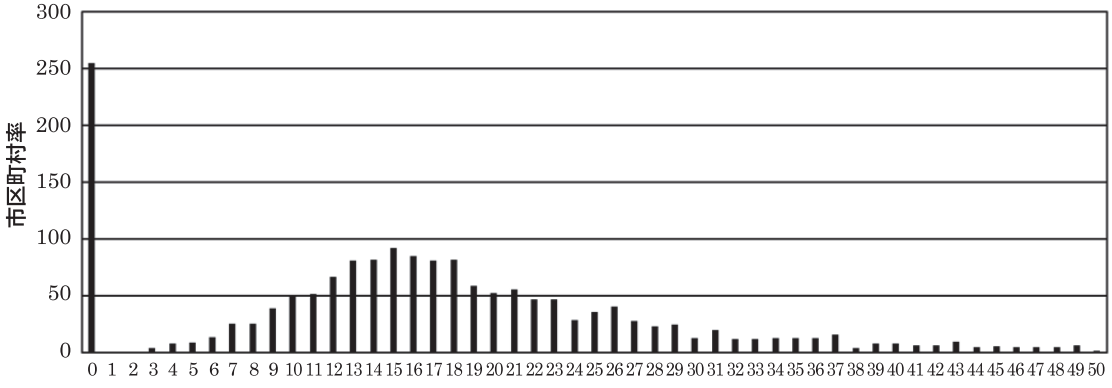


図 2　市区町村の 2018 年間人口 10 万対自殺死亡率の分布（警察庁，自殺日・住居地）



率で頻度をみると、0 に集中する群と裾野をひいた群とが足しあわされた歪な分布になり（図 2）、統計解析に適さない。自殺死亡率は一見分かりやすい指標に見えるが、このように取り扱いには注意を要する。

(c) 自殺対策の効果＝自殺死亡率の減少という発想から、自殺死亡率の差分・変化量が効果指標として考えられがちであるが、件数としては同じ 1 件の変化が市区町村の人口規模によって変化量が過大／過少に評価されうる問題がある。また自殺死亡者数が継続して 0 件の市区町村は、本来それが最も望ましいにも関わらず、他の自殺死亡率が高い市区町村より変化量という指標では低く評価されてしまう（表 2）。

(d) 地域の自殺対策の効果がその地域内で完結しているとは限らず、ある種の自殺対策は効果が過少評価される可能性がある。例えば A 市の住民が B 市の事業所に勤務しており、C 市の医療機関を受診していて、あるとき D 市の自殺多発地点（ホットスポット）で巡回ボランティアに声をかけられたとする。仮に B 市が従業員のメンタルヘルス対策を実施し、C 市が医療機関と連携した事業を行い、D 市が巡回ボランティアに助成していたとして、それぞれの A 住民の自殺予防に対する影響を明らかにすることは不可能であろう。また基金事業は都道府県と市区町村がそれぞれに事業を行う体制であり、ひとつの市区町村の自殺死亡率が仮に変化したとして、それが市区町村自らの対策によるのか、それとも都道府県の事業が奏功した結果であるのか、判別することは難しい。

上記の課題整理をふまえ 2013 年の「自殺対策検証評価会議」では、基金事業の「効果」を「市

表 2　人口と自殺死亡者数の仮定条件に基づく自殺死亡率の変化量

市区町村	人口	X 年の自殺死亡者数	X＋1 年の自殺死亡者数	自殺死亡率の変化量
A	10 万	2	1	1
B	1 万	2	1	10
C	1 万	0	0	0

区町村で自殺対策の実施体制および取り組み状況が進展すること」と定義した。そこで内閣府がとりまとめた2010－12年の基金事業の執行状況と、自殺予防総合対策センター（現・自殺総合対策推進センター）が2013年に実施した「市区町村における自殺対策の取組状況に関する調査」のデータを提供いただき、市区町村の既存統計と連結して解析を行った。基金事業を執行した市区町村の特徴を把握したうえで、これらの特徴と基金事業のどちらが自殺対策の実施体制や取り組み状況に寄与しているかを確認した。解析の結果、基金事業を執行した市区町村は未執行の市区町村と比べて2009年の自治体職員数が多く、自殺死亡者数も多かった。自殺対策の実施体制や取り組み状況の進展には、自治体職員数の多さと基金事業の執行のどちらも有意な関連を示した[6]。以上により、自殺対策の実施体制や取り組み状況に対する基金事業の「効果」は一定程度あると結論づけられた。ただし基金事業を執行した市区町村はもともと自殺死亡者数が多く、その自治体内で自殺対策が優先順位の高い施策と認識されていたなどの動機付けが背景にあることも推察された。

翌2014年の「自殺対策検証評価会議」では基金事業の「効率性」を評価することが求められたが、これは必ずしも費用対効果をささないことが確認され、「単一・単発的な事業の実施にとどまらない総合的な自殺対策が展開されていること」と定義された。内閣府が2013年度の基金事業執行に関して対面型相談支援事業・電話相談支援事業の「相談種類」、普及啓発事業・強化モデル事業の「事業内容」を把握していたことから、市区町村あたりで総体的にどの相談種類・事業内容が行われていたかを集計し、基金事業の実施パターンごとに比較した。2010－13年にかけての基金事業の実施パターンは大きく「強化モデル（とその他の組み合わせ）」が417市区町村、「普及啓発と人材養成と対面型相談支援」が261市区町村、「普及啓発と人材養成」が259市区町村、「普及啓発のみ」213市区町村、その他の259市区町村に分けられた。この時点で基金事業を未執行の市区町村も240あった。「強化モデル」や「普及啓発と人材養成と対面型相談支援」といった、多岐に渡る組み合わせで基金事業を執行した市区町村では、他の実施パターンの市区町村と比べて「法律」・「労働」・「人権」・「職場」といった相談種類・事業内容を行っている割合が高かった。これらの結果から効率的な基金事業の展開として、①初年度は普及啓発から着手し、翌年度以降に人材養成を行い、人材が確保できたところで対面型相談支援を展開する、②自殺死亡者数が多いなどで既に課題意識の明確な市区町村で、一定の仮説に基づき強化モデルに取り組む、の2つのパターンが考えられた。

翌2015年度は、2016年4月から厚生労働省に移管することが決まっていたことの影響か「自殺対策検証評価会議」は開催されなかった。筆者は自主研究として自殺対策の検証評価を継続した。

（i）厚生労働省「患者調査」調査票情報の提供を受け、主傷病が自傷（ICD-10のX60-84）で医療機関を入退院した患者のデータを抽出し、1996－2014年の件数の推移を確認した。退院件数は全国の自殺死亡数と同じ推移を示し、1996年から2008年にかけて増加する傾向にあった。このことから自傷と自殺の背景には何らかの共通性があると推測され、自殺予防の観点から自傷患者に対するアプローチを展開することの妥当性が補強された。[7]

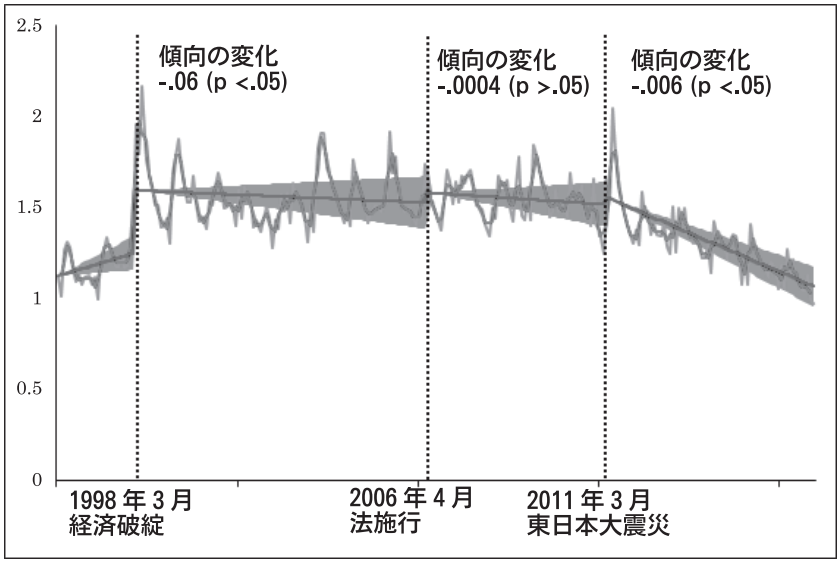
（ii）人口に対する自殺死亡数の比率をポアソン分布に従うと仮定して、市区町村の基金事業執行・

社会福祉費（民生費）の支出・精神科医療の資源配置との関連を検証した。モデル解析の結果、人口に比して社会福祉費の支出が多い市区町村では自殺死亡率が低いことが明らかとなった。また人口に比して精神病床数が多い・精神科医師数が少ない二次医療圏にある市区町村では自殺死亡率が高かった。基金事業の執行は自殺死亡率の高さと関連していた。[8)]

(iii) 2016 年の自殺死亡率は 2007 年の「自殺総合対策大綱」で設定された目標数値の条件を満たしているが、これが自殺対策の効果によるものか否かについて、科学的な見地からの検証は必ずしもされていない。そこで自殺死亡率の動向の検証に用いられている時系列分析[9-13)]を適用して、1998 年の経済破綻・2006 年の自殺対策基本法・2011 年の東日本大震災による自殺死亡率の傾向変化の有無を調査した。法施行の前後で自殺死亡率の傾向に有意な変化はなかった一方、東日本大震災の後に自殺死亡率は有意に減少へ転じた（図 3）。したがって 2016 年に至る自殺死亡率の減少は震災の影響である可能性が否定できず、政策の効果によるものと結論づけることはできなかった。[4)] なお、時系列分析を死亡時の年齢層別に行ったところ、60 歳以上では 1998 年の経済破綻直後から一貫して減少傾向にあった。20－39 歳や 40－59 歳では 2011 年の東日本大震災以降から減少傾向に転じてた。19 歳以下では東日本大震災以降も減少傾向がみられなかった。

日本の 2008－16 年の自殺対策の検証評価について総括する。「地域自殺対策緊急強化基金」により市区町村の体制整備や取り組みが進展したが、それだけではなく自治体の人手（職員数）や動機付け（従前の自殺死亡数）が取り組みに影響する。また自殺死亡率の高低には社会福祉費支出の高さや精神科医師数の多さといった地域資源の配置状

図 3　月自殺死亡率の時系列分析



緑：単月の自殺死亡率、青：自殺死亡率の 3 か月間の移動平均、赤：解析モデルにより推定した傾向、グレー：傾向の 95%信頼区間

況が関連を示している。時系列分析の結果からも、自殺死亡率が「自殺総合対策大綱」の目標数値に到達したという事実だけで、自殺対策に効果があったと結論づけることはできない。

検証評価の総括

日本の自殺対策において導入された「地域自殺対策緊急強化基金」は、地域の自殺対策力を強化する目的のもと、各市区町村が自殺対策として何をすべきか自ら選択して実施するものであった。だが制度設計に由来するいくつかの制約があったと考えられる。

基金は時限的なものでありいつかは無くなるが、財源が無くなったからといって自殺対策も無くされてしまっては問題である。つまり基金の使途としては、基金無き後にも残って継続が可能な体制の整備が望ましい。しかし地方行政機構の性質上、いつかは無くなる財源で人を雇用することはできないため、既にいる行政官が通常業務に上乗せする形で基金事業を担当せざるを得ない。また基金事業の自由度が高いことは反面、明確な展望を持たない市区町村にとっては何をすれば良いのか手がかりがない状況ともなりうる。2014 年度時点で 200 強の市区町村が基金事業を未実施、あるいは普及啓発のみ実施であったことは、こうした実情を反映したものと思われる。

高齢者の自殺死亡率が他の年齢層と異なり 1998 年以降一貫して減少傾向にあったことは、地域包括ケア体制をはじめとする高齢者の全住民を対象とした支援体制の構築が寄与したと考えられる。他方で若年や中高年には同様の体制がない。介護保険法に基づく地域包括支援センターに相当するものとして、障害者総合支援法に基づく地域活動支援センターがあるが、障がい者が対象であり成人住民全体を視野に入れたものではない。地方行政がこれらの年齢層にアプローチする上では、教育や産業の団体との連携が必須であるが、その連携はしばしば課題となる。基金事業で「法律」・「労働」・「人権」・「職場」といった相談種類・事業内容の実施割合に差が出ていたことが連携の難しさを示唆している。

諸外国の自殺対策

2016 年以降の自殺対策基本法および自殺総合対策大綱では、自殺対策を「生きることの包括的な支援」と新たに位置付け、エビデンスに基づいた PDCA サイクルで対策を進めることがうたわれている。しかし世界的なエビデンスと照らし合わせた根源的な見直しは十分ではないと考えられる。

例えば、上述した「アルコールの有害な使用を減らすこと」、すなわちアルコールの規制は改正後の「自殺総合対策大綱」にも不足する点として指摘できる。アルコール規制による自殺死亡率の減少は既にスロベニア[9]やロシア[10]で実証されている。

さらにアルコールの問題や自傷の背景のひとつとされる「トラウマ」について、日本の自殺対策は注意を向けていない。WHO が総括した自殺のリスク要因には以下のものがあげられている[1,14]：自殺企図の既往歴、精神保健の問題、アルコールの有害な使用、薬物使用、仕事や経済的な損失、対人関係の破綻、トラウマや虐待、暴力、紛争や災害、慢性の疼痛または疾患。ここでの「トラウマ」は心的外傷後ストレス障害（PTSD）の心的外傷を必ずしも意味しない。自殺のリスク要因として言われるトラウマとは、人が己の生命・身体の一貫性・自己像を脅かされる経験であり、本人が対処しきれない・うまく消化できない有害な出来事をさす。現実に自分に起こったことだけでな

く脅威と認識したこと（何かを目撃すること）も含まれる。中でも人間同士の間で発生するトラウマ、例えば子ども時代に受ける虐待やケアの放棄、大人になってからでも人に危害を加えられ被害者となる体験は「複雑なトラウマ」と呼ばれる。複雑なトラウマを経験したサバイバーはその後の人生の生きにくさに極端な方法で対応しようとする。極端な方法とは物質乱用・物質依存、解離症状、自傷行為、自殺企図などである。こうしてトラウマはアルコールの問題や自傷ひいては自殺と関連する。

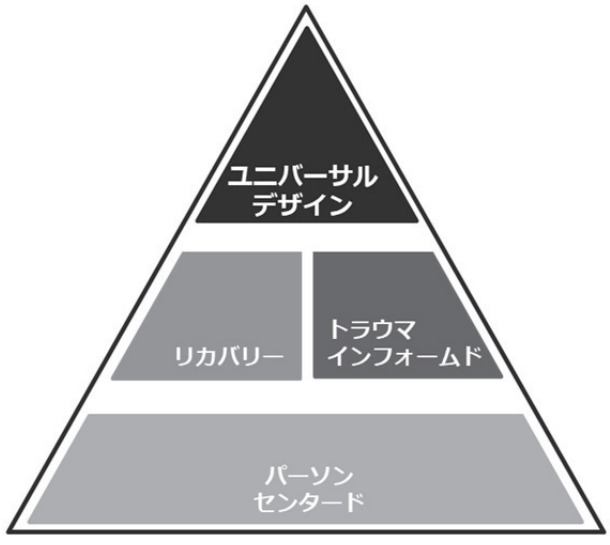
トラウマの問題に対応するサービス構造として、精神保健をはじめとする対人援助サービスにおける「トラウマインフォームド・ケア」が提唱されるようになった。トラウマインフォームド・ケアはリカバリー、パーソンセンタード・ケアと合わせて、精神・行動や身体の保健医療サービスを必要とする人に対応するユニバーサルなアプローチの原則とされている（図 4）[15]。

① **リカバリー**：精神障がい者、また近年は認知症の人の支援でも提唱され始めた概念であり、自立支援と深く関連する。精神疾患や認知症の診断を受け、様々な喪失を体験する当事者と家族が、再び自らの人生の意味と価値を見出すことをリカバリーと定義する。

② **トラウマインフォームド・ケア**：児童養護、精神障がい者、家庭内暴力の分野で着目されている。トラウマをもつ当事者を支援する上で信頼関係の構築は必須であるが、援助者と当事者との間に権威勾配があるために当事者は心理的安全を脅かされ、支援の中で意図せず人に傷つけられた体験（トラウマ）を再体験する。それが精神心理症状や自殺リスクの上昇につながる。そこで援助職と当事者の心理的安全を保障する支援構造そのものをトラウマインフォームド・ケアとして提唱している。

③ **パーソンセンタード・ケア**：主として精神障がい者、認知症の人の支援で広まった。援助者側の都合に沿った業務中心の支援（例：決まった時間に身体ケア提供）ではなく、当事者の人生の文脈に沿った支援を、当事者と情報・意思

図 4　対人援助サービスのユニバーサル・デザイン



決定を共有しながら提供することをさす。

トラウマインフォームド・ケアにおいて、対人援助サービスで遭遇する利用者は過去に何か・誰かから傷つけられたトラウマがある（サバイバー）と仮定される。利用者は自分にコントロールがあり、力づけられているという感覚を再構築できる（リカバリー）機会をサービスの中で提供される。この機会提供を達成するために、サービス提供者と利用者の両方が身体的、心理的、情緒的な安全を保障される構造を提供することがトラウマインフォームド・ケアの目的である。トラウマインフォームド・ケアの自殺対策への導入はアメリカで2012年から[16]、スコットランドで2018年から進められている[17]。

今後の課題

自殺死亡率を男女別にみた場合、日本を含む多くの国で男性の方が高い。アルコール問題でも同様の男女比の不均衡がある。こうした男女差の背景には、男性に特異的な援助希求への障壁があると考えられている。男性の援助希求を妨げる要因として近年指摘されているものに「有害な男らしさ（toxic masculinity）」がある。有害な男らしさとは他者と攻撃的に競い合い支配したい欲求が突出しており、他者の体験や感情に対する感受性がない・考えようとしない性質をさす。こうした性質は心理療法など精神保健サービスを利用することへの抵抗を招く[18]。また自らの感情をモニタリングできないため、適切な対処行動が困難になり、うつ病の発症[19]や自殺行動[20]のリスクを高める。

有害な支配欲求は精神保健をはじめとする対人援助サービスを提供する側にもあり、ケアへのアクセスを阻害する別の要因となりうる。児童養護[21]や精神科医療[22]において利用者に過剰な規制や管理を行いコントロールを本人から奪うことで、トラウマの再体験を起こす例が報告されている。再トラウマを経験した利用者はその後、対人援助サービスへのアクセスを回避し、結果として健康問題はより深刻化する。これが対人援助サービスにトラウマインフォームド・ケアの導入が必要とされる所以である。

最後に、社会的包摂の観点から「レプリゼンテーション（representation）」の課題を指摘しておきたい。女性、障がい者、移民、少数民族といった立場の者がメディアにおいて、社会に確かに存在し社会の一員であることを体現する（represent）ことが求められている。日本でも昨今、同性愛者や障がいを有する者が国会議員として活動するなど、政策決定の場におけるレプリゼンテーションの高まりの萌芽がみられる。社会の少数派に属する人にとって、社会に自分の存在が見えている・一員として認知されている感覚がもてることは自殺予防の観点からも重要である。米国では2017年4月に、自殺予防コールラインを表題に含む楽曲をLogicが提供した（1-800-273-8255 ft. Alessia Cara, Khalid）。同楽曲の動画では黒人の少年が自身の民族性や性的指向に葛藤する姿が描かれ、終盤では人との繋がりや融和を思わせる映像とともに実際のコールラインの番号が示される。これは黒人、同性愛といった少数派の背景をもつ集団では自殺リスクが高いことをふまえ、レプリゼンテーションを意識した戦略とされている。

レプリゼンテーションは自殺対策の策定過程においても意識されることが望ましい。公共政策の領域では「コ・プロダクション（co-production）」という概念があり、援助者と当事者とが互いの知識、能力、資源を持ち寄り課題の解決を生み出すことをさす。コ・プロダクションを通じて、すな

わち当事者のレプリゼンテーションが保障された構造を通じて自殺対策を策定することは、真に社会的包摂を目指すならば必要不可欠なことと考えられる。例えばアメリカの自殺対策では LGBT、自殺企図の生存者、自死遺族といったそれぞれの人々を主題とするタスク・フォースが結成されている[16]。スコットランドの自殺対策はよりコ・プロダクションを全面に打ち出し、様々な当事者性をもつ人々の団体「Health and Social Care Alliance Scotland」が策定に大きく関与してきた[23]。日本においても今後、自殺予防の領域でコ・プロダクションが検討されるべきであると考える。しかし、日本の自殺対策の方向性について、自死遺族という当事者の立場から懸念する声もあげられている[24]。2019 年 6 月に「自殺対策の総合的かつ効果的な実施に資するための調査研究及びその成果の活用等の推進に関する法律」が制定され、9 月から施行される。この新法の目的は「指定調査研究等法人」を定めることにある。指定調査研究等法人は、一般社団法人または一般財団法人の中から、全国を通じて一個に限り指定される（第 4 条）。現在の国立精神・神経医療研究センター内にある自殺総合対策推進センターから、民間団体へ自殺関連の調査研究の中心を移すとも解釈できる[25]。上述の当事者の声では、自死に関わる情報は慎重な取り扱いがなされるべき個人情報であるにも関わらず、民間団体がこれらの情報を収集し、なおかつ情報の収集範囲の制約やプライバシー保護のための体制が定められていないことを指摘している。自死遺族に対するスティグマは現在も日本社会に存在し、周りにそれを知られることで不当な対応や差別を受けることも残念ながらありうる。このような不安材料をはらんだ制度を当事者不在の状況で決定して進むこと自体、自殺対策が目指すべき社会的包摂に背を向けるものととられてもおかしくない。コ・プロダクションによる早急な体制の見直しと改善を望みたい。

参考文献

1）World Health Organization (WHO). Preventing suicide: A global imperative. 2014

2）厚生労働省. 令和元年版自殺対策白書. 日経印刷. 2019

3）自殺総合対策大綱. 平成 19 年 6 月 8 日閣議決定. https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12200000-Shakaiengokyokushougaihoken fukushibu/H190608taikou.pdf

4）Nakanishi M, Endo K, Ando S, Nishida A. The impact of Suicide Prevention Act (2006) on suicides in Japan: An interrupted time-series analysis. doi: 10.1027/0227-5910/a000599 Crisis 2019, in press.

5）自殺総合対策大綱～誰も自殺に追い込まれることのない社会の実現を目指して～. 平成 29 年 7 月 25 日閣議決定. https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12200000-Shakaiengokyokushougaihoken fukushibu/0000172329.pdf

6）Nakanishi M, Yamauchi T, Takeshima T. National strategy for suicide prevention in Japan: The impact of a national fund on the progress of developing systems for suicide prevention and implementing initiatives among local authorities. Psychiatry Clin Neurosci 2015; 69(1): 55-64.

7）Nakanishi M, Endo K, Ando S. The Basic Act for Suicide Prevention: Effects on longitudinal trend in deliberate self-harm with reference to national suicide data for 1996-2014. Int J Environ Res Public Health 2017; 14(1): 104.

8）Nakanishi M, Endo K. National suicide prevention, local mental health resources, and suicide rates in Japan. Crisis 2017; 38(6): 384-392.

9）Pridemore WA, Snowden AJ. Reduction in suicide mortality following a new national alcohol policy in Slovenia: an interrupted time-series analysis. Am J Public Health 2009; 99(5): 915-20.

10）Pridemore WA, Chamlin MB, Andreev E. Reduction in male suicide mortality following the 2006 Russian alcohol policy: an interrupted time

series analysis. Am J Public Health 2013; 103(11): 2021-6.

11）Bernal JAL, Gasparrini A, Artundo CM, McKee M. The effect of the late 2000s financial crisis on suicides in Spain: an interrupted time-series analysis. European J Public Health 2013; 23(5): 732-36.

12）Corcoran P, Griffin E, Arensman E, Fitzgerald AP, Perry IJ. Impact of the economic recession and subsequent austerity on suicide and self-harm in Ireland: An interrupted time series analysis. Int J Epidemiol 2015; 44(3): 969-77.

13）Humphreys DK, Gasparrini A, Wiebe DJ. Evaluating the impact of Florida's "Stand Your Ground" self-defense law on homicide and suicide by firearm: an interrupted time series study. JAMA Intern Med 2017; 177(1): 44-50.

14）World Health Organization (WHO). National suicide prevention strategies. Progress, examples and indicators. 2018

15）Bassuk EL, Latta RE, Sember R, Raja S, Richard M. Universal design for underserved populations: person-centered, recovery-oriented and trauma Informed. J Health Care Poor Underserved 2017; 28: 896-914.

16）Office of the Surgeon General (US); National Action Alliance for Suicide Prevention (US). 2012 National Strategy for Suicide Prevention: Goals and Objectives for Action: A Report of the U.S. Surgeon General and of the National Action Alliance for Suicide Prevention. 2012

17）Scottish Government. Scotland's Suicide Prevention Action Plan. Every Life Matters. 2018

18）Kupers TA. Toxic masculinity as a barrier to mental health treatment in prison. J Clin Psychol 2005; 61(6): 713-24.

19）Oliffe JL, Phillips MJ. Men, depression and masculinities: A review and recommendations. J Mens Health 2008; 5(3): 194-202.

20）Pirkis J, Spittal MJ, Keogh L, Mousaferiadis T, Currier D. Masculinity and suicidal thinking. Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol 2017; 52(3): 319-27.

21）Fratto CM. Trauma-informed care for youth in foster care. Arch Psychiatr Nurs 2016; 30(3): 439-46.

22）Shields MC, Stewart MT, Delaney KR. Patient safety in inpatient psychiatry: A remaining frontier for health policy. Health Aff (Millwood) 2018; 37(11): 1853-61.

23）Health and Social Care Alliance Scotland (the ALLIANCE). Suicide Prevention Strategy Report. Views from people affected by suicide as part of the co-production of the Scottish Government Action Plan on Suicide Prevention, October 2017 to January 2018. 2018

24）株式会社全国新聞ネット.「寄稿」当事者の声聞かぬ自殺対策とは　新法は寄与できるか（上）田中幸子. https://this.kiji.is/539622399638668385?c=39546741839462401

25）株式会社全国新聞ネット.「寄稿」自殺対策の透明・公平な発展を願う　新法は寄与できるか（下）竹島正. https://this.kiji.is/539627493603918945?c=39546741839462401

著者連絡先

公益財団法人東京都医学総合研究所　心の健康プロジェクト
中西　三春
〒156-8506　東京都世田谷区上北沢 2-1-6
TEL：03-6834-2292
E-mail address: mnakanishi-tky@umin.ac.jp

Suicide prevention, national policy, and local administration: challenges in policy evaluation due to governmental framework and system

Miharu Nakanishi*

Abstract

Suicide is a global public health concern. Close to 80 000 people die by suicide every year. Suicide cuts across every sociodemographic level and all regions of the world. Suicide is a consequence of social exclusion in which a person has been left without assistance. Hence social inclusion is critical in development and implementation of suicide prevention strategies. Suicides in Japan currently hold more than a quarter of global cases. National suicide rates began to rise following the economic crisis in 1998. The Basic Act for Suicide Prevention was implemented in 2006. The goal was to reduce the annual suicide rate from 24.2 in 2005 to 19.4 by 2016. In fact, the annual suicide rate in 2016 was 17.3 and lower than the target. However, the decline in mortality rates may be due to the onset of the Tohoku earthquake and tsunami of 2011. Reduction of harmful alcohol use, trauma-informed care practices, and representation of minorities remains to be integrated into suicide prevention strategies in Japan. The co-production of the suicide prevention strategies should be sought to incorporate views from people with lived experiences into effective actions for social inclusion.

* Mental Health Promotion Project, Tokyo Metropolitan Institute of Medical Science

特別寄稿

職場のメンタルヘルスとワーク・エンゲイジメント

島津　明人*

1．はじめに

職場におけるメンタルヘルス対策では、うつ病などのメンタルヘルス不調の未然防止（第一次予防）、早期発見・早期対応（第二次予防）、メンタルヘルス不調により休業した従業員の適切な復職支援・再発予防（第三次予防）が行われている。事業所の中にも、厚生労働省の「労働者の心の健康保持増進のための指針」などに基づいて、従業員や管理監督者への教育・研修、相談体制の整備、職場復帰支援体制の整備など、メンタルヘルス対策に取り組む企業が増えてきた。特に、従業員数1,000人以上の事業所では、99.7%以上の事業所で何らかのメンタルヘルス対策が行われている（厚生労働省, 2019）。

一方、わが国では、日本再興戦略において健康経営（特定非営利活動法人健康経営研究会, 2014）の推進が重点化されるなど、経営戦略の一部として労働者の健康支援に取り組む動きが加速している。その他、働き方改革（首相官邸, 2016）、治療と就労の両立支援、仕事と子育て・介護との両立支援、高齢者や女性の就労促進などの動きが活発化しており、多様な人材が「いきいきと働く」ことができる環境整備が、これまで以上に求められるようになった。

国際的に見てみると、国際連合（国連：United Nations, 2015）による持続可能な開発目標では、「3. すべての人に健康と福祉を」「8. 働きがいも経済成長も」に見られるように、健康、働きがい、経済成長は世界共通の開発目標に位置づけられている。また、世界保健機関（WHO, 2017）は、2017年の世界メンタルヘルスデーのテーマとして「職場のメンタルヘルス」を取り上げ、経営者や管理職は、健康の増進と生産性の向上に関わる必要があると述べている。

これらの変化は、職場のメンタルヘルス活動において、精神的不調への対応やその予防にとどまらず、組織や個人の活性化を視野に入れた対策を行うことが、広い意味での労働者の「こころの健康」を支援するうえで重要になってきたことを意味している。

心理学や産業保健心理学では2000年前後から、人間の有する強みやパフォーマンスなどポジティブな要因にも注目する動きが出始めた。このような動きの中で新しく提唱された概念の1つが、ワーク・エンゲイジメント（Work Engagement：Schaufeli et al., 2002; 島津, 2014）である。

ワーク・エンゲイジメントは、経済産業省が推進する健康経営銘柄の選定基準および健康経営優良法人の認定基準の一つ（中項目）に含まれているほか（経済産業省, 2018）、平成30年版および令和元年度版「労働経済の分析」（厚生労働省, 2018, 2019）にも取り上げられており、労働経

＊　慶應義塾大学総合政策学部

済行政とも親和性が高い概念である。

2．ワーク・エンゲイジメント

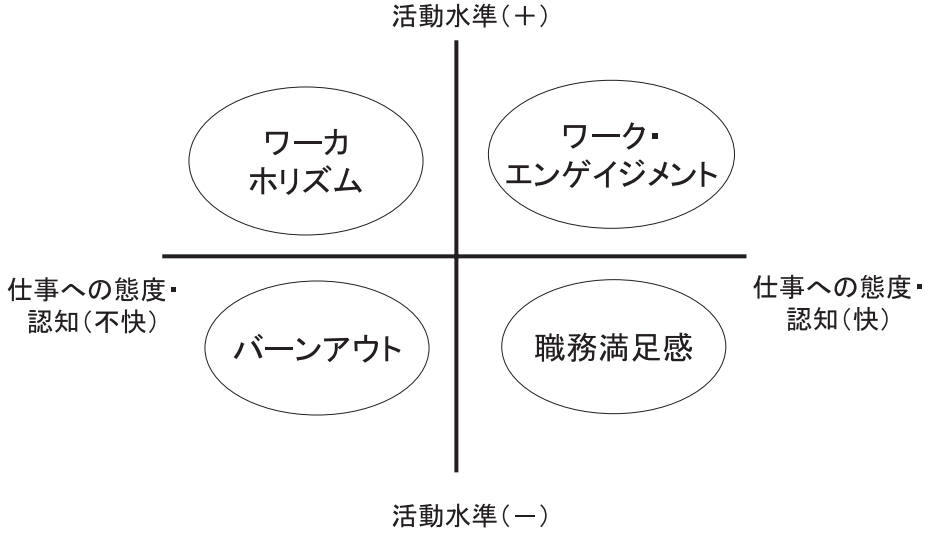
1）ワーク・エンゲイジメントとは

ワーク・エンゲイジメントとは「仕事に誇りややりがいを感じている」（熱意）、「仕事に熱心に取り組んでいる」（没頭）、「仕事から活力を得ていきいきとしている」（活力）の３つがそろった状態であり、バーンアウト（燃え尽き）（Maslach & Leiter, 1997）の対概念として位置づけられている。バーンアウトした従業員は、疲弊し仕事への熱意が低下しているのに対して、ワーク・エンゲイジメントの高い従業員は、心身の健康が良好で、生産性も高いことが分かっている。図１は、ワーク・エンゲイジメントと関連する概念（バーンアウト、ワーカホリズム）との関係を図示したものである。図１では、ワーカホリズムとバーンアウトとが、「活動水準」と「仕事への態度・認知」との２つの軸によって位置づけられている。図１を見ると、ワーク・エンゲイジメントは、活動水準が高く仕事への態度・認知が肯定的であるのに対して、バーンアウトは、活動水準が低く仕事への態度・認知が否定的であることが分かる。また、「過度に一生懸命に強迫的に働く傾向」を意味するワーカホリズム（Schaufeli, Shimazu, & Taris, 2009）は、活動水準は高いものの仕事への態度が否定的である点で、ワーク・エンゲイジメントと異なることが分かる。両者の相違は、仕事に対する（内発的な）動機づけの相違によっても説明することができる（Schaufeli et al., 2002）。すなわち、ワーク・エンゲイジメントは「仕事が楽しい」「I want to work」という認知によって説明されるのに対して、ワーカホリズムは「仕事から離れた時の罪悪感や不安を回避するために仕事をせざるをえない」「I have to work」という認知によって説明される。

2）ワーク・エンゲイジメントの規定要因

ワーク・エンゲイジメントの規定要因としては、仕事の資源（Job resources）と個人の資源

図１　ワーク・エンゲイジメントと関連する概念



（Personal resources）が、これまでの実証研究で明らかにされている。

仕事の資源とは、仕事において、（1）ストレッサーやそれに起因する身体的・心理的コストを低減し、（2）目標の達成を促進し、（3）個人の成長や発達を促進する機能を有する物理的・社会的・組織的要因である（Bakker & Demerouti, 2007; Schaufeli & Bakker, 2004）。これらの資源は、（1）課題レベル、（2）対人レベル、（3）組織レベルの 3 つの水準に分けて分類することができる（Schaufeli & Bakker, 2004）。仕事の資源とワーク・エンゲイジメントとの関連についてのメタ分析（Halbesleben, 2010）では、社会的支援とは r = 0.32、自律性／コントロールとは r = 0.23 の相関を有していることが報告されている。

一方、個人の資源についても、ワーク・エンゲイジメントと正の関連を有していることが明らかにされている。個人の資源とは「自分を取り巻く環境を上手にコントロールできる能力やレジリエンスと関連した肯定的な自己評価（Hobfoll, 2003）と定義されている。個人の資源とワーク・エンゲイジメントとの関連を検討したメタ分析（Halbesleben, 2010）では、自己効力感とは r = .32、楽観性とは r = .37 の相関を有していることが報告されている。

3）ワーク・エンゲイジメントのアウトカム

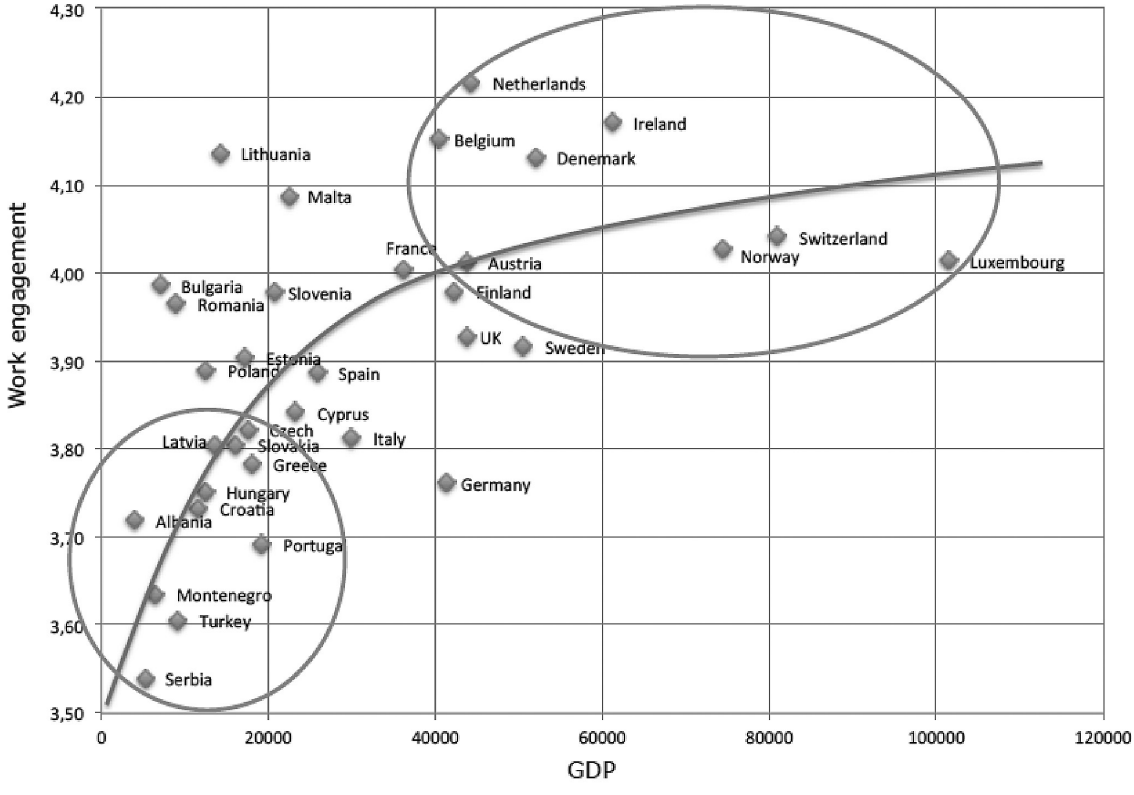
ワーク・エンゲイジメントのアウトカム（結果要因）としては、心身の健康、仕事や組織に対するポジティブな態度、仕事の生産性との関連が検討されている。ワーク・エンゲイジメントとアウトカムとの関連を検討したメタ分析（Halbesleben, 2010）では、心身の健康とは r = .17、コミットメントとは r = .32、離職の意思とは r = -.22、生産性とは r = .30 の相関を有していることが報告されている。

このうち、心身の健康との関連を検討した実証研究に関しては、ワーク・エンゲイジメントの高い従業員は、抑うつ（Hakanen & Schaufeli, 2012; Imamura et al., 2016）や不安（Innstrand, Langballe, & Falkum, 2012）が低く、睡眠の質が良く（Barber, Grawitz, & Munz, 2012; Kubota et al., 2010）、炎症反応のリスクが低く（Eguchi et al., 2015）、心理的苦痛や身体愁訴が少ないことが明らかにされている（Schaufeli, Taris, & Van Rhenen, 2008; Shimazu & Schaufeli, 2009; Shimazu et al., 2012, 2015）。

仕事の生産性との関連を検討した実証研究では、ワーク・エンゲイジメントが高いほど、自己啓発学習への動機づけが高く、創造的な行動を多く行い、役割行動や役割以外の行動を積極的に行うほか（Bakker, Demerouti, & Verbeke, 2004; Schaufeli, Taris, & Bakker, 2006; Sonnentag, 2003）、部下への適切なリーダーシップ行動が多い（Gutermann et al., 2017）ことなどが明らかにされている。

Schaufeli（2017）は、国レベルで集計したワーク・エンゲイジメントと国民総生産との関連を検討した。彼は、2015 年に欧州生活労働条件改善財団（Eurofound）が 35 ヶ国合計 43,850 人の労働者を対象に実施した第 6 回欧州労働条件調査（European Working Conditions Survey：EWCS）のデータを用いて、国ごとに算出されたワーク・エンゲイジメントの得点と国民総生産との相関を計算した。その結果、（1）両者の間には、r = 0.49（p < .01）の相関が認められたこと、（2）GDP の低い国（セルビア、トルコ、モンテネグロなど）では両者の関連がより強いのに対して GDP の高い国（オランダ、デンマーク、スイスなど）では両者の関連がより弱いという非線形の関連が認められることを明らかにした（図 2）。EWCS では、ワーク・エンゲイジメントに

図 2　ワーク・エンゲイジメントと国民総生産



Source: Word Bank and 6th EWCS - 2015

（出典: Schaufeli, 2017; Work engagement in Europe: relations with national economy, governance, and culture, KU Leuven）

関する質問項目が 2015 年に初めて導入されたため、両者の関係は横断的検討に留まっている。そのため、ワーク・エンゲイジメントが高いから GDP が高くなるのか、GDP が高いからワーク・エンゲイジメントが高くなるのか、その因果関係は不明である。今後、縦断的なデータが蓄積されることで、両者の因果関係が明確になることが期待される。

4）ワーク・エンゲイジメントの測定

ワーク・エンゲイジメントの測定に関して、これまでに信頼性・妥当性の確認されている尺度は 3 種類ある。その中で、最も広く使用されているのが、ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度（Utrecht Work Engagement Scale：UWES）（Schaufeli et al., 2002; Schaufeli & Bakker, 2004, 2010）である。UWES は、オランダ・ユトレヒト大学のシャウフェリらによって開発された尺度であり、彼らが想定している 3 つの下位因子（活力、熱意、没頭）を 17 項目で測定することができる。これまでに、オランダ（Schaufeli et al., 2002; Schaufeli & Bakker, 2004）、スペイン（Schaufeli et al., 2002）、日本（Shimazu et al., 2008）をはじめとして 23 ヶ国で標準化または使用されている。いずれの言語においても、良好な信頼性・妥当性が確認されている。ただし、因子間の相関が高いことも指摘されており、UWES の各尺度を説明変数とした重回帰分析な

どでは多重共線性に注意する必要がある。また、日本とドイツでは、想定した 3 因子が抽出されなかったことが指摘されている（Bakker et al., 2008）。UWES には、各因子を 3 項目ずつ合計 9 項目によって測定できる短縮版（Schaufeli, Bakker, & Salanova, 2006）と、各因子を 1 項目ずつ合計 3 項目によって測定できる超短縮版（Schaufeli et al., 2019）も開発されている。

UWES 短縮版の得点を日本を含む 16 ヶ国で国際比較した研究では、日本人労働者の得点が他の 15 ヶ国の労働者の得点に比べて、特異的に低いことが明らかにされている（Shimazu et al., 2010）。島津ら（Shimazu et al., 2010）はこれらの結果について、日本人ではポジティブな感情や態度の表出を抑制することが社会的に望ましいとされているのに対して、欧米では積極的に表出することが望ましいとされていることが、その理由にあると述べている。つまり、集団の調和を重視する日本では、ポジティブな感情や態度を表出することが集団の調和を乱すと考えられるため、所属する集団に適応する手段として、ポジティブな感情や態度の表出を抑制するのではないかと考えられている（Iwata, Roberts, & Kawakami, 1995）。

なお、学術研究で用いられている UWES 以外に、コンサルタント会社などで使用されているエンゲイジメント調査票もある。しかし、これらの調査票の多くは公開されていないため、信頼性・妥当性の情報は入手できない。例外として、ギャラップ社の Q^{12} がある（Harter, Schmidt, Killham, & Asplund, 2006）。Q^{12} は 12 項目から構成される自己記入式調査票である。項目の内容を詳しく見ると、Q^{12} は従業員の関与、満足感、熱意の観点からエンゲイジメントを測定する代わりに、従業員が知覚している仕事上の資源を測定している（Harter, Schmidt, & Hayes, 2002）ことが分かる。すなわち、Q^{12} は従業員がどの程度仕事にエンゲイジしているかを評価するのではなく、エンゲイジメントにつながる資源を従業員がどの程度、知覚しているかを評価していると言える。

3．ワーク・エンゲイジメントの向上

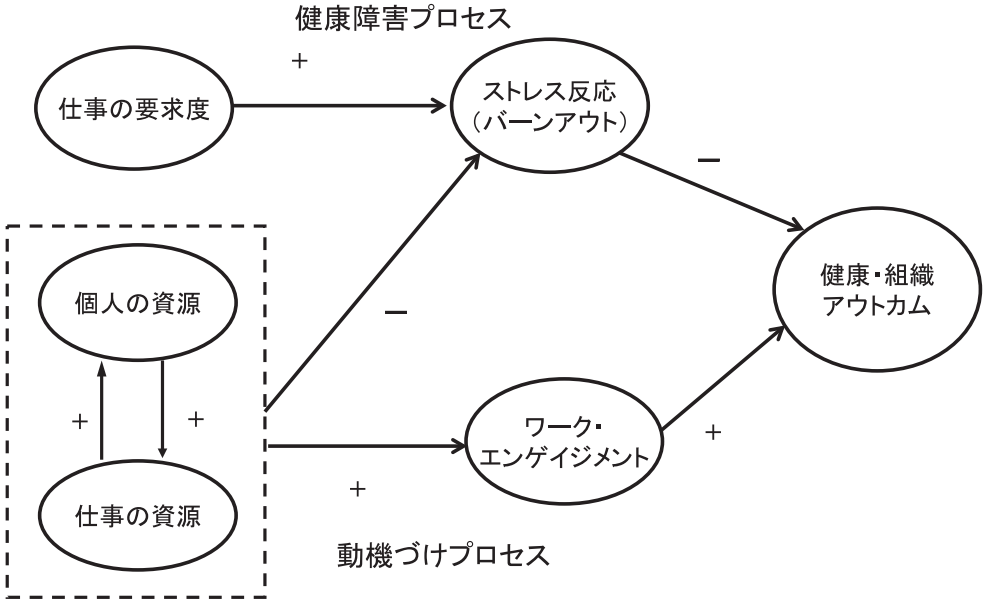
上述したように、ワーク・エンゲイジメントは、健康増進と生産性向上の双方につながる鍵概念として、産業保健と経営とをつなぐ役割を果たしている。では、どのようにしたらワーク・エンゲイジメントを高めることができるだろうか？その鍵となるのが、仕事の資源と個人の資源である。これまでの理論研究では、それぞれの資源が充実するほどワーク・エンゲイジメントが高まり、その結果、健康や生産性の向上につながることが明らかにされている（Halbesleben, 2010）。

1）仕事の要求度－資源モデル

図 3 は、ワーク・エンゲイジメントを鍵概念とする「仕事の要求度－資源モデル」（Bakker & Demerouti, 2007; Schaufeli & Bakker, 2004）を示したもので、「動機づけプロセス」と「健康障害プロセス」の 2 つのプロセスから構成されている。上で述べた仕事の資源/個人の資源→ワーク・エンゲイジメント→健康・組織アウトカムの流れは、「動機づけプロセス」と言われ、図の下半分に描かれている。一方、仕事の要求度（仕事のストレス要因）→ストレス反応→健康・組織アウトカムの流れは「健康障害プロセス」と言われ、図の上半分に描かれている。

従来の産業保健では、この「健康障害プロセス」に注目し、仕事の要求度によって生じたストレス反応を低減させ、健康障害を防ぐことに専念していた。しかし、今後、持続可能な働き方を実現するには、「動機づけプロセス」にも注目し、仕事

図 3　仕事の要求度－資源モデル



島津（2014）. 図 17（p59）をもとに作成

の資源と個人の資源の充実を通じてワーク・エンゲイジメントを高め、個人と組織の活性化につなげることが重要と考えられる。

2）メタ分析とレビュー論文からの示唆

ワーク・エンゲイジメントの向上を目的とした実践活動は国内外で増えていると思われるが、その効果を科学的に検証した研究数は、いまだ限定的である。2017 年に出版されたメタ分析論文（Knight et al., 2017）では、取り込み基準に合致した研究は 20 編であり、ワーク・エンゲイジメントに対して弱い効果を有していた（$k = 14$, Hedges $g = 0.29$, 95%CI = 0.12-0.46）。介入スタイル別に検討した分析では、集団を対象とした介入が中程度の効果を有していたものの（$k = 8$, Hedges $g = 0.51$, 95%CI = 0.12-0.90）、研究間で効果のばらつきが大きいことも併せて報告されている。

2019 年に出版された系統的レビュー論文（Knight et al., 2019）では、取り込み基準に合致した 40 論文のうち、20 論文（50%）においてワーク・エンゲイジメントの向上にポジティブな効果を有していたものの、2 つの研究（5%）ではネガティブな効果が認められていた。なお、18 の研究（45%）では有意な効果が認められなかった。この論文では、レビューした研究をもとに、科学的根拠の内容について 10 個の声明を出しており、それぞれについて科学的根拠の水準が、1（Strong）～4（Inconclusive）まで付与されている（表 1）。表 1 によると、科学的根拠の最も強い 1 に該当する声明はなく、2（Promising）に該当する声明が「実施方式により効果が異なる。集団＆個人の混在が有力」「トップダウンよりもボトムアップ形式で効果が大きい」「手続きの遵守、コンプライアンス、介入への満足度などが効果に影響」の 3 つで認められている。

表１　ワーク・エンゲイジメントの向上を目的とした介入研究の科学的根拠

No.	科学的根拠の内容（抜粋）	根拠の水準
1	介入はEN全般の向上に効果的	3
2	仕事/個人資源，仕事の負担，仕事に関連した欲求を通じてENが向上。JC介入が有力	3
3	Well-beingの向上を通じてENが向上。マインドフルネスが有力	3
4	介入の焦点により効果が異なる。JC，健康増進が有力	3
5	実施方式により効果が異なる。集団＆個人の混在が有力	2
6	上司の支援を伴う参加型形式により効果が大きくなる	3
7	トップダウンよりもボトムアップ形式で効果が大きい	2
8	ENが低い従業員により効果的	4
9	手続きの遵守，コンプライアンス，介入への満足度などが効果に影響	2
10	国（経済など）や組織（再編など）の状況が効果に影響	3

注：EN＝ワーク・エンゲイジメント，JC＝ジョブ・クラフティング。
1=Strong（無作為化比較試験），2=Promising（比較化対照試験），3=Initial（観察研究or対照群なしの介入研究），4=Inconclusive（限界の多い観察研究）

Knight et al. (2019) p25, Table A2 より筆者が作成

３）ワーク・エンゲイジメント向上の進め方

ワーク・エンゲイジメントを高めるには、関係者がその方策について共通の枠組みを持つことが重要である。上述した「仕事の要求度－資源モデル」（図３）は、ワーク・エンゲイジメントを基軸として、健康と組織のアウトカムに良い影響を及ぼすことが示されていることから、産業保健と経営とが協調して活動する際の良いガイドとなる。

実際に、ワーク・エンゲイジメントを高めるための対策を職場で展開するには、活動に対する経営層の理解を得ることが最初のステップとなる。その際、ワーク・エンゲイジメントを高めることのメリットや好事例について紹介することで、経営層の理解と協力が一段と得られやすくなる。

次に、関連する部門が連携しながら、ワーク・エンゲイジメントを高める対策を計画する。「健康でいきいき働く」ことを目的とするため、産業保健部門、経営および人事労務部門、労働組合など関係部門が緊密に連携することが必要である。

これらの基盤が整ったうえで、実際の対策を行う。ここでは、ワーク・エンゲイジメントを高める２つの資源、すなわち、仕事の資源と個人の資源の向上に焦点を当てた対策を行うことになる。対策の進め方には、組織ができる工夫と個人ができる工夫があることから、それぞれのアプローチを職場の状況やニーズに合わせて組み合わせて実施すると良い。

４）ワーク・エンゲイジメント向上のための方法

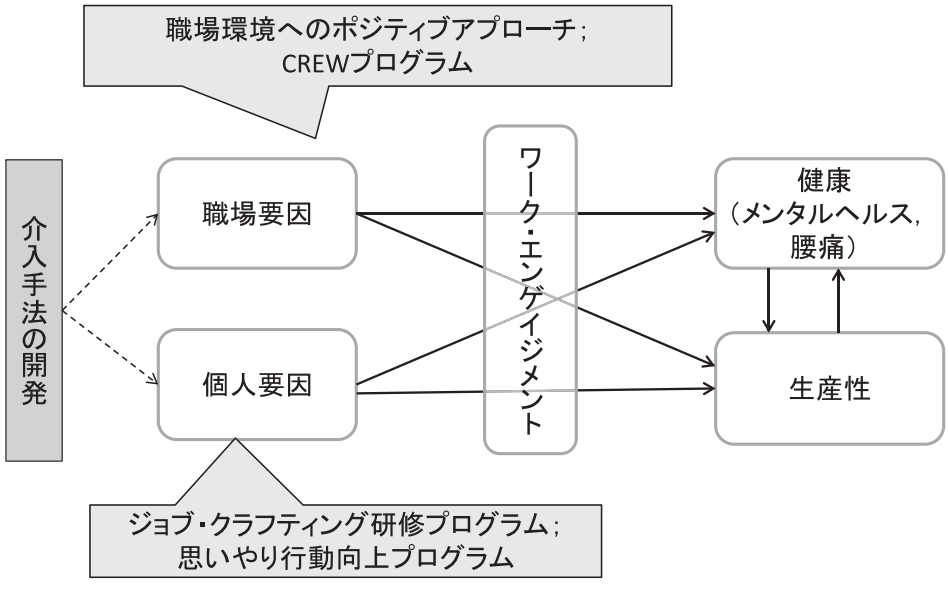
ワーク・エンゲイジメントを高めるための方法は、組織ができる工夫と従業員個人ができる工夫とに整理することができる。組織ができる工夫では、従業員の「外的資源」、つまり職場内の仕事の資源を増やすことで、従業員一人ひとりの、さらには組織全体のワーク・エンゲイジメントを高めることをねらいとしている。これに対して、従業員個人ができる工夫では、一人ひとりが「内的資源」、つまり個人の資源（心理的資源ともいう）

を強化することで、ワーク・エンゲイジメントを高めることをねらいとしている。

厚生労働省の研究班「労働生産性の向上に寄与する健康増進手法の開発」（主任：島津明人：https://hp3.jp/project/php）では、ワーク・エンゲイジメントの向上を目的とした組織および個人の活性化手法を開発し、その成果物としてガイドラインとマニュアルを公表している。この研究班では、ワーク・エンゲイジメントの先行要因である仕事の資源と個人の資源に注目し、これらの資源を高めるための介入が、ワーク・エンゲイジメントの向上を通じて、健康と生産性の向上につながることを仮定している（図 4）。

マニュアルは全部で 4 種類開発されており、仕事の資源に注目した「職場環境へのポジティブアプローチ」「CREW（Civility, Respect, and Engagement in the Workplace）プログラム」、個人の資源に注目した「ジョブ・クラフティング研修プログラム」「思いやり行動向上プログラム」がある。職場環境へのポジティブアプローチ（図 5）では、ストレスチェック制度を活用し、仕事の資源の向上を図るための活動を従業員参加型で行う。CREW プログラム（図 6）では、職場内の継続的なミーティングを通じて、メンバーが相互に尊重し合う関係構築を目的としている。ジョブ・クラフティング研修プログラム（図 7）は、やらなければいけない仕事を、従業員自身がやりがいのある仕事となるよう工夫を加えるアプローチである。思いやり向上プログラム（図 8）は、職場内のメンバーが利他的な行動を増やし、職場全体の相互支援を高めることを目的としている。これら 4 つのプログラムのマニュアルは、すべて筆者の研究室 WEB サイトから無料でダウンロードすることができる（https://hp3.jp/project/php）。

図 4　研究班で仮定した概念モデルと新しく開発したマニュアル



H28-30年度厚生労働科学研究「生産性の向上に寄与する健康増進手法の開発」（研究代表者：島津明人）

図 5 「職場環境へのポジティブアプローチ」のマニュアル（表紙）

図 6 「CREW プログラム」のマニュアル（表紙）

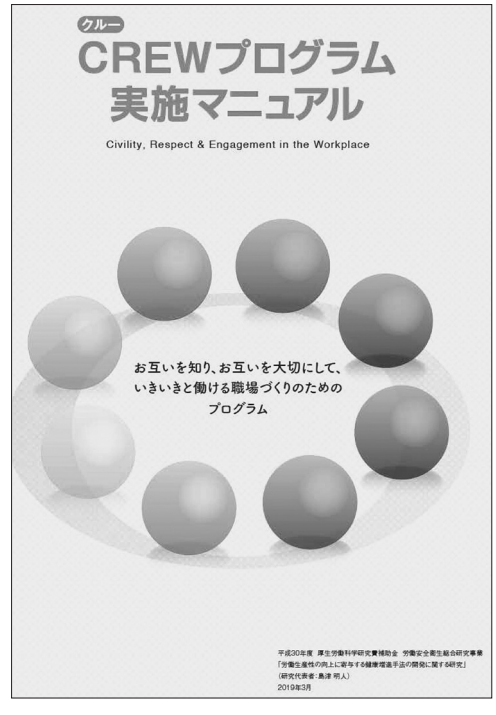


図 7 「ジョブ・クラフティング研修プログラム」のマニュアル（表紙）

図 8 「思いやり行動向上プログラム」のマニュアル（表紙）

4．おわりに

本稿では、ワーク・エンゲイジメントの基礎知識を述べたうえで、ワーク・エンゲイジメントの向上に関する研究および実践の状況を紹介した。

ワーク・エンゲイジメントに関する実証研究は、これまで産業保健心理学を基盤として展開されてきた。これらの実証研究では、質問紙調査による回答者の自己申告により、ワーク・エンゲイジメントとそのアウトカムである健康や生産性が評価されてきた。しかしながら、ワーク・エンゲイジメントと経済指標などの客観的なアウトカムとの関連を検証した研究は、ごくわずかしかない（Schauefli, 2017; Xanthopoulou et al., 2009）。つまり、熱意をもっていきいきと働くことが、どのような経済的インパクトにつながるのかについては、今後の課題となっている。これらの課題を解決するには、産業保健心理学と労働経済学との連携が必要である。

ワーク・エンゲイジメントに関する観察研究は1年間に500件以上出版されており、職場のポジティブ・メンタルヘルスの鍵概念として、定着している様子がうかがえる。他方、ワーク・エンゲイジメントの向上を目的とした実践活動やその効果を科学的に検証した研究はいまだ限定的である。

現在、わが国では、働き方改革や健康経営に注目が集まっており、健康増進と生産性向上の両立につながる鍵概念として、ワーク・エンゲイジメントはますます注目を集めるだろう。これに伴い、科学的根拠にもとづいた実践活動が行われ、それらの実践活動が科学的に検証されることで、研究と実践との橋渡しが促進されることを期待したい。本稿がこうした橋渡しに貢献できれば幸いである。

引用文献

Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The Job Demands-Resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22, 309-328.

Bakker, A. B., Demerouti, E., & Verbeke, W. (2004). Using the Job Demands-Resources model to predict burnout and performance. Human Resource Management, 43, 83-104.

Bakker, A. B., Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., & Taris, T. W. (2008). Work engagement: An emerging concept in occupational health psychology. *Work & Stress*, 22, 187-200.

Barber, L., Grawitz, M., & Munz, C. (2012). Are better sleepers more engaged workers? A self-regulatory approach to sleep hygiene and work engagement. *Stress and Health*, 29, 207-316.

Eguchi, H., Shimazu, A., Kawakami, N., Inoue, A., Nakata, A., & Tsutsumi, A. (2015). Work engagement and high-sensitivity C-reactive protein levels among Japanese workers: A 1-year prospective cohort study. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 88, 651-658.

Kubota, K., Shimazu, A., Kawakami, N., Takahashi, M., Nakata, A., & Schaufeli, W. B. (2010). Association between workaholism and sleep problems among hospital nurses. *Industrial Health*, 48, 864-871.

Gutermann, D., Lehmann‐Willenbrock, N., Boer, D., Born, M., & Voelpel, S. C. (2017) How leaders affect followers' work engagement and performance: Integrating Leader-Member Exchange and crossover theory. *British Journal of Management*, 28, 299-314.

Hakanen, J. J., & Schaufeli, W. B. (2012). Do burnout and work engagement predict depressive symptoms and life satisfaction? A three-wave seven-year prospective study. *Journal of Affective Disorders*, 141, 415-424

Halbesleben, J. R. B. (2010). A meta-analysis of work engagement: Relationships with burnout, demands, resources and consequences. In: Bakker

AB, Leiter MP (eds): *Work engagement: Recent developments in theory and research*, Psychology Press, New York, Pp. 102-117.

Harter, J. K., Schmidt, F. L., & Hayes, T. L. (2002). Business-Unit-Level Relationship between Employee Satisfaction, Employee Engagement, and Business Outcomes: A Meta-Analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87, 268-279.

Harter, J. K., Schmidt, F. L., Killham, E. A., & Asplund, J. W. (2006). *Q12 meta-analysis*. Princeton, NJ: The Gallup Organization. https://www.hrbartender.com/images/Gallup.pdf (2019 年 9 月 28 日).

Hobfoll, S. E., Johnson, R. J., Ennis, N., & Jackson, A. P. (2003). Resource loss, resource gain, and emotional outcomes among inner city women. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 632-643.

Imamura, K., Kawakami, N., Inoue, A., Shimazu, A., Tsutsumi, A., Takahashi, M., & Totsuzaki, T. (2016). Work engagement as a predictor of onset of major depressive episode (MDE) among workers, independent of psychological distress: A 3-year prospective cohort study. *PLoS One*, 11(2): e0148157. doi: 10.1371/journal.pone.0148157. eCollection 2016.

Innstrand, S., Langballe, E., & Falkum, E. (2012). A longitudinal study of the relationship between work engagement and symptoms of anxiety and depression. *Stress and Health*, 28, 1-10.

Iwata, N., Roberts, C. R., & Kawakami, N. (1995). Japan-U.S. comparison of responses to depression scale items among adult workers. *Psychiatry Research*, 58, 237-245.

経済産業省 (2018). 健康経営の推進について. http://www.meti.go.jp/policy/mono_info_service/healthcare/downloadfiles/2018setsumeikai_meti.pdf (2019 年 9 月 28 日)

Knight, C., Patterson, M., & Dawson, J. (2017). Building work engagement: A systematic review and meta‐analysis investigating the effectiveness of work engagement interventions. *Journal of Organizational Behavior*, 38, 792-812

Knight, C., Patterson, M., & Dawson, J. (2019). Work engagement interventions can be effective: a systematic review. European Journal of Work and Organizational Psychology, DOI: 10.1080/1359432X.2019.1588887

厚生労働省 (2018). 平成 30 年版「労働経済の分析」https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_01633.html (2019 年 9 月 28 日)

厚生労働省 (2019). 令和元年版「労働経済の分析」https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_06963.html (2019 年 9 月 28 日)

厚生労働省 (2019). 平成 30 年　労働安全衛生調査（実態調査）https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/h30-46-50.html (2019 年 9 月 28 日)

Maslach, C., & Leiter, M. P. (1997). *The truth about burnout: How organizations cause personal stress and what to do about it*. San Francisco: Jossey-Bass.

Schaufeli, W. B. (2017). Work engagement in Europe: Relations with national economy, governance, and culture. Research Unit Occupational & Organizational Psychology and Professional Learning (internal report). KU Leuven, Belgium.

Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). *UWES - Utrecht Work Engagement Scale: Test Manual*. Utrecht University, Department of Psychology (https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test_manual_UWES_English.pdf).

Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study. Journal of Organizational Behavior, 25, 293-315.

Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2010). Defining and measuring work engagement: Bringing clarity to the concept. In: Bakker, A. B., & Leiter, M. P. (Eds.) *Work engagement: Recent developments in theory and research*, Pp. 10-24, Psychology Press, New York.

Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. Educational and Psychological Measurement, 66, 701-716.

Schaufeli, W. B., Salanova, M., Gonzalez-Romá, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmative analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71-92.

Schaufeli, W. B., Shimazu, A., Hakanen, J., Salanova, M., & De Witte, H. (2019). An Ultra-Short Measure for Work Engagement: The UWES-3 validation across five countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 35, 577-591.

Schaufeli, W. B., Shimazu, A., & Taris, T. W. (2009). Being driven to work excessively hard: The evaluation of a two-factor measure of workaholism in The Netherlands and Japan. *Cross-Cultural Research*, 43, 320-348.

Schaufeli, W. B., Taris, T. W., & Bakker, A. B. (2006). Dr. Jekyll and Mr. Hyde: On the differences between work engagement and workaholism. In: Burke, R. J., editor. *Research companion to working time and work addiction*. Northampton: Edward Elgar, Pp. 193-217.

Schaufeli, W. B., Taris, T. W. , & Van Rhenen, W. (2008). Workaholism, burnout and engagement: Three of a kind or three different kinds of employee well-being. *Applied Psychology: An Internional Review*, 57, 173-203.

島津明人 (2014). ワーク・エンゲイジメント：ポジティブ・メンタルヘルスで活力ある毎日を. 東京: 労働調査会.

Shimazu, A., & Schaufeli, W. B. (2009). Is workaholism good or bad for employee well-being? The distinctiveness of workaholism and work engagement among Japanese employees. *Industrial Health*, 47, 495-502.

Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kosugi, S., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, S., Hirohata, K., Goto, R., & Kitaoka-Higashiguchi, K. (2008). Work engagement in Japan: Validation of the Japanese version of Utrecht Work Engagement Scale. *Applied Psychology: An International Review*, 57, 510-523.

Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kubota, K., & Kawakami, N. (2012). Do workaholism and work engagement predict employee well-being and performance in opposite directions? *Industrial Health*, 50, 316-321.

Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kamiyama, K., & Kawakami, N. (2015). Workaholism vs. work engagement: The two different predictors of future well-being and performance. *International Journal of Behavioral Medicine*, 22, 18-23.

Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Miyanaka, M., & Iwata, N. (2010). Why Japanese workers show low work engagement? An Item Response Theory analysis of the Utrecht Work Engagement Scale. *BioPsychoSocial Medicine*, 4:17.

首相官邸 (2016). 働き方改革実現会議. http://www.kantei.go.jp/jp/headline/ichiokusoukatsuyaku/hatarakikata.html (2019 年 9 月 28 日)

Sonnentag, S. (2003). Recovery, work engagement, and proactive behavior: A new look at the interface between nonwork and work. *Journal of Applied Psychology*, 88: 518-528.

特定非営利活動法人健康経営研究会 (2014). 健康経営とは. http://kenkokeiei.jp/ (2019 年 9 月 28 日)

United Nations. (2015). Sustainable development knowledge platform. https://sustainabledevelopment.un.org/sdgs (2019 年 9 月 28 日).

Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E, & Schaufeli, W. B. (2009). Work engagement and financial returns: A diary study on the role of job and personal resources. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 82, 183-200.

World Health Organization. (2017). World Mental Health Day 2017: Mental health in the workplace. http://www.who.int/mental_health/world-mental-health-day/2017/en/ (2019 年 9 月 28 日)

論　文

所得が高齢者の医療・介護費に与える影響

今堀まゆみ[*1]　栗原　崇[*2]　野口　晴子[*3]

抄　録

本研究では、X 市在住の 66 歳以上の高齢者を対象に、2014～2015 年度における国民健康保険、後期高齢者医療保険および介護保険のマスター・レセプトファイルと所得データを突合させ、所得と医療・介護費との関係を明らかにし、公的医療・介護保険制度が所得による医療・介護費の格差を緩和する可能性について検証を行う。分析対象となる標本数は 8,727 である。総費用（医療・介護費の合計）、医療費、介護費を被説明変数とし、説明変数には等価総所得（世帯所得と世帯年金受給額の合計を世帯人数の平方根で除した値）や厚生年金受給額の対数値を用いる。

本研究の新規性は以下の 3 点である。第 1 に、医療・介護両サービスの情報を用いたことに加え、マスターファイルによって両サービスを利用しなかった高齢者も含めた分析を行った。第 2 に、所得データから自己負担割合を考慮して分析を行った。第 3 に、高齢者の経済状況は現在所得のみに依存するとは限らないため、過去の経済的属性（退職前の就労形態、役職、所得水準、勤続年数、教育年数など）の指標として、老齢基礎年金の満額を上回る個人の厚生年金受給額の対数値を用いた。

階層ハイブリッドモデルによる回帰分析の結果、以下の 3 点が明らかとなった。第 1 に、自己負担割合に依存せず費用（総費用、医療・介護費）と等価総所得に正の相関はみられないため、所得による医療・介護費の格差が現行制度により緩和されている。第 2 に、高齢者全体でみると費用と等価総所得に負の相関が観察された。これには、(i) 所得が高いほど健康状態が良い傾向にあるため、医療・介護サービスの需要量が低い、(ii) 高所得者の医療費の自己負担割合が高く、需要法則により医療サービス利用を抑制する傾向にある、という 2 つの理由が考えられる。第 3 に、厚生年金受給者のうち医療費の自己負担割合が 2 割の高齢者では、費用と厚生年金の対数値との正の相関が観察された。この結果から、現行制度は過去の経済的属性に起因する医療・介護費の格差を緩和していない。これは、医療費の自己負担割合が 1 割の高齢者と経済状況が同程度にも関わらず自己負担割合が大きいことにより、過去の経済的属性が有意に需要行動に影響を及ぼしている可能性を示唆する。

キーワード：医療費、介護費、所得、年金、レセプトデータ、階層ハイブリッドモデル

1．序論

1-1. 目的

本研究の目的は、X 市在住の 66 歳以上の高齢者を対象に、2014～2015 年度における国民健康保険、後期高齢者医療保険および介護保険のレセプト情報（医療機関や介護サービスを提供する施設や事業所から保険者への診療・介護報酬明細書）と所得データを突合させ、所得と医療・介護費との関係を明らかにすることである。医療や介護に対する公的保険制度導入の目的の 1 つは、個人や家計の経済状況にかかわらず、適正な給付の範囲内で住民が必要なサービスを享受できるようにすることである。そこで、本研究では高齢者を対象に 1 人当たりの医療・介護費に対する所得効果の統計学的有意性を検証することで、所得によ

＊1　早稲田大学大学院経済学研究科博士後期課程：imahori.m@suou.waseda.jp
＊2　早稲田大学政治経済学術院助教：g-tk-w.gree@suou.waseda.jp
＊3　早稲田大学政治経済学術院教授：h.noguchi@waseda.jp

る医療・介護サービスへのアクセスの不平等が公的医療・介護保険によって緩和される可能性について議論を行う。

1-2. 先行研究

まず、高齢者を対象とした個票データを用い、所得と医療費または医療需要との関連性に着目した先行研究を紹介する。傾向としては、両者間における有意な負の相関は観察されていない。遠藤・駒村（1999）[1]は、『所得再分配調査』を用い、60歳以上の高齢者では所得と医療費に有意な相関がみられないことを示した。増原他（2002）[2]は、健康保険組合の医療費情報を用いて推定し、悪性新生物の終末期における医療費に対して世帯所得が非弾力的であることを示した。金子（2000）[3]は、『国民生活基礎調査』の65歳以上の高齢者を対象とし、健康状態が良好でない場合に低所得者層の外来受診確率が高く、所得上昇につれ外来受診確率は減少傾向に転ずるが、所得がある一定水準以上になると外来受診確率が再び高まることを示した。湯田（2007）[4]は、『高齢者の医療保険に関するアンケート』を用いて、持病のある70歳以上の高齢者において所得と医療費との相関がみられないことを示した。Akiyama et al（2018）[5]は、北海道のある市区町村における65歳以上のレセプトデータとアンケート調査を用いて、医療費と所得に正の相関があることを示した。

同様に、個票データを用い、所得と介護費または介護需要との関連性に着目した先行研究を紹介する。傾向としては、両者間における有意な正の相関は観察されていない。大日（2002）[6]は、特定地域の要介護認定を受けた高齢者世帯を対象に実施したアンケート調査を用い、所得は自己負担額の対数値に対して全体的には非弾力的だが、要介護度が3と4では弾力値が1を上回ることを示した。佐藤（2016）[7]は、ある自治体の介護保険業務データを用いて、所得と介護費との負の相関を示した。また、生活保護受給者の層は最も介護費が高く、ある段階までは所得段階が上がるごとに介護費は減少するが、それ以上では統計学的に有意な相関がみられないことを示した。山田（2004）[8]と遠藤・山田（2007）[9]は、『国民生活基礎調査』における介護票を用い、所得階級間で居宅介護サービスの需要量と利用量に有意差がないことを示した。泉田（2008）[10]でも、居宅介護サービス利用率の変化に所得による有意差は観察されなかった。さらに、塚原（2004）[11]、Olivares-Tirado et al（2011）[12]、相原・川副（2015）[13]でも、介護費や介護ニーズに対する所得の有意な効果は認められなかった。

先行研究の限界点として、以下の2点が挙げられる。第1に、先行研究の多くは所得情報を自記式のアンケート調査や保険料段階から推測しているため、精確な所得情報ではない。第2に、地域包括ケアシステムの文脈では、個々の高齢者の所得と医療・介護費との関係について包括的に把握する必要がある。しかし、医療費と介護費をともに分析した研究は、阿波谷（2004）[14]、岩本他（2016）[15]が行った特定地域に関する死亡前の医療費と介護費の分析以外に見当たらない。

1-3. 本研究の新規性

こうした先行研究の限界を踏まえ、本研究では以下の3点に留意した分析を行う。

まず、医療費と介護費の両方を分析対象とする。鈴木他（2012）[16]は、高齢期において医療費と介護費に負の相関があることを明らかにしており、医療・介護サービス間に代替性がある可能性を示唆する。したがって、医療費と介護費のどちらか一方の分析では不十分である。そこで、医療・介護サービスを分析対象とし、さらにマスターファイルを用いることで両者を利用しなかった高齢者

も含めた分析を行う。

次に、本研究が用いるデータでは、詳細かつ精確な所得情報を捕捉可能なことから、遠藤・駒村（1999）[1] が指摘した、患者本人の自己負担割合を考慮して分析を行う。

最後に、高齢者の場合は退職したことで現在の所得が低くとも、貯蓄を含めると経済的に余裕がある可能性も考えられる。しかし、本研究が用いるデータでも貯蓄や負債の情報は存在せず、また、受給年金の種別も識別できない。そこで、現在の所得水準を表す指標として、世帯所得と世帯年金受給額の合計を世帯人数の平方根で割った値（以下、等価総所得と表記）を用いる。さらに、退職前の就労形態、役職、所得水準、勤続年数、教育水準など過去の経済的属性を表す指標として、厚生年金受給額（公的年金受給額－老齢基礎年金の満額）の対数値を用いる。

1-4. 本稿の構成

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、分析方法について解説する。第 3 節では、データの概要、分析に用いる変数、および記述統計量に関して概説し、第 4 節にて推定結果について述べる。第 5 節では、推定結果に対する考察を与える。最終節では、結論と今後の展望を述べる。

2．分析方法

本研究では、総費用（医療費と介護費の合計）、医療費、介護費の 3 つを被説明変数とし、等価総所得、厚生年金の対数値などを説明変数として、パネルデータ分析を行う。すべての変数の定義は次節にて示す。

パネルデータ分析において操作変数の候補となる変数がない場合、観察されない個人内個別効果を除去可能な固定効果モデルが推奨される。しかし、説明変数の個人内偏差（元の値から個人内平均を引いた値）が個人間で似通っている場合、個人内偏差がほぼ均一となるか、年度ダミーとほぼ同一となり変数の特徴を失う。たとえば、 2 期間のパネルデータの場合、年齢の個人内偏差と 2015 年度ダミーは完全に一致する。

このような場合、between 効果（説明変数の個人内平均と被説明変数の個人内平均の相関）と within 効果（説明変数の個人内偏差と被説明変数の個人内偏差の相関）を同時に推定するハイブリッドモデルが有効である。Allison（2009）[17] が提唱したハイブリッドモデルでは、変量効果モデルを基盤として、固定効果モデルと between 効果モデルを混合した以下の回帰式を用いる。添え字の t は年度、i は高齢者個人を示す。また、y 、x 、ε はそれぞれ被説明変数、説明変数、誤差項を表す。説明変数の数は k とし、$\bar{y}_i$ などは個人内平均とする。$\theta \in [0, 1]$ は変量効果モデルにおけるパラメータであり、実行可能な一般化線形モデルに基づき推定される。

$$
\begin{aligned}
y_{it} - \theta \bar{y}_i = {} & \beta_0 + \beta_1 [(x_{1it} - \bar{x}_{1i}) - \theta (\overline{x_{1it} - \bar{x}_{1i}})] + \cdots + \\
& \beta_k [(x_{kit} - \bar{x}_{ki}) - \theta (\overline{x_{kit} - \bar{x}_{ki}})] + \\
& \beta'_1 (\bar{x}_{1i} - \theta \bar{x}_{1i}) + \cdots + \beta'_k (\bar{x}_{ki} - \theta \bar{x}_{ki}) + \varepsilon_{it} - \theta \bar{\varepsilon}_i \\
= {} & \beta_0 + \beta_1 (x_{1it} - \bar{x}_{1i}) + \cdots + \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + \\
& \beta'_1 (1 - \theta) \bar{x}_{1i} + \cdots + \beta'_k (1 - \theta) \bar{x}_{1i} + \varepsilon_{it} - \theta \bar{\varepsilon}_i
\end{aligned}
$$

上式から、すべての説明変数について個人内平均と個人内偏差を変量効果モデルに投入する。回帰式の左辺が $y_{it} - \theta \bar{y}_i = y_{it} - \bar{y}_i + (1 - \theta) \bar{y}_i$ であることから、説明変数の個人内偏差における推定量 β は固定効果モデルの推定量と等しく、説明変数の個人内平均における推定量 β' は between 効果モデルの推定量と等しくなる。

ただし、上記の推定は固定効果推定と between 効果推定を個別で行うことと大差ない。そこで、ハイブリッドモデルに階層線形モデルを応用し、within 効果の個人間の違い（random

slope）を考慮可能なモデルを用いる。これは、Allison（2009）[17]やSchunck（2013）[18]で言及されたハイブリッドモデルの利点である。階層ハイブリッドモデルの場合、回帰式は次のようになる。個別のwithin効果Ψを考慮するため、推定量τは推定量βと完全に一致するわけではない。

$$y_{it}-\theta\bar{y}_i=\tau_0+(\tau_1+\Psi_{1i})(x_{1it}-\bar{x}_{1i})+\cdots+(\tau_k+\Psi_{ki})(x_{kit}-\bar{x}_{ki})+\beta'_1(\bar{x}_{1i}-\theta\bar{x}_{1i})+\cdots+\beta'_k(\bar{x}_{ki}-\theta\bar{x}_{ki})+\omega_{it}-\theta\bar{\omega}_i$$

以上より、本研究では階層ハイブリッドモデルを用い、各説明変数の個人内偏差を考慮し、between効果またはwithin効果（あるいは両方）に対する考察を与える[注1]。

最後に、医療・介護サービスを利用していない高齢者については、自身の健康資本への最適な投資行動をとった結果、端点解として医療・介護サービスの消費量を0としたと解釈し、医療・介護費を0円として処理する。このように被説明変数が非負の実数に限定される場合、本来であればタイプⅠのトービットモデルの適用が望ましい（Hausman and Wise, 1979）[19]。しかし、統計ソフトウェアや理論的な制約上、頑健な標準誤差の出力、固定効果トービットモデル、その他の発展的な非線形モデルは実施不可能であるため、本研究では当該モデルを採用しない。なお、本稿での推定には、STATA15を用いた。

3．データ

3-1. データの概要

本研究で用いるデータは、X市から提供を受けた、国民健康保険、後期高齢者医療保険および介護保険の被保険者の、2014年度と2015年度のマスターファイル、レセプトファイル、および所得情報のファイルである。これらすべてのファイルは、個人を識別可能なIDで突合可能である。うち、レセプトファイルは月次データであるため、年次データに変換した後、マスターファイルおよび年次ファイルである所得情報と突合を行った。

提供されたデータファイルの概要を以下に示す。国民健康保険、後期高齢者医療保険および介護保険の被保険者の名簿であるマスターファイルには、個人ID、生年月、性別、取得年月日、取得事由、喪失年月日、喪失事由が含まれている。国民健康保険と後期高齢者医療保険のレセプトファイルには、個人ID、性別、年齢、点数区分、本人・家族区分、受診年月、社会保険診療報酬支払基金による査定後の診療報酬の決定点数（以下、決定点数と表記）、保険給付割合、医療機関コード、診察実日数、国際疾病分類第10版のICD-10（International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems）などが含まれている。点数区分コードは、医科、歯科、調剤、柔整、訪問看護に分かれているが、本研究では医科のみを用いた。介護保険のレセプトファイルには、個人ID、生年月、支給対象年月、サービス種類名、請求額、利用者負担額、食事月額標準負担額、要介護度区分などが含まれている。所得情報のファイルには、個人ID、世帯番号、総所得金額等、公的年金受給額、課税標準額などが含まれている。各年度の標本数は8,727であり、突合および変数選定段階における欠損はなかった。

3-2. 変数の定義

前項で述べたデータから、年次データとして、総費用、医療費、介護費、等価総所得、厚生年金の対数値、年齢、女性ダミー、入院受診ダミー、外来受診ダミー、要支援ダミー、要介護ダミー（5種類）、2015年度ダミーを作成する。

医療費は、年度を通した全ての受療に対する決定点数を足し合わせて算出した。介護費は、年度を通した全ての請求額と公費請求額を合算して算

出した。

等価総所得は、世帯所得（世帯構成員の総所得金額等の合計）と世帯年金（世帯構成員の公的年金受給額の合計）の和を、世帯人数の平方根で割ったものである。なお、世帯人数、世帯所得および世帯年金には、65 歳以下の個人のものも含まれている。

厚生年金の対数値について説明する。厚生年金受給額は、現役時代の給与や勤続年数などによって決定されるため、個人の給与に影響を与える教育水準および社会的地位、勤続年数といった過去の経済的属性を反映する変数と考えられる。しかし、本研究のデータでは、個人が受給している年金の種類を特定できる情報が含まれていない。そこで、個人の年金受給額と老齢基礎年金の満額（2014 年度、2015 年度それぞれ 774,700 円、777,664 円）との差が正であれば、その個人を厚生年金受給者とし、その差の対数値を用いた[注2]。

調整変数については以下に整理する。年齢は、各年度末時点の年齢とした。女性ダミーは、女性であれば 1、男性であれば 0 とした。入院ダミーは、各年度内に入院した場合は 1、しなかった場合は 0 とした。外来受診ダミーは、各年度内に外来受診した場合は 1、しなかった場合は 0 とした。要支援ダミーは、要支援 1 または要支援 2 であれば 1、それ以外を 0 とした。要介護 1 ダミーは、要介護度 1 であれば 1、それ以外を 0 とした。同様に、要介護 2 ダミー、要介護 3 ダミー、要介護 4 ダミー、要介護 5 ダミーを作成した。なお、要支援と要介護度は、各年度の期首における認定情報を用いる。最後に、2015 年度ダミーは、2015 年度であれば 1、2014 年度であれば 0 とした。

3-3. 分析対象グループ

本研究では、次の 8 つの分析対象について分析を行う。

（1）全サンプル：66 歳以上の高齢者[注3]
（2）医療費 3 割グループ：医療費の自己負担割合が 3 割の 66 歳以上高齢者
（3）医療費 2 割グループ：医療費の自己負担割合が 2 割の 66 歳以上高齢者
（4）医療費 1 割グループ：医療費の自己負担割合が 1 割の 66 歳以上高齢者
（5）厚生年金グループ：厚生年金を受給している 66 歳以上高齢者
（6）厚生年金・医療費 3 割グループ：（2）に含まれる厚生年金受給者
（7）厚生年金・医療費 2 割グループ：（3）に含まれる厚生年金受給者
（8）厚生年金・医療費 1 割グループ：（4）に含まれる厚生年金受給者

（2）－（4）および（6）－（8）については、（1）全サンプルと（5）厚生年金グループでの分析により明らかにする経済状況と医療・介護費の相関に対し考察を与えるため、医療費の自己負担割合が同じグループ内における経済状況と医療・介護費の相関を確認する目的で分析する。また、（2）―（8）は（1）全サンプルの部分集合である。

（5）－（8）では、厚生年金の対数値を扱うにあたり、公的年金受給額が老齢基礎年金の満額を厳密に上回る厚生年金受給者に限定した。

3-4. 記述統計

表 1-1 と 1-2 に（1）－（8）それぞれの変数の記述統計、表 2-1 と 2-2 に（1）－（8）それぞれの説明変数の個人内偏差の記述統計を示す。個人内平均の平均値は、表 1-1 と 1-2 のものと一致するため省略する。

ただし、女性ダミーの場合、元の値と個人内平均が等しく、個人内偏差が一律 0 となるため、元の変数を用いて between 効果のみ推定する。

表 1-1　(1)－(4) の記述統計（平均値）

医療費負担割合	(1) 全サンプル	(2) 3 割	(3) 2 割	(4) 1 割
総費用（円）	697318.100	256755.500	406052.900	801786.700
	(1405682.000)	(722801.400)	(1097609.000)	(1498390.000)
医療費（円）	469750.800	239506.600	366609.000	518744.500
	(1205614.000)	(678559.000)	(1050565.000)	(1279637.000)
介護費（円）	227567.300	17248.860	39443.930	283042.300
	(695599.200)	(184384.600)	(255376.400)	(772179.000)
等価総所得（円）	2396193.000	2615564.000	2308494.000	2104488.000
	(2098763.000)	(2185027.000)	(1279214.000)	(1632125.000)
年齢	77.726	68.019	70.511	79.674
	(7.524)	(3.347)	(.522)	(6.847)
女性ダミー	.614	.478	.602	.684
	(.487)	(.500)	(.490)	(.465)
入院ダミー	.178	.106	.131	.194
	(.386)	(.308)	(.338)	(.396)
外来ダミー	.842	.838	.864	.844
	(.365)	(.368)	(.344)	(.363)
要支援ダミー	.040	.005	.011	.050
	(.197)	(.073)	(.105)	(.219)
要介護 1 ダミー	.037	.004	.007	.044
	(.189)	(.063)	(.083)	(.205)
要介護 2 ダミー	.025	.001	.017	.029
	(.156)	(.037)	(.128)	(.168)
要介護 3 ダミー	.018	.001	.004	.022
	(.132)	(.026)	(.065)	(.147)
要介護 4 ダミー	.010	na	.003	.012
	(.098)		(.053)	(.109)
要介護 5 ダミー	.010	.001	na	.012
	(.098)	(.037)		(.111)
2015 年度ダミー	.500	.500	.500	.500
	(.500)	(.500)	(.500)	(.500)
観測数	17,454	1,498	718	13,172

括弧内は標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 1-2　(5)－(8) の記述統計（平均値）

厚生年金受給者 医療費負担割合	(5)	(6) 3 割	(7) 2 割	(8) 1 割
総費用（円）	559117.400	229197.900	323686.900	649311.200
	(1245819.000)	(646257.000)	(990316.300)	(1331693.000)
医療費（円）	411648.900	215068.700	304865.700	460661.800
	(1090394.000)	(611474.400)	(970066.400)	(1154847.000)
介護費（円）	147468.400	14129.110	18821.190	188649.400
	(551908.000)	(181201.300)	(124720.700)	(626281.500)
等価総所得（円）	2972404.000	2988189.000	2641836.000	2643581.000
	(2122206.000)	(2149380.000)	(1091750.000)	(1404805.000)
厚生年金の対数値	13.126	13.214	12.953	12.923
	(1.423)	(1.329)	(1.505)	(1.411)
年齢	76.645	67.797	70.505	78.621
	(6.918)	(2.588)	(.510)	(6.151)
女性ダミー	.396	.314	.436	.462
	(.489)	(.465)	(.496)	(.499)
入院ダミー	.162	.097	.116	.180
	(.369)	(.297)	(.320)	(.384)
外来ダミー	.826	.847	.859	.823
	(.379)	(.360)	(.348)	(.382)
要支援ダミー	.025	.001	.009	.034
	(.158)	(.032)	(.095)	(.182)
要介護 1 ダミー	.028	.004	.005	.033
	(.164)	(.064)	(.067)	(.177)
要介護 2 ダミー	.018	.001	.014	.021
	(.134)	(.032)	(.116)	(.142)
要介護 3 ダミー	.013	na	.002	.016
	(.111)		(.048)	(.127)
要介護 4 ダミー	.006	na	na	.008
	(.079)			(.089)
要介護 5 ダミー	.005	.002	na	.006
	(.069)	(.045)		(.080)
2015 年度ダミー	.500	.500	.500	.500
	(.500)	(.500)	(.501)	(.500)
観測数	9,888	986	440	6,760

括弧内は標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 2-1　(1)－(4) の記述統計（個人内偏差の平均値）

医療費負担割合	(1) 全サンプル	(2) 3 割	(3) 2 割	(4) 1 割
等価総所得（円）	.000	.008	.000	.000
	(804387.500)	(449323.400)	(192205.400)	(454077.500)
入院ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.230)	(.198)	(.214)	(.236)
外来ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.140)	(.181)	(.154)	(.133)
要支援ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.076)	(.026)	(.053)	(.084)
要介護 1 ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.086)	(.026)	(.046)	(.094)
要介護 2 ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.075)	(.026)	(.037)	(.082)
要介護 3 ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.060)	(.018)	(.026)	(.067)
要介護 4 ダミー	.000	na	.000	.000
	(.047)		(.000)	(.052)
要介護 5 ダミー	.000	.000	na	.000
	(.032)	(.000)		(.036)
観測数	17,454	1,498	718	13,172

括弧内は標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 2-2　(5)－(8) の記述統計（個人内偏差の平均値）

厚生年金受給者 医療費負担割合	(5)	(6) 3 割	(7) 2 割	(8) 1 割
等価総所得（円）	.000	.008	-.001	.000
	(972802.800)	(439719.600)	(190826.500)	(424901.000)
厚生年金の対数値	.000	.000	.000	.000
	(.079)	(.176)	(.044)	(.056)
入院ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.226)	(.194)	(.216)	(.233)
外来ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.144)	(.176)	(.158)	(.138)
要支援ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.060)	(.023)	(.048)	(.068)
要介護 1 ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.071)	(.032)	(.048)	(.078)
要介護 2 ダミー	.000	.000	.000	.000
	(.065)	(.023)	(.048)	(.071)
要介護 3 ダミー	.000	na	.000	.000
	(.048)		(.034)	(.054)
要介護 4 ダミー	.000	na	na	.000
	(.040)			(.044)
要介護 5 ダミー	.000	.000	na	.000
	(.026)	(.000)		(.031)
観測数	9,888	986	440	6,760

括弧内は標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

2015 年度ダミーの場合、個人内平均が一律 0.5 となり、個人内偏差と元の値の相関係数が 1 であるため、元の変数を用い within 効果のみ推定する。年齢については、先述した通り個人内偏差と 2015 年度ダミーの相関係数が 1 となるため、個人内平均を用いて between 効果のみ推定する。

4．推定結果

被説明変数ごとに推定結果を整理する。紙幅の都合上、考察を与える説明変数は等価総所得、厚生年金の対数値を中心とする。グループによって

除外された説明変数も存在し、それらは個人内平均または個人内偏差が均一となったか、他の説明変数と相関が 1 または－1 となった変数である。また、すべての被説明変数およびグループにおいて within 効果に関する有意な結果は得られなかった。したがって、between 効果の推定結果のみ言及する。

4-1. 総費用

表 3-1 と 3-2 は総費用を被説明変数とした階層ハイブリッドモデルによる推定結果である。まず、等価総所得と総費用の場合、(1) 全サンプルと (5) 厚生年金グループにおいて有意水準 1%で負の相関があり、(4) 医療費 1 割グループにおいて有意水準 5%で負の相関があった。次に、厚生年金の対数値と総費用の場合、(6) 厚生年金・医療費 3 割グループにおいて有意水準 10%で負の相関があり、(7) 厚生年金・医療費 2 割グループにおいて有意水準 5%で正の相関があった。

4-2. 医療費

表 4-1 と 4-2 は医療費を被説明変数とした階層ハイブリッドモデルによる推定結果である。まず、等価総所得と医療費の場合、(1) 全サンプルにおいて有意水準 1%で負の相関があり、(5) 厚生年金グループにおいて有意水準 5%で負の相関があった。次に、厚生年金の対数値と医療費の場合、(6) 厚生年金・医療費 3 割グループにおいて有意水準 10%で負の相関があり、(7) 厚生年金・医療費 2 割グループにおいて有意水準 10%で正の相関があった。

4-3. 介護費

表 5-1 と 5-2 は介護費を被説明変数とした階層ハイブリッドモデルによる推定結果である。まず、等価総所得と介護費の場合、(1) 全サンプルにおいて有意水準 1%で負の相関があった。次に、厚生年金の対数値と介護費の場合、(7) 厚生年金・医療費 2 割グループにおいて有意水準 10%で正の相関があった。

5．考察

本節では、推定結果全体についての考察を第 1 項で示し、第 2 項では医療費と介護費における推定結果の違いについて考察する。第 3 項では、within 効果に関する有意な結果が得られなかった理由について、データの特性を踏まえて議論する。

5-1. 推定結果全体に対する考察

(1)－(8) の推定から得られた総費用、医療費、介護費に共通する結果について、以下の 3 点から考察する。

第 1 に、所得による医療・介護費の格差について考察する。(1) 全サンプル、(5) 厚生年金グループの推定結果において、費用（総費用、医療費、介護費）と等価総所得に有意な正の相関は見られなかった。高所得者が低所得者に比べて医療・介護費が高い傾向にないことを示しており、高齢者全体で見ると等価総所得による医療・介護費の格差が緩和されていると考えられる。この結果は、自己負担割合の選定や高額療養費制度、高額介護サービス支給制度などの現行制度が機能している可能性を示唆している。さらに、(2)－(4)、(6)－(8) の推定結果からも、すべての被説明変数およびグループにおいて、費用と等価総所得に有意な正の相関が見られなかったため、自己負担割合が同一の高齢者間においても、等価総所得による医療・介護費の格差がないことが分かる。

第 2 に、(1) 全サンプル、(5) 厚生年金グルー

表 3-1　階層ハイブリッドモデルによる（1）－（4）の推定結果（被説明変数：総費用）

医療費負担割合	（1） 全サンプル	（2） 3 割	（3） 2 割	（4） 1 割
		個人内平均（between 効果）		
等価総所得（円）	-.016***	-.012	-.020	-.013**
	[.004]	[.009]	[.036]	[.007]
年齢	8624.010***	-3631.856	omitted	9407.246***
	[1457.501]	[7950.934]		[2064.536]
女性ダミー	90072.067***	9990.041	149077.691*	121424.279***
	[19962.899]	[29483.265]	[78765.483]	[26290.653]
入院ダミー	2367132.352***	1842310.122***	2204405.827***	2433539.864***
	[64545.546]	[182944.310]	[294423.046]	[71447.073]
外来ダミー	-359827.030***	-5143.315	74423.646	-487749.148***
	[42021.057]	[56188.353]	[72062.529]	[52357.109]
要支援ダミー	292917.519***	925404.045***	308021.182	306681.669***
	[47145.542]	[253761.654]	[243775.385]	[49712.406]
要介護 1 ダミー	1113209.200***	927237.598**	422643.823	1137710.296***
	[73131.700]	[392621.733]	[471866.065]	[77866.989]
要介護 2 ダミー	1568303.962***	-262223.653	922342.506***	1573094.093***
	[85406.417]	[506832.831]	[181415.963]	[93231.256]
要介護 3 ダミー	2294340.108***	8921552.338***	1609370.002***	2344698.266***
	[92370.101]	[446194.735]	[245692.858]	[92187.558]
要介護 4 ダミー	2890144.749***	omitted	4436912.628***	2841181.767***
	[113394.024]		[92151.432]	[112080.673]
要介護 5 ダミー	3025120.000***	2262135.869***	omitted	3004248.103***
	[122874.985]	[85675.400]		[127551.763]
		個人内偏差（within 効果）		
等価総所得（円）	-.001	.010	.039	-.005
	[.001]	[.054]	[.036]	[.006]
入院ダミー	1168885.899***	962245.821***	1154564.873***	1169977.203***
	[31513.343]	[84802.549]	[172241.458]	[35564.247]
外来ダミー	-38915.423	17278.430**	33638.982***	-82370.387
	[34181.165]	[8248.510]	[10908.430]	[52001.943]
要支援ダミー	60327.457	-2424168.922***	1221636.745**	136613.627
	[91321.052]	[17846.485]	[587276.530]	[85201.761]
要介護 1 ダミー	425139.075***	-1790827.627***	108802.054	475047.592***
	[125472.253]	[84975.834]	[1239161.069]	[129230.910]
要介護 2 ダミー	457552.345***	-2090719.481***	1494155.748	460914.299***
	[161994.959]	[16018.076]	[1250268.216]	[165433.733]
要介護 3 ダミー	391865.219*	-5073692.140***	1679864.986	446585.225**
	[200872.315]	[85167.841]	[1250669.866]	[205274.806]
要介護 4 ダミー	97489.917	omitted	omitted	-29006.934
	[273937.257]			[267955.128]
要介護 5 ダミー	723870.057**	omitted	omitted	649754.961**
	[312144.962]			[306060.421]
2015 年ダミー	53867.954***	4497.168	6842.715	66930.296***
	[7411.305]	[13895.446]	[21490.733]	[8987.103]
定数項	-325916.768***	318577.500	-34321.353	-331540.460**
	[111724.874]	[531951.958]	[107838.219]	[165192.166]
観測数	17,454	1,498	718	13,172

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。
括弧内は頑健な標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 3-2　階層ハイブリッドモデルによる（5）－（8）の推定結果（被説明変数：総費用）

厚生年金受給者 医療費負担割合	（5）	（6） 3 割	（7） 2 割	（8） 1 割
		個人内平均（between 効果）		
等価総所得（円）	-.012***	.002	.002	-.007
	[.004]	[.014]	[.028]	[.010]
厚生年金の対数値	-11008.877	-26770.297*	50776.728**	-15953.483
	[8971.840]	[14514.544]	[21633.451]	[11903.254]
年齢	8562.951***	-2018.267	omitted	8974.277***
	[1796.405]	[18308.201]		[2756.293]
女性ダミー	2582.646	-2658.761	257936.607**	-5345.505
	[27310.971]	[33304.715]	[129871.909]	[36403.496]
入院ダミー	2135566.967***	1578899.608***	1426959.954***	2218987.010***
	[84169.474]	[203953.406]	[275406.466]	[95494.098]
外来ダミー	-91777.122**	124041.854***	169664.262**	-166736.550***
	[41660.093]	[29331.377]	[73479.584]	[53926.501]
要支援ダミー	314033.550***	4109598.099***	880280.032*	322041.280***
	[70544.694]	[198162.711]	[531312.835]	[74291.667]
要介護 1 ダミー	1209270.507***	187868.192***	3018138.056***	1251187.114***
	[108358.966]	[45300.123]	[836415.758]	[120764.784]
要介護 2 ダミー	1572523.239***	226798.389	836266.723***	1524856.798***
	[132182.138]	[713934.053]	[165580.865]	[153458.405]
要介護 3 ダミー	2357785.908***	omitted	656338.400***	2471567.962***
	[152562.604]		[196860.414]	[147283.859]
要介護 4 ダミー	2941462.263***	omitted	omitted	2934227.283***
	[186499.217]			[183200.115]
要介護 5 ダミー	3107005.278***	2356073.439***	omitted	3124167.867***
	[268531.636]	[93520.119]		[294766.593]
		個人内偏差（within 効果）		
等価総所得（円）	.000	-.013	-.009	.001
	[.001]	[.009]	[.011]	[.009]
年金の対数値[a]	-158438.204	-361099.854	27457.606	-346561.835
	[154024.402]	[344847.836]	[82915.022]	[320291.309]
入院ダミー	1160763.696***	965370.513***	1125777.733***	1156829.531***
	[42611.651]	[114908.240]	[237817.479]	[49134.698]
外来ダミー	-46607.098	18230.202*	30630.537**	-93244.852
	[46475.614]	[9715.424]	[14086.658]	[74466.271]
要支援ダミー	26678.198	-334417.245***	2057060.685***	96938.676
	[144168.646]	[532.898]	[48113.012]	[131549.217]
要介護 1 ダミー	610407.365**	306872.622***	1625399.944***	654959.510**
	[236997.054]	[116321.564]	[13398.323]	[261830.321]
要介護 2 ダミー	406310.849	omitted	2987903.724***	334368.211
	[290107.894]		[238070.781]	[314274.439]
要介護 3 ダミー	419571.379	omitted	3141687.046***	536823.558
	[363012.548]		[238211.569]	[382778.396]
要介護 4 ダミー	662045.472	omitted	omitted	353383.468
	[434045.581]			[442279.801]
要介護 5 ダミー	171085.205	omitted	omitted	163003.869
	[584440.315]			[542511.972]
2015 年ダミー	52246.419***	4974.024	-21739.311	69836.829***
	[9872.721]	[17945.257]	[13332.899]	[12742.918]
定数項	-347752.615**	441993.757	-785673.605**	-292300.672
	[175066.703]	[1266929.160]	[317229.193]	[257337.126]
観測数	9,888	986	440	6,760

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。
括弧内は頑健な標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 4-1　階層ハイブリッドモデルによる（1）－（4）の推定結果（被説明変数：医療費）

医療費負担割合	（1） 全サンプル	（2） 3 割	（3） 2 割	（4） 1 割
		個人内平均（between 効果）		
等価総所得（円）	-.011***	-.012	-.017	-.010
	[.004]	[.009]	[.036]	[.006]
年齢	4252.877***	-2100.840	omitted	4087.079**
	[1412.518]	[7542.203]		[1998.232]
女性ダミー	60852.613***	18549.097	155357.553**	81089.223***
	[19527.116]	[28973.991]	[78169.069]	[25677.510]
入院ダミー	2372459.499***	1797754.679***	2179892.504***	2447763.838***
	[64874.631]	[180160.509]	[293593.569]	[71840.794]
外来ダミー	-346652.121***	-4130.400	95989.647	-459724.012***
	[41796.055]	[56973.341]	[72114.185]	[52197.012]
要支援ダミー	-106576.169**	135097.241	72259.936	-93542.052**
	[44239.756]	[138386.214]	[265096.902]	[46747.544]
要介護 1 ダミー	-166488.215***	-187252.737	-415069.848	-191048.168***
	[63985.702]	[125337.862]	[414654.637]	[66851.023]
要介護 2 ダミー	-158862.700**	-187004.193	152373.867	-203402.666***
	[70043.017]	[366601.544]	[107084.535]	[75523.157]
要介護 3 ダミー	-113249.234	3891137.314***	119090.757	-143359.848*
	[74473.883]	[258361.678]	[99576.520]	[77516.446]
要介護 4 ダミー	-105314.781	omitted	820238.216***	-200426.617*
	[106953.693]		[92293.260]	[106177.837]
要介護 5 ダミー	-310169.154***	-634308.843***	omitted	-322102.968***
	[112007.602]	[85320.556]		[117328.006]
		個人内偏差（within 効果）		
等価総所得（円）	-.001	.008	.030	-.006
	[.002]	[.054]	[.033]	[.006]
入院ダミー	1178876.277***	965614.819***	1152090.520***	1184400.760***
	[31477.551]	[84689.784]	[172457.059]	[35496.273]
外来ダミー	-28530.960	17240.621**	27887.419***	-67195.346
	[35900.923]	[8262.937]	[7327.950]	[54966.887]
要支援ダミー	-38172.792	-1846943.576***	1398838.865*	28830.837
	[89657.617]	[17888.760]	[747587.983]	[80805.868]
要介護 1 ダミー	-44874.738	-2230119.862***	83138.256	39175.014
	[127046.533]	[84863.544]	[137293.711]	[128894.521]
要介護 2 ダミー	-187716.504	-2514202.632***	1606802.629***	-174570.452
	[181333.796]	[16053.391]	[221115.535]	[184878.255]
要介護 3 ダミー	-363908.285	-6628753.751***	1703596.819***	-277471.149
	[223445.328]	[85056.395]	[222758.961]	[225862.364]
要介護 4 ダミー	-898763.316***	omitted	omitted	-1062750.946***
	[320009.532]			[318259.135]
要介護 5 ダミー	-184857.733	omitted	omitted	-209710.209
	[352473.239]			[361544.790]
2015 年ダミー	37299.661***	4246.873	8062.130	46244.539***
	[7357.072]	[13912.566]	[20849.544]	[8922.539]
定数項	150.664	214139.738	-62940.709	77208.856
	[106836.453]	[505065.753]	[107978.640]	[158314.082]
観測数	17,454	1,498	718	13,172

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。
括弧内は頑健な標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 4-2　階層ハイブリッドモデルによる（5）－（8）の推定結果（被説明変数：医療費）

厚生年金受給者 医療費負担割合	（5）	（6） 3 割	（7） 2 割	（8） 1 割
		個人内平均（between 効果）		
等価総所得（円）	-.009**	.000	.006	-.010
	[.004]	[.013]	[.028]	[.009]
厚生年金の対数値	-13759.865	-25567.754*	40628.631*	-18177.709
	[8609.598]	[14256.512]	[20742.743]	[11432.163]
年齢	5526.393***	-231.315	omitted	4958.684*
	[1756.495]	[17851.816]		[2700.891]
女性ダミー	-23720.168	351.704	248188.196*	-39991.280
	[26686.440]	[32785.807]	[129687.981]	[35637.143]
入院ダミー	2122946.116***	1542056.603***	1408924.847***	2220302.454***
	[84694.989]	[193232.684]	[275226.181]	[96148.988]
外来ダミー	-95361.648**	126224.499***	182897.407**	-162027.362***
	[41207.188]	[28793.092]	[73064.454]	[53433.889]
要支援ダミー	-118775.977*	-186166.800	673752.342	-107653.297
	[66611.024]	[190738.041]	[537101.856]	[70635.243]
要介護 1 ダミー	-31404.703	-99405.818**	1875416.238***	-84189.652
	[100060.467]	[44675.639]	[480895.201]	[107416.326]
要介護 2 ダミー	-75128.314	-485429.085	110018.504	-150940.681
	[102737.232]	[707134.444]	[87227.463]	[110531.306]
要介護 3 ダミー	91248.673	omitted	193652.148	41972.743
	[113127.867]		[137444.088]	[117467.478]
要介護 4 ダミー	-16830.408	omitted	omitted	-195092.616
	[185826.766]			[179239.886]
要介護 5 ダミー	-4536.237	-543399.270***	omitted	47157.417
	[263603.706]	[91624.655]		[286161.590]
		個人内偏差（within 効果）		
等価総所得（円）	-.001	-.035	-.010	-.001
	[.002]	[.028]	[.011]	[.009]
厚生年金の対数値	-175791.274	-345179.822	24942.194	-382633.185
	[157189.489]	[338404.482]	[82983.708]	[323205.678]
入院ダミー	1171578.757***	969561.271***	1124565.496***	1171397.191***
	[42472.613]	[114609.825]	[237410.032]	[48749.452]
外来ダミー	-31005.952	18634.388*	23291.735***	-70498.981
	[48654.607]	[10220.614]	[9038.349]	[78083.443]
要支援ダミー	-15115.540	665162.289***	1879280.234***	19652.580
	[139953.969]	[1533.389]	[46889.180]	[112283.725]
要介護 1 ダミー	91194.316	294776.858**	224429.846***	192539.080
	[252575.554]	[116202.471]	[13349.935]	[276652.438]
要介護 2 ダミー	-292145.504	omitted	1727512.961***	-347021.001
	[336114.406]		[237659.743]	[366676.671]
要介護 3 ダミー	-536953.346	omitted	1792467.257***	-417711.626
	[389142.996]		[237806.710]	[406400.360]
要介護 4 ダミー	-292098.125	omitted	omitted	-717194.417
	[520172.481]			[531685.725]
要介護 5 ダミー	-657167.299	omitted	omitted	-574088.232
	[578317.761]			[532917.883]
2015 年ダミー	37923.409***	4211.529	-20817.302	51705.411***
	[9767.834]	[18445.051]	[13283.365]	[12585.614]
定数項	-74844.910	311378.886	-673447.876**	69459.796
	[168270.497]	[1232530.721]	[310815.079]	[249130.395]
観測数	9,888	986	440	6,760

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。
括弧内は頑健な標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 5-1　階層ハイブリッドモデルによる（1）－（4）の推定結果（被説明変数：介護費）

医療費負担割合	（1） 全サンプル	（2） 3 割	（3） 2 割	（4） 1 割
		個人内平均（between 効果）		
等価総所得（円）	-.004***	.000	-.003	-.003
	[.002]	[.002]	[.002]	[.002]
年齢	4371.133***	-1531.015	omitted	5320.167***
	[509.160]	[2369.731]		[728.498]
女性ダミー	29219.454***	-8559.056	-6279.862	40335.056***
	[6028.244]	[5661.863]	[6051.510]	[8083.305]
入院ダミー	-5327.147	44555.443*	24513.326	-14223.974
	[12668.915]	[24767.983]	[17188.801]	[14607.057]
外来ダミー	-13174.910	-1012.915	-21566.001*	-28025.136**
	[10157.432]	[1747.099]	[12748.308]	[12684.337]
要支援ダミー	399493.688***	790306.804***	235761.245***	400223.721***
	[17482.974]	[256194.524]	[89745.352]	[18072.448]
要介護 1 ダミー	1279697.415***	1114490.335**	837713.664***	1328758.464***
	[48761.788]	[469071.044]	[183125.789]	[52188.512]
要介護 2 ダミー	1727166.662***	-75219.460	769968.657***	1776496.758***
	[64105.774]	[438406.202]	[119320.661]	[67348.005]
要介護 3 ダミー	2407589.342***	5030415.025***	1490279.242***	2488058.114***
	[69349.690]	[459918.104]	[302425.642]	[66926.300]
要介護 4 ダミー	2995459.529***	omitted	3616674.412***	3041608.384***
	[78800.022]		[5164.537]	[76804.291]
要介護 5 ダミー	3335289.153***	2896444.712***	omitted	3326351.072***
	[97007.070]	[8667.886]		[99253.756]
		個人内偏差（within 効果）		
等価総所得（円）	.002	.001	.025	.001
	[.002]	[.002]	[.024]	[.001]
入院ダミー	-2530.857	-3401.145	712.160	-4054.646
	[6867.979]	[2871.401]	[858.152]	[8613.070]
外来ダミー	-6387.411	-10.413	5403.180	-10006.705
	[10637.015]	[57.450]	[5459.591]	[15955.662]
要支援ダミー	118755.274***	-577355.703***	188886.440***	136485.183***
	[33150.994]	[588.751]	[35047.074]	[29373.044]
要介護 1 ダミー	517835.850***	439199.981***	838324.454**	495920.861***
	[58105.794]	[2868.094]	[399141.994]	[59118.722]
要介護 2 ダミー	707056.237***	423391.555***	711121.647*	708773.067***
	[77458.007]	[503.707]	[399290.655]	[80031.794]
要介護 3 ダミー	833626.121***	1554938.599***	802161.900**	808698.314***
	[108812.110]	[2870.248]	[399297.088]	[113127.821]
要介護 4 ダミー	1041027.122***	omitted	omitted	1089180.663***
	[130253.646]			[137158.349]
要介護 5 ダミー	1020787.402***	omitted	omitted	997929.546***
	[177103.145]			[183192.879]
2015 年ダミー	14473.828***	303.897	566.176	18237.768***
	[1900.437]	[342.238]	[2669.992]	[2484.100]
定数項	-325020.199***	104410.961	27726.560*	-407525.322***
	[40911.758]	[160139.701]	[15007.569]	[59992.159]
観測数	17,454	1,498	718	13,172

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。
括弧内は頑健な標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 5-2　階層ハイブリッドモデルによる（5）－（8）の推定結果（被説明変数：介護費）

厚生年金受給者 医療費負担割合	（5）	（6） 3 割	（7） 2 割	（8） 1 割
		個人内平均（between 効果）		
等価総所得（円）	-.003	.002	-.005	.003
	[.002]	[.002]	[.003]	[.003]
厚生年金の対数値	2750.988	-1202.542	10148.098*	2224.226
	[3403.153]	[1222.135]	[5609.296]	[4421.959]
年齢	3036.559***	-1786.951	omitted	4015.592***
	[619.927]	[1735.540]		[955.804]
女性ダミー	26302.814***	-3010.465	9748.412	34645.775***
	[9032.917]	[3041.369]	[6054.415]	[12098.446]
入院ダミー	12620.852	36842.999	18035.107	-1315.444
	[15963.070]	[35610.023]	[11390.723]	[19013.168]
外来ダミー	3584.526	-2182.645	-13233.145*	-4709.187
	[10783.787]	[2216.464]	[7200.686]	[13701.726]
要支援ダミー	432809.527***	4295764.916***	206527.690***	429694.577***
	[29634.195]	[29093.321]	[26826.463]	[30303.899]
要介護 1 ダミー	1240675.211***	287273.994***	1142721.811**	1335376.767***
	[74352.623]	[3822.605]	[468927.509]	[84787.311]
要介護 2 ダミー	1647651.553***	712227.496***	726248.241***	1675797.481***
	[98240.629]	[12422.534]	[158043.282]	[105477.273]
要介護 3 ダミー	2266537.236***	omitted	462686.230***	2429595.222***
	[122077.600]		[157641.079]	[114449.372]
要介護 4 ダミー	2958292.672***	omitted	omitted	3129319.901***
	[154286.565]			[147388.726]
要介護 5 ダミー	3111541.514***	2899472.720***	omitted	3077010.452***
	[194280.428]	[11116.037]		[211836.778]
		個人内偏差（within 効果）		
等価総所得（円）	.002	.001	.000	.002
	[.003]	[.001]	[.000]	[.001]
厚生年金の対数値	965.020	-37.129	3988.299	4846.448
	[3110.549]	[28.043]	[3964.470]	[7705.382]
入院ダミー	-10770.627	-4269.620	-.639	-13890.289
	[6915.041]	[4222.015]	[6.699]	[9249.533]
外来ダミー	-9742.451	-1.777	6168.005	-17033.264
	[13650.050]	[6.850]	[6055.355]	[21669.749]
要支援ダミー	79134.039	-1000751.943***	147191.367***	106815.242*
	[67608.342]	[67.636]	[21712.055]	[59273.289]
要介護 1 ダミー	573726.720***	15234.394***	1400095.316***	510290.851***
	[82447.301]	[4225.877]	[31.802]	[83285.453]
要介護 2 ダミー	782911.365***	omitted	1261171.498***	771512.090***
	[111692.141]		[14.177]	[118965.519]
要介護 3 ダミー	1031234.873***	omitted	1350736.627***	995859.955***
	[142658.114]		[356.792]	[149517.651]
要介護 4 ダミー	1040625.705***	omitted	omitted	1166421.618***
	[212751.741]			[244731.290]
要介護 5 ダミー	889931.999***	omitted	omitted	913747.531***
	[217664.120]			[217762.804]
2015 年ダミー	11944.577***	19.963	-42.462	15720.049***
	[1998.412]	[30.472]	[33.291]	[2799.931]
定数項	-271718.485***	130986.120	-112665.507*	-360554.779***
	[69415.089]	[127298.893]	[63566.291]	[98803.946]
観測数	9,888	986	440	6,760

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。
括弧内は頑健な標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

プ（介護費を除く）における費用と等価総所得との負の相関について考察する。主な理由としては、(i) 所得が高いほど健康状態が比較的良い傾向にあるため、医療・介護サービスの需要量が低い、(ii) 高所得者の医療費の自己負担割合が高く、需要法則により医療サービス利用を抑制する傾向にある、という 2 つが考えられる。理由（i）については、たとえば Chetty et al.（2016）[20]が米国の個人の所得データおよび米国社会保障局の死亡データを用いて所得と健康状態との有意な正の相関を示すなど先行研究でも確認されており、可能性の高い理由であると考えられる。ただし、理由（ii）に該当するか否かを識別するためには、個人内において自己負担割合が観察期間内に変化することで費用に変化があるかを分析する必要がある。しかし、観察期間内に自己負担割合が変化するサンプルがあまりに少なかったため分析は不可能であった。

第 3 に、（7）厚生年金・医療費 2 割グループにおける費用と厚生年金の対数値との正の相関について解釈する。この結果は、現行制度が過去の経済的属性による医療・介護費の格差を緩和していないことを示している。表 1-1、1-2 に示した等価総所得と厚生年金の対数値の平均値を見ると、（7）厚生年金・医療費 2 割グループと（8）厚生年金・医療費 1 割グループの値はほぼ等しい。しかし、（7）の場合は 2 割負担する必要があるため、過去の経済的属性が医療・介護サービス利用に関する需要行動に影響を及ぼしている可能性がある。また、医療費の自己負担割合が 2 割の場合は年齢が 2014 年度末時点で一律 70 歳であることから年齢の変数が除外され、厚生年金の対数値の費用に対する説明力が増加したと捉えることができる。

最後に、一自治体のデータを用いた分析結果に対する考察を日本全体へ適用することの外的妥当性について以下に論じる。高齢者の就業環境（賃金水準）などが高齢期の所得に影響を及ぼす可能性は考えられるものの、年金給付額に関しては、年金制度において全国一律の制度として運用されているため地域的な問題は存在しない。同様に、医療給付額は医療（保険）制度において全国一律の制度として運用されている。医療機関受診行動は地域の医療供給体制の影響を受けるため、地域固有の問題が潜在する可能性があるが、X 市の国民健康保険医療費は全国平均値よりも高い状況にあり、過小受診に陥っている可能性は考えにくい。

5-2. 医療費と介護費の推定結果の相違

医療費と介護費における相違は以下の 2 点である。

まず、被説明変数が介護費の場合のみ、（5）厚生年金グループでは介護費と等価総所得に有意な相関は見られなかった。これは、介護費を被説明変数とした場合、医療費の場合と比較して要支援ダミーやすべての要介護ダミーの説明力が非常に高くなるため（表 5-1 と 5-2 参照）、等価総所得の説明力が相対的に下がることに起因する。

次に、厚生年金の対数値に関して、医療費が被説明変数の場合は（6）厚生年金・医療費 3 割グループで負の相関があった一方で、介護費が被説明変数の場合は相関が見られなかった。この結果についても、上記と同じ理由によるものと考えられる。

5-3. Within 効果

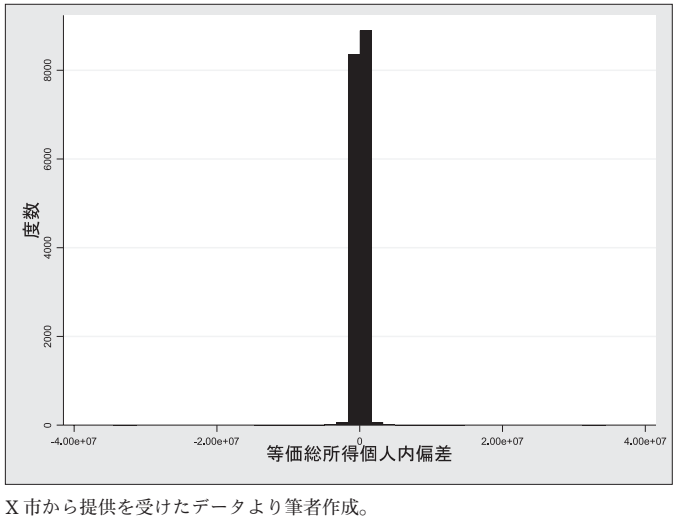
ここでは、within 効果に関する結果が有意とならなかった原因について考察する。（1）－（8）それぞれの等価総所得と厚生年金の対数値の個人内偏差に関する記述統計は表 2 に示したが、具体的に等価総所得の個人内偏差が－100,000～100,000 円の間となるサンプル数、厚生年金の対

表 6　等価総所得と厚生年金の対数値の個人内偏差の該当者数とその割合

グループ	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
観測数	17,454	13,172	718	1,498	9,888	6,760	440	986
			等価総所得（−100,000〜100,000 円）					
該当者数	14,190	11,152	576	1,056	7,968	5,724	346	698
割合（%）	81.299	84.664	80.223	70.494	80.765	84.675	78.636	70.791
			厚生年金の対数値（−0.1〜0.1）					
該当者数	na	na	na	na	9,674	6,678	420	908
割合（%）	na	na	na	na	97.836	98.787	95.455	92.089

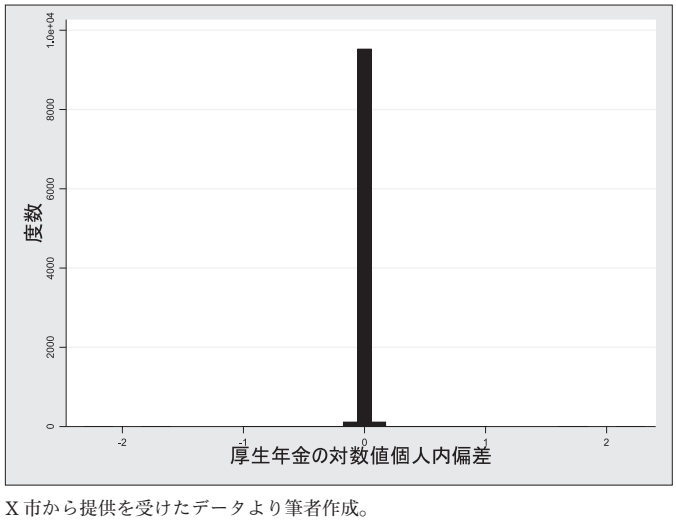
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

図 1　(1) 全サンプルの等価総所得の個人内偏差の分布



X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

図 2　(5) 厚生年金グループの厚生年金の対数値の個人内偏差の分布



X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

数値の個人内偏差が－0.1～0.1の間となるサンプル数をそれぞれ確認したところ、表6のようになった。また、(1) 全サンプルと (5) 厚生年金グループを代表として、等価総所得および厚生年金の対数値の個人内偏差に関するヒストグラムを図1と2に示す。

これらの結果から、等価総所得と厚生年金の対数値は2期間において不変でないため除外されないものの、これらの個人内偏差はほぼ均一であることが分かる。このような場合、医療・介護費を説明する変数としての役割を果たすことは難しいため、within 効果に関する有意な結果が得られなかったと考えられる。

6．結論

本研究では、提供されたX市の2期間のパネルデータを用い、現在の経済状況を表す等価総所得および過去の経済的属性を表す厚生年金の対数値と医療・介護費との関係について、階層ハイブリッドモデルを用いて分析を行った。分析の結果、以下の3点が明らかとなった。ただし、これらは between 効果の推定結果に基づくものである。第1に、66歳以上の高齢者全体、厚生年金受給者に限定したグループ、医療費の自己負担割合を固定したグループなどすべてのグループにおいて、等価総所得による費用（総費用、医療・介護費）の格差が現行制度により緩和されていることが分かった。

第2に、66歳以上の高齢者全体、（総費用と医療費を被説明変数とした）厚生年金受給者のグループの分析において、費用と等価総所得との負の相関が観察された。これは、(i) 所得が高いほど健康状態が比較的良く、医療・介護サービスの需要量が低い、(ii) 高所得者の医療費の自己負担割合が高く、需要法則により医療サービス利用を抑制する傾向にある、といった理由が考えられる。介護費を被説明変数とした場合は、要支援ダミーやすべての要介護ダミーの説明力が著しく増加したことにより、等価総所得や厚生年金の対数値に関する結果が有意とならなかった。

第3に、厚生年金受給者のうち医療費の自己負担割合が2割のグループでは、費用と厚生年金の対数値に正の相関が観察された。この結果は、現行制度が過去の経済的属性に起因する医療・介護費の格差を緩和しないことを示す。さらに、医療費の自己負担割合が1割のグループと等価総所得および厚生年金の対数値が同程度にも関わらず負担が大きいことにより、過去の経済的属性が有意に需要行動に影響を及ぼしている可能性がある。

最後に、今後の拡張可能性について述べる。本研究で用いたデータには、医療費の自己負担額が含まれておらず、高額療養費、多数該当制度、世帯合算に関する情報も不足していた。介護費の自己負担額については、請求額の10%を上回っているサンプルが多数存在しており、算出方法が不明であった。さらに、観察期間内に自己負担割合が低くなるサンプルがあまりに少なかった。これらの不足している情報を補うことで、費用と等価総所得との負の相関が (i) と (ii) どちらに起因するか議論することが可能となる。

謝辞

本研究は、文部科学省・基盤研究（B）「超高齢・人口減少社会において多様な生活者を支える医療保障の持続性を目指す実証研究（課題番号：15H03365、研究代表者：泉田信行）」に基づき、早稲田大学「人を対象とする研究・倫理審査」（承認番号：2015-063）の承認を受けて実施された。本稿を執筆するにあたり、泉田信行氏（国立社会保障・人口問題研究所）、2017年7月ボストン大学で開催された International Health Economics Association（iHEA）2017の参加

者の方々、2017 年 9 月慶應義塾大学で開催された医療経済学会第 12 回大会にて討論をして下さった湯田道生先生（東北大学）と参加者の方々から大変有益なご助言を賜った。ここに記して御礼申し上げる。なお、個票データの整備・分析については、今堀のみが行った。本文中にある誤りは、すべて著者らに属するものである。

注

1　Random slope も出力可能だが、個人の標本数分の結果が得られるため、紙幅の都合上記載しないものとする。

2　2015 年 10 月 1 日より共済年金が厚生年金に統一されたため、一部共済年金受給者が含まれる。

3　X 市に在住し、国民健康保険もしくは後期高齢者医療保険、および介護保険に、2014 年 4 月 1 日から 2016 年 3 月 31 日まで加入している 2014 年度末時点で 66 歳以上の高齢者を指す。65 歳の高齢者に関しては、誕生日の前日から介護保険の受給資格を得ることから、対象者の多くが途中参加となるため分析対象から除外した。また、自己負担割合については、2 年度内で変化しない個人を対象とした。自己負担割合が変化する場合、その個人が複数の自己負担割合を持つことになるためである。

参考文献

1）遠藤久夫，駒村康平．公的医療保険と高齢者の医療アクセスの公平性．季刊社会保障研究．1999；35（2）：141-148

2）増原宏明，今野広紀，比佐章一，鴇田忠彦．医療保険と患者の受診行動: 国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析．季刊社会保障研究．2002；38(1)：4-13

3）金子能宏．第 14 章 高年齢者の所得厚生と医療需要．国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会．2000：293-322

4）湯田道生．高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測．日本経済研究．2007；57：23-52

5）Akiyama, N., Shiroiwa, T., Fukuda, T., Murashima, S., Hayashida, K. Healthcare costs for the elderly in Japan: Analysis of medical care and long-term care claim records. PloS one. 2018；13（5）：e0190392

6）大日康史．公的介護保険による実際の介護需要の分析－世帯構造別の推定－．季刊社会保障研究．2002；38(1)：67-73

7）佐藤哲彰．介護保険請求額は、所得水準によって異なるか．千葉商大論叢．2016；53(2)：135-147

8）山田篤裕．居宅介護サービスの公平性―『国民生活基礎調査（平成 13 年)』介護票に基づく分析―．季刊社会保障研究．2004；40(3)：224-235

9）遠藤久夫，山田篤裕．介護保険の利用実態と介護サービスの公平性に関する研究．医療経済研究．2007；19(2)：147-167

10）泉田信行．介護サービス利用に対する所得の影響―施設介護サービスを中心に―．季刊社会保障研究．2008；43(4)：327-342

11）塚原康博．介護サービスの限度利用と金銭的価値に関する研究―墨田区の個票データを用いた実証分析．大原社会問題研究所雑誌．2004；542：47-61

12）Olivares-Tirado, P., Tamiya, N., Kashiwagi, M., Kashiwagi, K. Predictors of the highest long-term care expenditure in Japan. BMC Health Service Research. 2011; 11: 1-13

13）相原洋子，川副延生．世帯所得と居宅介護サービス利用率の関連．Panel Data Research Center at Keio University Discussion Paper Series. 2015；DP2014-004

14）阿波谷敏英．死亡前一年間の医療および介護費用の検討．季刊社会保障研．2004；40(3)：236-243

15）岩本康志，鈴木亘，両角良子，湯田道生．第 2 章 死亡前 1 年間の医療費・介護費。健康政策の経済分析―レセプトデータによる評価と提言―．東京大学出版会．2016；39-51

16）鈴木亘，岩本康志，湯田道生，両角良子．レセプトデータを用いた医療費・介護費の分布特性に関する分析．医療経済研究．2012；24(2)：86-107

17）Allison, P. D. Chapter 2 Linear Fixed Effects Models: Basics - A Hybrid Method. - "Fixed Effects Regression Models." SAGE. 2009; 23-25

18）Schunck, R. Within and between estimates in random-effects models: Advantages and drawbacks of correlated random effects and hybrid models. The Stata Journal. 2013; 13 (1): 65-76

19）Hausman, J. A., Wise, D. A. Attrition Bias in

Experimental and Panel Data: the Gary Income Maintenance Experiment. Econometrica. 1979; 47: 455-473.

20) Chetty R., Stepner M., Abraham S., Lin S, Scuderi B., Turner N., Bergeron A., Cutler D. The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014. Journal of American Medical Association. 2016; 315(16): 1750-1766.

著者連絡先

早稲田大学大学院経済学研究科博士後期課程

今堀　まゆみ

〒169-8050　東京都新宿区西早稲田 1-6-1

TEL：03-5272-4782

FAX：03-5272-4782

E-mail address: imahori.m@suou.waseda.jp

Does income affect medical care and long-term care expenditures for the elderly?: Evidence from claims data of a municipality in Japan

Mayumi Imahori[*1], Takashi Kurihara[*2], Haruko Noguchi[*3]

Abstract

We evaluate a relationship between income and medical care and long-term care (LTC) expenditures, focusing on the population aged 66 and over of a small anonymous municipality (called city "X") in Japan. We analyze an individual-based administrative monthly claims data, for medical care and LTC, merged with the annual income data of city "X" from 2014 to 2015 (8,727 observations). Our dependent variables are a total expenditure of medical care and LTC, and each of medical care and LTC expenditures. Our independent variables are current annual household income (weighted by the square root of the number of family members) and the logarithm of annual employee pension.

The novelties of this study are as follows: First, the claims data includes elderly people who consumed neither medical care nor LTC services. Second, we consider the copayment ratio by using the income data. Third, we use pension as an indicator of past lifetime socioeconomic statuses such as industries, job statuses, average monthly salaries, and educational achievements since economic statuses of households often depend not only on current income.

Applying the multi-level hybrid model to our data, we obtain the following three major results. First, for every copayment ratio, there exists no positive correlation between each expenditure and current income. This result implies that the population aged 66 and over would enjoy medical care and LTC regardless of current income status. It would show that Japanese universal health care system is effectively working to achieve the equity of access to medical care and LTC for the old population. Second, we find a negative correlation between each expenditure and current income in a group of all samples or all employee pensioners. There are two possible reasons for this result: (i) health statuses of high-income persons are relatively better and therefore lower demands of medical care and LTC and (ii) a high copayment ratio reduces the demands. Third, in a group of employee pensioners whose copayment ratio for medical care services is 20%, we find a positive correlation between each expenditure and the logarithm of employee pension. This result indicates that the Japanese universal health care system could not remove the gap of expenditures owing to the past lifetime socioeconomic statuses. Their averages of current income and the logarithm of employee pension are almost the same as those of employee pensioners whose copayment rate for medical care services is 10%.

[**Keywords**] medical care expenditures; long-term care expenditures; income; pension; claims data; multi-level hybrid model

*1 Graduate School of Economics, Waseda University
*2 Faculty of Political Science and Economics, Waseda University
*3 Faculty of Political Science and Economics, Waseda University

医療経済学会
第 14 回研究大会

The 14th Annual Conference of

Japan Health Economics Association (JHEA)

- **日時**
  2019 年 9 月 7 日（土）9:20～17:30

- **会場**
  国際医療福祉大学　東京赤坂キャンパス 3 階

- **研究大会長**
  池田 俊也（国際医療福祉大学大学院　医学研究科　教授）

- **プログラム委員**
  委員長
  菅原 琢磨（法政大学 経済学部/比較経済研究所 教授）
  委　員
  井深 陽子（慶應義塾大学 経済学部 教授）
  岸田 研作（岡山大学大学院　社会文化科学研究科 教授）
  國澤　進（京都大学大学院 医学研究科 准教授）
  後藤　励（慶應義塾大学大学院 経営管理研究科 准教授）
  野口 晴子（早稲田大学 政治経済学術院 教授）
  濱秋 純哉（法政大学　経済学部 准教授）
  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）

主催：医療経済学会

「医療経済学会　第 14 回研究大会」全体スケジュール

日時：2019 年 9 月 7 日（土）9:20～17:30（8:40 より受付開始）
会場：国際医療福祉大学　東京赤坂キャンパス 3 階
　　メイン会場　：E301 多目的ホール
　　A 会場　：E302 講義室 1
　　B 会場　：E303 講義室 2
　　C 会場　：E304 講義室 3

◇　一般演題（21 演題）　9:20～11:20、15:30～17:30
会場：メイン会場、A・B・C 会場（C 会場は午前のみ）

◇　若手育成セミナー（3 演題）　15:30～17:30
会場：C 会場

◇　総会　12:30～13:00
会場：メイン会場

◇　特別講演　13:10～13:40
会場：メイン会場
演題：「医療の構造改革：　変わるのは今だっ！」
- 鈴木 康裕　氏（厚生労働省 医務技監）

◇　シンポジウム　13:40～15:10
会場：メイン会場
テーマ：費用対効果評価の制度化～残された課題と今後の対応を考える～
- 全体進行　池田 俊也 氏（国際医療福祉大学大学院 医学研究科 教授）

講演（現状と課題・論点整理）：13:40～14：20
- 福田　敬　　氏（国立保健医療科学院 保健医療経済評価研究センター長）
- 五十嵐　中　氏（横浜市立大学医学群 健康社会医学ユニット 准教授）

パネル・ディスカッション：14:20～15:10
- モデレーター　池田 俊也 氏
- パネリスト　　福田 敬　氏
- パネリスト　　五十嵐 中 氏
- パネリスト　　中村 洋　氏（慶應義塾大学大学院 経営管理研究科 教授）
- パネリスト　　後藤 励　氏（慶應義塾大学大学院 経営管理研究科 准教授）
- パネリスト　　野口 晴子 氏（早稲田大学 政治経済学術院 教授）

総括
- 遠藤 久夫 氏（国立社会保障・人口問題研究所 所長）

第１４回研究大会　一般演題一覧

演題番号	発表者氏名	所属	若手最優秀 発表賞 対象	演題名
M-1	庄司 啓史	衆議院 調査局 財務金融調査室	○	入院医療における競争とプロセス・アウトカム指標
M-2	愼 重虎	京都大学 大学院医学研究科 医療経済学分野	○	院内死亡、医療費および在院日数の予測におけるCharlson、Elixhauser、combination併存疾患指数の算出とその活用方法の比較：DPCデータを用いた研究
M-3	湯田 道生	東北大学大学院 経済学研究科		Childhood Health State and Future Outcomes: Evidence from Panel Survey for the Japanese Population
M-4	森 隆浩	筑波大学/東千葉メディカルセンター		Cost-effectiveness of sequential daily teriparatide/alendronate compared with alendronate alone for older osteoporotic women with prior vertebral fracture in Japan
M-5	柴原 秀俊	クレコンメディカルアセスメント株式会社		本邦における高齢者に対する帯状疱疹ワクチンの費用効果分析
M-6	五十嵐 中	横浜市立大学 医学群健康社会医学ユニット 東京大学大学院 薬学系研究科		成人肺炎球菌ワクチンの費用対効果評価
A-1	Rie Masuda	東京大学 医学系研究科 保健社会行動学分野	○	Pre-K and Childhood Asthma: A Quasi-Experimental Study Using Linked Data
A-2	Yichen Shen	早稲田大学	○	The Impact of the Coverage of Smoking Cessation Aids on Marijuana Use Outcomes
A-3	Mo Xiuting	京都大学 医学研究科　健康情報学	○	Economic burden of postpartum depression in Japan
A-4	宮脇 敦士	東京大学　医学系研究科　公衆衛生学教室		Reduced formal long-term care availability and informal caregivers' health: Nationwide natural-experiment with Japanese long-term care insurance
A-5	井深 陽子	慶應義塾大学 経済学部		地域包括支援センター密度と医療費の関係
A-6	高久 玲音	一橋大学 経済学研究科		Testing for Monopsony in the Labor Market of Nurses: Evidence from a Fee Schedule Revision
B-1	岡庭 英重	東北大学大学院 経済学研究科	○	働き方の裁量と長時間労働がメンタルヘルスに及ぼす影響
B-2	金子 周平	早稲田大学　経済学研究科	○	How Does the Natural Disaster Affect Parents' Labor Force Participation and Children's Outcomes?
B-3	工藤 嵩比古	ウェイン州立大学		The Effect of Truck Drivers' Compensation on Safety Performance
B-4	和久津 尚彦	名古屋市立大学		ドラッグラグは解消したのか？開発ラグに焦点を当てたドラッグラグの実証分析
B-5	熊谷 成将	西南学院大学 経済学部		Monetary Values for Activities Limited Due to Poor Health: Evidence from Japan
B-6	森口 千晶	一橋大学 経済研究所		日本におけるカロリー価格および栄養素価格の長期的変動とその肥満への影響
C-1	梶谷 真也	京都産業大学 経済学部		Returns to Sleep: The Impacts of Sleep on Labor Productivity
C-2	松島 みどり	筑波大学		民族多様性と健康
C-3	朴 香丹	九州大学 工学研究院		The Impact of Intra-Household Education Gaps on Health: Evidence from 32 Countries

第12回　若手研究者育成のためのセミナー

Y-1	河野 雅臣	東京医療保健大学 医療保健学研究科		歯内療法の費用効用分析
Y-2	伊角 彩	東京医科歯科大学 日本学術振興会		幼少期の被虐待経験と高齢期の医療コスト増加に関する分析
Y-3	Honami Kobayashi	一橋大学大学院 経済学研究科		The impact of tax salience on price elasticity of alcohol

2018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。

2018年度は、以下の論文が受賞され、2019年9月7日開催された医療経済学会 総会にて、医療経済学会 会長 今中 雄一 先生より表彰状が授与されました。また、医療経済研究機構　西村 周三 所長より副賞が贈呈されました。

佐野 隆一郎 先生

（東京大学大学院 医学研究科 公共健康医学専攻保健社会行動学分野）

「労働時間種別による病院勤務医の夜間休日労働の勤務意欲にもたらす影響の検討」

授賞理由：

本論文は、厚生労働省「医師の働き方改革に関する検討会」で注目されたデータ個票に基づき、常勤勤務医の所定外実働時間と待機時間の長さの両方が、常勤勤務医の夜間・休日労働意欲を低下させること、その効果は待機時間の長さの方が大きいこと等を明らかにした。手堅い実証分析手法で、法的・報酬的評価の「軽い」労働時間が、実は常勤勤務医にとり「重い」負担となっているという、時宜を得た重要な政策含意を導き出している点を高く評価し、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。

2018 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】

2019 年度に発行された医療経済学会誌「医療経済研究」（Vol.31）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】

2020 年に開催予定の第 15 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 14 回研究大会「若手最優秀発表賞」授賞の報告

第 14 回研究大会長
国際医療福祉大学大学院 医学研究科 教授
池田俊也

医療経済学会 第 14 回研究大会では、2019 年 9 月 7 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：金子 周平 氏（早稲田大学 経済学研究科）

演題名：How Does the Natural Disaster Affect the Maternal Labor Force Participation and Children's Outcomes?

第 15 回研究大会の概要について

1．研究大会長

一橋大学大学院　経済学研究科　教授　井伊 雅子 先生

2．日程

2020 年 9 月 5 日(土)（予定）

3．会場

総合学術センター　一橋講堂（東京都）

4．今後のスケジュール

一般演題募集：2020 年 1 月 ～ 2020 年 5 月初旬（予定）

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

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キストを抱えつつ、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」をご覧下さい。

『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紙として、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@ihep.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、原著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。
⑽ 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（別紙様式）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紙「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）は本文原稿の最後に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、本文原稿の最後に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。
l. （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。

<table>
<tr><td colspan="2">フリガナ</td><td></td><td rowspan="2">男・女</td><td rowspan="2">生年月日</td><td rowspan="2">西暦　　年　　月　　日</td></tr>
<tr><td colspan="2">氏　　名</td><td></td></tr>
<tr><td colspan="2" rowspan="2">会員の別</td><td colspan="4">・普通会員</td></tr>
<tr><td colspan="4">・学生会員（※）
［大学名：　　在籍学位課程：　　］
［修了予定年月：　　］</td></tr>
<tr><td rowspan="2">所属先</td><td>名称</td><td></td><td colspan="2">職　　名</td><td></td></tr>
<tr><td>住所</td><td colspan="4">〒</td></tr>
<tr><td colspan="2">電　　話</td><td></td><td colspan="2">FAX</td><td></td></tr>
<tr><td colspan="2">自宅住所</td><td colspan="4">〒</td></tr>
<tr><td colspan="2">電　　話</td><td></td><td colspan="2">FAX</td><td></td></tr>
<tr><td colspan="3">郵便物希望送付先（該当に○）</td><td colspan="3">所属先　・　自宅</td></tr>
<tr><td colspan="2">E-mail</td><td colspan="4"></td></tr>
</table>

（※）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】
普通会員：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系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	（医療経済研究機構 所長）
編集委員	菅原琢磨	（法政大学経済学部／比較経済研究所 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医療・福祉サービス研究部 部長）
	安川文朗	（横浜市立大学国際総合科学部 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.31　No.1　2019*

令和元年 10 月 31 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 ㈹

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.31 No.1 2019

Contents

Prefatory Note

Academic value of medical big data
..... *Kiyohide Fushimi* 1

Special Contributed Article

Suicide prevention, national policy, and local administration: challenges in policy evaluation due to governmental framework and system
..... *Miharu Nakanishi* 3

Occupational mental health and work engagement
..... *Akihito Shimazu* 15

Research Article

Does income affect medical care and long-term care expenditures for the elderly?: Evidence from claims data of a municipality in Japan
..... *Mayumi Imahori* *Takashi Kurihara* *Haruko Noguchi* 27

JHEA 14th Annual Conference Report 47

Announcement of the Best Paper Award of the Year 2018 50

Selection of the Best Paper Award of the Year 2019 51

JHEA 14th Annual Conference Young Investigator Award 52

Announcement of The 15th Annual Conference of JHEA 53

Announcement of The Launch of Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy 54

Instructions to Authors/Manuscript Submission and Specifications 55

Japan Health Economics Association
Institute for Health Economics and Policy