

医療経済研究

Vol.29 No.1
2017

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関紙

巻頭言

- 費用対効果の「閾値」をめぐって
..... 池田 俊也 1

特別寄稿

- ボーモルの「コスト病」50周年：
公的介護保険サービス研究への示唆
..... 山田 篤裕 3
- 医療資源配分における健康機会費用アプローチ
..... 中村 良太 18

研究論文

- 2009 年度介護報酬改定が介護従事者の賃金、
労働時間、離職率に与えた影響
..... 上野 綾子 濱秋 純哉 33
- 日本における私的医療保険の需要決定要因
..... 小坂 雅人 近藤 正英 58
- 第 12 回研究大会報告 84
- 2016 年度「学会論文賞」授賞の報告 92
- 医療経済学会「学会論文賞」について 93
- 医療経済学会第 12 回研究大会
「若手最優秀発表賞」授賞の報告 94
- 医療経済学会第 13 回研究大会の概要について 95
- Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy
創刊のお知らせ 96
- 投稿規定・執筆要領 97



医療経済研究

Vol.29 No.1 2017

医療経済学会



医療経済研究機構

巻頭言

費用対効果の「閾値」をめぐって

国際医療福祉大学医学部

池田 俊也

医療経済評価は、多くの国々において医療技術の保険償還の可否の判断や、ワクチンや健診等の予防技術の導入の判断等の政策決定に利用されている。1990年代前半よりオーストラリアやカナダで薬剤等の医療技術の償還可否や価格設定に際して利用が始まっていたが、1999年より英国の国立医療評価院（National Institute for Health and Care Excellence, NICE）において、高額薬剤等を対象に、臨床効果のレビューとともに費用効果分析を実施した上でそれに基づいた推奨・非推奨の判断がなされることとなった。仮に臨床試験によって有効性が確認された薬剤でも、費用対効果が悪ければ、その使用を推奨しないとの判断が下される場合もある。

日本でも中央社会保険医療協議会（中医協）において、2010年秋頃から新規薬剤や医療機器の価格設定のあり方に関する議論に際し「日本版 NICE」という言葉がたびたび登場するようになった。2012年には中医協に費用対効果評価専門部会が設置され、2016年より費用対効果評価の試行的導入が開始した。しかし本稿執筆時点では、保険償還価格への具体的な反映方法を含め、多くの論点が残されている。

費用対効果が良いか悪いかを判断するためには、効果指標として何を用いるのか、そして、その閾値をどのように定めるのか、の二点がポイントとなる。効果指標として、疾病や病態によらず共通に使える指標としては、生存年（life year）、質調整生存年（quality-adjusted life year, QALY）、障害調整生存年（disability-adjusted life year, DALY）などに限られる。橋本（1998）が指摘するように、QALYの使用にあたっては測定上の課題や倫理的問題等が多々あることは確かだが、それらを踏まえた上で国際的には QALY にほぼ絞られている。わが国においても、上記部会において委員から QALY の使用は年齢差別につながる等の懸念が示され、「QALY は欠陥商品」との発言もあったが、現在は QALY を基本とすることについてほぼコンセンサスが得られている。

一方、閾値については国によっても取り扱いが異なり、研究者の間でも見解が分かれている。米国では公式の閾値は存在しないが、90年代から学術論文等において5万ドル/QALYがよく用いられている。その根拠として、透析の増分費用効果比（ICER）がおおよそ5万ドル/QALYであったためとも言われているが、諸説あり根拠ははっきりしない（Grosse SD, 2008）。英国では、研究ガイドラインに2万～3万ポンド/QALYと明示されているが、その値の根拠については記載されていない。WHOは3GDP/QALYを提案し、これを採用する国も増えてきているが、その根拠も不明確である。我が国では支払い意思額（WTP）の調査結果が引用されることが多いが、WTPは調査法により結果に大きな違いが生じることも指摘されている（Nimdet 2015）。また、我が国で閾値の根拠として最も引用されているのは Shiroiwa

et al. (2010) の研究であるが、これは 2007 年に実施された調査を元にした研究であり、既に 10 年が経過している。10 年の間に物価水準が変化していると共に国民の医療に対する期待度が大きく高まっていることから、閾値を見直す必要があるだろう。

そこで、やや突飛な提案かもしれないが、医療経済学会として新たな閾値を提案してはどうだろうか？後藤は本誌前号の巻頭言において、経済評価の政策利用を医学・経済学融合型の医療経済研究を進める良い機会にする必要があると述べている。本学会に関わる医学系研究者と経済研究者の共同作業により閾値に関する合意形成がなされれば、医療経済評価の政策利用のみならず、学問的發展や臨床現場での活用にも大いに寄与するものと考えているが、いかがであろうか？

橋本英樹：医療技術・保健政策の経済的評価の理論的背景に関する文献的考察、医療と社会 8(1), 53-65, 1998

Grosse SD: Assessing cost-effectiveness in healthcare: history of the \$50,000 per QALY threshold. Expert Rev Pharmacoecon Outcomes Res. 8(2): 165-78, 2008

Bertram MY et al.: Cost-effectiveness thresholds: pros and cons. Bull World Health Organ. 94(12): 925-930, 2016

Nimdet K et al.: A systematic review of studies eliciting willingness-to-pay per quality-adjusted life year: does it justify CE threshold? PLoS One. 10(4): e0122760, 2015

後藤 励：巻頭言 医療の経済評価が進める共同研究、医療経済研究 28(2), 75, 2016

Shiroiwa T et al.: International survey on willingness-to-pay (WTP) for one additional QALY gained: what is the threshold of cost effectiveness? Health Econ. 2010

特別寄稿

ボーモルの「コスト病」50 周年： 公的介護保険サービス研究への示唆^{注1}

山田 篤裕*

1. はじめに

本稿での議論は、公的介護保険サービスに焦点を当ててはいるが、医療、福祉、教育サービスなど、公的・私的を問わず、労働集約的な対人サービスすべてに適用可能な議論である。

経済規模に占める公的介護保険サービスに係る社会保障費用（以下、公的介護費用と略す）の膨張要因は、人口高齢化にともなう要介護者の増大によるものばかりでない。それとは別に、今から50年前に提示された、W.ボーモルの「コスト病（the Cost Disease）」と呼ばれる要因もある。ボーモルのコスト病により、将来的な公的介護費用の増加幅は大きく変化する可能性がある。

Baumol（1967）で定式化され、その後、ボーモルのコスト病（あるいはボーモル効果）として広く知られる議論は、マクロ経済学では、産業構造に占めるサービス産業（とりわけ対人サービス）の比重が大きくなるにつれ、当該産業におけるその相対的生産性の低さゆえ、一国全体の経済成長鈍化をもたらす、という文脈で一般に理解されているようである^{注2}。

しかし（後述するように）公的介護保険サービ

スについて、社会政策的な文脈では、ボーモルのコスト病の「前提」、すなわちサービス産業の賃金が生産性の高い産業の賃金と同じ比率で上昇するか、あるいはサービスの需要量が価格に対して非弾力的である（価格が変化しても需要量はあまり変化しない）か、といった点も重要である。

本稿ではボーモルのコスト病がどのように生じるのか、その前提条件（仮定）を含め、その議論を再訪し、ボーモルのコスト病の鍵を握る介護労働者の賃金設定や生産性について改めて議論し、公的介護保険サービスに関する研究展望に代えたい。

なお、近年刊行された経済学分野での邦文文献としては、介護市場全般については角谷（2016）、財源調達を含む公的介護保険制度全般の課題については鈴木（2016）、公的介護保険サービスの従事者（主に労働供給面）については花岡（2015）^{注3}、家族介護に伴う離職については山田・酒井（2016）等ですでに先行研究が体系的にまとめられており、本稿におけるいくつかの研究紹介は紙幅の制約からアド・ホックで部分的なものに留まることを予めお許しいただきたい。

本稿の構成は以下の通りである。まず次節で、ボーモルのオリジナルの論文に基づき、コスト病の命題を再訪し、続く第3節では既存の公的介護費用の将来推計がコスト病の織り込み方により

* 慶應義塾大学経済学部

実際大きく変動する可能性を指摘する。第4節で、医療・福祉、教育関連サービスの価格上昇と医療・福祉産業従事者の動向を確認し、近年の日本におけるコスト病の現状を確認する。第5節では我々の社会がコスト病を受け入れ可能であるとのボーモルの主張を説明する。第6節で社会がコスト病を受け入れ不能と理解することで生じる問題についてのボーモルの警鐘を紹介した上、結びに代え、公的介護保険サービス研究への示唆を述べる。

2. 再訪：ボーモルのコスト病の主張の前提と4命題

冒頭で述べたように、ボーモルのコスト病（あるいはボーモル効果）は、産業構造に占めるサービス業の拡大に伴い経済全体の成長が鈍化する、との主張として一般に理解されることが多い。ボーモルのコスト病に関する論文は、舞台芸術におけるコスト病を論じた半世紀前の論文 Baumol and Bowen (1965) と (1966) にさかのぼり、Baumol et al. (1985; 1989) 等でモデルや議論^{注4}の拡張もされている。ただし、モデルは Baumol (1967) が明快であり、それに対する批判はあったとはいえ、その後も主要な命題は変更されていない^{注5}ため、これに基づき、まずはボーモルのコスト病を説明するオリジナルなモデルとそこから導出される4命題を再訪しよう。

Baumol (1967) は、経済が①停滞的部門 (non-progressive^{注6}) と②進歩的部門 (progressive) の2部門に分かれており、2部門間の労働生産性上昇が不均衡であることが、経済成長にどのような影響を及ぼすか考察している。

単純化のためモデルでは、生産量は労働投入量のみで決まり、資本は考慮しない。進歩的部門では労働生産性（労働1単位あたりの物的な生産

量で定義）は每期一定割合で上昇し、労働生産性と同率で賃金は上昇するものとする。一方、停滞的部門では労働生産性の上昇は皆無であるとする。さらに雇用量は両部門で一定、両部門の労働者間の賃金は時間が経過しても常に等しいことをまず仮定する。

そうすると、停滞的部門では労働生産性は変化しないので、産出量も変化せず、一定のままである。しかし仮定により停滞的部門の賃金は、進歩的部門の労働生産性と同率で上昇していく。その結果、停滞的部門の産出1単位当たりのコスト（モデルでは賃金に等しい）は上昇していく。

進歩的部門でもコスト（＝賃金）は労働生産性とともに入昇していく。しかし進歩的部門では、産出量も労働生産性と同率で増大するため、産出1単位当たりのコストは変わらず、時間が経過しても常に一定である。

すなわち「命題1：停滞的部門では産出1単位当たりのコストは増大するが、進歩的部門ではそのコストは一定である。」が導かれる (Baumol 1967: 417-418)。

さらに単純化のため、生産物の価格は産出1単位当たりのコスト（＝賃金）と比例しており、両部門の産出にたいする需要には価格弾力性があり（＝産出1単位当たりのコストすなわち価格が上がれば需要は減り）、その弾力性（＝価格上昇に対する需要の減少度合い）は両部門で同じであると仮定する。そうすると停滞的部門の産出量（＝需要量）は、進歩的部門の労働生産性の上昇に反比例して（仮定により停滞的部門でも進歩的部門と同率で賃金が増し、産出1単位当たりのコスト＝賃金に比例する価格が増すので）減少していく。

すなわち「命題2：労働生産性上昇が不均衡なモデルでは、停滞的部門の生産に対する需要の価格弾力性が高度に非弾力的でない場合には、その

需要は低下していくか、究極的には消滅する。」が導かれる (Baumol 1967: 418)。

しかし仮定を変え、もし政府補助金などにより両部門間の産出量の比率を常に一定に保つ（あるいは必需品のように、もし需要が価格に対し十分に非弾力的である）なら、進歩的部門の生産性上昇に反比例し、進歩的部門の生産のために必要な労働量はより少なくて済むようになる。

すなわち「命題3：労働生産性上昇が不均衡なモデルでは、両部門間の産出量の比率を一定に保つ場合、総労働量の中、より多くの労働量を停滞的部門に振り向けなくてはならず、進歩的部門の労働量は0に近づく。」が導かれる (Baumol 1967: 418-419)。

さらに両部門間の産出量の比率を一定に保つという仮定では「命題4：労働生産性上昇が不均衡なモデルにおいて均衡的な成長を目指すことで、労働力の伸びに比した経済成長率は相対的に低下し続ける。特に一部門の労働生産性が一定かつ総労働力が一定の場合、経済成長率は漸近的に0に近づく。」が導かれる (Baumol 1967: 419)。

「ボーモルのコスト病」の一般的な理解、すなわち先進国における経済成長の停滞は（サービス産業の生産性の計測自体、さまざまな困難が存在するとはいえ）生産性上昇^{注7}が相対的に緩慢なサービス業の産業構造に占める割合が増大することにより生じているという理解は、Baumol (1967) の命題4に基づくものである。

コスト病が深刻な「停滞的部門」の例として Baumol (1993) は医療・教育を挙げ、アメリカでは50年後、GNPに占めるそれらの構成比率が2割から6割へ、3倍にも増大する^{注8}ことを推計で示している。Nordhaus (2008) もアメリカの半世紀にわたる産業別データに基づき、低生産性部門での相対価格の上昇等、コスト病の存在を実証している^{注9}。医療サービスについても

Hartwig (2008; 2011a; 2011b)、Bates and Santerre (2013)、Medeiros and Schwierz (2013) や Hartwig and Sturm (2014) 等がコスト病の存在を実証している。

ただし、Baumol (1967) のモデルの上記説明から明らかなように、ボーモルのコスト病の命題を導くための重要な前提は、生産性の上昇率が2部門間で異なるというものの以外に2つある。ひとつは賃金上昇率が2部門間で同じである、という前提で、もう一つは需要が価格（あるいは所得）に対し十分非弾力的ならば（あるいは両部門間の産出量の比率を一定に保つならば）、という前提である。

3. ボーモルのコスト病と公的介護費用の将来推計

ボーモルは医療・教育以外にも舞台芸術、図書館、治安、レストラン、貧困層に対する福祉の支援など生活の質を高めるために不可欠な多くのサービスがコスト病の影響を受けることを指摘する (Baumol 2012: 65)。これらのサービスに共通するのは、その提供に直面での交流が必要な対人サービスであるという点、人的要素があるため本質的に標準化・機械化が難しく、人的要素を削減すればサービスの質の低下を招くという点である。

いうまでもなく、公的介護保険サービスもこうした共通点を持つ。すなわち介護機器、介護ロボットやICTの活用等により、ある程度の（物的）生産性は高まるとしても、ひとりの介護職員がサービス提供できる要介護者数（介護職員一人当たりサービス量）には自ずと上限があり、ボーモルのコスト病に直面することになる。

したがって公的介護保険サービスについても、コスト病の議論に基づけば（進歩的部門の賃金上昇と比較した）公的介護労働者の賃金上昇率、そ

して公的介護保険サービスに対する需要の価格弾力性の2つが、高齢化以外の要因として経済規模に占める公的介護費用の伸びを左右することとなる。

実際、公的介護費用の将来推計でも、高齢化要因とは別に、ボーモルのコスト病に関連する要因、すなわち公的介護サービス従事者の相対賃金や相対的な生産性の前提が明示的に取り入れられ、その前提によって左右される部分が小さくない。

我が国における政府の公的介護費用推計では、現状シナリオで2012年の8.4兆円（GDP比1.8%）から2025年には現状投影で16.4兆円（GDP比2.7%）、改革シナリオ^{注10}で19.8兆円（GDP比3.2%）となっている（厚生労働省2012: 5）。

しかしボーモルのコスト病に関し重要なのは、この推計の基本枠組みである。その基本枠組みでは、①人口増減及び人口構造の高齢化による変化のみを織り込んだサービス需要に対する供給が、現状と同水準で行われるものと仮定し、②それに現行と同じサービス単価をかけ、③さらに伸び率として経済モデルに基づく賃金上昇率と物価上昇率の推計値を65対35のウェイトで足したものをかけ、将来の公的介護費用として推計している。これらは、ボーモルのコスト病の命題を導くための重要な2つのに関係している。

賃金上昇率と物価上昇率の推計値を65対35のウェイトで足し合わせる根拠は、社会保障国民会議における推計に遡る。社会保障国民会議で示された推計では、公的介護費用の中、給与費（人件費）が65%を占める構造であることから、費用の65%が賃金上昇率で、35%が物価で上昇するものとして、伸び率を設定した（社会保障国民会議2011, p.15）。

こうした設定により賃金上昇率に応じて、経済規模に占める介護関連の社会保障費用はより大き

くなる。将来推計で「特に賃金の伸び等により将来の値は変わりうる」と留意点として記されている通りである（厚生労働省2012: 1）^{注11}。

さらに、介護費用に占める「給与費」と「それ以外の費用」のウェイト変化（65が大きくなり35が小さくなる）という経路でも、公的介護費用はより膨らむ可能性もある。前節で紹介した命題1を敷衍すれば、もし「それ以外の費用」が進歩的部門により生産される財とすれば、その産出1単位当たりのコストは時間経過とともに、相対的に小さくなっていく（反対に「給与費」の比重は相対的に65より大きくなっていく）ことも考えられる。

経済協力開発機構（OECD）による公的介護費用の将来推計は、国際比較のために、制度的観点から言えば上記推計より粗い部分もある。一方、ボーモルのコスト病については、より明示的に扱っている。OECD推計では、人口学的要因として①人口高齢化に伴う要介護者比率の変化（寿命と医療費支出の伸びに依存）、それ以外の要因として②公的介護サービスに対する需要変化、そして③所得上昇に基づき推計している（de la Maisonneuve and Martins 2014: 79-80）。

②の公的介護サービスに対する需要増大は、一般に家族介護の提供の程度に依存することから、主に50-64歳の女性の労働力参加率の上昇による家族介護提供の減少を通じて生じるものと仮定されている。また③の所得上昇は（ア）所得上昇に伴い高品質な公的介護サービスが需要されることを通じて費用が増大する効果（一人当たりGDPの伸びによる直接的な効果）と（イ）ボーモルのコスト病による間接的な効果を通じて、公的介護費用を押し上げる要因として勘案されている。

実際の推計では、過去のデータに基づき、経済全体の生産性の伸びに対し公的介護費用がどれほど増大してきたか、そのパラメータを推定・当て

はめ、ボーモルのコスト病の効果（ボーモル効果）として織り込んでいる（de la Maisonneuve and Martins 2014: 83-84）。経済全体の生産性の伸びと等しく公的介護費用が伸びた場合、OECD 加盟国平均で 2006－2010 年に GDP 比 0.8% であった公的介護費用は、2060 年には GDP 比 2.1% に達する。しかし、経済全体の生産性の半分程度の介護費用の伸びであれば、2060 年には GDP 比 1.6% で、4 分の 3 ほどの大きさとなる。このように、高齢化の影響を考慮してもなお、コスト病の効果をどう織り込むかで、介護費用の将来推計には大きな幅が生まれてくる。

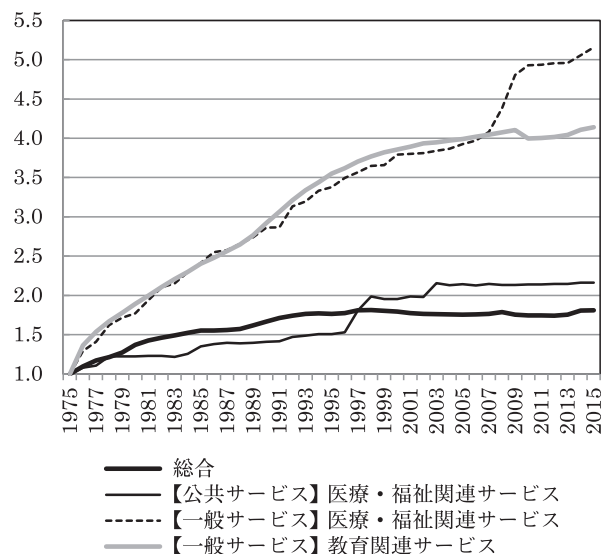
4. ボーモルのコスト病と公的介護保険サービスの価格・従事者

次に Baumol（1967）の「命題 1：停滞的部門では産出 1 単位当たりのコストは増大するが、

進歩的部門ではそのコストは一定である。」について、総務省の消費者物価指数（品目別 CPI）に基づき、日本の状況を改めて検討しよう。ボーモルは停滞的部門の代表として医療や教育を挙げ、産出 1 単位当たりのコスト比較には各サービスの消費者物価指数を用いているので（Baumol 1993; Baumol 2012）、それに倣う^{注 12}。

医療・福祉関連サービスについて公共・一般に分け、また教育関連サービスについては一般分について、1975 年度の各指数を 1.0 と基準化して示したのが図 1 である。コスト病の議論の通り、日本でもいわゆる停滞的部門の相対的成本は大きく上昇している。各種財・サービスの価格の平均的変動を表す消費者物価指数（総合 CPI）は 1975 年度から 2015 年度までに 1.8 倍となった一方、一般の医療・福祉関連サービス価格指数は同期間に 5.2 倍にまでなっており、その上昇幅は 3 倍近くも大きい。そして、少なくとも 2008 年

図 1 対人サービスの物価上昇（1975 年度＝1.0）



出典：総務省「2015 年基準消費者物価指数（長期時系列）」の財・サービス分類指数に基づき、1975 年度を 1.0 として筆者計算。

注：2015 年現在、公共サービスの中、医療・福祉関連サービス（0224）には診療代、保育所保育料、介護料が含まれる。一般サービスの中、医療・福祉関連サービス（0234）には出産入院料、マッサージ料金、人間ドック受診料、予防接種料で構成され、一般サービスの中、教育関連サービス（0235）には、私立の中高等学校等の授業料、補習教育（予備校等）が含まれる。

度まで^{注13}、その動きは同じく停滞的部門とされる一般の教育関連サービス価格指数の上昇幅と同じである。

しかし一般の医療・福祉関連サービスとは異なり、公共の医療・福祉関連サービスの価格指数の上昇幅は、消費者物価指数（総合 CPI）の 1.8 倍と比べ大きいものの、同期間に 2.2 倍になったに過ぎない。

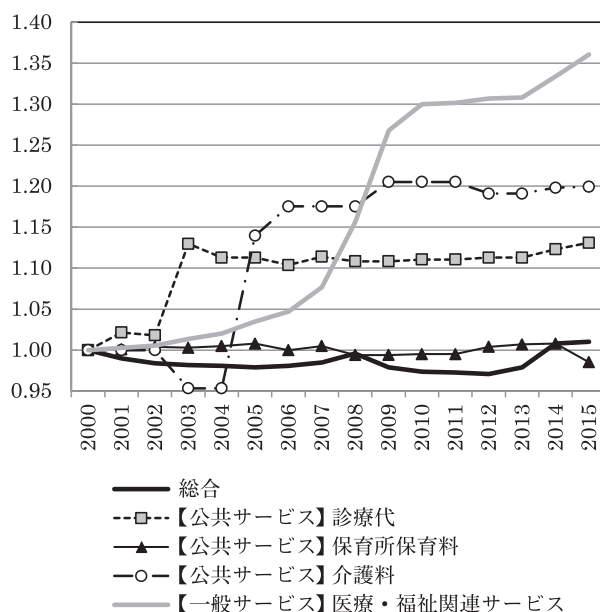
長期でみて一般の医療・福祉関連サービスと比較し、公共の医療・福祉関連サービスの指数上昇が小幅に留まったのは、いうまでもなく公的医療保険および公的介護保険において政策的に診療報酬・介護報酬、自己負担割合およびその限度額が統制されてきた^{注14}ことが主な理由として考えられる。実際、公共の医療・福祉関連サービスの指数は、2015 年時点では診療代、保育所保育料、介護料から構成され、自己負担割合、診療報酬や介護報酬改定などの制度改正の影響を受けてい

る^{注15}。1981 年度の変化については不明瞭であるが、1997 年度、2003 年度に行われた健康保険（被保険者本人）の窓口での自己負担割合引き上げの影響を受け、指数は当該年度に非連続に上昇している。

さらに公共の医療・福祉関連サービスの指数を 3 要素毎に示したのが、図 2 である。介護料の指数は介護保険が導入された 2000 年度以降からしか入手できないため、ここでは 2000 年度時点での指数を 1.0 と改めて基準化している。

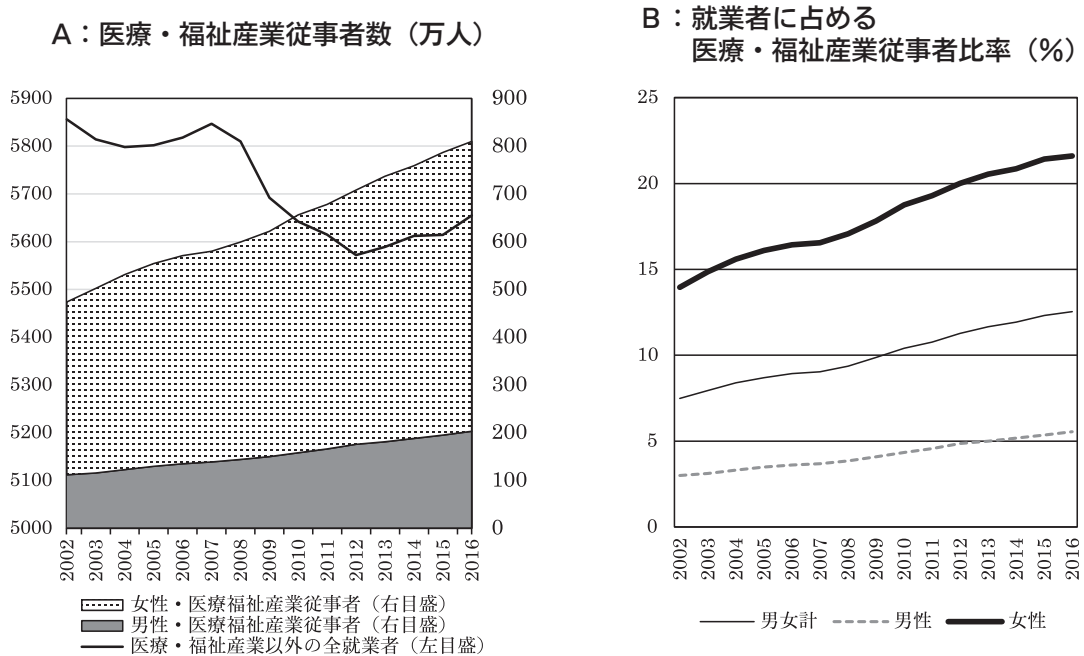
2000 年度から 2015 年度までの間、保育所保育料は安定的に 1.0 近辺を推移しているが、診療代と介護料は相対的に不連続な動きをしている。2000 年度を基準にすると、2015 年度で診療代は 1.1、介護料は 1.2 となっている。同期間に消費者物価指数（総合）は 1.0 であったので、介護料は相対的に大きく上昇したことにはなる。しかし、一般の医療・福祉関連サービス価格指数は

図 2 介護料の物価上昇（2000 年度＝1.0）



出典：総務省「2015 年基準消費者物価指数（長期時系列）」の財・サービス分類指数に基づき、2000 年度を 1.0 として筆者計算。

図3 就業者全体に占める医療・福祉産業従事者数とその比率（2002－2016年）



出典：総務省「労働力調査 長期時系列データ（第12回改定日本標準産業分類別就業者）」に基づく筆者計算。

1.4 となっているのと比較すると、それよりは低く抑えられている。

次にコスト病の「命題3：労働生産性上昇が不均衡なモデルでは、両部門間の産出量の比率を一定に保つ場合、総労働量の中、より多くの労働量を停滞的部門に振り向けなくてはならず、進歩的部門の労働量は0に近づく。」に関し、総務省「労働力調査」に基づき、医療・福祉産業の従事者数と就業者全体に占める比率の推移を男女別に示したのが図3である^{注16}。

コスト病の議論において停滞的部門とされる医療・福祉産業従事者数および就業者に占める就業者の割合は2000年代に入ってから着実に増大している。医療・福祉産業以外の就業者は（近年は増加傾向にあるとはいえ）2002年の5896万人から、2008年に起きたリーマンショック（金融危機）を機に急減し、2016年までの間に200万

人も減少した。一方、医療・福祉産業従事者数はその間も安定的に増大し続け、2002年時点で男性112万人、女性362万人であったが、2016年時点では各々1.8倍、1.7倍増加し、男性203万人、女性607万人となった。医療・福祉産業従事者数の増大は、2002－2016年間でそれ以外の産業での就業者数の減少を補って余りある規模であったといえる（図3パネルA）。

医療・福祉産業従事者以外の就業者数が減少する中、医療・福祉産業従事者数は増大したため、就業者全体に占める医療・福祉産業従事者の比率は、2002年時点では7.5％であったが、ほぼ線形に毎年増大し、2016年には12.5％となった。女性については、2016年時点で就業者の5人に1人（21.6％）が医療・福祉産業に従事している。男性でも2002年時点で就業者の3.0％に過ぎなかった医療・福祉産業従事者は、2016年時点で

18人に1人(5.6%)を占める(図3パネルB)。

さらに労働政策研究・研修機構によれば、2030年に16.0%、すなわち就業者の6人に1人が医療・福祉産業従事者となる(労働政策研究・研修機構編 2016: 103)。また介護職員に限っても2000年には54.9万人であったのが、2013年度にはその3.2倍となる176.5万人となった(社会保障審議会福祉部会 2014)。就業者に占める比率でいえば0.9%から2.8%にまで上昇した。

こうした医療・福祉産業以外の就業者数が減少する中、就業者に占める医療・福祉産業の従事者数・比率とも増大した背景には、確かに高齢化に伴う医療・介護サービス需要増大があると同時に、コスト病(命題3)の存在も背景にあると考えられる。

繰り返しになるが、ボーモルのコスト病の議論の特徴は、高齢化によってではなく、生産性上昇が不均衡な2部門モデルから、こうしたサービス部門における相対価格の上昇と当該サービス部門における従事者比率の増大が不可避であることを導出している点にある。

5. ボーモルのコスト病は受け入れ可能か

ボーモルは2012年に改めて『コスト病(The Cost Disease)』と題する書籍(Baumol 2012)を上梓した。その目的はボーモルのコスト病は十分受け入れ可能との主張である。ボーモルは、むしろコスト病を受け入れ不能と政府が誤解することで、一般市民に不可欠な医療、教育、その他給付が否定されることに警鐘を鳴らす(Baumol 2012: xxi)。

コスト病が受け入れ可能な理由として、ボーモルは2つ理由を挙げている。1つ目は、そもそもコスト病が生じるのは、継続的に生産性が上昇する進歩的部門が存在するためであり、進歩的部門

での生産性上昇が続く限り、たとえ停滞的部門(たとえば労働集約的な対人サービス)への支出「割合」が増えたとしても、生産可能性フロンティアが拡大するなら、両部門により生産される財・サービスの「量」自体は増えていく。つまりコスト病は、全消費支出の中、どれだけの割合を停滞的部門が生産する財・サービスへの消費支出に振り分けるか(お金をどのように使うか)に影響するだけで、将来にわたって財・サービスの購入「量」は増えていくため、生活水準自体は上昇していく。したがって、コスト病は受け入れ可能であるとの主張につながる(Baumol 2012: 53)^{注17}。

生産性上昇が続くかどうかに関しボーモルは、革新的企業家や優れた発明を保護し、それに報酬をもたらす制度ができたからこそ産業革命は生じたのであり、それ以前には劇的な生産性上昇は起こらなかったという歴史的事実を指摘した上、今後熾烈な企業間競争が進歩的部門での生産性上昇を促すと予想している(Baumol 2012: 55-58)^{注18}。そして仮に進歩的部門において生産性上昇が止まったとしても、そもそもボーモルのコスト病が生じるのは、停滞的部門と進歩的部門で生産性上昇が不均衡なことから生じるのであり(第2節参照)、その原因である不均衡(進歩的部門)がなくなれば、コスト病自体消えてしまうことになる主張する(Baumol 2012: 181)。

2つ目は、消費者総体でみれば、財・サービスの購入に誰かが支払ったお金は必ず誰かの所得となる。そのため消費者総体として全部門で産出された全商品を購入することを選択するなら、消費者総体としてその購入に必要な所得を自動的に稼ぐことになるので^{注19}、受け入れ可能であるとしている(Baumol 2012: 54)。

以上2つの理由で、コスト病は受け入れ可能であるとの(ある意味で楽観的な)政策含意をボーモルは導くのである。

6. おわりに：ボーモルの警鐘と 公的介護保険サービス研究への示唆

第4節でも見たように、公共の医療・福祉関連サービスおよび介護料は一般の医療・福祉関連サービスと比較し、政策的に診療報酬・介護報酬、自己負担割合およびその限度額の設定を通じ、その価格は統御されてきたと言えよう。しかし2004年の年金改革で保険料率が固定され、所得代替率が抑えられた公的年金に係る費用は対GDP比で2025年までむしろ減少すると見込まれる一方、公的介護費用は2025年まで対GDP比で継続的増加が見込まれている^{注20}。財源確保が進まなければ、財政的理由から公的介護費用への抑制圧力はますます高まる恐れがある^{注21}。

こうした費用抑制策に関し、ボーモルは①コスト病による費用増大（価格上昇）により、貧困層のみならず中間層までサービスへのアクセスが難しくなること、②コスト病は市場の失敗ではなく、市場が発する適正なシグナルであり、政府の誤った費用抑制策は長い待ち行列や高額な私保険などの問題を発生させること、③コスト病を受け入れ可能と市民に伝えるのは難しく、その説得に失敗すれば、どのような民主主義社会であれコスト病に対処する政府を失敗させること、④GDPにおける公共部門のシェアは劇的に増大すること、⑤民営化はコスト病への対処とはならず、それでも費用を抑制するならサービスの質低下やサービス自体の部分的あるいは完全消滅をもたらすことになる（Baumol 2012: 59-66）として警鐘を鳴らしている。

こうしたボーモルの警鐘は公的介護費用の抑制に関してもあてはまる可能性が高い。ボーモルのコスト病の議論を敷衍すれば、もし公的介護保険サービスが停滞的部門に該当し、他産業と同程度

の賃金を公的介護労働者も享受し、そして公的介護にたいする非弾力的需要が存在する（たとえば過重な家族介護の負担軽減や介護離職防止のため、公的介護保険サービスが必需である）なら、第2節（最終段落）で述べたボーモルのモデルの2つの前提は成立することになる。実際、他産業の労働者を参照しつつ、介護職員処遇改善交付金等を通じ公的介護労働者の賃金引き上げが試みられ、また家族介護にともなう離職（介護離職）の抑制も政府方針となっている（一億総活躍国民会議 2015: 10）。

したがってコスト病という、高齢化とはまったく別の要因により、高齢化の進展度合い以上に、経済規模に占める公的介護保険の費用増大を受け入れる必要が出てこよう。それが受け入れられないのであれば、既定の政策目標自体を諦めざるを得ないことになる。

さらに福祉レジーム論ですでに議論されているように、コスト病による費用増大をどの程度受け入れるかどうかは、雇用構造そのものを決めるような重要な政策決定ともなっている（Esping-Andersen 1999, 渡辺・渡辺訳 2000: 165-174）。公的介護保険サービス供給が制約されても、介護サービスを必要とする要介護者が消える訳ではない。したがって就労を諦め、自らそのサービスを家族介護の担い手として提供する^{注22}、一部の富裕層しか入手できない高額なサービスを利用するか、あるいは質を落とすことで低く価格設定したサービスを利用する（その結果として「雇用の二極化」を受け入れる）しかない。

一方、生産性^{注23}停滞に関するボーモルの前提を、公的介護保険サービスに関し、無批判に認めるべき理由もない。進歩的部門の生産性が上昇しているのであれば、同じ公的介護保険サービスが生み出す便益も（そうした進歩的部門に従事する労働者の）介護離職防止や介護休業からの早期復

帰により、高まるはずである。

興味深いことにポーモルは、停滞的部門の生産物が、進歩的部門の生産に中間財として投入される場合、経済成長は鈍化するのではなく、むしろ促進されるとの N. オールトンの主張 (Oulton 2001)^{注24}に注目する (Baumol 2012: 116-137)。進歩的部門に雇用される労働者が、停滞的部門とされる公的介護保険サービスを利用することで、進歩的部門の生産性が上がるとすれば、公的介護保険サービスは、こうした (経済成長を促進する) 中間財的な役割を帯びることにもなる。その意味でまさに公的介護保険サービスは (社会的な意味だけでなく) 経済的な意味での投資といえよう。

以上これまでの議論から、今後の公的介護保険サービスの研究において 2 つの論点が浮かび上がる。すなわち①公的介護保険サービスによる経済への影響、②公的介護保険サービスの質や生産性上昇である。①はとりわけ労働市場や経済成長への影響が中心となろう。意外にも公的介護保険サービスの提供と就業促進との関係でさえ十分評価が定まっていない (山田・酒井 2016: 190)。また介護報酬改定が、公的介護保険サービス従事者の賃金 (その他職種と比較した相対賃金) 上昇を左右するにせよ、それが他職種間との労働移動に与える影響についてまだ十分解明できていない (花岡 2015: 22)。したがって介護報酬改定が進歩的部門と停滞的部門の間での労働移動やさらにそれが経済成長や個別労働市場に与える影響等は重要な研究テーマとなろう^{注25}。

また②はサービス産業 (特に公共・行政サービス) の生産性の計測自体、さまざまな困難^{注26}を抱えている (邦文文献では中島 2001a, 2001b; 社会経済生産性本部他 2009; 森川 2014)。しかし、介護ロボットの活用や ICT 活用等による業務効率化を通じた「介護事業における生産性向上」はすでに重要な政策課題の一つでもある (一億総

活躍国民会議 2015: 10)。したがって根拠に基づく政策のために、どのように生産性を計測すべきか自体、大きな研究テーマとなりうる^{注27}。また生産性計測にあたり、質の調整を勘案するのであれば、介護報酬改定により、公的介護保険サービスの質にどのように影響したか^{注28}、ケア・プランの作成如何 (質の向上) で介護離職がどの程度防止できるのか^{注29}、クリーム・スキミング (介護事業者による、要介護度が改善しそうな要介護者の選り好み) を防止しつつ要介護度改善へのインセンティブを盛り込んだ効率性を高める制度設計の検討も重要な研究テーマとなろう。

すでに公的介護保険制度創設以来 17 年が経ち、公的介護保険サービスをめぐる研究は相当程度蓄積されつつある。しかし、まだ広大な研究フロンティアは広がっている。

注

- 1 本研究は JSPS 科研費 JP15H03365 の助成を受けた。また草稿執筆段階で、泉田信行氏 (国立社会保障・人口問題研究所)、井深陽子氏 (慶應義塾大学)、駒村康平氏 (慶應義塾大学)、早見均氏 (慶應義塾大学) には有益なご示唆をいただいた。記して感謝する。
- 2 たとえば近年では内閣府 (2014) p.222。
- 3 なお介護従事者の労働供給に関しては上野・濱秋 (2017) が本誌に掲載されたところである。
- 4 Baumol et al. (1989) pp.313-323。
- 5 Baumol (1967) のモデルに対する一連の主要な批判とポーモル自身の反論については阪本 (2002) が邦文文献としてまとまっており参考になる。いずれも Baumol (1967) に対する批判は (暗い将来予測から明るい将来予測へという、モデルの政策含意の転換以外に) 主要命題を変更するものではないと指摘している。
- 6 Baumol (2012) では "stagnant" という語が使用されているため、本稿では訳語として便宜的に統一して「停滞的」の語を用いた。
- 7 なおポーモルのコスト病の議論は (「付加価値生

- 産性」ではなく)「物的生産性」(例えば室内管弦楽団の演奏回数や公的介護保険サービスでいえばケアする要介護者数や提供する介護時間等)に基づくものである。
- 8 この帰結は重要であり、ボーモルは近著でも、現実問題としてアメリカの製造業において雇用量が減少しているのは、中国や日本などの競争相手にその産業におけるシェアを奪われたことが第一の理由ではなく、生産性上昇により、所与の生産量に必要な雇用量が少なくて済むようになっていたためと主張している (Baumol 2012: 81)。
- 9 2000 年代以前のコスト病に関する研究としては Nordhaus (2008) 脚注 2 の一覧を参照されたい。その中には、サービス産業の種類や観測期間により、ボーモルのコスト病を確認できないと報告する研究もある。
- 10 改革シナリオでは疾病や状態像にふさわしいサービスを受けた場合の需要に対応しサービス供給が行われることを仮定しているため (社会保障国民会議 2011: 8-9)、介護費用は現状投影の場合より高くなる。
- 11 なお当該推計期間の大部分において、物価上昇率より賃金上昇率の方が高くなっており、その点でも賃金上昇率の影響をより強く受けている。
- 12 ボーモルのモデルでは、価格が産出 1 単位当たりのコストに比例していることを前提としている (Baumol 1967: 418) ので、コストは消費者物価指数で把握される。実際、ボーモルもアメリカや各国のコスト病を示すのに消費者物価指数を用いている (Baumol 1996: 186; 2012: 6-8)。
- 13 2008 年から 2009 年にかけて、一般の医療・福祉関連サービス価格指数の伸びが高かった理由は構成要素である「出産入院料」価格指数の伸びが高かったことによる。総務省統計局物価統計室 (2017 年 1 月 20 日回答) によれば、この「出産入院料」価格指数の伸びは、2009 年 1 月に「産科医療補償制度」創設され、分娩機関が支払う産科医療補償制度の掛金が分娩料に含められる形で利用者に転嫁され、生じたことである。
- 14 図 1 には示していないが、公共の教育関連サービスの価格指数は 1975 年度を 1.0 と基準化すると 2009 年度で 8.9 倍にまでなっており、一般の教育関連サービスと比較してもはるかに大きな価格上昇があった。しかし、公立高等学校授業料無償制導入に伴い、2010 年度には 3.1 倍まで大幅下落しており、政策変更の影響を大きく受けている。
- 15 総務省 (2016) によれば、各指数は以下のように算出されている。まず診療代については年齢、診療種類 (入院、入院外、歯科)、病院・診療所の区別に、代表的な診療行為および受診者負担分価格を選定の上、指数が算出される。保育所保育料については公立保育所に 1 人が入所の世帯が支払う保育料で、3 歳未満児及び 3 歳以上児それぞれの保育料および所得区分を複数選定の上、指数が算出される。介護料については利用者の多い通所介護、訪問介護、介護老人福祉施設のサービスおよび各サービスから介護を受ける施設又は介護の種類を選定、所得区分別の利用者負担額を用い、所要時間区分のあるサービスについては利用の多い区分を選定、要介護度別に負担額が設定されているサービスはそれらの価格を全て用い、指数が算出される (総務省 2016: 53, 80, 81)。
- 16 総務省「労働力調査」でサービス業から医療・福祉産業が識別されたのは 2002 年の第 11 回改訂以降であるため、ここで 2002 年以降の数値のみを示す。
- 17 なお、すでに Baumol (1993)、(1996) でも同様の主張はなされている。
- 18 もっとも Baumol (2012) はこうした生産性上昇が続くことで、進歩的部門において生産される武器の相対価格低下 (例として鶏一羽より安くなった AK-47 突撃銃) あるいは環境破壊をもたらす財の相対価格低下 (例として自動車・飛行機・石炭発電・紙製品) がもたらす負の側面 (戦争、テロ、温暖化、海面上昇等) も 1 章を設け強調している (Baumol 2012: 69-76)。
- 19 すなわち生産と所得 (そして支出) は表裏一体 (等価である) との考えに基づいている。
- 20 2012 年から 2025 年までに GDP 比で年金は 11.2 %から 9.9%へ減少する一方、介護は 1.8 から 3.2%へ増大する (厚生労働省 2012: 5)。
- 21 実際、2015 年度の介護対策の伸びは 2.3%で医療の伸び率を初めて下回り、過去最低の伸び率となっている (国立社会保障・人口問題研究所 2017)。これは平成 27 年度介護報酬改定の影響と考えられる。
- 22 2011 年の部門別社会保障給付費でみた介護対策費は 7.9 兆円である (国立社会保障・人口問題研究

所 2013)。一方、同年の無償労働として家族介護を行うことによる逸失利益（市場に労働を提供することを見合わせることで失った賃金、すなわち機会費用）は 3.4 兆円と推計される（内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部 2013: 4）。これらの数値を比較すると家族介護の貨幣評価は、（単純に直接比較できないにせよ、少なくとも数値上は）公的介護費用の 4 割に匹敵する規模となっている。しかし、逸失利益を算出する時の基礎となる賃金は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の産業計（性別・年齢階層別）所定内平均賃金率が用いられ、男女間の賃金格差を反映していること、さらにこうした賃金格差は、そもそも無償労働負担の男女間格差（ジェンダー差）から生み出されている側面もあることに留意する必要がある。一連の「働き方改革」により、男女間の賃金格差が是正され、女性比率が高い非正規雇用の賃金が引き上げられれば、（たとえ家族介護の総時間に変化がなかったとしても）こうした機会費用は増大することになる。

23 なお第 2 節あるいは注 7 でふれたように、ボーモルのコスト病で議論される生産性は実際に財やサービスの生産量で計測された「物的生産性」であり、「付加価値生産性」ではないことに留意されたい。

24 オールトンは、（生産性上昇が相対的に早い）進歩的部門として自動車産業、（生産性上昇が相対的に遅い）停滞的部門として対事業所サービスを例えにモデルの骨子を説明する（Oulton 2001）。このモデルでは自動車が唯一消費者に需要される生産物とする。自動車産業は労働力と対事業所サービスの 2 生産要素を組み合わせ、自動車を生産する。対事業所サービス部門は労働力という 1 生産要素のみでサービスを生産する。

両部門に雇用される総労働力が一定でも、もし自動車産業の生産性（労働と対事業所サービスを組み合わせた生産性、すなわち全要素生産性：TFP）が上がるなら、労働投入量と中間財投入（＝対事業所サービス）量が一定（直接的に自動車産業に雇用されている労働力と、その中間財生産のために間接的に雇用されている労働力が一定）でも、自動車産業が生産する自動車台数は増加する。

また、もし対事業所サービス部門の労働生産性（当該部門は労働力しか生産に用いないため TFP に等しい）がわずかでも上昇するなら、対事業所サー

ビス部門に労働力が移動しようとも、経済全体に対する自動車産業の生産性上昇（自動車生産台数の増大という物的生産性上昇）への貢献は損ねず、対事業所サービスが自動車産業部門に中間財として投入されることで、さらなる経済全体の生産性上昇（同じく自動車生産台数の増大という物的生産性の上昇）に寄与することになる（Oulton 2001: 610-611）。

ただしオールトンのモデルは実証分析で確認できていない部分も残されており（Hartwig and Krämer 2017）、今後の実証研究の蓄積が期待される。

25 たとえば塩路（2016）は対人サービス（福祉、看護等）の個別労働市場が、硬直的賃金など何らかの要因により、全国的労働市場の動きから分断されている可能性が高いことを指摘している。

26 公共サービスの生産性計測については Her Majesty's Stationery Office（2005）。

27 （ごく単純化して言えば）よく使用される「付加価値生産性」は、介護報酬を上げれば定義によりその値は上がる。そのため、公的介護保険サービスの生産性評価のための指標としては必ずしも有用ではない場合がある。繰り返しになるが、ボーモルのコスト病の議論は「物的生産性」に基づくものである。

28 イングランドにおいて全国一律の看護師の賃金規制の結果、市場賃金よりも規制された看護師の賃金が相対的に下がる地域が生じた。それによりサービスの質低下が生じ、心筋梗塞による緊急入院患者の死亡率 7% が上昇したと報告されている（Propper and Van Reenen 2010）。同様の議論は、日本の公的介護保険サービスにも成立する可能性がある。

29 すでに松浦他（2015）や岸田（2016）などで問題提起されているところである。

参考文献

- Baumol, William J. (1967), "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis", *American Economic Review*, 57: 415-426.
- (1993), "Health Care, Education and the Cost of Disease: A Looming Crisis for Public Choice," *Public Choice*, 77: 17-28.
- (1996), "Children of Performing Arts, the Economic Dilemma: the Climbing Costs of Health Care and Education," *Journal of Cultural Economics*, 20(3): 183-206.

- (2012), *The Cost Disease: Why Computers Get Cheaper and Health Care Doesn't*, Yale University Press.
- and William G. Bowen (1966), *Performing Arts the Economic Dilemma: a Study of Problems Common to Theater, Opera, Music and Dance*, MIT Press (池上惇・渡辺守章監訳 1994 『舞台芸術：芸術と経済のジレンマ』芸団協出版部)。
- , Sue Anne Batey Blackman, and Edward N. Wolff (1985), "Unbalanced Growth Revisited: Asymptotic Stagnancy and New Evidence," *The American Economic Review*, 75(4): 806-817.
- , Sue Anne Batey Blackman, and Edward N. Wolff (1989), *Productivity and American Leadership: the Long View*, MIT Press.
- de la Maisonneuve, Christine and Joaquim Oliveira Martins (2014), "The Future of Health and Long-term Care Spending", *OECD Journal: Economic Studies*, 2014/1: 61-96.
- Esping-Andersen, Gøsta (1999) *Social Foundations of Postindustrial Economies*, Oxford University Press (渡辺雅男・渡辺景子訳 2000 『ポスト工業経済の社会的基礎』桜井書店)。
- Hartwig, Jochen (2008) "What Drives Health Care Expenditure? Baumol's Model of 'Unbalanced Growth' revisited," *Journal of Health Economics*, 27: 603-623.
- (2011a), "Can Baumol's Model of Unbalanced Growth Contribute to Explaining the Secular Rise in Health Care Expenditure? an Alternative Test," *Applied Economics*, 43: 173-184.
- (2011b), "Testing the Baumol-Nordhaus Model with EU KLEMS Data," *Review of Income and Wealth*, 57(3): 471-489.
- and Jan-Egbert Sturm (2014), "Robust Determinants of Health Care Expenditure Growth," *Applied Economics*, 46(36): 4455-4474.
- and Hagen Krämer (2017) "The Growth Disease at 50: Baumol after Oulton," *Chemnitz Economic Papers*, No. 010 (June 2017 version).
- Her Majesty's Stationery Office (2005) *Atkinson Review: Final report: Measurement of Government Output and Productivity for the National Accounts*, Palgrave MacMillan.
- Medeiros, João and Christoph Schwierz (2013), "Estimating the Drivers and Projecting Long-term Public Health Expenditure in the European Union: Baumol's 'Cost Disease' Revisited," *European Economy: Economic Papers*, 507, European Commission.
- Nordhaus, William D. (2008), "Baumol's Diseases: A Macroeconomic Perspective," *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 8: Iss. 1 (Contributions), Article 9.
- Oulton, Nicholas (2001) "Must the Growth Rate Decline? Baumol's Unbalanced Growth Revisited," *Oxford Economic Papers*, 53: 605-627.
- Propper, Carol and John Van Reenen (2010) "Can Pay Regulation Kill? Panel Data Evidence on the Effect of Labor Markets on Hospital Performance," *Journal of Political Economy*, vol. 118 (2): 222-273.
- 一億総活躍国民会議 (2015) 「一億総活躍社会の実現に向けて緊急に実施すべき対策：成長と分配の好循環の形成に向けて」
(<http://www.kantei.go.jp/jp/topics/2015/ichiokusoukatsuyaku/kinkyujisshitaisaku.pdf>, 2017年8月30日最終確認)。
- 上野綾子・濱秋純哉 (2017) 「2009年度介護報酬改定が介護従事者の賃金、労働時間、離職率に与えた影響」『医療経済研究』29 (1): 33-57。
- 角谷快彦 (2016) 『介護市場の経済学』名古屋大学出版会。
- 岸田研作 (2016) 「『介護離職』防ぐケアマネージャー育成を」『エコノミスト』94(20): 48-49。
- 厚生労働省 (2012) 『社会保障に係る費用の将来推計の改定について (平成24年3月)』
(<http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/hokabunya/shakaihoshou/dl/shouraisuikei.pdf>, 2017年1月12日最終確認)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 『社会保障費用統計 (平成23年度)』
(http://www.ipss.go.jp/site-ad/index_Japanese/security.html, 2017年1月12日最終確認)
- (2017) 『社会保障費用統計 (平成27年度)』
(http://www.ipss.go.jp/site-ad/index_Japanese/security.html, 2017年8月20日最終確認)

阪本崇 (2002)「公共政策論の現代的課題における『ボームの病』の意義」『京都橘女子大学研究紀要』28: 65-86。

社会経済生産性本部・生産性総合研究センター・生産性統計研究会 (2009)「公共・行政サービスの生産性: 都道府県・市区町村別にみた生産性指標 (主査: 早見均)」『生産性研究レポート』No.020、社会経済生産性本部。

社会保障国民会議 (2011)『社会保障国民会議における検討に資するために行う医療・介護費用のシミュレーション (本体資料)』

(http://www.kantei.go.jp/jp/singi/syakaihosyokokuminkaigi/iryou/siryou_1.pdf、2017 年 1 月 12 日最終確認)。

社会保障審議会福祉部会 (2014)「介護人材の確保について (福祉人材確保専門委員会: 平成 26 年 10 月 27 日資料 2)」

塩路悦朗 (2016)「付加価値生産性と部門間労働配分」『経済研究 (内閣府経済社会総合研究所)』第 191 号、pp.63-120。

鈴木亘 (2016)「介護保険施行 15 年の経験と展望: 福祉回帰か、市場原理の徹底か」*RIETI Policy Discussion Paper Series*, 16-P-014。

総務省統計局 (2016)『2015 年基準 消費者物価指数の解説 (平成 28 年 7 月)』

(<http://www.stat.go.jp/data/cpi/2015/kaisetsu/index.htm>、2017 年 1 月 12 日最終確認)

内閣府 (2014)『平成 26 年度 年次経済財政報告 (経済財政政策担当大臣報告)』

(<http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je14/>

[index.pdf.html](#)、2017 年 1 月 12 日最終確認)。

内閣府 経済社会総合研究所 国民経済計算部 (2013)『家事活動等の評価について: 2011 年データによる再推計 (図表)』

(<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/sonota/satellite/roudou/contents/kajikatsudoutou.html>、2017 年 8 月 30 日最終確認)。

中島隆信 (2009a)「サービス産業の生産性」、深尾京司編『マクロ経済と産業構造 (バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 1)』所収 (pp.289-322)、慶應義塾大学出版。

—— (2009b)『日本経済の生産性分析: データによる実証的接近』日本経済新聞社。

花岡智恵 (2015)「介護労働力不足はなぜ生じているのか」『日本労働研究雑誌』No.658: 16-25。

松浦民恵・武石恵美子・朝井友紀子 (2015)「ケアマネジャーによる仕事と介護の両立支援の現状」『日本労働研究雑誌』No.658:66-79。

森川正之 (2014)『サービス産業の生産性分析: ミクロデータによる実証』日本評論社。

労働政策研究・研修機構編 (2016)『労働力需給の推計: 新たな全国推計 (2015 年版) を踏まえた都道府県別試算 (JILPT 資料シリーズ No.166)』労働政策研究・研修機構。

山田篤裕・石井加代子 (2009)「介護労働者の賃金決定要因と離職意向: 他産業・他職種からみた介護労働者の特徴」『季刊社会保障研究』45 (3)、pp.229-248。

——・酒井正 (2016)「要介護の親と中高齢者の労働供給制約・収入減少」『経済研究 (内閣府経済社会総合研究所)』第 191 号、pp.183-212。

50th Anniversary of Baumol's Cost Disease: Implications for Future Research on Formal Long-term Care Services in Japan

Atsuhiko Yamada *

Abstract

Expansion factors of social security costs related to formal long-term care insurance services (hereafter LTC costs) are due to not only an increase in the number of frail elderly people as a result of population aging but also Baumol's cost disease (or the Baumol effect), which was presented 50 years ago.

The effects of the disease can vary greatly in future public LTC costs. For an example, in the basic framework of public LTC cost estimates, conducted by the Japanese government, costs will increase in line with the population aging multiplied by the 65-to-35 weight estimates of the rate of wage increases and inflation. The weight is based on the fact that 65% of public LTC costs are payroll costs (labor input). However, as Baumol predicted, if payroll expenditure weights increase gradually, future public LTC costs will grow more rapidly relative to the current government estimates.

The consumer price index (CPI) for Japan in 2015 was 1.8 times larger than that in 1975 and the private medical and welfare services price indices increased 5.2 times over the same period. This means that the increase rate of the price indices of these private services is nearly three times higher than the (general) CPI. Unlike these private services, however, the price index for public health care and welfare services only increased 2.2 times during the same period, although the increased rate was still higher than the CPI.

The relatively low increase rate of the price of these public services is due to the institutional arrangement of public health and LTC insurance in Japan. Both price, including co-payment rate, and total spending is strictly controlled by the central government (i.e. Ministry of Finance and Ministry of Health, Labour, and Welfare). As a result, any increase of these public service fees has been suppressed.

Additionally, there has been a pronounced increase in the share of medical and welfare industry workers. In 2002, 7.5% of all workers were in these industries, and by 2016, the share was 12.5% (for women, 21.6%), although the total number of workers, excluding those industries, had decreased in the same period.

The suppressed costs due to government effort to curtail the budget deficit and the increased share of workers may lead to a polarization of employment and a gradual deterioration of the quality of formal LTC care services. The situation is exactly what Baumol warned against in his recent publication.

To protect workers in the progressive sector from a risk of leaving work to take responsibility for informal LTC for their family members, the ability to utilize formal LTC and reduce their opportunity costs may serve for further productivity growth. In this broad sense, formal LTC care services can be regarded as an intermediate good, like business services. However, several researchers' conclusions that social LTC insurance increased female labor participation rate in Japan are still controversial.

In summary, future research on formal LTC services should shed light on whether (1) they influence economic growth in terms of productivity and labor supply, and (2) the curtailed financing of public LTC insurance changes the quality of formal care.

* Faculty of Economics, Keio University

特別寄稿

医療資源配分における健康機会費用アプローチ

中村 良太*

1. はじめに

医療財政の逼迫は世界中で共通した問題となっている。それに伴い、多くの国で医療技術の経済評価を使った医療システム運営への改革が進められている。日本では高齢化や医療の高度化・高額化を背景に、国民医療費は今後も年間 40 兆円を超えて推移していくと予想され、制度の持続可能性が危ぶまれるほど深刻な財政問題となっている。そうした中、支出の適正化を期して「費用対効果」に拠る公的医療制度への転換に向け大きく舵が切られる可能性が高い。現在、2018 年の診療報酬改定に向けていくつかの既存の医療技術を対象に経済評価が行われており、その結果が改訂後の診療報酬に反映される予定となっている。保険償還の可否の判断や新規医療技術の価格付けを含め、経済評価を使った医療制度運営の範囲は将来的にさらに拡大していくと期待されている。

医療技術の経済評価は、限られた医療予算を効率的に配分するために行われる。資源配分が適切かどうかを測る物差しは、その配分の機会費用である。ある医療技術（医薬品・医療機器等）を保険償還することによって実際に得られる健康が、その決定をすることで諦めなければならなかった健康（機会費用）よりも多ければ、その配分の適

切さが証明される。つまり、ここで言う機会費用とは、その医療技術を保険償還するに必要な追加予算と同額のお金を別の医療に使っていたら得られたはずの別の誰かの健康のことである。本稿ではこれを「健康機会費用」と呼ぶ。本稿では、ある医療技術が費用対効果に優れるとは、予算投入による国民健康全体への恩恵が、その健康機会費用よりも差し引きで大きいこと、と定義する。

一般的な資源配分問題において機会費用を考えるのは経済学では自然な発想なのだが、健康機会費用を明示的に研究対象とし、その結果を医療資源配分に役立てようとする試みは、比較的新しい。端緒になったのは英国である。英国 National Institute for Health and Care Excellence (NICE) は、国内の医療制度で償還される技術に対して費用対効果の閾値（費用対効果の判断基準；1QALY 改善あたり 20,000 から 30,000 ポンドの追加予算まで認める^{注1)}）を定めている。Claxton et al. (2015) は、NICE の閾値が健康機会費用を反映しているかどうかについて実証的な検証を行った。英国の医療データを用いた健康機会費用の定量化がなされ、その結果、NICE の閾値は機会費用を反映しておらず、本来ならば費用対効果に優れない技術が保険償還されている（予算配分に改善の余地あり）と結論付けられた。詳しくは後述するが、この研究に続いて英国内外においていくつかの関連研究が行われている。そうした一連の研究方法を、本稿では医療資源配分

* 一橋大学社会科学高等研究院

における「健康機会費用アプローチ」と呼ぶ。

本稿では概説記事として、健康機会費用アプローチとその政策応用の可能性、さらに定量化課題や今後の発展の方向性について議論する。執筆に当たっては、健康機会費用の定量化に際しての方法論や解釈のキーポイントについて、既存文献よりも詳細な議論・解説を行った。これまでの文献では、健康機会費用の概念と政策応用についての解説に焦点が当てられてきた（Claxton et al., 2015；Woods et al., 2016）。その一方で、肝心の定量化には未解決の課題が多く、それが十分に共有・検討されてきたとは言い難い。

本稿における検討では、特に日本のデータを用いた健康機会費用の定量化と、日本の医療制度における政策利用を念頭に置いて議論する。ただし、健康機会費用の政策利用の可能性は英国や日本をはじめとした高所得国に留まらず、むしろ医療予算に大きな制約を抱える低中所得国において重要となる可能性が高い。そこで、低中所得国において一般的に入手可能なデータを使った健康機会費用の導出についても議論する。

2. 健康機会費用の概念

日本を含めた多くの国で、医療は公的保険や社会保障制度によって賄われており、ほぼ全ての国で医療支出の増大が深刻な財政問題となっている。そのため、医療支出の適正化は国際的に重要な政策課題である。医療は公共性の高いサービス財であり、その多くを政府支出に頼っている。さらに患者・医療者間における情報の非対称性等の理由によりサービス価格が市場では決まらず、保険償還には公定価格を用いることになっている。こうした事情から、公的医療保険の責任者である政府は、どの医療サービスを保険償還するか、またいくらの公定価格を付けるかについての決定権を持

つ。政府は、これらの決定を通じて公的医療支出をある程度コントロールすることができる。一方、医療財源は無限ではないため、政府は予算制約に直面している。財政が逼迫する中、全ての国民を完全に満足させられるような医療は提供できない。ゆえに、医療予算の使い道に優先順位を付ける必要がある。

仮にある医療技術 X（医薬品・医療機器）が開発されたとき、政府はこれを保険償還するか、またはいくらの公定価格をつけるか決める。技術 X を新たに保険償還するには、予算を拡大させるか、別のサービスの提供をやめて対応するしかない。この意思決定においてまず必要となるのは、（類似の既存技術 Y を排し）新技術 X を保険償還することによって期待される国民健康への追加効果と、それに伴う追加費用の情報である。これは費用効果分析によって明らかになる。本稿では費用効果分析の方法については議論しない。

日本の医療制度では実質的に全ての医療技術が保険償還されるが、価格は政府の強いコントロール下にある。新技術 X の導入により必要となる追加医療予算を、仮に別の医療に使っていたら、どの程度の健康回復が期待できるだろうか。新技術 X 導入のために、私たちが別のどこかで諦めている国民健康はどのくらいだろうか。その値を健康機会費用と呼ぶ。新技術 X が国民健康にもたらす恩恵は、少なくとも健康機会費用と同じか、それよりも大きくなってはならない。また、そうなるように公定価格が決められるべきである。さもなければ、別の特別な理由がない限り、保険償還は正当化できない。

新技術 X 導入の健康機会費用は、医療予算のシャドープライスである。言い換えれば、健康機会費用とは医療予算の価値を健康で表したものである。これは医療システムが単位支出当たりでどの程度の国民健康を生み出せるか、すなわち医療

システムの限界生産性に依存している。この限界生産性を明らかにすることにより、新技術 X を保険償還することの機会費用が分かる。新技術 X の資源配分上の値打ちは、その健康機会費用によって表される。

医療システムの限界生産性は国ごとで異なる。従って、同じ技術であっても国ごとに値打ちが変化する。実際に医薬品・医療機器の価格は国ごとに異なることが多い^{注2}。各国間における価格の隔たりは、為替レートや製造原価の違いなどで全てを説明できるものではなく、政府が設定する公定価格の違いに大きく依存している。例えば、同じ薬でも低中所得国では高所得国よりも低い価格が付けられることが多い。低中所得国政府はより厳しい医療予算制約下で医療システムを運営しており、同じ効果の薬であっても、高所得国ほどの値打ちをつけられないのである。また、低中所得国では低予算で解決できる健康問題が高所得国と比べて多い。それゆえ、低中所得国における健康機会費用は、高所得国におけるそれよりもはるかに大きい。健康機会費用が大きければ、ある医療技術が「費用対効果に優れる」と言えるためのハードルが高くなるので、高所得国と比べて低い価格でしか保険償還が正当化できないのである。

限界生産性は、規範や価値観を含まない客観的データから定量化することができるエビデンスである。健康機会費用とは、医療システムの限界生産性という「事実」の問題であり、これを「規範（こうあるべき）」や「価値観（こうしたい）」と混同すべきではない。健康機会費用の把握はあくまでも実証研究を通じた科学の問題であり、政策担当者や利害関係者の思惑とは独立して存在している（Culyer et al., 2007）。客観的なデータから得られた健康機会費用を資源配分に活かす試みは「エビデンスに基づく政策策定 evidence based policy making」を体現しており、後に議

論するように政策意思決定の透明性を高めることに繋がる。

3. 健康機会費用の政策応用

この章では、健康機会費用の定量化によって得られる、公的医療制度運営上の含意を四つ挙げ、それぞれについて詳しい議論を行う。

3-1. 費用対効果の「閾値」

費用対効果をもとに償還の可否や公定価格を決める際、事前に一定の基準を設けて判断材料とする方式が取られることがある。この基準を費用対効果の閾値と呼ぶ。費用対効果に優れるとは、予算投入の恩恵がその機会費用よりも大きいことを言う。すなわち、健康機会費用を、費用対効果の閾値として活用することができようになる。

費用対効果の閾値を明示している国は、英国やタイの例外を除いて、非常に少ない。あえて閾値を持たないと宣言している国（例えばオーストラリア、ブラジル）や、実質的な閾値をもっていたとしてもそれを公表しない国（多くの低中所得国）が多数派と言ってよい。しかし、明示するにせよしないにせよ、何らかの判断基準を持たなくては、費用対効果の判断はできない。

健康機会費用が示すのは、あくまで効率的な予算配分（総 QALY 最大化）の指標としての閾値であり、現実の政策運営上用いられている閾値とは意味合いが異なる場合があり、また両者は必ずしも一致しなくてよい。医療制度の目的は必ずしも単純な国民健康の最大化ではなく、資源配分には多様な価値観や社会の要請等が反映されるべきである。例えば、若年層や終末期患者の優先、社会的な健康不平等の是正、医療へのアクセスの確保、イノベーションの推進などがこれに当たる。また、閾値の設定方法は必ずしも健康機会費用の

考え方に準拠するわけではない (Marseille et al. 2015)。例えば、日本では国民の健康 (QALY) に対する総支払い用意額を計算し、費用対効果の判断基準として扱うこととなっている。総支払い用意額はあくまでも主観的な価値感を表し、そこから導出される閾値は、そうした価値観を政策意思決定に反映させるのに役に立つ。また、多くの途上国においては費用対効果の判断指標に一人当たり GDP を採用している。これは健康とマクロ経済の関係、すなわち健康改善による経済成長効果に依拠した閾値である。

政策意思決定上の閾値を持たない国は多いが、そうした国にとっても、健康機会費用が示す予算配分の効率性に関する情報は有用なものとなる。限りある資源の効率的な活用は、全ての医療制度共通の課題だからだ。ただし、健康機会費用 (もしくは費用対効果) が政策意思決定を独裁的に決めることができる、という誤解は避けなければならない。健康機会費用が示すのは、あくまで効率性 (QALY で測った国民健康水準の最大化) を追求する場合にはどうすべきか、という情報に過ぎない。実際の政策意思決定では、そこに様々な価値判断が入り込む。

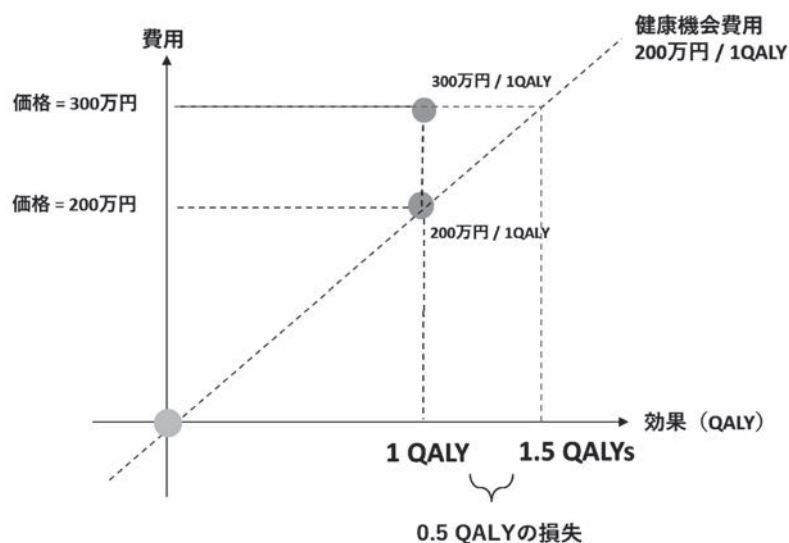
3-2. 「価値」に基づく価格付け

医療技術の価値とは、本来はそれがどの程度国民健康に貢献するか、で決まる。すなわち、ある医療技術に対してその価値に基づいた価格を付けるには、その価格が健康機会費用と同じか、それ以下となるように設定すればよい (Claxton et al. 2008)。仮に、現状の医療システムにおいて、1QALY の追加生産に平均的に 200 万円の費用が掛かるとしよう。すなわち、200 万円の予算配分の健康機会費用は 1QALY である。ここで、1QALY の健康が得られる新薬に 300 万円の価格を付けられたとする。この価格は薬の価値 (機

会費用) を反映していない。なぜならば、同じ予算 (300 万円) の投入によって医療システム内の別の分野で 1.5QALYs の改善が見込めるからである。つまり健康機会費用と比べて差し引き 0.5QALYs だけ効率性が損なわれる。結局、1QALY の健康が得られるこの薬の価格は 200 万円が上限であり、これ以上の価格を付けて公的医療制度で運用することは、効率性の観点からは正当化できない。この価格を、「価値に基づく価格 value based price」と呼ぶ (図 1)。価値に基づく価格とは、健康機会費用そのものである。価値に基づく価格 (もしくはそれ以下の価格) が付けられているとき、その医療技術は費用対効果に優れると言える。

ここでは「価値」の定義を健康 (QALYs) としているが、別の定義もある。例えば、英国では、「価値」の算定には「イノベーション」や「幅広い社会的な利益 wider social benefit」などを反映させるべきという議論がある。「幅広い社会的な利益」には労働生産性の改善 (医療提供によって健康が改善されるだけでなく、労働生産性も改善され社会に還元される) が含まれる (Paris and Belloni, 2013)。これはもっともらしい議論ではあるのだが、実際にイノベーションや社会的な利益を定義し、計算して価格に反映することはほとんど不可能に近い。現実には、英国の「価値に基づく価格付け value based pricing」は、2007 年の Office of Fair Trading (日本の公正取引委員会に相当) による勧告 (Office of Fair Trading, 2007) から本格的な議論が始まったが、それから 10 年経った現在でも、この改革を実行できていない。改革が難しい理由の例として次のような問題がある。健康改善による労働生産性の改善は生産年齢人口においてより大きく、非生産年齢人口 (子供、老人) において小さい。労働生産性の改善を「価値」として医療技術の価格に反

図1 「価値」に基づく価格付け



注：Claxton et al. (2008) を元に著者作成

映させる場合、生産年齢人口に属する患者と、それ以外の患者とで異なる価格を付けることを（少なくとも理論上は）意味してしまう。このような差別的な価格設定は、仮にそれが「社会的な利益」のための資源配分を効率化させるとしても、倫理的（またはおそらく法的）に正当化できないだろう。

以上のように、英国における改革実行の難航は、「価値」の定義を広く取り過ぎた結果、事実上それを測定し政策で運用することが非常に困難になってしまった、ということに帰結する。日本で同様の価格政策を実施する際には、同じ轍を踏むべきではない。これはあくまで筆者の私見だが、健康効果を計算する方法についてはこれまでの方法論の蓄積があるため、医療技術の価値の定義は最も保守的に健康（QALYs）で測ることにして、イノベーションや労働生産性拡大等の追加要素は後の調整に用いるのに留めることが望ましいと考える。医薬品分野においては、その調整は現行の薬価政策（新医薬品の類似薬効比較方式）において、

画期性加算などの加算制度の形で既に実装されている。加算率の科学的な決定方法の策定と算定プロセスの透明化は喫緊の課題ではあるが、現行の価格付けのプロセスの改革で優先すべきなのは、医薬品の健康に対する価値（健康機会費用）を適切に反映させる枠組みである。健康以外の追加的要素の価値は、その健康機会費用を計算することにより、効率性損失と天秤に掛けることで評価できる。

日本では、2017年2月にオプジーボという抗がん剤の償還価格を突然半額にするという措置が取られた。もともと高額であったことに加え、薬の保険適用範囲が広がり、当初の予想と比べて医療支出が過大になったのが原因である。このスキャンダルにみられた新規医薬品の価格付けに関する問題は、薬価に「価値」を反映させる仕組みがないことにある。同年、経済財政諮問会議によって、薬価改定の頻度を上げることにより極端な価格を早急に調整させる改革が推奨された。しかしながら、本当の問題は調整の頻度ではなく、なぜその

価格になるのか科学的な説明がないことである。現状のままでは、調整後の価格が資源配分上適正であると言える根拠もない。その根拠を与える方法の一つは、医薬品に割く予算の健康機会費用を明らかにし、それを価格決めの材料とすることである。そして保険適用範囲が広がれば、当然掛かる予算が変わるため、その健康機会費用も変わり、従って「価値に基づく薬価」も変わる。

3-3. 意思決定の透明性、説明責任

医療システムには多額の税金が投入されているため、政策担当者には意思決定の透明性を確保し、説明責任を果たす責務がある。ある新技術の保険償還の是非と公定価格の決定は、客観的で公正な判断基準のもとに説明できなくてはならない。これまで議論してきた通り、健康機会費用を正確に定量化し政策運営に活かすことによって、資源配分の意思決定に客観性がもたらされる。

意思決定の透明性の確保は、政府の意思決定の説明責任を果たすことに貢献するだけではない。予算配分において 1QALY の健康回復にどの程度の値打ちを認めるのか明らかにすることは、政策決定の予測可能性を高めるので、企業の研究開発への投資判断を容易にする効果が期待される。逆に、意思決定プロセスが不透明で予測不可能な場合、それは企業にとってリスクとなるため、投資を抑制し、結果としてイノベーションの可能性を縮小させる可能性がある。

3-4. 倫理やその他の価値尺度の評価

公的医療制度をとる多くの国は民主主義社会の形態をとっており、そこでは最大多数の最大幸福、つまり特定のグループではなく、国民全体の健康レベルの最大化を意識せざるを得ない。一方、希少疾患に対する治療薬をはじめとして、数字の上では必ずしも費用対効果に優れるとは言えない医

療技術を保険償還することは、倫理上の価値判断として妥当なことである。同様に、関連産業におけるイノベーションを促進することが公的医療保険制度の目標の一つとされるのであれば、そうした国民健康以外の価値を制度運営（価格付け）に反映させることも可能である。

健康機会費用の値は医療システムの客観的な事実の問題であり、倫理や産業振興といった価値判断の問題とは異なる^{注3}。医療システム運営は費用対効果のみに拠るわけではなく、価値判断も運営上の重要な要素である。ただし、そうした価値判断を保険償還や価格付けの決定に反映させることには犠牲が伴う。例えば、イノベーション振興を目的として、特定の薬に対して本来の健康改善の価値よりも高い償還価格を付ける場合、その値上げ分だけ予算配分の効率性を犠牲にしなければならない。健康機会費用アプローチによって、その犠牲がどの程度であるか定量化されることにより、「〇〇が重要だ」という定性的な議論から、「価値判断を反映させるためにこれだけの国民健康を諦めることを正当化できるか？」というより具体的な議論ができるようになる。

4. 実証研究

この章では、実際に健康機会費用を定量化する際の方法論と先行研究、またその問題点と今後の展望について解説する。前章で言及したように、健康機会費用の大きさは、医療システムの限界生産性に依存している。関連する実証研究において、現状で最も標準的と見なされている方法は Claxton et al. (2015) による、医療予算の変化が国民健康の変化に与える限界効果を推定するアプローチである。これは、「医療予算の増加はどの程度国民健康を改善させるだろうか？」というより問いに答えることと基本的に同じである。

費用対効果における健康機会費用アプローチの特徴は、前章で述べたような政策への多様な応用可能性だけではない。もう一つの特徴は、研究の中心を成す方法論が、費用対効果分析ではなくミクロ計量経済分析にある点である。医療システムの限界生産性の推定は、以下のような因果推論を伴う。いま、ある国のデータを分析するとして、以下の単純な回帰モデルを考える。

$$H_{jt} = \alpha + \beta E_{jt} + Z_{jt}\gamma + \varepsilon_{jt}$$

ここで、 H_{jt} は t 期におけるグループ j の健康水準、 E は同時期の同じグループが使った医療費を表す。 Z はその他のコントロール変数のベクトルとし、 ε は誤差項である。いま、分析の目的はパラメーター β を推定することである。ここで、 β は E を一単位変化させたときに H が何単位変化するかを表している。

H と E の関係を考える。医療サービスは健康水準を回復させるから、医療費から健康への効果はありそうである ($E \rightarrow H$)。逆に、健康問題が発端となって医療費増大に結び付く逆の因果関係も考えられる ($H \rightarrow E$)。さらに、医療需要と健康水準の両方と相関している変数、たとえば所得や教育などがあり、その全てがデータ内で観察可能とは限らない。こうした理由から、両者の統計的相関関係は因果関係を必ずしも意味しない。よって、因果効果 β を正しく推定するための工夫が必要になる。理想的には、 E を実験的に変動させて H への効果を測定する。しかしながら、通常、医療費に関して実験的に介入することは実施が難しい。そこで多くの場合は、外生的に E の変動をもたらすような操作変数を用いた因果推論が行われる^{注4}。

上のモデルから因果効果 β を推定できたとしよう。この値は、医療支出が健康に与える限界効果を表している。すなわち、単位当たり追加医療支

出によって何単位の健康改善が見込めるか、という値である。この健康改善を QALY によって表現できるとすれば、これは費用対効果分析で広く用いられる 1QALY 当たり医療支出の逆数である。よって、この推定値を費用対効果の閾値として活用する場合には、単純に β の逆数を取ればよい。英国の研究では、これが 1QALY 当たり約 13,000 ポンドという値を取った (Claxton et al. 2015)。これは、NICE が使用している閾値 (1QALY あたり 20,000 から 30,000 ポンド) よりもかなり低い。1QALY 当たり 13,000 ポンドという数字は、1QALY の健康改善に対してこれ以上の費用 (例えば 1QALY 当たり 20,000 ポンド) を掛けて新技術の償還を決めた場合、医療システム全体の効率性が下がってしまうということを示している。特に英国では医療予算が事前に設定されるため、ある医療技術 X への予算投入は、別の何らかの医療技術 Y を使えなくなることを意味している。その技術 Y の国民健康への期待効果は 13,000 ポンドの予算で 1QALY ということになる。仮に単純な総 QALY 最大化を医療システムの目的とするなら、例えばいま 20,000 ポンドの追加予算で 1QALY だけの健康改善をもたらす技術を導入するということは、医療システム全体で国民健康には差し引きマイナスの効果となる。新技術 X によって改善できる健康よりも、予算入れ替えのシワ寄せを受けて犠牲になる健康の方が (期待値として) 大きいからだ。

現在の関連実証研究の進め方として、以下のステップが取られている。①英国における健康機会費用の推定結果を他の国に適用する (Woods et al. 2016)；②国別のデータを用いて、地域ごと、所得グループ (低所得国、中所得国) ごとの健康機会費用を推定する (Nakamura et al. 2016; Ochalek et al. 2015; Revill et al. 2016)；③特定の国の国内データを用いてその医療システム個

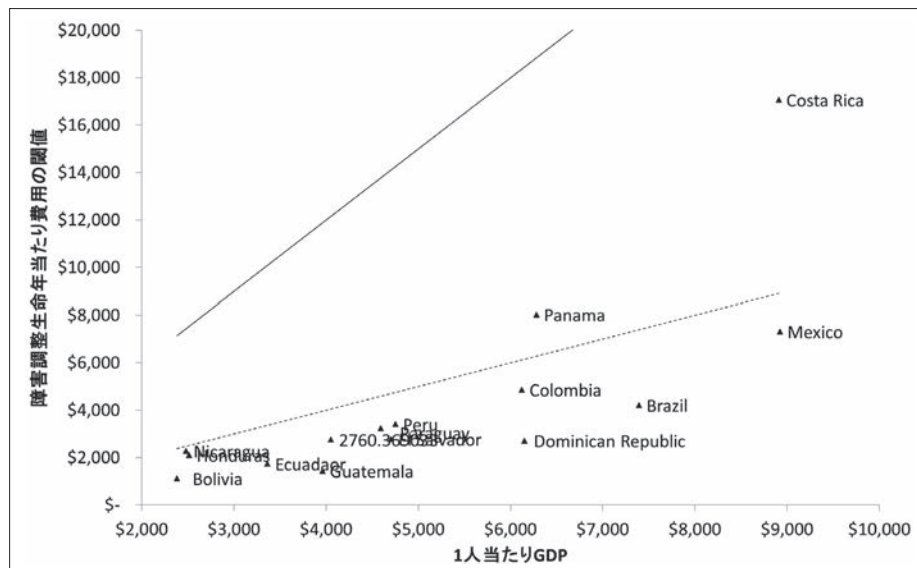
別の健康機会費用を推定する。この中で、①のアプローチは、英国における分析結果（1QALY 当たり約 13,000 ポンド）が、別の国の所得状況であればどの程度の値になるかを推測する方法を取る。②は、世界銀行や WHO などが公開している国別の医療費と死亡率のデータを用いて、両者の因果関係を推定するアプローチである。これらの研究では、健康機会費用の値は、ほとんどの場合 1 人当たり GDP よりも健康機会費用が低くなることを示した。多くの低中所得国では、費用対効果の閾値として一人当たり GDP を用いているが、研究結果はこれらの国々における医療予算配分に改善の余地があることを示している（図 2）。③のアプローチについては現在、いくつかの国で研究が進行中である。英国では Claxton et al. (2015) における分析の更新や発展研究が行われており、さらにオーストラリア、オランダ、カナダ、スペイン、インドネシアにおいて政府・研究機関が自国の医療システムにおける健康機会費用

の定量化を行っている最中である（例えば Vallejo-Torres et al. 2016）。

4-1. なぜ平均処置効果に注目するのか

医療システムの限界生産性の推定で示されるのは、追加予算投入による健康への平均処置効果（average treatment effect）に過ぎない。しかし実際、現在保険収載されている医療技術の中には、同じ費用で効果の高いものも低いものも存在する。仮に、公的医療で保険償還されている全ての医療技術について費用と効果の情報が得られる場合は、効果の低い順に保険適用を廃止していけば、同じ予算でシステム全体の効率性が高まる（Edlin et al. 2010）。つまり、この場合の健康機会費用は、既存の技術の中で最も費用対効果に優れない技術がもたらす健康である。しかし、現実にはそのような完璧な情報は望めない上に、政策決定者は新技術への追加予算決定によって医療システム内の誰にシワ寄せが行くのか正確に知る

図 2 障害調整生命年あたり費用の閾値



注：Ochalek et al. (2015), Revill et al. (2016) のデータを元に著者作成。図内の実線は一人当たり GDP の三倍、点線は 1 人当たり GDP の一倍の傾きを表す。データの整備を担当した Jessica Ochalek に感謝する。

ことはできない。

完璧な情報が見込めないため、次善の策として、医療予算を一単位削った場合に平均的にどの程度の健康を諦めなければならないか、ということを考える。この策では、新技術の保険適用のための追加予算投入によって具体的に誰にシワ寄せが行くのかについて考えるのは放棄しているが、それを放棄してもなお機会費用について議論することができるのが優れた点であるとも言える。誤解しないでほしいのは、追加予算投入（削減）の健康への平均処置効果が分かったとして、その点推定の値をもって現実には諦めなければならない健康の量であると言っているわけではない。単に期待値としてどの程度健康を諦めなければならないか、ということを行っているに過ぎない。よって、この推定値が意思決定者に問うのは、「現行医療システムでは、同額の予算を使えば平均的に X だけの健康改善が望めます。この値と費用対効果分析の結果とを照らし合わせて、新技術への予算投入を正当化できますか？」ということに過ぎない。しかし、この X の値を定量化して意思決定者の判断材料として提供することにより、政策決定の透明性と説明責任の向上に資することができる。

4-2. 局所的平均処置効果の解釈

健康機会費用の定量化には、医療システム全体における追加予算投入の国民健康全体への因果効果の推定が必要となる。医療予算を実験的にコントロールすることはほとんどないため、この因果推論は観察データに依存せざるを得ない。この例外はアメリカにおけるオレゴン医療保険実験、または低中所得国における医療開発援助として実験的に援助予算を加算するようなケースである (Baicker et al. 2013; Olken et al. 2014)。こうしたケースでは医療予算について内生性が存在しないため、内的妥当性の高い推定が可能となる。

その一方で、こうした実験が全国すべての場所、人に対して行われた例はなく、そのため推定結果は局所的な効果であると言わざるを得ず、国レベルで行われる医療制度運営にとってその値がどの程度役に立つものなのか、明らかでない。

一方、医療費に対する実験的な介入はほぼ不可能である。この場合の因果推論が困難を極めることは多くの研究者が経験している通りである。たとえば英国における Claxton et al. (2015) が観察データを用いて行った因果推論では、英国内の地域別の医療費を内生変数とした上で、操作変数法を用いて医療予算の変化が死亡率に与える効果を分析している。ただし、操作変数法による因果効果の推定では、操作変数の変動が原因で医療費の影響を受けるグループ (compliers) だけについての「局所的」な平均処置効果 (local average treatment effect) しか分からない (Angrist et al. 1996)。この研究では多種多様な操作変数 (例えば地域ごとの EU 圏外出生者数など)^{注5}が同時に使われているが、推定された局所的な平均処置効果の値が一体何を意味しているのか、その解釈が困難である。よって、Claxton et al. (2015) によって導出された健康機会費用が依拠している局所的な平均処置効果の推定値が、医療システム全体での平均処置効果にどの程度近いのか不透明と言わざるを得ない。多くの応用ミクロ計量分析では、推定値の大きさというよりは因果効果を立証するということに研究目的があるため、上記の点について大きな問題とされないこともあるが、健康機会費用の定量化ではその点推定値の大きさが最も重要となるため、研究実施者はより困難な課題に直面することになる。

この問題に対する部分的な解決方法は、医療予算に対する外生的なショックが何故起きたか分かりやすい研究デザインを選ぶことである。つまり、局所的な平均処置効果が推定されたとして、それが

どのように、またどの程度局所的なのか容易に判断できるように配慮することで、局所的効果の解釈の難しさに対応することである。例えば、現実に施行された政策のインパクト評価の方法を応用することが考えられる。低中所得国を中心として、ユニバーサル・ヘルス・カバレッジ（UHC）に向けた医療制度改革が行われている。その多くは、無保険の国民（貧困層）に対して政府が公的保険を提供したり、母子に対して公的医療扶助を行うことで公的医療支出を拡大する政策である（Kondo and Shigeoka, 2013; Olken et al. 2014; Gruber et al. 2014）。こうした政策の実施自体には内生性がないと仮定すれば（つまり、何らかの理由で国民の医療需要が発生して政策を誘発したのではないとすれば）、これを公的医療予算への外生的変化とみなして国民健康への因果効果を推定することができる。この時、たとえば政策の恩恵者が貧困層に限られ、必ずしも国民全体ではなかったとしても、それを織り込んで推定結果を解釈することは可能である。すなわち、貧困層に限った医療予算投入の局所的平均処置効果が推定されたとして、その国にとって貧困層の健康問題が重要であるならば、それを健康機会費用と解釈して政策に使用することも可能である（つまり、同じ予算を使っていれば貧困層の健康をこれだけ救えるはず、という情報を医療予算配分の決定に役立てる）^{注6}。

4-3. 限界生産性の推定で十分か

これまで説明してきたように、機会費用アプローチの定量化は、基本的には予算投入の限界効果を推定することを目的としている。この方法の暗黙の仮定は、個々の医療技術の予算全体への影響はそれほど大きくはなく、個々の予算の入れ替えは医療システム全体にとってはマージナルな変化でしかない、というものである。しかしながら、そ

の仮定は常に満たされるわけではない。医療予算の多い高所得国ですら、高額医薬品の保険償還によって制度全体にとって無視できない割合の予算を割かざるを得ない可能性がある。ましてや低中所得国においては、医療資源が特に限られていることから、新しい医療技術の財政インパクトはより深刻な問題となる。こうした状況を想定するならば、予算投入の限界効果の推定だけでは不十分であり、非線形もしくは不連続な予算の変動に対する国民健康の変化について考える必要がある。

本稿では、ある医療技術が費用対効果に優れるとは、予算投入の国民健康への効果が健康機会費用を上回ることであると定義している。この定義に従えば、「費用対効果には優れるが、財政インパクトが大きくて保険適用できない」ということは有り得ない。財政インパクトを理由に保険適用ができないというのは、単に大きな予算の組み換えの機会費用を正しく評価できていないということの意味しているに過ぎない。そして、その評価のためには限界効果の推定では不十分で、不連続で大きな予算投入の機会費用の定量化が必要となる。

この問題に対しては、政策や制度変更などによって現実に大きく医療予算が変化した例を詳細に研究することで部分的には対応できる。先述のような UHC に向けた公的医療の拡大政策はその有力な例で、政策導入に伴い公的医療予算が大きく増加することがある。これを利用して不連続な医療予算の変化の効果を推定することができる。

4-5. データの制約

実証研究にはデータの質の問題が常に付きまとうが、健康機会費用の推定にもデータの問題が存在する。第一に、医療費のデータを正確に把握することはかなり難しい。例えば、多くの国ではそもそも国民医療費のデータを取っておらず、世界

銀行や世界保健機関等の国際統計などにおいては近隣諸国の医療費データを使った推測値が使用されるケースもある。この帰結として、例えば国別の総医療費と死亡率の国別データを使って、世界全体（あるいは途上国全体）における健康機会費用を推定したとき、データのノイズが大きすぎて精緻な分析ができない、仮にできたとしてもデータの使い方（例えば異なるデータ期間を取った場合や、変数の定義を変えるなど）や異なる回帰モデルに対して頑健な結果が得られない、ということが往々にして起きる（Nakamura et al. 2016；Gallet and Doucouliagos, 2015）。日本においては医療費の推計については比較的恵まれた環境にあると言ってよいだろう。レセプトデータ等が整備されているため、少なくともどの診療行為にいくらかかっているか、という情報については諸外国と比べて精緻なデータが比較的容易に入手できる。

第二のより深刻な問題は、健康指標が不完全にしか観測できないことである。費用対効果分析を使った保険適用判断や価格付けは、健康指標に QALY や DALY（障害調整生存年）を用いるが、QOL（quality of life）を含んだ健康指標が全国レベルで手に入る例は見られない。既存研究で取られている対策は、人口統計の死亡率を使って、とにかく医療予算と死亡率・生存年数との関係を推定し、そこで得られた効果を QALY または DALY への効果に変換する方法である（Ochalek et al. 2015；Claxton et al. 2015）。当然、この変換には多くの仮定を置かなくてはならず、結論に不確実性をもたらす。

健康機会費用の推定に使われるデータの期間が、実際に費用対効果分析で求められる期間よりも短いという問題点もある。例えば、英国における Claxton et al (2015) の研究では、機会費用の推定に用いられたデータはわずか三年間の情報に過

ぎない。医療予算投入の効果が長くとも三年間に限られるという暗黙の仮定は現実的ではない。この研究で示された医療予算の死亡率への効果の推定値は、長期の死亡率への効果が捨象されている分だけ過小評価されている可能性が高い。健康機会費用はこの逆数であるので、そこから得られた費用対効果の閾値は過大評価されている可能性がある。

こうしたデータの制約は、導出された健康機会費用に看過できない不確実性が存在していることを示唆している。データ分析のための回帰モデルや研究デザインの選択によって結果が異なる可能性も考えられるし（構造的な不確実性）、それに加えてデータのノイズが大きいことによる統計的推論の難しさ（パラメーターの不確実性）も結論に大きく影響する可能性が高い（Briggs et al. 2012）。こうした不確実性に対してどのように対応すべきか、将来研究の重要テーマである。

第三の問題は、医療費データと健康データの連結である。レセプトデータには健康アウトカム情報が含まれず、同時に人口動態統計には医療費データが含まれないため、両者の関係の統計分析に当たっては何らかの方法によってデータを連結する必要がある。その際には例えば市町村、または都道府県といったレベルまで集計して連結せざるを得ない。当然、集計の段階で多くの情報を失うことになり、それは分析の精緻さを犠牲にすることに他ならない。一方で、家計調査の中には家計レベルの医療支出や、死亡を含めた家族の健康状態などが分かる場合があり、そうした調査から医療支出と健康アウトカムとの関係の分析を行うアプローチを取る場合には連結上の問題はない。

5. おわりに

本稿では、健康機会費用アプローチについて、

その考え方、政策応用の可能性、そして定量化における問題点について概観してきた。健康機会費用は、医療技術の経済評価を使った予算配分において根幹をなす概念であり、多くの政策への応用可能性がある。一方で、その定量化には、因果推論を含め、解釈や方法論に重大な課題が多く残されており、今後の研究テーマとなっている。

日本においては、国民の健康に対する総支払い用意額を算出することによって、それを費用対効果の判断材料に使う計画である。これは健康への需要をベースにした考え方である。一方、健康機会費用アプローチは、予算制約の中でどの医療サービスを提供すべきかという、供給をベースにした考え方と言ってよい。両者は必ずしも対立するものではなく、相互補完的である。健康に対する主観的価値感、国全体で医療システムにどの程度の予算を投じるべきかについての情報を与える。一方、健康機会費用は、与えられた予算を効率的に配分するための情報を与える。「医療費の適正化」に関する議論においては、医療予算全体を抑制するという論点と、同じ予算内で資源配分を効率化させるという論点が存在する。需要側のアプローチは前者に対応し、供給側のアプローチは後者に対応する。

費用対効果は資源配分上重要な概念であり、そのエビデンスは政策運営上重要である。しかし、それだけで政策を行うことは適切ではない。実際的意思決定には、それ以外の多様な価値判断が反映されるべきである。費用対効果と価値判断を切り離すことで、まずは効率性の追求によって得られる国民健康水準を知ることができる。それを出発点として、そこに様々な価値判断を反映させる手順を取る。価値判断を意思決定に入れることには相応の効率性の犠牲を伴うが、その犠牲を健康機会費用として定量化することで、価値判断の是非について評価ができるようになる。

健康機会費用の定量化においては、完璧なデータなど存在せず、またそれを完全に克服する分析方法も存在しない。従って、データ分析によって得られた健康機会費用の値は完璧ではあり得ず、不確実性を含め、方法論的な問題を抱えることになる。しかし、健康機会費用の政策応用に際しては、完璧でないことを理由にそれを無価値と見做すべきではなく、限界を正しく理解した上で、現時点での有力な情報として使える余地があることを認識すべきである。長期的には、研究の蓄積によるデータの整備や方法論の改善を通して、より質の高い情報がもたらされることが期待される。

また、健康機会費用の推定値は、繰り返し更新されるべきものである。今後、費用対効果に優れた医療技術が保険償還されていくことで、医療システムの生産性は時間を通じて向上していくと考えられる。このことは、健康機会費用も時間を通じて変化することを意味している。よって、データの整備や方法論の進歩によって過去時点の推定を見直すだけでなく、新規に集められたデータを用いて健康機会費用の推定を更新し、その時々意思決定に活かすことが必要である。

謝辞

本稿の執筆にあたって、Karl Claxton、James Lomas、Jessica Ochalek、Mark Sculpher、Marc Suhrcke、井伊雅子、五十嵐中の各氏（アルファベット、五十音順）との議論を特に参考にした。その他、ヨーク大学と一橋大学の同僚、医療経済学会をはじめとした各種学会、会議、シンポジウムにて助言・励ましをいただいた各氏に感謝する。森淳子氏には本稿を通読して校正に協力していただいた。ただし、本稿における間違いや不明瞭さは、全て筆者の責任である。

注

- 1 この値には特に科学的根拠があるわけではなく、閾値が設定される以前の実績に基づいている。
- 2 最近話題となったオプジーボという抗がん剤は、

日本での当初の償還価格に対して、米国ではその約4割、英国では約2割の価格で運用された。

- 3 産業振興については、長期的な国民健康の改善を見据えて研究開発促進への資金を提供する、という意味合いもある。これは、将来の国民健康を見据えた動学的効率性の最大化問題として考えることができる。本稿では静学的な効率性の最大化について議論している。
- 4 ここでは因果推論の具体的な方法については議論しない。ただし、この章の後半で実証研究デザインの工夫については議論する。
- 5 この研究で使用された操作変数のリストについては、Claxton et al. (2015) の Table3 を参照のこと。
- 6 方法論的な部分に補足説明をすると、主に低所得国において、医療はもともと自費で賄われていることが多く、公的医療予算の拡大はそのまま自費医療費の削減となって相殺される可能性がある。このとき、その政策は必ずしも医療システム全体（公的医療と私的医療含む）における予算拡大には繋がらないかもしれない。その場合には、公的医療予算拡大によって自費医療支出がどの程度反応するか、その因果効果を別途推定して調整しなければならないだろう。

参考文献

- 1) Angrist JD, Imbens GW, Rubin DB. Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association* 1996; 91: 444-455.
- 2) Baiker K, Taubman S, Allen H, Bernstein, M, Gruber J, Newhouse J, Schneider E, Wright B, Zaslavsky A, Finkelstein A. The Oregon experiment - effects of Medicaid on clinical outcomes. *New England Journal of Medicine*. 2013; 368: 1713-1722.
- 3) Briggs A, Weinstein M, Fenwick E, Karnon J, Sculpher M, Paltiel AD. Model parameter estimation and uncertainty: a report of the ISPOR-SMDM Modelling Good Research Practices Task Force Working Group-6. *Medical Decision Making*. 2012; 32: 722-32.
- 4) Claxton K, Briggs A, Buxton M, Culyer A, McCabe C, Walker S, Sculpher M. Value based pricing for NHS drugs: an opportunity not to be missed? *BMJ* 2008; 336: 251
- 5) Claxton K, Martin S, Soares M, Rice N, Spackman E, Hinde S, Devlin N, Smith P, Sculpher M. Methods for the estimation of the National Institute for Health and Care Excellence cost-effectiveness threshold. *Health Technology Assessment* 2015; 19(14).
- 6) Culyer A, McCabe C, Briggs A, Claxton K, Buxton M, Akehurst R, Sculpher M, Braizier J. Searching for a threshold, not setting one: the role of the National Institute of Health and Clinical Excellence. *Journal of Health Services Research and Policy*. 2007; 12(1): 56-58.
- 7) Edlin R, Round J, Hulme C, McCabe C. Cost-effectiveness analysis and efficient use of the pharmaceutical budget' the key role of clinical pharmacologists. *British Journal of Clinical Pharmacology*. 2010; 70(3): 350-355.
- 8) Gallet CA, Doucouliagos C. The impact of healthcare spending on health outcomes: a meta-regression analysis. *Economics Series SWP* 2015/11, 2015. Deakin University Australia.
- 9) Gruber J, Hendren N, Townsend R. The great equalizer: health care access and infant mortality in Thailand. *American Economic Journal: Applied Economics*. 2014; 6(1): 91-107.
- 10) Kondo A, Shigeoka H. Effects of universal health insurance on health care utilization, and supply-side responses: evidence from Japan. *Journal of Public Economics*. 2013; 99: 1-23.
- 11) Marseille E, Larson B, Kazi DS, Kahn JG, Rosen S. Thresholds for the cost-effectiveness of interventions: alternative approaches. *Bulletin of the World Health Organization* 2015; 93: 118-124.
- 12) Nakamura R, Lomas J, Bokhari F, Moreno-Serra R, Suhrcke M. Assessing the impact of health care expenditures on mortality using cross-country panel data. *Centre for Health Economics Research Paper* 128. University of York; 2016
- 13) Ochalek J, Lomas J, Claxton K. Cost per DALY thresholds for low and middle income countries: evidence from cross country data. *Centre for*

- Health Economics Research Paper 122. University of York: 2015.
- 14) Office of Fair Trading. The Pharmaceutical Price Regulation Scheme. An OFT Market Study. London 2007. Available at http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20140402181205/http://www.offt.gov.uk/shared_offt/reports/comp_policy/oft885.pdf
 - 15) Olken BA, Onishi J, Wong S. Should aid reward performance? Evidence from a field experiment on health and education in Indonesia. *American Economic Journal: Applied Economics* 2014; 6(4): 1-34.
 - 16) Paris V, Belloni A. Value in pharmaceutical pricing. *OECD Health Working Papers*, No 63; 2013.
 - 17) Revill P, Ochalek J, Lomas J, Nakamura R, Woods B, Rollinger A, Suhrcke M, Sculpher M, Claxton K. Cost-effectiveness thresholds: guiding health care spending for population health improvement. *International Decision Support Initiative*. 2016
 - 18) Vallejo-Torres L, Garcia-Lorenzo B, Serrano-Aguilar P. Estimating a cost-effectiveness threshold for the Spanish NHS. *Estudios sobre la Economía Española* - 2016/22; 2016. Available at: <http://documentos.fedea.net/pubs/eee/eee2016-22.pdf>
 - 19) Woods B, Revill R, Sculpher M, Claxton K. Country-Level Cost-Effectiveness Thresholds: Initial Estimates and the Need for Further Research. *Value in Health*. 2016; 19(8): 9299-935.

The health opportunity cost approach in healthcare resource allocation

Ryota Nakamura *

Abstract

With healthcare budget particularly constrained in Japan, there is an urgent need to produce and to use high quality evidence to reap the greatest possible health benefits from limited available resources. An intervention is worth adopting if the health benefit it produces outweighs the foregone health benefit which could have been achieved if the additional resources associated with the intervention were to be used elsewhere in the system. The foregone benefit represents the health opportunity cost of the intervention, which informs a "cost-effectiveness threshold" and a "value based pricing" of interventions within the system. The impact and value of these policy applications depend on the extent to which they accurately reflect the health opportunity cost, which can be measured by the marginal productivity of the health system in producing health from a unit of spending. Quantifying the health opportunity cost therefore involves the estimation of the causal effects of marginal changes in healthcare expenditure on changes in health outcomes within the system. Drawing causal inferences using observational data analysis is a significant methodological challenge. This paper discusses key data and analytic methods for the quantification of the health opportunity cost for Japan and other countries.

* Hitotsubashi Institute for Advanced Study, Hitotsubashi University

論 文

2009 年度介護報酬改定が介護従事者の賃金、労働時間、離職率に与えた影響

上野 綾子^{*1} 濱秋 純哉^{*2}

抄 録

近年、少子高齢化の進行とともに介護サービスに対する需要が増加しているため、介護従事者を安定的に確保することが政策課題となっている。先行研究では、介護従事者の賃金が介護サービスの公定価格（介護報酬）によって事実上規制されており、介護労働市場で超過需要が発生しても賃上げが難しいことが、介護人材不足の一つの原因とされている。そこで、本稿では、2009 年度の介護報酬引き上げが介護従事者の賃金、労働時間及び離職率にどのような影響を与えたのかを、『介護労働実態調査』の個票を用いて分析した。

通常、介護報酬引き上げが賃金や労働供給に与える影響を、外部労働市場（マクロ経済）の変化等がそれらに与える影響と区別することは難しく、先行研究でもこれらの影響を必ずしも区別できていなかったと考えられる。そこで、本稿では、2009 年度介護報酬改定において首都圏都市部のうち東京 23 区のみで介護報酬の地域区分別上乘せ割合が 3%ポイント引き上げられたことを自然実験とみなし、Difference-in-Differences（DID）推定で介護報酬改定の効果を識別することを試みた。

DID 推定を行うにあたり、東京 23 区を実験群、23 区以外の東京及び埼玉・神奈川・千葉の都市部を対照群とした。分析対象は訪問介護員の非正社員短時間労働者と介護職員の正社員であり、賃金、労働時間及び事業所の離職率を被説明変数に用いた。推定を行った結果、まず、賃金については、いずれの職種についても介護報酬改定後に所定内賃金の有意な増加は見られなかったが、手当や一時金等を含む実賃金の有意な増加が見られた。したがって、各事業所は介護報酬引き上げによって増えた収入を用いて、手当や一時金の支給という形で賃金を増額した可能性がある。

一方、労働時間についてはいずれの職種でも有意な変化は推定されなかった。介護職員正社員については、勤務時間が予め定められているため実賃金が増加しても労働時間の変化は小さかったと考えられる。訪問介護員非正社員短時間労働者については、いわゆる 103 万円・130 万円の壁の影響を受ける労働者による労働時間の抑制が、壁の影響を受けない労働者の労働時間の増加を相殺したのかもしれない。離職率については、介護報酬改定後に訪問介護員非正社員短時間労働者のそれが有意に低下したという結果が得られた。これは、実賃金の増加という処遇改善により、離職を思いとどまる労働者が増加したことによってもたらされた可能性がある。

キーワード：介護報酬改定、訪問介護員、介護職員、賃金、労働時間、離職率、自然実験、DID 推定

1. はじめに

我が国では、2000 年に介護保険制度が導入されて以降、介護サービスに対する需要が増加し続

けている。このため、2000 年代半ばに介護従事者不足が顕在化し、2007・2008 年度には景気変動の影響も受けて介護分野の有効求人倍率が 2 倍を超えた。さらに、団塊の世代が 75 歳以上となる 2025 年度には 37.7 万人の介護従事者の不足が見込まれる等^{注1}、今後も少子高齢化が進行する中、介護従事者を安定的に確保していくことが大きな課題となっている。

*1 衆議院調査局調査員

*2 法政大学比較経済研究所准教授：hamaaki@hosei.ac.jp

このような介護従事者不足の原因を明らかにするために、これまでにいくつかの研究が行われてきた。周 (2009)¹⁾では、介護施設が地域的に買手独占となっている可能性、介護労働市場以外の労働市場 (外部労働市場) の逼迫、及び介護報酬引き下げによる介護従事者の賃金の低下という三つの原因がデータ分析によって支持された。また、花岡 (2015)²⁾では、介護報酬制度により介護労働市場の賃金調整に時間がかかることが、介護従事者不足の一つの原因と指摘されている。つまり、外部労働市場で賃金が上昇した際に、介護労働市場では必ずしも賃金を引き上げることができないため、相対賃金の低下によって介護従事者が他産業に流出するということである。

このように介護報酬の引き下げや固定が介護従事者不足の一つの原因と考えられているが、介護報酬の引き上げがどの程度介護従事者不足の解消に寄与するかについては分かっていないことも多い。この問題を考える際の最も大きな障害は、介護報酬の引き上げが介護労働市場に与える影響と外部労働市場 (マクロ経済) の変化がそれに与える影響を識別するのが難しいことである。平成 23 年版の厚生労働白書では、2009 年度の介護報酬改定と介護職員処遇改善交付金の効果を検証するために 2009 年度と 2010 年度に実施された『介護職員処遇状況等調査』から、介護従事者の 2010 年の賃金は 2008 年に比べて 1 人当たり月額約 2.4 万円引き上げられたとされている。しかし、この値にはマクロ経済の変化等の他の要因による賃金上昇も含まれており、2.4 万円の全てがそれらの政策の効果とは必ずしも言えないはずである。

本稿では、2009 年度の介護報酬改定において、首都圏都市部では東京 23 区でのみ介護報酬の地域区分別上乗せ割合が引き上げられたことを自然実験と見なし、Difference-in-Differences 法

(以下、「DID 推定」という) により、政策効果の識別を試みた。具体的には、首都圏都市部のうち東京 23 区を実験群、首都圏都市部のその他の地域を対照群として、両群における 2009 年度介護報酬改定前後の賃金、労働時間及び離職率の変化を比較した。

訪問介護員非正社員短時間労働者と介護職員正社員を対象として分析を行った結果、東京 23 区では上乗せ割合の引き上げによって所定内賃金は増加しなかったが、手当や一時金等を含む実賃金は有意に増加したことが示唆された。また、実労働時間数には変化が見られないものの、訪問介護員の離職率は有意に低下したという結果が得られた。実労働時間数に変化が見られなかったことについては、いわゆる 103 万円・130 万円の壁の影響を受けて労働時間を減らした者の存在によって、他の労働者が労働時間を増やした効果が相殺された可能性が示唆された。

本稿の貢献として以下の二点が考えられる。一つ目は、自然実験を用い、マクロ経済変動等の効果と介護報酬改定の効果の識別を試みたことである。その際に、介護報酬改定以外の要因が推定結果に及ぼす影響をなるべく小さくするために、実験群と対照群を可能な限り同質的な地域としたり、両群に含まれる介護従事者の構成が変化した可能性を考慮した分析を行ったりする等、複数の方法で結果の頑健性を確認した。二つ目は、介護報酬改定の効果に関する先行研究 (周、2009¹⁾；山田・石井、2009³⁾) では、主に賃金への影響が分析されているが、本稿では賃金の他に労働時間や離職率も対象としている。このことは、2009 年度改定がその目的である介護人材の確保につながったかを検討する上で重要と考えられる。

ただし、本稿の分析にはデータの制約による限界もある。まず、介護報酬改定によって期待される労働時間増加の効果は、介護労働に従事してい

なかった者が新規に介護労働に従事するようになることで介護従事者全体の総労働時間が増加する効果と、元々介護労働に従事していた者の一人当たり労働時間が増加する効果に分けられるが、本稿では新規に介護産業で働き始めた者を区別できないため前者の効果は分析できていない。また、同様の理由で、離職については、介護産業からの退出と、介護産業内の他の事業所への移動を区別できない。岸田・谷垣（2013）⁴⁾は両者を識別できるデータを用いて分析を行い、「介護労働者の賃金を引き上げる政策は介護労働市場からの退出を減らす効果が期待できない」という結論を得る一方、他の介護現場へ移る意向が低下するという結果も得ている。この結果を踏まえると、本稿で得られた離職率の低下という結果は、他の事業所への移動が抑制されることによってもたらされたのかもしれない。

次節以降の構成は以下のとおりである。2 節では先行研究の結果を紹介する。3 節では本稿で分析対象とする 2009 年度介護報酬改定の概要を記述する。4 節では分析に用いるデータや変数の定義を、5 節では政策効果の推定方法について述べる。そして、6 節と 7 節で推定結果について議論し、8 節で結論を述べる。

2. 先行研究

この節では、介護報酬改定が労働供給に与える効果に関連する先行研究を展望する。先行研究は、介護報酬改定の効果を直接的に推定したもの（2.1 節）と、労働供給の賃金弾力性の推定等を通じて間接的に推定したもの（2.2 節）とに分けられる。

2.1 介護報酬改定を分析対象とした研究

介護報酬改定はその効果を検証して今後の政策

に反映させるべきという認識から、過去の介護報酬改定の政策効果が分析されてきた（周、2009¹⁾；山田・石井、2009³⁾）。周（2009）¹⁾は、2006 年度の介護報酬引き下げ前後の介護労働安定センター『介護労働実態調査（2004、2006、2007 年）』の事業所調査を用い、引き下げ後の時期に 1 をとるダミー変数を説明変数に加えた賃金関数を推定した。その結果、介護報酬の引き下げによって施設の介護職員の賃金が有意に低下したことが示唆された。ただし、論文内でも述べられているが、マクロ経済の変動による賃金の変化と介護報酬の引き下げの効果を識別できていないため、結果の解釈には留保が必要である。

山田・石井（2009）³⁾は、総務省『就業構造基本調査（2002、2007 年）』の個票を用い、DID 推定で 2003 年度と 2006 年度の介護報酬のマイナス改定が賃金に与える影響を推定した。その結果、介護報酬のマイナス改定によって介護職の賃金水準に有意な下落が見られた。しかしながら、山田・石井は、介護報酬の影響を受けない対照群として、介護以外の職種・産業に属する労働者を用いているため、賃金の経年変化の違いが、介護従事者とそれ以外の職種・産業の労働者の間で共通するというやや強い仮定が政策効果の識別のために置かれている。

2.2 賃金と介護労働供給の関係

介護従事者の賃金と労働供給の関係についての先行研究は、労働供給の賃金弾力性を推定したもの（鈴木、2010⁵⁾；岸田・谷垣、2011⁶⁾；大澤、2012⁷⁾）と、賃金が離転職に与える影響に着目したもの（花岡、2009⁸⁾；山田・石井、2009³⁾；小檜山、2010⁹⁾；鈴木、2011¹⁰⁾；岸田・谷垣、2013⁴⁾）とに大別できる。

賃金弾力性を推定した先行研究のうち、鈴木（2010）⁵⁾では賃金弾力性が、短時間訪問介護員で

-0.3~-0.4、短時間介護職員で-0.7~-0.8と推定された。岸田・谷垣(2011)⁶⁾では、登録ヘルパーの実労働時間の賃金弾力性が-0.577となっている。一方、大澤(2012)⁷⁾は、短時間訪問介護員について0.054と小さい値ではあるものの正の賃金弾力性を得ている。結果をまとめると、短時間訪問介護員(岸田・谷垣は登録ヘルパーに限定)の賃金弾力性の推定値はいずれも負あるいはゼロに近い正の値であり、介護報酬引き上げによって賃金が増え、労働時間が大きく増えることはあまり期待できない。また、賃金弾力性の推定は行っていないが、名古屋市の登録ヘルパーに対するアンケート調査を用いて分析した下野・大日・大津(2003)¹¹⁾は、登録ヘルパーは時間給が仮に二倍になったとしてもその60%は労働時間を変えようとしなないことから、時間給に対して労働供給が非弾力的と述べている。

短時間訪問介護員の賃金弾力性が負の値となる理由としては、103万円・130万円の壁の影響が指摘されている^{注2}。鈴木(2010)⁵⁾では、訪問介護員と介護職員の短時間労働者を対象に、「壁」の影響を受けやすい群(既婚者、主たる生計維持者が回答者以外、及び健康保険の被扶養者)と受けにくい群(未婚・離死別者、主たる生計維持者が回答者本人、及び健康保険の被扶養者以外)に分けて推定すると、影響を受けやすい群で賃金弾力性の負の値が大きく推定されることから、「壁」の影響の存在が示唆された。

介護従事者の賃金と離職の関係 analysed した先行研究には、離職を実際の離職率で測ったもの(花岡、2009⁸⁾;鈴木、2011¹⁰⁾)と、労働者の離職意向で測ったもの(山田・石井、2009³⁾;小檜山、2010⁹⁾;岸田・谷垣、2013⁴⁾)とがある。本稿では離職率を用いて分析を行うため、前者のタイプの先行研究についてまとめる。まず、花岡(2009)⁸⁾は、相対賃金が事業所の離職率に与える

影響を分析し、介護職員正社員について、介護産業内他事業所との相対賃金が10%上昇すると離職率が0.89%低下するという結果を得ている。他方で、鈴木(2011)¹⁰⁾は、介護産業内での転職・離職と介護以外の産業へのそれを区別した上で、介護産業から他産業への転職行動を分析し、介護産業の時給が100円高まると、他産業への転職率が20.5%ポイント低下し、他産業の時給が100円高まると、他産業への転職率が12.9%ポイント上昇するという結果を得ている。これらの結果が成り立つなら、介護報酬改定によって(相対)賃金が増え、介護従事者の離職率が低下する可能性がある。

3. 2009年度介護報酬改定の概要

本稿では、2009年度介護報酬改定において、首都圏都市部の中で、東京23区のみ介護報酬の地域区分別上乗せ割合が引き上げられたことを自然実験と見なし、介護報酬改定の政策効果を推定する。自然実験とは、あたかも実験が行われたかのように、政策がある特定の地域やグループのみに割り当てられる状況のことである。通常、政府による政策は全国一律に実施されることが多いため、政策が実施された地域と実施されなかった地域を比較して政策効果を測ることは難しいが、自然実験の状況を利用することでそれが可能となる。介護報酬とは、事業者が介護サービスを提供した対価として保険者から支払われるサービス費用のことである。介護保険法上、介護報酬の基準額は、介護サービスの種類毎に、サービス内容、要介護度、事業所・施設の所在地等に応じた平均的な費用を勘案して定められる。具体的には、サービスの種類毎に「単位」を定め、1単位10円を基本として、地域区分、及びサービス毎に定められた人件費割合により1単位当たり単価が割増しさ

れる。

2000 年 4 月に介護保険制度が創設されて以降、介護報酬は 2003 年度及び 2006 年度の二度にわたってマイナス改定が行われたが、2009 年度には初のプラス改定が実施された。この背景には、2000 年代前半からの景気回復により他産業の労働需要が増加し、介護従事者不足が深刻化したことがある。介護従事者の有効求人倍率は 2008 年秋のリーマン・ショックを機に大きく低下したものの、それまでは一貫して上昇していた。そこで、政府は介護人材の確保を図るため、賃金をはじめとする処遇の改善に資するための施策を検討することを定めた「介護従事者等の人材確保のための介護従事者等の処遇改善に関する法律」（2008 年 5 月）を制定してプラス 3%の介護報酬改定を行うこととし、さらに 2009 年度補正予算での介護職員処遇改善交付金の創設を通じた処遇改善を図った。介護職員処遇改善交付金とは、2009 年 10 月から 2011 年度末までの間、介護職員の処遇改善に取り組む事業者に対し、介護職員 1 人当たり平均月額 1.5 万円の賃上げに相当する資金の交付を行う制度であり、賃金改善に確実に充てられるよう、事業者は都道府県に申請する際に賃金改善計画を策定することとされた。

2009 年度の介護報酬改定の内容は介護従事者の人材確保・処遇改善を中心とし、基礎報酬の引き上げは一部サービスのみで行われ、介護福祉士の資格保有者や勤続年数の長い者、常勤職員が雇用されている割合が高い事業所の優遇加算が充実された。また、人件費の地域差への対応として、サービス毎の人件費割合について見直しが行われるとともに、各地域区分の報酬単価の上乗せ割合の見直し等も行われた。その結果、首都圏 4 都県の地域区分別の上乗せ割合を示した表 1 にある通り、上乗せ割合は、特別区は 12%から 15%へ、乙地は 3%から 5%へ引き上げられ、特甲地

は 10%、甲地は 6%、その他地域は 0%のまま据え置かれることとなった。

他方で、2009 年度の介護報酬改定では、地域区分及び適用地域は変更されなかった。しかし、社会保障審議会介護給付費分科会「平成 21 年度介護報酬改定に関する審議報告」（2008 年 12 月 12 日）には、「今回は、地域の区分方法については見直しを行わないものとするが、今後、地域区分の在り方について検討することとする」という一文が記された。これは、介護保険制度創設時から、地域ごとの民間賃金の水準を反映する国家公務員の地域（調整）手当に準拠して定めてきた介護報酬の地域区分を、国家公務員の地域区分の変更に合わせて見直すことを先送りしたことを意味する。国家公務員給与においては、2006 年度に調整手当に代わって地域手当が新設され、民間賃金の地域差をより正確に反映するために地域区分の数と各区分の適用地域が変更され、上乗せ割合も上限が 12%から 18%に改定された。国家公務員の地域区分は官署所在地のみに設定されているため、介護報酬の地域区分をそれに準拠させるには、国の官署が所在しない地域の区分を新たに設定しなければならない。しかし、社会保障審議会介護給付費分科会第 61 回（2008 年 12 月 3 日）議事録では、当時の厚生労働省老人保健課長の発言として、介護報酬の地域区分の変更には「きちんとした調査、検証と時間がかかるということだから、残念だが、今回はそれは間に合わない」とあり、2009 年度介護報酬改定時にはそれが間に合わないという理由により、2012 年度改定での検討課題とされたと考えられる。

このように、2009 年度介護報酬改定では、国家公務員給与の地域区分の変更に影響を受けなかった特別区では民間賃金の水準の変化に応じて上乗せ割合が引き上げられた一方で、特甲地や甲地の中の政令指定都市でも同じ理由で引き上げられる

表 1 地域区分別上乗せ割合と首都圏 4 都県の適用地域

		上乗せ割合 2008 年度以前 ↓ 2009 年度以降	適用地域
地域区分	特別区	12% ↓ 15%	【東京都】特別区（23 区）
	特甲地	10% ↓ 10%	【東京都】八王子市、立川市、武蔵野市、三鷹市、府中市、昭島市、調布市、町田市、小金井市、小平市、日野市、東村山市、国分寺市、国立市、狛江市、多摩市、稲城市、西東京市 【神奈川】横浜市、川崎市、横須賀市、鎌倉市
	甲地	6% ↓ 6%	【神奈川県】逗子市、三浦郡葉山町 【埼玉県】さいたま市 【千葉県】千葉市
	乙地	3% ↓ 5%	【東京都】青梅市、福生市、東大和市、清瀬市、東久留米市、武蔵村山市、羽村市、あきる野市 【神奈川県】平塚市、藤沢市、小田原市、茅ヶ崎市、相模原市、三浦市、厚木市、大和市、伊勢原市、海老名市、座間市、綾瀬市、寒川町 【埼玉県】川越市、川口市、所沢市、狭山市、草加市、越谷市、蕨市、戸田市、鳩ヶ谷市、朝霞市、志木市、和光市、新座市、富士見市、ふじみ野市、三芳町 【千葉県】市川市、船橋市、松戸市、習志野市、柏市、浦安市、四街道市
	その他	0% ↓ 0%	その他の市町村

(出所) 厚生労働省資料より著者作成

べきだったものの、地域区分の変更が間に合わなかったため引き上げが見送られた。仮に、2009 年度改定時に国の官署が所在しない地域の地域区分の設定が間に合っていれば、特別区（東京 23 区）以外の首都圏都市部の地域についても、2012 年度改定でなされたように上乗せ割合が引き上げられていたと予想される。したがって、2009 年度改定における、首都圏都市部の中の特甲地や甲地の中の政令指定都市での上乗せ割合の据え置きは、介護報酬の地域区分の再設定が間に合わないという、対象地域の事業所の経営状況や人件費負担とは無関係な外生的な理由によってなされたものと捉えることができる。もしこれらの地域と特別区の事業所の置かれた状況に違いが無

ければ、特甲地と甲地の政令指定都市で上乗せ割合が外生的に据え置かれたことは、換言すると、首都圏都市部で特別区にのみ外生的に上乗せ割合の引き上げを割り当てたということになる。

しかし、特別区の引き上げは、この地域の介護事業所の経営状況の悪さや、人件費負担の重さに配慮して行われた可能性もあり、それらが首都圏都市部の他の地域の介護事業所と差がある場合は、特別区の上乗せ割合の引き上げは外生的とは言えない。そこで、特別区と特甲地・甲地の政令指定都市に立地する事業所の間で経営状況や人件費負担に差が見られるかを本稿の分析に用いたデータで確認した。具体的には、各事業所の利潤（＝介護事業収入－介護事業費用）を介護事業収入で除

した値（収支差率）、及び各事業所の介護事業費用に占める人件費の割合（人件費率）について、二つの地域で差が見られるか検定した。検定は介護報酬改定が行われる一年前の 2008 年のデータを用い、主として提供する介護サービスが訪問介護の事業所、主として提供する介護サービスが訪問介護以外の事業所、及びそれらの計を対象にした場合それぞれについて行った。また、外れ値の影響を避けるために各変数の上下 1% の観測値を除外した。表 2 に結果が示されているが、収支差率と人件費率の両方について、どのサンプルを対象とした場合でも、二つの地域の間には有意な差は見られなかった。したがって、上記の首都圏都市部の特別区以外の地域における上乗せ割合の据え置き経緯、及び事業所の経営状況や人件費負担に特別区と首都圏都市部の他地域の間で有意な差が見られないことから、特別区における上乗せ割合の引き上げという政策の割り当ては、外生的と考えられる。

ただし、介護報酬改定の前後で特別区の方が隣接する他の地域よりもたまたま賃金の伸びが大きかったり、離職率の低下幅が大きかったりしたという可能性も排除できない。そこで、実験群と対

照群の間の経済変動や労働市場等の同質性がより高いと考えられる地域に分析対象を限定した分析を 6.2 節で行う。

4. データ

本稿の分析には、公益財団法人介護労働安定センターが実施する『介護労働実態調査』の 2007 年度、2008 年度、2010 年度及び 2011 年度の 4 年分の個票データを用いる。なお、2009 年度の調査からは分析に必要な各事業所が所在する都道府県のデータが得られないため用いなかった。この調査は、事業所調査と労働者調査から成る。事業所調査は、WAMNET に掲載された全国の介護保険サービス事業所から抽出した約 17,000 の事業所を対象とし、毎年約 4,800～7,300 事業所から有効回答を得ている。調査項目には、事業所についての項目と、各事業所上限 20 人の個別労働者の雇用形態や賃金、労働時間等についての項目が含まれる。いずれも事業者が回答しており、事業所の属性情報と個別労働者の情報が接続可能である。事業所調査からは、その事業所が立地する都道府県、市区町村 3 区分（①政令指定都市

表 2 地域間の収支差率と人件費率の平均値の差の検定

収支差率（％）									
a. 主とするサービスが訪問介護の事業所			b. 主とするサービスが訪問介護以外の事業所			c. 計（a.+b.）			
特別区	特甲地・ 甲地の政令指定都市	p 値	特別区	特甲地・ 甲地の政令指定都市	p 値	特別区	特甲地・ 甲地の政令指定都市	p 値	
平均値	4.6 (16.3)	5.6 (15.7)	0.621	6.0 (23.6)	8.0 (16.9)	0.346	5.4 (20.9)	7.1 (16.4)	0.277
観測値数	105	119		154	191		259	310	
人件費率（％）									
a. 主とするサービスが訪問介護の事業所			b. 主とするサービスが訪問介護以外の事業所			c. 計（a.+b.）			
特別区	特甲地・ 甲地の政令指定都市	p 値	特別区	特甲地・ 甲地の政令指定都市	p 値	特別区	特甲地・ 甲地の政令指定都市	p 値	
平均値	79.4 (11.4)	78.5 (12.0)	0.560	64.7 (15.0)	64.7 (13.6)	0.997	70.9 (15.4)	70.0 (14.6)	0.520
観測値数	108	117		150	185		258	302	

注：括弧内は標準偏差。p 値は、特別区と特甲地・甲地の政令指定都市の間の各変数の値の差がゼロと異なるという帰無仮説の検定結果を表す。

と東京 23 区、②左記以外の市・区、③町・村、その他）及び介護報酬の地域区分（①特別区（東京 23 区）、②特甲地、③甲地、④乙地、⑤その他）が分かるため、各事業所を所在地に応じて実験群と対照群に分けることができる。本稿では、実験群は介護報酬地域区分が特別区（東京 23 区）の事業所、対照群は 23 区との経済状況（及びその変化）等の類似性を考慮して、首都圏 4 都県（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）に属する事業所のうち、介護報酬地域区分が特甲地の事業所と、甲地に含まれる政令指定都市（さいたま市と千葉市）の事業所とした。

一方、労働者調査は、事業所調査の対象事業所に対して、1 事業所当たり介護従事者 3 人を上限に（偏りが無いように）選出した者に対する調査票の配布を依頼し、回答者である労働者からの直接郵送により回収が行われる。毎年約 51,000 人の対象者から約 13,000～19,500 人の有効回答を得ている。労働者調査は、労働者の属性についての調査項目が事業所調査よりも充実している。しかし、労働者調査は事業所調査との接続はできない上、労働者が勤務する事業所の介護報酬地域区分及び市区町村区分の情報も得られない。本稿ではこのようなデータの特性を考慮し、事業所の所在地情報が含まれる事業所調査を DID 推定に用い、各労働者の属性情報が豊富な労働者調査は補完的な分析にのみ用いる。

本稿で分析対象とする介護従事者は、訪問介護員非正社員短時間労働者と介護職員正社員であり、それぞれ賃金の支払形態が時間給の者と月給の者に限定した。2010・2011 年度『介護労働実態調査』事業所調査によると、介護従事者を職種・就業・勤務形態別に見ると、訪問介護員は非正社員短時間労働者が 7 割以上を占める一方、介護職員は正社員が 5 割強と最も大きな割合を占める。本稿の分析では、観測値数を十分に確保可能なこ

れら二職種を対象に別々に分析を行うこととした。また、誤答又は異常値と判断される観測値をサンプルから除外した^{注3}。

分析に用いる賃金指標は、訪問介護員非正社員短時間労働者については、1 時間あたりの所定内賃金、及び 1 ヶ月の実賃金を 1 ヶ月の実労働時間数で除した 1 時間あたりの実賃金の二つである。介護職員正社員の賃金指標は、1 ヶ月の所定内賃金、及び 1 ヶ月の実賃金の二つである。所定内賃金には、毎月決まって支給される金額（交通費・役職手当等も含む）が含まれる。実賃金は、所定内賃金に加えて残業、深夜勤務、休日出勤等の諸手当を含めて実際に支給された税込賃金額であるが、賞与は含まない。なお、賃金は消費者物価指数の「都道府県庁所在市別総合指数」（年度平均）により実質化した。また、1 ヶ月の実労働時間とは、1 ヶ月間に実際に就労した時間数である。

離職率の定義は、以下の式に基づいて計算した。

$$\text{離職率} = \frac{\text{当年度の離職者数}}{(\text{前年 9 月 30 日の在籍者数} + \text{当年度の採用者数})}$$

ここで、「当年度」は、調査前年 10 月 1 日から調査年 9 月 30 日までを指し、「前年 9 月 30 日の在籍者数」は、調査年の 9 月 30 日の在籍者数に当年度の純離職者数（＝当年度の離職者数－当年度の採用者数）を足したものである。

なお、介護労働安定センターや先行研究の離職率の定義では、分母が前年 9 月 30 日の在籍者数となっており当年度の採用者数は含まれていないが、分子の当年度の離職者数には、当年度に採用された者の離職も含まれている。したがって、分子で考慮されている者の離職が分母では考慮されていないことになる。本稿では、当年度の採用者数を分母に足すことで、分母と分子の対応関係を

表 3 訪問介護員非正社員短時間労働者の記述統計（平均値と標準偏差（括弧内））

	2007・2008 年			2010・2011 年		
	実験群	対照群		実験群	対照群	
被説明変数						
1 時間あたりの所定内賃金（円）	1421.3 (155.2)	1280.6 (169.9)	***	1509.5 (210.3)	1384.0 (219.7)	***
1 時間あたりの実賃金（円）	1463.2 (184.0)	1393.9 (233.1)	***	1607.1 (239.2)	1457.9 (241.0)	***
1 ヶ月の実労働時間	46.9 (32.5)	43.9 (31.4)	**	48.1 (33.6)	44.2 (30.0)	***
離職率	0.160 (0.15)	0.149 (0.141)		0.101 (0.129)	0.151 (0.141)	***
労働者の基本属性						
男性	0.053 (0.224)	0.035 (0.184)	**	0.071 (0.257)	0.048 (0.215)	**
年齢	53.4 (11.3)	53.1 (10.1)		54.6 (11.5)	54.2 (11.0)	
勤続年数	3.8 (2.6)	4.2 (3.3)	***	4.1 (3.3)	4.6 (3.8)	***
労働者の保有資格						
介護福祉士	0.148 (0.355)	0.141 (0.348)		0.175 (0.38)	0.188 (0.391)	
介護職員基礎研修またはホームヘルパー 1 級	0.020 (0.141)	0.045 (0.208)	***	0.044 (0.205)	0.036 (0.186)	
ホームヘルパー 2 級	0.807 (0.395)	0.779 (0.415)		0.758 (0.429)	0.748 (0.434)	
ホームヘルパー 2 級とその他の資格	0.012 (0.109)	0.026 (0.16)	**	0.011 (0.104)	0.011 (0.105)	
介護支援専門員（ケアマネージャー）	0.006 (0.077)	0.003 (0.056)		0.006 (0.08)	0.015 (0.122)	**
その他の資格	0.007 (0.085)	0.005 (0.069)		0.006 (0.08)	0.002 (0.04)	*
事業所の属する法人の種類						
民間企業	0.737 (0.44)	0.490 (0.5)	***	0.821 (0.383)	0.696 (0.46)	***
社会福祉協議会	0.000 (0.000)	0.031 (0.174)	***	0.000 (0.000)	0.013 (0.112)	***
社会福祉法人	0.079 (0.27)	0.141 (0.348)	***	0.037 (0.19)	0.079 (0.269)	***
医療法人	0.038 (0.192)	0.083 (0.276)	***	0.000 (0.000)	0.018 (0.134)	***
その他の組織	0.145 (0.353)	0.255 (0.436)	***	0.141 (0.348)	0.195 (0.396)	***
事業所の介護職員処遇改善交付金への対応						
基本給の引き上げ	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		0.322 (0.467)	0.271 (0.445)	***
諸手当の導入・引き上げ	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		0.424 (0.494)	0.466 (0.499)	**
一時金の支給	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		0.613 (0.487)	0.773 (0.419)	***
完全失業率（％）	3.900 (0.000)	3.795 (0.124)	***	5.223 (0.342)	4.937 (0.34)	***
観測値数	833	1254		1097	1258	

注 1：2007、2008、2010、及び 2011 年度「介護労働実態調査」（事業所調査）の個票データより著者作成。

注 2：*、**、及び***はそれぞれ、実験群と対照群の間の差の検定で、10%、5%、1%水準で変数の値に有意に差があることを示す。

注 3：「離職率」の 2007・2008 年の実験群と対照群の観測値数はそれぞれ 144 と 173、2010・2011 年の観測値数はそれぞれ 163 と 195 である。

注 4：「労働者の保有資格」の中の「その他の資格」には、看護師・准看護師、PT・OT・ST 等、社会福祉士、福祉用具専門相談員、管理栄養士・

栄養士、その他の資格が含まれる。

注 5：「事業所の所属する法人の種類」の中の「その他の組織」には、NPO、社団法人・財団法人、協同組合、地方自治体、その他が含まれる。

表4 介護職員正社員の記述統計（平均値と標準偏差（括弧内））

	2007・2008 年		2010・2011 年	
	実験群	対照群	実験群	対照群
被説明変数				
1 ヶ月の所定内賃金（円）	219065.7 (39136.1)	214594.3 (38509.8) **	227989.9 (40647.5)	222546.2 (40255.4) ***
1 ヶ月の実賃金（円）	247662.8 (44093.4)	249936.5 (43329.4)	259266.9 (47733.6)	257098.3 (46664.5)
1 ヶ月の実労働時間	165.5 (14.5)	162.6 (15.8) ***	167.8 (16.0)	164.7 (13.9) ***
離職率	0.192 (0.173)	0.162 (0.156) *	0.145 (0.159)	0.156 (0.159)
労働者の基本属性				
男性	0.361 (0.481)	0.368 (0.483)	0.403 (0.491)	0.378 (0.485)
年齢	34.5 (10.7)	35.2 (11.3)	35.6 (11.1)	37.9 (11.7) ***
勤続年数	3.1 (3.2)	3.6 (3.5) ***	3.4 (3.4)	3.8 (3.6) ***
労働者の保有資格				
介護福祉士	0.485 (0.5)	0.451 (0.498)	0.442 (0.497)	0.492 (0.5) **
介護職員基礎研修またはホームヘルパー 1 級	0.055 (0.228)	0.045 (0.207)	0.031 (0.173)	0.030 (0.171)
ホームヘルパー 2 級	0.377 (0.485)	0.363 (0.481)	0.340 (0.474)	0.346 (0.476)
ホームヘルパー 2 級とその他の資格	0.028 (0.166)	0.027 (0.163)	0.024 (0.152)	0.011 (0.105) **
介護支援専門員（ケアマネージャー）	0.028 (0.166)	0.047 (0.212) *	0.048 (0.215)	0.057 (0.232)
その他の資格	0.016 (0.124)	0.027 (0.163)	0.032 (0.176)	0.015 (0.121) ***
無資格	0.011 (0.104)	0.039 (0.193) ***	0.083 (0.277)	0.049 (0.216) ***
事業所の属する法人の種類				
民間企業	0.355 (0.479)	0.241 (0.428) ***	0.499 (0.5)	0.387 (0.487) ***
社会福祉協議会	0.028 (0.166)	0.001 (0.035) ***	0.012 (0.111)	0.009 (0.095)
社会福祉法人	0.454 (0.498)	0.437 (0.496)	0.360 (0.48)	0.418 (0.493) ***
医療法人	0.127 (0.333)	0.254 (0.435) ***	0.102 (0.303)	0.142 (0.349) ***
その他の組織	0.036 (0.187)	0.067 (0.25) ***	0.026 (0.158)	0.044 (0.206) **
主とするサービスの種類				
訪問系	0.000 (0.000)	0.007 (0.086) **	0.056 (0.229)	0.005 (0.07) ***
通所系	0.118 (0.323)	0.108 (0.311)	0.263 (0.44)	0.134 (0.341) ***
宿泊系	0.027 (0.161)	0.014 (0.116) *	0.044 (0.206)	0.031 (0.173) *
居住系	0.856 (0.352)	0.871 (0.336)	0.637 (0.481)	0.830 (0.376) ***
事業所の介護職員処遇改善交付金への対応				
基本給の引き上げ	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.232 (0.422)	0.199 (0.399) *
諸手当の導入・引き上げ	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.436 (0.496)	0.354 (0.478) ***
一時金の支給	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.585 (0.493)	0.632 (0.482) **
完全失業率（％）	3.900 (0.000)	3.777 (0.163) ***	5.111 (0.348)	4.834 (0.328) ***
観測値数	637	804	971	1425

注1：2007、2008、2010、及び2011年度『介護労働実態調査』（事業所調査）の個票データより著者作成。

注2：*、**、及び***はそれぞれ、実験群と対照群の間の差の検定で、10%、5%、1%水準で変数の値に有意に差があることを示す。

注3：「離職率」の2007・2008年の実験群と対照群の観測値数はそれぞれ161と196、2010・2011年の観測値数はそれぞれ245と342である。

注4：「労働者の保有資格」の中の「その他の資格」には、看護師・准看護師、PT・OT・ST等、社会福祉士、福祉用具専門相談員、管理栄養士・栄養士、その他の資格が含まれる。

注5：「事業所の属する法人の種類」の中の「その他の組織」には、NPO、社団法人・財団法人、協同組合、地方自治体、その他が含まれる。

明確化させた。このため、本稿の離職率の水準は先行研究と比べてやや低くなっている。

分析対象となったデータの記述統計は表 3 と表 4 に示されている。実験群と対照群の間の賃金と実労働時間の値を比較すると、介護職員正社員の実賃金の介護報酬改定前の値を除いて実験群の方が大きく、この傾向は介護報酬改定後に強まっている。離職率はどちらの職種でも 10% 台であるが、介護報酬改定後に実験群で大きく低下する傾向が見られる。

労働者の基本属性を見ると、訪問介護員非正社員短時間労働者では女性の割合が 9 割を超えていること、訪問介護員の方が介護職員正社員よりも年齢層が高いこと、勤続年数が年齢に比して短いこと等が分かる。労働者の保有する資格については、実験群と対照群の間でそれほど大きな差は見られない。事業所の属する法人の種類や主とするサービスの種類については、両群の間で有意な差が見られる場合が多い。しかし、介護報酬改定前後で両群の値の大小関係が逆転するようなものは多くないため、これらの属性の平均的な差をダミー変数でコントロールした上で DID 推定を行うことで政策効果を推定可能と考えられる。また、都県別の完全失業率については、実験群の方がやや高い。最後に、各事業所の介護職員処遇改善交付金への対応については、実験群と対照群ともに「一時金の支給」で対応した事業所が多かったようである。

5. 政策効果の推定方法

5.1 DID 推定

この節では 2009 年度の介護報酬の地域区分別上乗せ割合引き上げの効果を推定するために用いる DID 推定について説明する。DID 推定では、実験群（政策の影響を受けるグループ）と対照群

（政策の影響を受けないグループ）の政策実施前後の変化（差）の差をとることにより、両群に共通のトレンドと群間の異質性による水準の差を取り除いた上で政策の効果を推定できる。DID 推定では、二つの群の構成が変化しないことと、両群の被説明変数のトレンドが共通しているという二つの仮定が置かれる。前者について考えると、政策の実施を受けて東京 23 区へ周辺都市から介護従事者が流入した場合、各群の構成が変化し、推定結果に影響を与える可能性がある。そこで、6 節ではこの可能性が無いか確認するための分析も行う。トレンドの共通性については、実験群との経済状況や労働市場の類似性がより高そうな地域のみを対照群として推定を行ったり、介護報酬改定の無かった時期を対象として「偽りの DID 推定」を行ったりすることで確認する。

また、2009 年度の介護報酬改定では、地域区分別上乗せ割合の引き上げと同時に人件費割合の見直しが行われたため、両者の影響を正確に識別することができないという問題がある。具体的には、サービスの種類によって報酬単価の変化の大きさと方向が異なるため、実験群と対照群で提供されるサービスの比率に大きな違いがあると推定結果がこのことを反映してしまう。表 5 には人件費割合の見直しに伴う、各地域区分における各介護サービスの報酬単価の変化率が示されている。これによると、たとえば、同じ特別区（あるいは特甲地）でも通所リハビリテーションの報酬単価が 3.34%（1.44%）引き上げられた一方で、通所介護のそれは 0.37%（1.42%）引き下げられている。介護職員によって提供される種々のサービスの比率は自治体ごとに異なるため、本稿で介護職員正社員を分析対象とする場合に、対照群の選択によって推定結果が変わる可能性がある。一方、訪問介護員は訪問介護という同一のサービスを主に提供するため、この職種を対象とする分析

表5 2009年度介護報酬改定による介護報酬単価の変化率

人件費割合 改定前→改定後	介護サービス	特別区	特甲地	甲地	乙地	その他
60%→70%	訪問介護／訪問入浴介護／夜間対応型訪問介護／居宅介護支援	3.08%	0.94%	0.58%	1.67%	0%
60%→55%	認知症対応型通所介護／小規模多機能型居宅介護	1.03%	-0.47%	-0.29%	0.98%	0%
60%→45%	通所介護／特定施設入居者生活介護／認知症対応型共同生活介護／地域密着型特定施設入居者生活介護	-0.37%	-1.42%	-0.87%	0.49%	0%
40%→55%	訪問看護／訪問リハビリテーション／通所リハビリテーション	3.34%	1.44%	0.88%	1.58%	0%
40%→45%	短期入所生活介護／短期入所療養介護／介護老人福祉施設／介護老人保健施設／介護療養型医療施設／地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護	1.91%	0.48%	0.29%	1.09%	0%

(出所) 社会保障審議会第63回介護給付費分科会(2008年12月26日)資料1-2「平成21年度介護報酬改定の概要」より著者作成。

注：介護報酬の単価の変化率とは、たとえば、特別区の訪問介護の場合、改定前の報酬単価10.72円(=10円+10円×0.12(地域区分別上乗せ割合)×0.6(人件費割合))から、改定後の報酬単価11.05円(=10円+10円×0.15(地域区分別上乗せ割合)×0.7(人件費割合))への変化率を表す。

では人件費割合見直しの影響は実験群と対照群の間で共通と考えられ、推定結果を歪める可能性は小さい。

この他、人件費割合の見直しを受けて、実験群で対照群よりも人件費割合が高くなった(増収につながりやすい)サービスを多く供給するようになっていると、実験群の事業所の収入が大きく増えることで、地域区分別上乗せ割合の引き上げに効果がなくても、賃金が上昇したという結果が得られる可能性がある。そこで、両群で提供される介護サービスの構成の介護報酬改定前後での変化を見たところ、実験群の事業所で収入の増加(あるいは対照群で収入の減少)をもたらすようなサービス供給の変化は見られなかった。したがって、上記の理由で介護報酬改定の効果が過大推定される可能性は大きくはないと思われる^{注4}。

5.2 推定式

介護報酬改定による地域区分別上乗せ割合の引き上げが賃金、労働時間及び離職率に与える効果を分析するために、以下のような式を、訪問介護員非正社員短時間労働者と介護職員正社員それぞれ

れについてOLS推定する^{注5}。

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 after + \beta_2 T_j + \beta_3 afterT_j + \beta_4 X_{ijt} + \beta_5 F_{jt} + \beta_6 UE_{jt} + u_{ijt} \quad (1)$$

ここで、添え字*i*は労働者、*j*は事業所、*t*は年を表す。被説明変数*y*は、賃金と実労働時間それぞれの対数値及び離職率である。離職率は事業所単位で計測されるため、離職率への効果を分析する際には、上式から添え字*i*が外れ、さらに労働者個人の属性を表す説明変数*X_{ijt}*を除外した式を推定する。*u_{ijt}*は正規分布に従う攪乱項である。

説明変数のうち、*after*は、政策実施後の2010・2011年度に1、政策実施前の2007・2008年度に0となるダミー変数である。*T_j*は、事業所が実験群に属する場合に1、対照群に属する場合に0となるダミー変数である。*afterT_j*は、*after*と*T_j*の交差項であり、その係数である*β₃*が政策効果を表す。

*X_{ijt}*は介護事業所*j*で働く介護従事者*i*の時点*t*での属性を表す変数のベクトルである。性別を表すダミー変数、保有資格のダミー変数、年齢及び年齢の二乗、勤続年数及び勤続年数の二乗が含ま

れる。介護職員正社員の 1 ヶ月の実賃金を被説明変数とする場合には、残業等で労働時間数が増えることで実賃金が増加する可能性を考慮して、実労働時間数の対数値も説明変数に加える。

F_{jt} は、介護事業所 j の時点 t での属性を表す変数のベクトルである。事業所の法人形態は、営利・非営利の違いや公的助成、税制上の優遇措置等により労働者の賃金等に影響を及ぼすと考えられるため、民間企業を基準とし、社会福祉協議会、（社会福祉協議会以外の）社会福祉法人、医療法人、その他（NPO、社団・財団法人、協同組合、地方自治体、その他）の四つのダミー変数を加える。介護職員の賃金や労働時間は、事業所の主とするサービスの種類にも影響を受ける可能性があるため、訪問系を基準とし、通所系、宿泊系、居住系の三つのダミー変数を加える。さらに、各事業所の介護職員処遇改善交付金への対応状況を表すダミー変数として、基本給の引き上げ、諸手当の導入・引き上げ及び一時金の支給のそれぞれを行ったか否かを表す三つのダミー変数を加える^{注6}。また、先行研究で離職率に影響を与える要因として、教育・研修の充実が指摘されているため、大和・立福（2013）¹²⁾に倣って教育・研修の実施状況を表す変数を主成分分析によって作成し、離職率関数の説明変数として加える^{注7}。さらに、介護事業開始後の年数が長いほど事業が安定して離職者が少なくなると予想して、介護事業開始後年数も離職率関数に加える。

UE_{pt} は都県 p の時点 t での完全失業率を表す。首都圏 4 都県の完全失業率は、リーマン・ショック前後の水準と変化ともに類似性が高いものの全く同じというわけではないため、失業率が反映する各都県の経済状況の違いをコントロールするために加える。

6. 推定結果

6.1 賃金及び労働供給への影響

表 6 には、賃金関数の推定結果が示されている。まず、実験群ダミーと 2010・2011 年ダミーの交差項の係数を見ると、訪問介護員非正社員短時間労働者と介護職員正社員のいずれについても所定内賃金への影響は有意に推定されていないが、実賃金については有意な正の影響が見られる。訪問介護員非正社員短時間労働者は、1 時間あたりの実賃金が 5.0% 増加しており、2007・2008 年の 1 時間あたりの実賃金の平均が 1,463 円であることから、増加額は 73 円となる。この値に 2007・2008 年の実験群の 1 ヶ月の実労働時間の平均である 46.9 時間を掛けると、1 ヶ月あたりに換算した実賃金の増加額は 3,431 円となる。介護職員正社員は、1 ヶ月の実賃金が 2.9% 増加しており、2007・2008 年の介護職員正社員の 1 ヶ月の実賃金の平均が 247,663 円であることから、1 ヶ月の実賃金の増加額は 7,182 円となる。厚生労働省はプラス 3% の介護報酬改定によって常勤換算で介護従事者一人当たり給与を月 2 万円引き上げられるという試算を行っていたが、本稿で得られた介護職員正社員の実賃金の増加額はその 36% であり、地域区分別上乗せ割合の引き上げは比較的大きな効果を持ったことが示唆される。

実賃金には、所定内給与の他に一時金や手当等も含まれるため、地域区分別上乗せ割合の引き上げによって増えた収入を原資として、一時金や手当の支給という形で賃金を増額したのかもしれない。実際、2009 年度『介護労働実態調査』の事業所調査によると、2009 年度の介護報酬改定に伴い経営面で行った対応として、「基本給の引き上げ」を挙げた事業所が 30.4% に対し、「諸手当の導入・引き上げ」や「一時金の支給」を挙げた

表6 賃金関数の推定結果

推定方法	OLS			
分析対象	訪問介護員非正社員短時間		介護職員正社員	
被説明変数（各変数の対数値）	1時間あたりの 所定内賃金	1時間あたりの 実賃金	1ヵ月の 所定内賃金	1ヵ月の 実賃金
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
実験群×2010・2011年	-0.016 (0.022)	0.050 ** (0.021)	0.012 (0.018)	0.029 * (0.017)
実験群	0.089 *** (0.015)	0.048 *** (0.014)	0.020 (0.014)	-0.007 (0.014)
2010・2011年	-0.012 (0.034)	0.022 (0.032)	0.026 (0.021)	0.005 (0.023)
男性	-0.006 (0.014)	0.018 (0.014)	0.035 *** (0.005)	0.038 *** (0.005)
年齢	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	0.013 *** (0.002)	0.015 *** (0.002)
年齢二乗	-0.000003 (0.00002)	-0.000028 (0.00002)	-0.000161 *** (0.00002)	-0.000189 *** (0.00002)
勤続年数	0.007 ** (0.003)	0.007 *** (0.003)	0.021 *** (0.003)	0.023 *** (0.003)
勤続年数二乗	-0.00062 ** (0.0002)	-0.00044 ** (0.0002)	-0.00004 (0.0002)	-0.00023 (0.0002)
保有資格（基準：ホームヘルパー2級（訪問介護員），無資格（介護職員））				
介護福祉士	0.029 *** (0.007)	0.042 *** (0.008)	0.067 *** (0.014)	0.081 *** (0.013)
介護職員基礎研修またはホームヘルパー1級	0.029 * (0.016)	0.022 (0.019)	0.0003 (0.020)	0.003 (0.017)
ホームヘルパー2級	— —	— —	-0.005 (0.014)	0.003 (0.013)
ホームヘルパー2級とその他の資格	-0.008 (0.029)	0.005 (0.027)	0.039 ** (0.019)	0.043 ** (0.019)
介護支援専門員	0.011 (0.029)	0.008 (0.030)	0.136 *** (0.018)	0.140 *** (0.018)
その他の資格	-0.006 (0.064)	0.028 (0.048)	0.058 ** (0.024)	0.053 ** (0.023)
事業所の属する法人の種類（基準：民間企業）				
社会福祉協議会	-0.045 (0.045)	0.012 (0.037)	0.095 *** (0.022)	0.105 *** (0.025)
社会福祉法人	-0.057 *** (0.017)	-0.016 (0.017)	0.027 ** (0.011)	0.034 *** (0.011)
医療法人	-0.070 *** (0.024)	-0.065 ** (0.029)	-0.067 *** (0.012)	-0.010 (0.013)
その他の組織	-0.049 *** (0.015)	-0.022 (0.015)	-0.041 (0.027)	-0.003 (0.019)
主とするサービスの種類（基準：訪問系）				
通所系	— —	— —	0.007 (0.024)	-0.101 *** (0.028)
宿泊系	— —	— —	-0.001 (0.030)	-0.068 ** (0.032)
居住系	— —	— —	-0.004 (0.024)	-0.028 (0.028)
実労働時間数（対数値）	— —	— —	— —	0.178 *** (0.037)
介護職員処遇改善交付金への対応				
基本給の引き上げ	0.042 ** (0.019)	0.017 (0.017)	0.003 (0.017)	-0.001 (0.015)
諸手当の導入・引き上げ	-0.010 (0.017)	0.010 (0.017)	0.014 (0.013)	0.022 * (0.012)
一時金の支給	0.030 * (0.018)	0.010 (0.016)	-0.017 (0.012)	-0.007 (0.012)
完全失業率	0.038 (0.023)	-0.001 (0.020)	-0.004 (0.015)	0.008 (0.015)
自由度修正済み決定係数	0.213	0.131	0.403	0.416
観測値数	4442		3837	

注：括弧内は、事業所単位でクラスターした標準誤差。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

事業所が計 45.7%あることは、この解釈と整合的である。

つぎに、表 7 には労働時間関数の推定結果が示されている。いずれの推定でも交差項の係数は有意に推定されていない。介護職員正社員については、勤務時間が予め決まっているため、1 ヶ月の実賃金が増加しても労働時間を増やすインセンティブは弱いと考えられる。一方、訪問介護員非正社員短時間労働者については、先行研究でも指摘された 103 万円・130 万円の壁の影響を受ける労働者による労働時間の抑制が、「壁」の影響を受けない労働者による労働時間の増加を相殺したのかもしれない。この可能性については 7 節でより詳しく検討する。

表 8 には離職率関数の推定結果が示されている^{注8}。交差項の係数によると、訪問介護員非正社員短時間労働者については離職率が 4.5%ポイント低下、介護職員正社員については 4.8%ポイントの低下が見られる。表 6 によるとどちらの労働者についても特別区では実賃金が有意に増加しているため、待遇の改善によって離職を思いとどまる労働者が増えたのかもしれない。ただし、離職率関数の推定に用いた一事業所あたりの訪問介護員非正社員短時間労働者は平均 24.0 人、同じく介護職員正社員は平均 14.4 人と少ないため、数人の労働者の離職でも離職率の値が大きくなってしまい、安定した推定結果とはならない可能性がある。そこで、訪問介護員については非正社員短時間労働者だけでなく非正社員常勤労働者や正社員も含めた離職率を用いた推定を行い、介護職員についても同様に正社員だけでなく非正社員も含めた離職率を用いた推定も行った。表 8 の訪問介護員と介護職員それぞれの「計」の列にその結果が示されている。訪問介護員については交差項の係数の大きさと有意性に大きな変化は無く、介護報酬改定後の離職率の低下が示唆される一方、

介護職員については交差項の係数が有意ではなくなった。

表 9 には、賃金、労働時間及び離職率に 2010 年と 2011 年に生じた変化を別々に推定した結果が示されている。表 9 によると、訪問介護員非正社員短時間労働者と介護職員正社員の両方で、2010 年よりも 2011 年の方が実賃金の増加が大きく推定されており、離職率も 2010 年には有意な低下は見られないが、実賃金の増加が見られた 2011 年に有意に低下している。このように、実賃金の上昇と離職率の低下が同じタイミングで生じていることは、処遇の改善が離職率の低下をもたらしたという解釈と整合的な結果と言える。

2009 年度介護報酬改定から 2 年後の 2011 年に実賃金の増加が生じた理由として、各事業所は介護報酬改定後すぐに賃金を上げるとは限らず、経営状況の悪い事業所では、介護報酬改定による増収分をまずは赤字補填に充てた可能性が考えられる。実際、2009 年 5 月から 6 月にかけて東京都社会福祉協議会によって、特別区や特甲地の事業所を主な対象として行われた「介護報酬改定後の取組み調査」というアンケート調査によると、「職員の処遇改善を行ううえでの課題（複数回答）」として「介護報酬改定は赤字補填にしかならず、職員への処遇改善にまでは回らない（36.6%）」や「介護職員処遇改善交付金（仮称）の詳細が分からないので、様子を見ている（38.1%）」と答えた事業所が多い。したがって、一部の事業所では経営状況が改善するまで時間を要したのかもしれない。また、2010 年 11 月に社会保障審議会介護保険部会から「介護保険制度の見直しに関する意見」が出され、その中で、2011 年度末で処遇改善交付金に基づく取組が終了しても、2012 年度以降も必要な財源を確保して処遇改善を図る方針が示された。これを受け、各事業所で職員の処遇改善の取組がなされた結果、2011 年の実賃

表7 労働時間関数の推定結果

推定方法 分析対象	OLS	
	訪問介護員 非正社員短時間	介護職員 正社員
被説明変数（変数の対数値）	1ヵ月の 実労働時間	
	Coef.	Coef.
実験群×2010・2011年	0.016 (0.085)	0.004 (0.014)
実験群	0.106 (0.068)	0.016 (0.011)
2010・2011年	0.156 (0.109)	0.043 ** (0.017)
男性	0.099 (0.076)	0.010 *** (0.003)
年齢	0.0009 (0.009)	-0.001 (0.001)
年齢二乗	-0.00005 (0.00009)	0.00001 (0.00001)
勤続年数	0.086 *** (0.012)	-0.0003 (0.001)
勤続年数二乗	-0.004 *** (0.001)	-0.00004 (0.00007)
保有資格（基準：ホームヘルパー2級（訪問介護員），無資格（介護職員））		
介護福祉士	0.055 (0.038)	-0.009 (0.008)
介護職員基礎研修またはホームヘルパー1級	0.194 *** (0.068)	0.014 (0.010)
ホームヘルパー2級	—	0.006 (0.008)
ホームヘルパー2級とその他の資格	-0.105 (0.116)	-0.004 (0.013)
介護支援専門員	-0.252 (0.172)	0.003 (0.010)
その他の資格	-0.333 (0.217)	-0.014 (0.014)
事業所の属する法人の種類（基準：民間企業）		
社会福祉協議会	-0.222 (0.206)	-0.016 (0.022)
社会福祉法人	0.118 * (0.064)	-0.032 *** (0.008)
医療法人	0.234 ** (0.097)	-0.037 *** (0.010)
その他の組織	-0.027 (0.062)	-0.060 *** (0.018)
主とするサービスの種類（基準：訪問系）		
通所系	—	0.028 ** (0.014)
宿泊系	—	0.038 * (0.020)
居住系	—	0.016 (0.014)
介護職員処遇改善交付金への対応		
基本給の引き上げ	0.080 (0.052)	-0.020 ** (0.009)
諸手当の導入・引き上げ	0.058 (0.053)	0.011 (0.008)
一時金の支給	0.053 (0.059)	-0.001 (0.008)
完全失業率	-0.182 ** (0.072)	-0.032 *** (0.011)
自由度修正済み決定係数	0.044	0.088
観測値数	4442	3837

注：括弧内は、事業所単位でクラスターした標準誤差。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 8 離職率関数の推定結果

推定方法	OLS			
	訪問介護員		介護職員	
分析対象	非正社員短時間	計	正社員	計
被説明変数	離職率			
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
実験群×2010・2011 年	-0.045 ** (0.022)	-0.059 *** (0.019)	-0.048 ** (0.022)	-0.016 (0.017)
実験群	0.008 (0.016)	0.036 ** (0.015)	0.029 (0.018)	0.004 (0.014)
2010・2011 年	0.039 (0.031)	0.001 (0.024)	-0.022 (0.027)	-0.051 ** (0.021)
事業所の属する法人の種類（基準：民間企業）				
社会福祉協議会	-0.016 (0.034)	-0.008 (0.030)	-0.069 (0.042)	-0.005 (0.043)
社会福祉法人	-0.060 *** (0.014)	-0.032 ** (0.016)	-0.041 *** (0.015)	-0.039 *** (0.010)
医療法人	-0.041 (0.026)	-0.024 (0.020)	-0.025 * (0.015)	-0.028 ** (0.012)
その他の組織	-0.013 (0.016)	-0.012 (0.012)	-0.039 * (0.023)	-0.037 ** (0.016)
教育・研修				
採用時研修スコア	0.0001 (0.004)	0.0001 (0.004)	0.0003 (0.004)	0.0017 (0.002)
OJT スコア	-0.0064 (0.004)	0.0003 (0.004)	0.0028 (0.005)	0.0037 (0.003)
採用後の教育・研修スコア	0.0049 (0.004)	0.0022 (0.003)	0.0049 (0.004)	0.0002 (0.002)
介護事業開始後年数	-0.0014 (0.001)	-0.0013 (0.001)	0.0009 (0.001)	0.0005 (0.001)
主とするサービスの種類（基準：訪問系）				
通所系	—	—	0.072 *** (0.024)	0.053 *** (0.018)
宿泊系	—	—	0.058 (0.040)	0.042 (0.031)
居住系	—	—	0.074 *** (0.022)	0.058 *** (0.017)
その他	—	—	0.147 (0.121)	0.047 (0.060)
介護職員処遇改善交付金への対応				
基本給の引き上げ	-0.006 (0.017)	-0.003 (0.012)	0.015 (0.017)	-0.007 (0.012)
諸手当の導入・引き上げ	-0.015 (0.016)	-0.004 (0.011)	-0.021 (0.015)	-0.003 (0.011)
一時金の支給	0.016 (0.016)	0.013 (0.011)	-0.005 (0.015)	0.014 (0.011)
完全失業率	-0.043 ** (0.022)	-0.011 (0.016)	0.014 (0.019)	0.028 * (0.015)
自由度修正済み決定係数	0.041	0.028	0.018	0.021
観測値数	675	901	944	1126

注：括弧内は、不均一分散に頑健な標準誤差。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

金の増加につながったのかもしれない。

最後に、労働者や事業所の属性を表す説明変数の係数を確認する。まず、介護職員正社員については男性の方が賃金が高く、労働時間が長い。また、介護職員正社員については年齢や勤続年数が増えるほど賃金が増える傾向が見られる一方、訪問介護員非正社員短時間労働者については勤続

年数の増加のみが賃金を有意に上昇させる。訪問介護員は勤続年数が高いほど多くの訪問先を受け持つ傾向があることを反映してか、勤続年数の増加とともに労働時間が増加している。さらに、介護福祉士や介護支援専門員等の資格の保有や実労働時間の増加は、介護職員正社員の賃金を有意に増加させる結果となっている。介護職員処遇改善

表 9 2010 年と 2011 年の政策効果

推定方法		OLS						
分析対象	訪問介護員 非正社員短時間労働者				介護職員正社員			
	1 時間あたりの 所定内賃金	1 時間あたりの 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率	1 ヶ月の 所定内賃金	1 ヶ月の 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率
被説明変数（離職率を除き各変数の対数値）	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
実験群×2010 年	-0.033 (0.029)	0.007 (0.025)	-0.014 (0.099)	0.011 (0.028)	-0.010 (0.025)	0.008 (0.023)	0.009 (0.016)	-0.032 (0.029)
実験群×2011 年	-0.033 (0.026)	0.058 ** (0.026)	0.032 (0.100)	-0.067 *** (0.026)	0.019 (0.019)	0.044 ** (0.019)	-0.007 (0.016)	-0.058 ** (0.025)
実験群	0.080 *** (0.016)	0.037 ** (0.015)	0.100 (0.069)	0.018 (0.017)	0.016 (0.014)	-0.008 (0.014)	0.014 (0.011)	0.031 * (0.018)
2010 年	-0.136 ** (0.064)	-0.137 ** (0.060)	0.078 (0.217)	0.140 ** (0.054)	-0.017 (0.040)	-0.0003 (0.037)	0.009 (0.029)	-0.002 (0.048)
2011 年	-0.062 (0.048)	-0.063 (0.043)	0.106 (0.149)	0.111 *** (0.039)	-0.002 (0.026)	-0.010 (0.027)	0.034 * (0.020)	-0.005 (0.034)
自由度修正済み決定係数	0.223	0.147	0.043	0.053	0.404	0.417	0.093	0.017
観測値数	4442	4442	4442	675	3837	3837	3837	944

注：括弧内は、事業所単位でクラスターした標準誤差（離職率については、不均一分散に頑健な標準誤差）。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。推定は、表 6-8 で用いたその他の説明変数も加えて行ったが、結果の報告は省略している。

交付金により賃金引き上げの取組を行った事業所では、賃金が有意に増加する傾向が見られる。離職率関数では、民間企業よりも社会福祉法人等で離職率が低く、訪問系サービスよりも通所系や居住系のサービスを提供する法人で離職率が高い傾向が見られる。最後に、完全失業率の上昇は、実労働時間を有意に減少させ、訪問介護員非正社員短時間労働者と介護職員計の離職率をそれぞれ低下、上昇させる傾向が見られる。

6.2 推定結果の頑健性の確認

表 6 では介護報酬改定後に実験群で実賃金の有意な増加が見られ、表 8 で同じく離職率の有意な低下が見られたが、この節では、これらが実験群と対照群の間でのリーマン・ショック等によるマクロ経済変動の相違等の介護報酬改定以外の要因でもたらされた可能性が無いかを検討する。まず、対照群の中で実験群と経済状況や労働市場の同質性がより高そうな都市部を取り出して DID 推定を行った。具体的には、対照群を首都圏の政令指定都市（横浜市、川崎市、さいたま市、千葉市）に限定した場合と、特甲地に限定した場合の二つを推定した。表 10 と表 11 にそれぞれ

結果が示されており、表 11 で介護職員正社員について実賃金の有意な上昇が見られなくなった点を除けば表 6~8 と同様の結果が得られた。したがって、両群のトレンドの相違によって実賃金の増加や離職率の低下という結果が得られた可能性は低いと考えられるものの、推定値の大きさや有意性は対照群の選択によってやや異なっており、地域間の異質性を完全にはコントロールしきれていない可能性は残る。とくに、5.1 節で述べたように、介護職員によって提供されるサービスの種類が自治体ごとに異なる場合、対照群の選択によって推定結果が異なる恐れがある。表 10 と表 11 で介護職員正社員の実賃金を被説明変数とした推定結果が対照群の選択によって大きく変わっているのは、これが原因かもしれない。

また、介護報酬改定の無かった時期を対象として偽りの DID 推定も行った。偽りの DID とは、実験群と対照群の被説明変数のトレンドに違いがあるか否かを確認するために、制度変更の無い時期に DID 推定を適用することである。もし、元々両群の経済変動等に大きな違いが見られるなら、この推定でも交差項の係数は有意となる可能性が高い。具体的には、2007 年と 2008 年のデータ

表 10 対照群を首都圏の政令指定都市に限定した推定

推定方法	OLS							
対象地域	特別区と政令指定都市							
分析対象	訪問介護員 非正社員短時間労働者				介護職員正社員			
被説明変数（離職率を除き各変数の対数値）	1 時間あたりの 所定内賃金	1 時間あたりの 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率	1 ヶ月の 所定内賃金	1 ヶ月の 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
実験群×2010・2011 年	0.013 (0.027)	0.083 *** (0.026)	0.002 (0.099)	-0.050 * (0.026)	0.030 (0.021)	0.047 ** (0.020)	0.007 (0.016)	-0.048 * (0.026)
実験群	0.116 *** (0.018)	0.066 *** (0.016)	0.101 (0.074)	0.004 (0.019)	0.013 (0.017)	-0.018 (0.017)	0.016 (0.013)	0.026 (0.021)
2010・2011 年	0.013 (0.040)	0.028 (0.035)	0.252 * (0.130)	0.037 (0.038)	0.029 (0.029)	0.014 (0.029)	0.051 ** (0.020)	-0.018 (0.035)
自由度修正済み決定係数	0.263	0.173	0.053	0.042	0.392	0.417	0.092	0.016
観測値数	3442	3442	3442	526	2955	2955	2955	729

注：括弧内は、事業所単位でクラスターした標準誤差（離職率については、不均一分散に頑健な標準誤差）。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。推定は、表 6~8 で用いたその他の説明変数も加えて行ったが、結果の報告は省略している。

表 11 対照群を首都圏の特甲地に限定した推定

推定方法	OLS							
対象地域	特別区と特甲地							
分析対象	訪問介護員 非正社員短時間労働者				介護職員正社員			
被説明変数（離職率を除き各変数の対数値）	1 時間あたりの 所定内賃金	1 時間あたりの 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率	1 ヶ月の 所定内賃金	1 ヶ月の 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
実験群×2010・2011 年	-0.022 (0.022)	0.052 ** (0.021)	0.013 (0.089)	-0.068 *** (0.021)	0.016 (0.018)	0.029 (0.018)	0.008 (0.014)	-0.052 ** (0.023)
実験群	0.082 *** (0.016)	0.042 *** (0.015)	0.129 * (0.070)	0.030 * (0.016)	0.014 (0.014)	-0.014 (0.015)	0.013 (0.011)	0.032 * (0.018)
2010・2011 年	0.003 (0.032)	0.043 (0.030)	0.104 (0.110)	0.019 (0.031)	0.023 (0.023)	0.003 (0.024)	0.044 ** (0.017)	-0.018 (0.029)
自由度修正済み決定係数	0.220	0.137	0.047	0.029	0.410	0.424	0.091	0.021
観測値数	4031	4031	4031	614	3460	3460	3460	848

注：括弧内は、事業所単位でクラスターした標準誤差（離職率については、不均一分散に頑健な標準誤差）。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。推定は、表 6~8 で用いたその他の説明変数も加えて行ったが、結果の報告は省略している。

のみを対象として、それぞれの年度を（偽りの）政策実施の前と後と見なして推定を行ったところ、表 12 に示されているように、交差項の係数はいずれも有意に推定されなかった^{注9}。したがって、少なくとも 2009 年度介護報酬改定の直前の時期を対象とする限り、両群の経済変動の違いによって交差項の係数が有意に推定されることはないことが確認された。

最後に、特別区で介護報酬が引き上げられたことにより、特別区外から労働者が流入するなどして実験群と対照群に含まれる介護従事者の構成が変化したことで、DID 推定の交差項の係数が有意に推定された可能性がないかを、勤続年数の短

い労働者を除外することで確認する^{注10}。とくに、特別区への労働者の流入があると、離職率の分母が大きくなることで離職率は低下する。このように介護従事者が地域間で移動する場合、首都圏全体としては労働供給量（＝介護従事者数×平均労働時間）が変化していないにもかかわらず、特別区で労働供給が増加（離職率が低下）したように見えてしまう可能性がある。

具体的には、介護報酬改定後の労働者の移動の影響を排除するために、賃金関数と労働時間関数を推定する際に、勤続年数 3 年未満の労働者を各推定の対象から除外した。離職率については、勤続年数 3 年未満の離職者を分子から除外し、

表 12 偽りの DID 推定

推定方法	OLS							
分析対象	訪問介護員 非正社員短時間労働者				介護職員正社員			
被説明変数（離職率を除き各変数の対数値）	1 時間あたりの 所定内賃金	1 時間あたりの 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率	1 ヶ月の 所定内賃金	1 ヶ月の 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
実験群×2008 年	-0.005 (0.032)	-0.011 (0.030)	-0.014 (0.137)	-0.005 (0.037)	-0.037 (0.029)	0.011 (0.031)	-0.028 (0.024)	0.056 (0.038)
実験群	0.079 *** (0.029)	0.042 (0.028)	0.149 (0.119)	0.036 (0.033)	0.038 (0.025)	-0.015 (0.029)	0.036 * (0.021)	-0.009 (0.032)
2008 年	0.012 (0.025)	0.001 (0.025)	0.016 (0.087)	-0.027 (0.024)	-0.010 (0.021)	-0.028 (0.023)	0.025 (0.020)	-0.034 (0.025)
自由度修正済み決定係数	0.213	0.062	0.046	0.060	0.428	0.390	0.068	0.030
観測値数	2087	2087	2087	317	1441	1441	1441	357

注：括弧内は、事業所単位でクラスターした標準誤差（離職率については、不均一分散に頑健な標準誤差）。***、*はそれぞれ、1%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。推定は、表 6-8 で用いたその他の説明変数（介護職員処遇改善交付金への対応状況を表すダミー変数は除く）も加えて行ったが、結果の報告は省略している。

当年度の入職者を分母から除外した。なお、3 年未満で離職した者の人数を答えていない事業所があるため、この処理によって離職率の推定に用いる事業所の観測値数は減少する。表 13 に、上記の方法で労働者を除外して行った推定の結果が示されているが、訪問介護員非正社員短時間労働者の実賃金の有意な増加という結果は変わらないものの、介護職員正社員の実賃金の増加や離職率の低下は見られなくなった。したがって、表 6 と表 8 でそれぞれ見られた実賃金増加や離職率低下が介護従事者の特別区への移動によってもたらされた可能性は否定できない。しかし、表 13 の推定に用いる観測値数が大きく減少したことも、推定結果が変化の一つの原因と考えられるため、表 6 と表 8 でそれぞれ見られた実賃金増加と離職率低下の全てが介護従事者の地域間の移動で生じたとは言えないだろう。さらに、離職率については、勤続年数が短いほど高い傾向があるため、勤続 3 年未満の労働者を除外したことで係数が非有意となった可能性もある。

7. 「103 万円・130 万円の壁」の影響

6.1 節で指摘したように、訪問介護員非正社員短時間労働者について、特別区における上乗せ割

合の引き上げによって実賃金の上昇が見られたものの実労働時間が増加しなかった理由として、103 万円・130 万円の壁の影響が考えられる。この節では、訪問介護員がこの「壁」の存在をどれくらい意識して労働時間を調整しているのかを確認する。

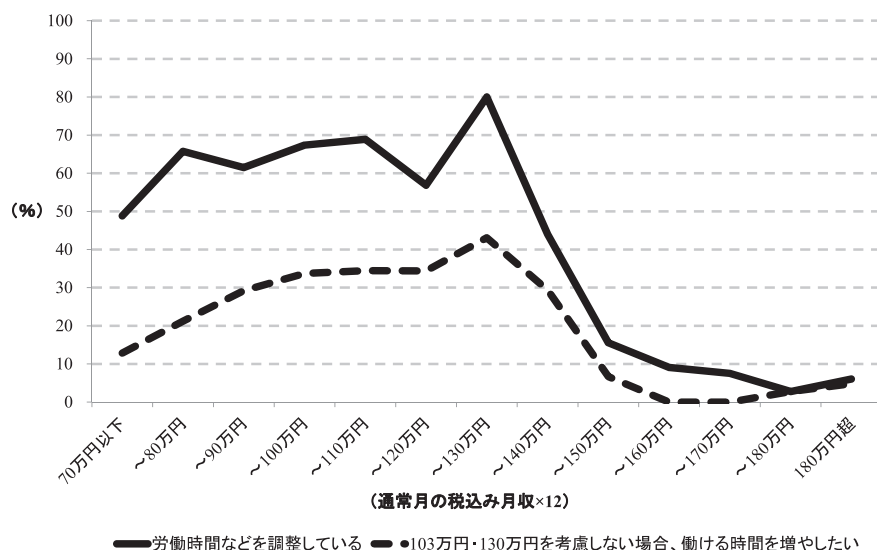
2009 年度『介護労働実態調査』の労働者調査には、非正社員に対する労働時間調整に関する質問が用意されている。具体的には、「あなたは現在、年収が一定額を超えないように労働時間などを調整して働いていますか」という質問と、その質問に「調整している」と答えた人に対する「もし、所得税の非課税限度額（103 万円）及び雇用保険、厚生年金等の加入要件に該当する年収（130 万円以上）を考慮しないとすれば、働ける時間を増やしたいですか」という質問がある。図 1 は、訪問介護員非正社員短時間労働者について、年収（通常月の税込み月収×12）別に上記の質問に対して労働時間の調整をしている、あるいは働ける時間を増やしたいと答えた者の割合を示している。これによると、労働時間の調整をしている者や働ける時間を増やしたい者の割合は 130 万円近辺で高くなっており、これらの労働者は賃金が上昇した場合に労働時間を減少させた可能性がある^{注11}。したがって、「壁」の影響を受ける労

表 13 勤続年数 3 年未満の労働者を除いた推定

推定方法	OLS							
分析対象	訪問介護員 非正社員短時間労働者				介護職員正社員			
被説明変数（離職率を除き各変数の対数値）	1 時間あたりの 所定内賃金	1 時間あたりの 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率	1 ヶ月の 所定内賃金	1 ヶ月の 実賃金	1 ヶ月の 実労働時間	離職率
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
実験群×2010・2011 年	-0.018 (0.024)	0.054 ** (0.023)	0.050 (0.095)	0.005 (0.015)	0.0001 (0.022)	0.019 (0.023)	0.006 (0.016)	-0.018 (0.023)
実験群	0.092 *** (0.017)	0.037 ** (0.017)	0.093 (0.080)	-0.008 (0.011)	0.017 (0.017)	-0.004 (0.017)	0.023 * (0.012)	0.022 (0.017)
2010・2011 年	0.010 (0.038)	0.040 (0.033)	-0.008 (0.118)	-0.034 * (0.018)	0.018 (0.027)	0.014 (0.029)	0.047 ** (0.020)	0.002 (0.026)
自由度修正済み決定係数	0.254	0.138	0.023	0.042	0.383	0.358	0.086	0.044
観測値数	2814	2814	2814	381	1958	1958	1958	558

注：括弧内は、事業所単位でクラスターした標準誤差（離職率については、不均一分散に頑健な標準誤差）。***、**、*はそれぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。推定は、表 6-8 で用いたその他の説明変数も加えて行ったが、結果の報告は省略している。

図 1 年収別就業調整をしている者の割合（訪問介護員非正社員短時間労働者）



(出所) 2009 年度『介護労働実態調査』（労働者調査）の個票データより著者作成

働者による労働時間の抑制が、その影響を受けない者の労働時間の増加を相殺した結果、訪問介護員の実労働時間の増加が見られなかったのかもしれない。

8. 結論

本稿では、東京 23 区における介護報酬の上乗せ割合引き上げによって介護従事者の賃金が上昇

したか、及び実労働時間の増加あるいは離職率の低下が見られたかを、訪問介護員非正社員短時間労働者と介護職員正社員を対象として分析した。先行研究では介護報酬改定の効果を推定する際に、マクロ経済変動等の他の要因の影響を必ずしも排除できていなかったと考えられるが、本稿では DID 推定を用いて介護報酬改定の効果を識別することを試みた。その結果、地域区分別上乗せ割合の引き上げによる所定内賃金の増加は見られな

かったが、手当や一時金等を含む実賃金の有意な増加が見られた。また、実労働時間数には変化が見られなかったが、離職率は訪問介護員については有意に低下したことが確認された。さらに、実労働時間数に変化が見られなかったことについては、103万円・130万円の壁の影響を検証したところ、介護報酬改定を受けて「壁」の影響で労働時間を減らした者がいたことにより、他の労働者が労働時間を増やした効果が相殺された可能性が示唆された。

本稿の推定では、賃金、労働時間、離職率に影響を与える地域区分別上乘せ割合の引き上げ以外の要因を可能な限りコントロールしたが、マクロ経済の変化や（介護報酬改定の一環として行われた）人件費割合の見直しの影響が実験群と対照群で異なる場合、推定結果に歪みが生じる。各事業所の立地がより細かく分かれば、都県境の事業所のみを対象とすることで、より正確に介護報酬改定の効果を識別できるはずである。また、介護従事者や事業所のパネルデータがあれば、観察できない異質性をコントロールすることもできる。今後は、このような分析が可能なデータの整備を進め、エビデンスに基づいて介護産業の人手不足問題を検討できる環境を整える必要があるだろう。

謝辞

本稿の作成に当たり、医療経済学会第11回研究大会にて討論者の花岡智恵先生（京都産業大学）及び参加者の先生方から非常に有益なコメントを頂いた。また、本誌の査読者と編集委員から頂いたコメントは本稿の改善に大きく役立った。記して感謝申し上げたい。また、本研究の実施に当たり、濱秋は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「社会保障制度の制度改正の政策効果及び人口減少と世帯の多様性に対応した社会保障制度・地域のあり方に関する研究」（課題番号 H27-政策-一般-004）から研究費

の助成を受けた。本稿のデータ分析は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから『介護労働実態調査』（介護労働安定センター）の提供を受けて行った。なお、個票データの取扱いは上野のみが行った。本文中にあり得べき誤りは全て著者ら個人に帰する。本稿の内容と意見は著者ら個人に属するものであり、著者の所属機関の見解を示すものではない。

注

- 1 厚生労働省『2025年に向けた介護人材にかかる需給推計（確定値）』（2015年6月）を参照。
- 2 103万円の壁とは、典型的には、サラリーマンの妻が短時間労働者である場合、妻の年収が103万円を超えると、夫の所得控除である配偶者控除が配偶者特別控除となって年収141万円まで段階的に控除が減少するとともに、妻の年収にも所得税が課されることを指す。130万円の壁とは、妻の年収が130万円を超えると、年金保険料及び健康保険料が自己負担となることを指す。また、103万円と130万円は民間企業の配偶者手当の基準になっている場合も多く、人事院『平成28年職種別民間給与実態調査』によると、配偶者手当に収入制限を設けている事業所のうち、65.9%が103万円、29.5%が130万円を収入制限の額としている。
- 3 具体的には、事業所の所在地について、介護報酬の地域区分と都道府県区分及び市区町村区分の回答が矛盾している観測値を除外した。また、賃金と実労働時間のそれぞれについて、職種及び就業形態別に、上下1%の観測値を除外した。
- 4 本稿の分析で用いたデータでは、人件費割合が40%から45%に上昇したサービス（短期入所生活介護、短期入所療養介護、介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設、地域密着型介護老人福祉施設入所者生活介護）と60%から45%に低下したサービス（通所介護、介護予防通所介護、特定施設入居者生活介護、介護予防特定施設入居者生活介護、認知症対応型共同生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護）を主とするサービスとして提供する事業所が全体の95%以上を占める。そこで、両サービスを主とするサービスとして提供する事業所の割合が、介護報酬改定の前後で実験群と対照群でどのように変化したかを確認した。前者を主とするサービスとして提供する事業所の割合は実験群と対照群でそれぞれ34%、

23%低下しており、後者については同じく実験群と対照群でそれぞれ 26%、40%上昇していた。したがって、実験群の事業所で対照群と比べて収入の増加につながるようなサービスへのシフトは確認できなかった。

- 5 介護職員正社員の実賃金関数と労働時間関数の攪乱項に相関がないか確認するために、両関数を Seemingly Unrelated Regression で同時推定し、攪乱項の相関がゼロという帰無仮説を検定したところ、棄却できなかったため OLS を選択した。
- 6 事業所によっては処遇改善交付金で、基本給の引き上げ、諸手当の導入・引き上げ、及び一時金の支給のうちの複数の対応を行ったと回答しているため（回答が排反ではないため）、推定に用いられた他のダミー変数とは異なり、基準となる選択肢はない。
- 7 事業所調査では、「採用時研修」・「OJT」・「採用後の教育・研修」の三つについてそれぞれ「介護技術・知識」や「接遇・マナー」等の 10 項目程度の実施状況を尋ねている。この情報を基に主成分分析を用いて各項目を統合し、変数を作成した。
- 8 離職率には 0 という下限があるため、Karaca-Mandic, Norton, and Dowd (2012)¹³⁾ や Puhani (2012)¹⁴⁾ を参考として、トービット推定の結果に基づいて DID 推定値を計算したが、OLS 推定に基づく値と大きく変わらない結果となったため、本稿では計算の容易な OLS 推定の結果のみを示す。
- 9 偽りの DID の推定式のスペックは、政策実施後を表すダミー変数 (*after*) が 2008 年に 1、2007 年に 0 となる点と、処遇改善交付金への対応状況を表すダミー変数が除外される点を除いて、推定式(1)と同じである。
- 10 介護報酬改定後に介護産業に新規参入した者は介護職の経験年数が短く、特別区に流入することで平均賃金を低下させる可能性があるため、元々介護産業で働いていた者の流入と推定結果への影響の及ぼし方が異なるかもしれない。しかし、1 節でも述べた通り、本稿のデータでは介護産業内での転職者と介護産業への新規参入者を区別できないため、このような影響の違いを考慮した推定を行うことはできない。
- 11 岸田・谷垣 (2011)⁶⁾ では独自の調査を用い、「103 万円の壁」に焦点を絞って同様の図が作成され、壁の影響によって 22.2%の労働者が年収を 103 万円未満に抑えるために就業調整をしているという結果を得ている。本稿の図 1 では 130 万円の壁も労働供給を大きく抑制しているように見えることから、どちらの壁も介護

従事者の労働時間の選択に大きな影響を与えていることが示唆される。

参考文献

- 1) 周燕飛、「介護施設における介護職員不足問題の経済分析」、『医療と社会』、2009、Vol.19、No.2、pp.151-168。
- 2) 花岡智恵、「介護労働力不足はなぜ生じているのか」、『日本労働研究雑誌』、2015、No.658、pp.16-25。
- 3) 山田篤裕・石井加代子、「介護労働者の賃金決定要因と離職意向—他産業・他職種からみた介護労働者の特徴—」、『季刊社会保障研究』、2009、Vol.45、No.3、pp.229-248。
- 4) 岸田研作、谷垣静子、「介護職員が働き続けるには何が必要か」、『日本経済研究』、2013、No.69、pp.1-23。
- 5) 鈴木亘、「パートタイム介護労働者の労働供給行動」、『季刊社会保障研究』、2010、Vol.45、No.4、pp.417-443。
- 6) 岸田研作、谷垣静子、「登録ヘルパーの労働供給と希望労働時間のミスマッチ」、『季刊社会保障研究』、2011、Vol.46、No.4、pp.414-425。
- 7) 大澤理沙、「短時間訪問介護員の労働供給関数の推定—労働条件の改善は短時間訪問介護員の労働時間数を増加させるか—」、『GEMC journal』、2012、No.7、pp.130-143。
- 8) 花岡智恵、「賃金格差と介護従事者の離職」、『季刊社会保障研究』、2009、Vol.45、No.3、pp.269-286。
- 9) 小檜山希、「介護職の仕事の満足度と離職意向—介護福祉士資格とサービス類型に注目して—」、『季刊社会保障研究』、2010、Vol.45、No.4、pp.444-457。
- 10) 鈴木亘、「介護産業が成長産業となるための条件」、『成長産業としての医療と介護』、2011、日本経済新聞出版社、pp.179-210
- 11) 下野恵子、大日康史、大津廣子、「ホームヘルパーの労働供給：登録ヘルパーのケース」、『介護サービスの経済分析』東洋経済新報社、2003、pp.105-119。
- 12) 大和三重・立福家徳、「介護老人福祉施設における介護職員の離職要因—賃金と教育・研修を中心とした施設体制が離職率に与える影響—」、『人間福祉学研究』、2013、Vol.6、No.1、pp.33-45。
- 13) Karaca-Mandic, P., Norton, E. C., and Dowd, B.,

Interaction terms in nonlinear models, Health Service Research 2012; Vol.47; Issue.1.1; pp.255-274.

- 14) Puhani, P. A., The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear "difference-in-differences" models, Economics Letters 2012; Vol.115; Issue.1, pp.85-87.

著者連絡先

法政大学比較経済研究所准教授

濱秋 純哉

〒194-0298 東京都町田市相原町 4342

TEL : 042-783-2581

FAX : 042-783-2332

E-mail: hamaaki@hosei.ac.jp

The Impact of the 2009 Long-term Care Compensation Reform on Caregiver Wages, Working Hours, and Job Separation Rate

Junya Hamaaki^{*2}, Ayako Ueno^{*1}

Abstract

Reflecting the increasing demand for long-term care (LTC) services as Japan's population continues to age, ensuring a stable supply of caregivers has been an important policy issue in recent years. Preceding studies have highlighted that one reason for the shortage of caregivers is that the wages of caregivers are effectively regulated through the fixed price imposed on LTC services, so that even though there is excess demand in the labor market for LTC, it has been difficult for care service providers to raise wages. Against this background, this study aims to examine how the increase in LTC compensation in 2009 affected the wages, working hours, and job separation rate of caregivers using microdata.

A challenge when examining the impact of the increase in LTC compensation on wages and labor supply is to isolate it from the impact of general macroeconomic developments on the labor market. To deal with this challenge, the approach employed here is to isolate the effect of the LTC compensation reform through difference-in-differences (DID) estimation, using the fact that within the greater Tokyo area LTC compensation was raised by 3 percentage points only in the 23 wards of Tokyo as a natural experiment. Specifically, we use these 23 wards as the treatment area, while the rest of Tokyo prefecture as well as the urban parts of Saitama, Kanagawa, and Chiba prefectures are used as the control area. The analysis focuses on non-regular part-time home helpers and regular fulltime nursing care staff. As dependent variables, the wages, working hours, and job separation rates of the two types of carers are employed.

For wages, while for both types of carers no significant increase in *scheduled* wages is found, a significant increase in *total* wages — i.e., including allowances, lump-sum payments, etc. — is observed. Therefore, it seems that LTC providers used the increased income resulting from the hike in LTC compensation to raise wages through allowances and lump-sum payments. On the other hand, no significant change in working hours for both types of carers is found. For regular full-time nursing care staff, working hours are stipulated in advance, so that even if their total wages increase, this is unlikely to have a substantial effect on their working hours. Meanwhile, for non-regular part-time home helpers, the income tax-related so-called "wall of 1.03 and 1.30 million yen" may have led some carers to reduce their working hours, which may have cancelled out any increase in working hours of workers not affected by this "wall." Finally, the job separation rate of non-regular part-time home helpers declined significantly following the reform. This is likely due to an increase in carers that decided not to quit their job due to the improvement in working conditions brought about by the increase in total wages.

[Keywords] Long-term care compensation reform, home helpers, nursing care staff, wages, working hours, job separation rate, natural experiment, DID estimation

*1 Researcher, Research Bureau, House of Representatives

*2 Associate Professor, Institute of Comparative Economic Studies, Hosei University

論文

日本における私的医療保険の需要決定要因

小坂 雅人^{*1,2} 近藤 正英^{*3}

要 旨

【目的】

日本の公的医療保険は国際的にも高い評価を受けているが、『保健医療 2035 提言書』では、保健医療制度の持続可能性に対する懸念から、公的医療保険を補完する財政支援の仕組みの検討も重要とされている。私的医療保険が公的医療保障制度の補完的な役割を担っている諸外国では、公平性の観点から、高リスク者や低所得者の保護を意図した、私的医療保険加入に関する公的支援・規制が行われている場合もあるが、日本における私的医療保険加入に、健康リスクや社会経済的地位が与える影響は明らかとなっていない。本稿では、日本における私的医療保険の需要決定要因について、特に健康リスクと社会経済的地位に着目した分析を行い、公的医療保険を補完する財政支援の仕組みとして私的医療保険を活用する場合の公的支援・規制の必要性について検討を行う。

【方法】

『生活保障に関する調査』の個票データ（2001 年と 2013 年）を用いて、日本における私的医療保険の代表である、「医療保険」と「がん保険」について、両者の重複加入状況を明らかにするとともに、私的医療保険の需要決定要因について分析を行った。

【結果】

私的医療保険の加入者のうち、「がん保険のみ加入者」は極めて稀であり、私的医療保険の加入集団は、「非加入者」、「医療保険のみ加入者」、「医療保険・がん保険重複加入者」の 3 つのカテゴリに分類された。多項選択モデルによる分析の結果、両年を通じて、健康リスク（年齢・健康不安）や、社会経済的地位（収入・職業）が、私的医療保険の需要決定要因となっていた。また、これらの要因の予測値を算出したところ、加齢に伴って「非加入者」は減少しており、2001～2013 年にかけて特に 50～60 歳代の加入が促進されていた。また、世帯年収が増加するにつれて私的医療保険への加入確率が増加し、その傾向は「医療保険・がん保険重複加入者」（保障水準が高い私的医療保険）において顕著であった。

【考察】

本分析の結果、「健康リスク」や「社会経済的地位」は、日本における私的医療保険の需要決定要因であったことから、今後、「公的保険を補完する財政支援の仕組み」（『保健医療 2035 提言書』）として、私的医療保険の役割が拡大する場合には、公平性の観点から、社会的弱者の保護を意図した公的支援や規制の在り方を検討することも必要と考えられた。

キーワード：私的医療保険、需要、公平性

*1 東京海上研究所 主席研究員

*2 筑波大学大学院 人間総合科学研究科 ヒューマン・ケア科学専攻 保健医療政策学分野

*3 筑波大学 医学医療系 保健医療政策学・医療経済学分野 教授

1. はじめに

(1) 研究の背景

個人にとって、いつ病気に罹り、その際、どれ

くらいの医療費が必要となるのかを予測することは困難であるが、ある集団の中で病気に罹る人の割合は、集団が十分に大きければ、その病気の罹患率に近づくことが知られている。これは「大数の法則」と呼ばれる保険システムの根幹をなす原理であり、「公的、私的を問わず多くの国で医療費の支払手段に保険が介在している」¹⁾が、公的医療保険と私的医療保険では、拠って立つ原則が一部異なっている。任意加入が基本となる私的医療保険の保険料は「給付・反対給付均等の原則」²⁾に基づき、保険加入者の健康リスクに応じて算定される。もし、保険料をリスクと無関係に一律にすると、自分のリスクが低いと考える健康な人々にとって、保険に加入することは合理的な選択とは言えないであろう。そうした場合、保険加入者集団の平均リスクは上昇し、それをカバーするために保険料が引き上げられる。このプロセスが繰り返されると、極めて高リスクの人々だけが保険加入者として残る、「逆選択」とよばれる現象が起こり、最終的には保険システムとして存続し得ない³⁾ことから、保険加入者には健康リスクに応じた保険料負担が求められるが、そうすると、高齢者など健康リスクの高い者の保険料が極めて高くなって保険に加入できなかつたり、低所得者は保険料負担ができずに保険に加入できなかつたりというように、医療保険の必要性が高い者が保険システムから排除されてしまう虞がある。

そのため、日本を含む先進諸国においては、社会保険料を主たる財源とし加入対象者を法で定める（強制加入）公的医療保険や、税を財源とし普遍的に医療サービスを提供する公営医療システムといった、公的な医療保障制度が整備されているが、これら公的医療保障制度においても、医療サービス利用時には患者一部負担を課することが一般的であり、さらに、公的医療保障の範囲から外れるサービスは患者が全額自己負担することになるた

め、先進諸国においては、このような費用負担に備えることを目的とした私的医療保険（実損補償型）が存在し、多様な役割を担っている^{4)~12)}。

日本の公的医療保険は国際的にも高い評価を受けているが、『保健医療 2035 提言書』において「保健医療制度の持続可能性が懸念されて」おり、「公的医療保険の範囲から外れるサービスを患者の主体的な選択により利用する際に、活用できる新たな金融サービス、寄付による基金など公的保険を補完する財政支援の仕組みの検討も重要」¹³⁾との指摘がなされているように、将来的には私的医療保険の役割が拡大する可能性があり、その場合、前述したような公的医療保険との違いに留意する必要がある。

私的医療保険の保険料は健康リスクに応じて算定され、既往症を持つ場合には加入を拒否されることもあるため、健康リスクが高い者は保険に加入しにくいことが想定される。また、保険料が応能負担である公的医療保険とは異なり、私的保険の保険料は応益負担（健康リスクに応じた保険料）であるため低所得者が加入しにくいことも考えられる。このような場合、私的医療保険の加入有無が医療アクセスに影響する可能性があることから、私的医療保険が公的医療保障制度の補完的な役割を担っている諸外国では、高リスク者や低所得者の保護を意図した公的支援・規制が行われている場合もある¹⁴⁾。しかしながら一方で、公的医療保険による手厚い保障が提供されている日本においては、健康リスクが低い者は私的医療保険に加入する動機が弱く、さらに私的医療保険加入後に健康状態が悪化した者の方が健康な者よりも保険加入を継続する動機が強いとも考えられることから、健康リスクの高い者ほど私的医療保険に加入している可能性もある。また、高所得者は医療費（自己負担）を私的医療保険で賄う必要性が低いために私的医療保険に加入していない可能性もあるが、

このような場合には、私的医療保険への加入有無が医療アクセスに与える影響は小さいと考えられることから、私的医療保険に対する公的支援・規制の必要性は低いであろう。

このように、今後、日本において、「公的医療保険を補完する財政支援の仕組み」として私的医療保険の活用を検討する上では、健康リスクや所得など、私的医療保険への加入を決定している要因を明らかにした上で、医療アクセスの公平性の観点から、公的支援・規制の必要性についても併せて検討することが求められる。

(2) 日本における私的医療保険の特徴

日本における私的医療保険は、入院した場合に入院1日当たりの日額を保障したり、手術を受けた場合に定額を保障したりする、定額給付型の「医療保険」や、保障対象とする疾病をがんに限定し、入院日額や手術給付に加えて、がんと診断された場合に一時金を支払う定額給付型の「がん保険」を中心に普及しており、「諸外国でみられる実損補償型の医療保険はほとんど販売されていない」¹⁵⁾とされる。しかしながら近年では、保険外併用療養のうち「先進医療」について、全額自己負担となる技術料相当額が支払われる「先進医療特約」(実損補償型)の普及が進んでおり、「医療保険」(新規契約)の95%に同特約が付帯されているとの報告¹⁶⁾もある。さらには、公的医療保険から給付される抗がん剤治療を受けた場合に月額定額が支払われる「抗がん剤治療特約」のような、長期に亘ることが想定される患者一部負担の軽減を目的とする私的医療保険も登場している。このように、日本における私的医療保険は、定額給付型を基本としつつ、患者自己負担が比較的大きくなる医療サービスの出現に対応して、順次、特約により実損補償的な機能が追加されてきており、医療サービス利用時の自己負担を一定程度軽

減する役割を果たしているものと考えられる。

これら定額給付型の私的医療保険は、第三分野販売規制^{注1)}の存在により、2001年までは主として生命保険や生命共済に付加する特約として販売されていたこともあって、「医療保険」(主契約)と同様の保障は「災害入院特約」や「疾病入院特約」として、また、「がん保険」(主契約)と同様の保障は「がん特約」や「がん入院特約」としても普及しているが、主契約タイプ、特約タイプともに以下のような特徴を持っている。保険契約は個人単位であることが基本であり、世帯を基本とする公的医療保険とは異なっている。保険料は性および加入時年齢に応じて設定されるが、保険期間中は一定(加齢に伴い上昇する疾病リスクを平準化)とした長期契約が主流である。また、給付水準(入院1日当たりの日額)は一定の範囲で加入者が選択することができるが、給付水準が高いほど保険料も比例的に高くなる。加入前の既往症については保障の対象外となることが一般的であり、特にリスクの高い既往症を持つ場合には加入を拒否される場合もあるが、割増保険料を支払うことで加入できる商品も販売されている。

なお、第三分野規制撤廃後に、私的医療保険の契約形態の主流が、生命保険等に付加する特約タイプから単独で契約する主契約タイプへと変化した。その際、加入時の健康診査の方法が、特約タイプ(生命保険と同時加入)において用いられていた医師による面接等に代わって、主契約タイプでは「告知書」と呼ばれる健康状態に関する質問紙による簡易な方法が用いられるようになった。

表1は、定額給付型の私的医療保険について、特約タイプと主契約タイプの保険商品ごとに、どのような給付金が組合せられているかを示したものである。

表 1 定額給付機能を持つ私的医療保険の分類と契約数

給付金の種類	特約タイプ	契約数（千件）	主契約タイプ	契約数（千件）
災害入院給付金	災害入院特約	19,589	医療保険	33,707
疾病入院給付金	疾病入院特約	16,264		
手術給付金				
がん診断給付金	がん特約	7,515	がん保険	23,143
がん入院給付金	がん入院特約	7,024		
がん手術給付金				

注：契約数は生命保険事業概況（2015 年度）より抜粋したもので、共済等の契約数は含まない。

（3）私的医療保険の需要決定要因に関する先行研究

私的医療保険の需要決定要因に関する実証分析の参考とするために、日本、イギリス、オーストラリア、フランス、ドイツについて、公的医療保障制度の存在下における私的医療保険の需要決定要因について、先行研究のレビューを行った。

日本における私的医療保険需要の決定要因については、以下の 6 つの先行研究が抽出された。滋野（2000）¹⁷⁾は、1999 年に世帯（調査会社に登録されている首都圏と関西地区在住の世帯から無作為抽出）を対象として独自に行ったアンケート調査（有効回答数 1,299 世帯）の個票データを用いて、「自己負担が法定以下であること^{注2)}」、世帯の「最多所得者」であること、「負債」があること、「30 歳代」、「40 歳代」であること（20 歳代が基準カテゴリ）が有意にプラスの影響を与えていた一方で、「自己負担率」^{注3)}や、加入している「公的医療保険」、「個人所得」、「金融資産」については、いずれも有意ではなかったとしていた。澤野、大竹（2002）¹⁸⁾は、1988 年に生命保険文化センターが個人（全国から層化二段階無作為抽出した 20～69 歳の男女）を対象に行った「健康と医療に関する調査」（有効回答数 2,263 人）の個票データから、「医療保障特約」需要については、「健康状態」が良いこと、「配偶者」がいること、「金融資産（500～3000 万）」、「公的医療保険」（政管本人、組合本人、共済本人）が有意にプラ

スの影響を与えていたが、「収入」（本人・世帯とも）は有意ではなかったとしていた。また、「がん保険」需要については、「配偶者」がいること、「収入」（本人・世帯とも）が高いこと、「公的医療保険」（組合本人、共済本人、共済家族）が有意にプラスの影響を与えていたが、「金融資産」は有意ではなかったとしていた。山上、鈴木（2002）¹⁹⁾は、1999 年に生命保険協会が世帯（調査会社に登録されている首都圏在住の雇用者世帯から層化無作為抽出）を対象に実施した「生命保険についてのアンケート」（有効回答数：855 世帯）の個票データの分析を行い、夫については「本人所得」が高いことが私的医療保険加入にプラスの影響を与え、妻については「年齢」が高いことと「住宅ローン」があることがプラスの影響を、扶養する「子供の数」が多いことがマイナスの影響を与えていた一方で、「金融資産」については、夫・妻ともに有意ではなかったとしていた。永野（2002）²⁰⁾は、2001 年に生命保険文化センターが個人（調査会社に登録されている首都圏在住の 20～69 歳の男女）を対象に実施した「生活設計と金融・保険に関する調査」（有効回答数：892 人）の個票データを使用して分析を行い、「公的保険適用外の自己負担費用がかかることへの不安意識」、「30 歳代」、「40 歳代」であること（20 歳代が基準カテゴリ）、「既婚者」であること、「持家」を有していることが有意にプラスの影響を与えていたが、「本人年収」や「金融資産」、「公的医療保険自己

負担率²⁴⁾、「法定外の上乗せ給付」については有意ではなかったとしていた。Yamada ら (2009)²¹⁾ は、2000 年に生命保険文化センターが世帯員 2 人以上の世帯（全国から層化二段階無作為抽出）を対象として行った「生命保険に関する全国実態調査」（有効回答数 4,657 世帯）の個票データを利用して、私的医療保険需要については、「世帯勤労所得」が高いこと、「世帯金融資産保有額」が高いこと、「既婚」であること、「子供の数」が多いこと、「世帯主年齢」が高いこと、「住宅ローン」があること、「ホワイトカラー」であること、が私的医療保険の加入に有意にプラスの影響を与えているとしていた。丹下 (2006)²²⁾ は、2004 年に生命保険文化センターが個人（全国から層化二段階無作為抽出した 18～69 歳の男女）を対象に実施した「生活保障に関する調査」（有効回答数：4,202 人）の個票データを用いて、私的医療保険需要には「持家」であること、「世帯年収」が高いことが有意にプラスの影響を、「20 歳代（30 歳代が基準カテゴリ）」、「未婚」が有意に負の影響を与えているとしていた。また、フルタイム就業者（「自営業」、「公務員」、「民間常雇被用者」）であることは無業者やパートタイマーを基準とした場合、有意にプラスの影響を与えており、さらに「就労不能」に関する不安感が有意にプラスの影響を与えているとしていた。

イギリスにおける公営医療システム（National Health Service）の給付対象は原則として公的病院における医療サービスに限られており、入院や手術の待ち行列を回避するために民間病院を利用する場合の費用をカバーする私的医療保険（Duplicate insurance）が存在する。このような私的医療保険需要の決定要因に関する先行研究においては、年齢・所得・有職・健康状態が良いこと、といった日本における私的医療保険の需要決定要因とも共通する要因が需要にプラス

の影響を与えるとしたもの²³⁾²⁴⁾の他にも、男性・喫煙者・持家・私的年金加入・待ち行列の長さ・保守党支持・教育水準・民間病院や上級医師の存在・私的患者向けのベッド数は需要を引き上げ^{23)～26)}、NHS の医療費支出や公的な病床数の増加が私的医療保険需要にマイナスの影響を与えていること²⁶⁾、などが挙げられていた。

オーストラリアでは、医師はドクターフィーを自由に設定することが可能であり、公営医療システム（Medicare）からの償還額との差額は患者負担となるが、この差額を私的医療保険がカバーすることは、民間病院に入院する場合を除いて原則として認められていない。一方、公的病院における入院に際しての患者負担は原則として無料であるが、待ち行列を回避して民間病院へ入院した場合や、公的病院に私費患者（private patient）として入院した場合のホスピタルフィーは全額患者負担となることから、これらの費用をカバーする私的医療保険（Duplicate insurance）のほか、Medicare の対象外である歯科治療の費用等をカバーする私的医療保険（Supplementary insurance）が存在する。これら私的医療保険の需要決定要因に関する先行研究では、年齢・所得・既婚・有職者、といった日本の私的医療保険の需要決定要因とも共通する要因が需要にプラスの影響を与えるとしたものの他にも、教育水準が高いことやリスク回避的であることが需要を引き上げ、喫煙・過度の飲酒・運動不足・肥満が需要を引き下げるなどが挙げられていた^{27)～29)}。健康状態に関連する要因については、持病を持つことが需要を引き上げ、主観的健康度が良いことが需要を引き下げているとしたもの²⁷⁾と、主観的健康度が良いことが需要を引き上げる一方で客観的な健康指標が良いことは需要を引き下げている³⁰⁾としたものが混在していた。また、私的医療保険に対する公的支援・規制に関する要因として、私的医

療保険の保険料補助よりも若年時の加入を促すインセンティブの方が需要を引き上げる効果が高いこと³¹⁾、私的医療保険の保険料補助は低所得者の需要に影響を与えていないこと³²⁾、若年時の加入を促すインセンティブの導入は低所得層の需要を引き上げたこと³³⁾、私的医療保険非加入者に対するペナルティ課税は加入促進につながっていないこと³⁴⁾、などが挙げられていた。

フランスにおける公的医療保険は償還払いが原則であり、医療行為や医薬品の種類によって自己負担割合が大きく異なる上、日本の高額療養費制度のような自己負担上限も存在しない。また、割増料金を請求できる医師も存在し、受診時に高額な支払いが必要となるケースもあることから、このような費用をカバーする私的医療保険 (Complementary insurance) や、入院時の個室料金をカバーする私的医療保険 (Supplementary insurance) が存在する。これら私的医療保険の需要に関する先行研究では、年齢 (43 歳がピーク)・所得・有職者・退職者といった、日本の私的医療保険の需要決定要因とも共通する要因が需要にプラスの影響を与えていた一方、喫煙・糖尿病やがんのような特定疾病に対する患者負担免除が需要にマイナスの影響を与えているが、健康状態は需要に関係しないとされていた³⁵⁾³⁶⁾。また、フランスの私的医療保険に対する公的支援である、低所得層に対する保険料補助が私的医療保険需要に与える影響は小さいこと³⁷⁾が挙げられていた。

ドイツでは、公的医療保険への加入免除者 (高所得者・自営業・官吏など) に対する私的医療保険 (Substitute insurance) と、公的保険の自己負担や給付適用外となる医療サービス (個室・眼鏡等) をカバーする私的医療保険 (Complementary & Supplementary insurance) が存在する。代替保険 (Substitute insurance) に対する需要には、若年・健康状態といった日本の私的医療保

険の需要決定要因とも共通する要因に加えて、独身・DINKS (Double Income No Kids) であることがプラスの影響を与えていること³⁸⁾が挙げられていた。また、公的保険の給付範囲の変化 (18 歳以下の歯科補綴) は補足保険 (Supplementary insurance) の需要に影響を与えなかったこと³⁹⁾、65 歳未満の者は健康状態が悪いことが、逆に 65 歳以上の者は健康状態の良いことが補足保険の需要にプラスの影響を与えていること⁴⁰⁾、が挙げられていた。

以上のように、諸外国における私的医療保険需要の決定要因に関する先行研究においては、健康リスクの代替的な変数と考えられる「年齢」や、保険料支払い能力を示す「所得」が、私的医療保険加入に対して有意な影響を与えていたが、日本における 6 つの先行研究では、必ずしも同様の結果は得られていなかった。日本における先行研究で用いられたデータには、サンプルを任意抽出したものと調査会社のパネル登録者から抽出したもの、世帯を対象としたもの (単身世帯が含まれない) と個人を対象としたもの、対象地域を全国としたものと首都圏在住者としたもの、本人収入を変数としたものと世帯収入を変数としたもの等が混在していることも、一貫した結果が得られていない一因と考えられた。

また、これら全ての先行研究において需要の決定要因分析に用いられている統計モデルは、私的医療保険の「加入」、「非加入」という 2 値選択によるものであった。公的医療保障制度の補完を目的とする実損補償型の私的医療保険であれば、「加入」、「非加入」という 2 値により私的医療保険加入の全体像を把握することが可能であるが、日本では定額給付型の「医療保険」と「がん保険」が広く普及しており (表 1)、これらに重複加入している者も少なくないと考えられることから、「医療保険」と「がん保険」の重複加入状況を考

慮した、より精緻な分析が必要である。なお、日本における6つの先行研究で用いられていたデータの調査時点は1988～2004年であり、第三分野規制撤廃（2001年）後の調査は一つしか存在しないことから、最新のデータを用いて私的医療保険市場の変化を捉えることも必要と考えられた。

2. 目的

日本における私的医療保険の需要決定要因について、特に健康リスクと社会経済的地位に着目した実証分析を行い、公的医療保険を補完する財政支援の仕組みとして私的医療保険を活用する場合の公的支援や規制の必要性について検討する。

3. 方法

（1）使用するデータ

日本における代表的な消費行動調査として知られる、全国消費実態調査（総務省）、家計調査（総務省）、国民生活基礎調査（厚生労働省）といった調査には、私的医療保険の加入状況に関するデータは含まれていないことから、生命保険文化センターが3年に一度実施している『生活保障に関する調査』のデータを使用することとし、本データ（匿名化されたもの）が寄託されている東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイ

ブ研究センター（SSJDA）から個票データセットの提供を受けた。

なお、2001年の第三分野販売規制の撤廃により、私的医療保険は生命保険等に付帯する特約タイプから主契約タイプへと契約形態が大きく変化しており、商品性や保険会社によるリスク選択の方法も変化していると考えられたことから、本分析では2001年調査^{注5}および2013年調査データ（表2）を用いて両年の分析結果を比較し、2001年の規制撤廃が私的医療保険需要の決定要因に与えた影響についても検証することとした。

（2）変数の選択と操作化

①従属変数

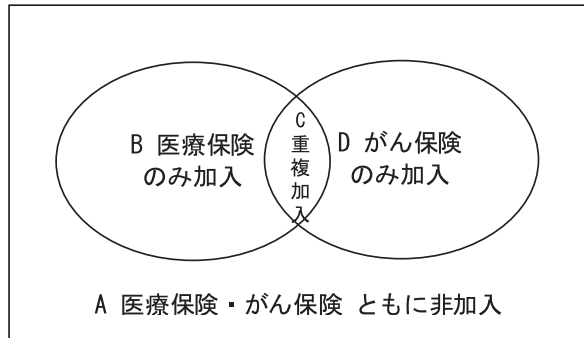
本分析では、「医療保険」と「がん保険」の2種類を対象として需要の決定要因分析を行うが、例えば「医療保険の加入・非加入」の二値変数を従属変数とした場合には、図1に示した、医療保険加入群（B. 医療保険のみ加入者＋C. 医療保険・がん保険重複加入者）と医療保険非加入群（D. がん保険のみ加入者＋A. 医療保険・がん保険ともに非加入者）を比較することになる。しかしながら、「D. がん保険のみ加入者」と「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」は性格が異なる可能性があり、一括りに「医療保険非加入者」とすることは適当ではないと考えられ、また、これは「がん保険の加入・非加入」についても同様

表2 本分析で使用する調査データ

	2001年	2013年
調査地域	全国（400地点）	
調査対象	18～69歳の男女	
抽出方法	層化二段無作為抽出	
調査方法	面接聴取法（一部留置聴取法）	
回収数（※）	4,197（4,112）	4,043（3,980）
調査時期	2001年5～6月	2013年4～6月

※カッコ内は本分析の対象とした20～69歳の男女の人数。

図1 医療保険とがん保険の加入・非加入の関係



である。そのため、「A.非加入者」、「B.医療保険のみ加入者」、「C.医療保険・がん保険重複加入者」、「D. がん保険のみ加入者」の4つの選択肢についてダミー変数を作成し、「医療保険」と「がん保険」の重複加入状況について予備的な分析を行った上で、従属変数を設定することとした。

②独立変数

先行研究を参考に、『生活保障に関する調査』における調査項目のうち、『人口学的属性』（性別・年齢階級・既婚・子供人数）、『社会経済的属性』（職業・世帯年収^{注6}）、『公的健康保険不信感』、『健康不安』、『過去1年以内の入院経験』を独立変数とし、2001年と2013年の各年のデータについて、私的医療保険への加入決定要因の分析を行うとともに、2001年と2013年のプールデータについて、年次ダミーを加えた分析を行った。表3に独立変数の要約を、表4には私的医療保険加入状況別（A, B, C, D）の記述統計量^{注7}を示した。

（3）統計モデル

従属変数がいくつかの限られた値をとる場合の回帰分析モデルに離散選択モデルがあり、一般化

表3 独立変数の操作化の要約

概念	変数	定義
人口学的属性	女性	女性を1、男性の場合は0とするダミー変数
	年齢階級	20歳代から60歳代まで10歳区分のダミー変数
	既婚	既婚を1、それ以外の場合は0とするダミー変数
	子供の数	回答された子供の数（未婚者については0）実数
社会経済的属性	職業 ・ 自営 ・ 非正規 ・ 無職	「常雇用」を基準カテゴリーとし、「自営業」、「非正規雇用」、「無職（主婦、学生を含む）」それぞれについての名義ダミー
	世帯年収（百万円）	未婚者および既婚者（離・死別）は本人年収、既婚者（配偶者あり）は夫婦年収。幅のある段階式選択肢の中央値（「2,000万円以上」の選択肢については、平成11年と平成21年全国消費実態調査における世帯年収2,000万円以上の平均値2,850万円とした。）
公的健康保険不信感	公的健康保険不信感の程度	「自分の医療費は今後も公的な健康保険だけで大部分まかなえる」という設問に対する回答の選択肢について、「まったくそう思う（不信感なし）」を基準カテゴリーとし、「まあそう思う（不信感小）」「あまりそうは思わない（不信感中）」「まったくそうは思わない（不信感大）」それぞれについての名義ダミー
健康不安	健康不安の程度	「あなたは、ケガや病気により健康を害することについて、どの程度不安を感じていますか。」という設問に対する回答の選択肢について、「不安を感じない（健康不安なし）」を基準カテゴリーとし、「非常に不安を感じる（健康不安大）」「不安を感じる（健康不安中）」「少し不安を感じる（健康不安小）」それぞれについての名義ダミー
過去1年以内の入院経験	入院経験の有無	過去1年以内の入院経験に関するダミー変数

表4 記述統計量

2001 年	A. 非加入		B. 医療のみ加入		C. 医療・がん重複加入		D. がんのみ加入	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
女性	0.57	0.49	0.56	0.50	0.43	0.50	0.33	0.48
年齢階級（基準カテゴリ：20 歳代）								
30 歳代	0.17	0.38	0.18	0.38	0.23	0.42	0.22	0.42
40 歳代	0.13	0.34	0.22	0.41	0.28	0.45	0.22	0.42
50 歳代	0.19	0.39	0.26	0.44	0.26	0.44	0.19	0.40
60 歳代	0.24	0.43	0.24	0.43	0.15	0.36	0.19	0.40
既婚	0.70	0.46	0.88	0.32	0.90	0.30	0.85	0.36
子供人数	1.37	1.24	1.73	1.05	1.68	1.06	1.59	1.22
職業（基準カテゴリ：常雇用）								
自营	0.10	0.30	0.18	0.39	0.18	0.38	0.33	0.48
非正規	0.14	0.34	0.11	0.32	0.09	0.29	0.11	0.32
無職	0.41	0.49	0.29	0.45	0.18	0.38	0.22	0.42
世帯年収（百万円）	4.41	4.23	5.68	4.03	6.73	4.08	7.31	7.88
公的保険不信感（基準カテゴリ：不信感なし）								
公的保険不信感小	0.36	0.48	0.31	0.46	0.29	0.45	0.33	0.48
公的保険不信感中	0.41	0.49	0.43	0.50	0.44	0.50	0.37	0.49
公的保険不信感大	0.17	0.38	0.20	0.40	0.22	0.42	0.15	0.36
健康不安（基準カテゴリ：不安なし）								
健康不安小	0.32	0.47	0.32	0.47	0.33	0.47	0.52	0.51
健康不安中	0.33	0.47	0.36	0.48	0.37	0.48	0.33	0.48
健康不安大	0.20	0.40	0.22	0.42	0.20	0.40	0.11	0.32
過去 1 年以内の入院経験	0.06	0.24	0.06	0.24	0.05	0.22	0.04	0.19
	N = 749		N = 1766		N = 696		N = 27	

2013 年	A. 非加入		B. 医療のみ加入		C. 医療・がん重複加入		D. がんのみ加入	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
女性	0.50	0.50	0.60	0.49	0.53	0.50	0.41	0.50
年齢階級（基準カテゴリ：20 歳代）								
30 歳代	0.19	0.39	0.18	0.38	0.20	0.40	0.18	0.39
40 歳代	0.18	0.38	0.23	0.42	0.25	0.43	0.31	0.47
50 歳代	0.13	0.33	0.21	0.41	0.22	0.41	0.08	0.27
60 歳代	0.28	0.45	0.31	0.46	0.28	0.45	0.28	0.46
既婚	0.60	0.49	0.86	0.35	0.88	0.32	0.72	0.46
子供人数	1.08	1.17	1.70	1.11	1.76	1.08	1.41	1.27
職業（基準カテゴリ：常雇用）								
自营	0.09	0.28	0.10	0.30	0.13	0.33	0.05	0.22
非正規	0.17	0.38	0.21	0.40	0.15	0.36	0.21	0.41
無職	0.41	0.49	0.32	0.47	0.25	0.43	0.23	0.43
世帯年収（百万円）	3.63	3.32	5.06	3.47	5.93	4.16	4.51	2.93
公的保険不信感（基準カテゴリ：不信感なし）								
公的保険不信感小	0.42	0.49	0.40	0.49	0.36	0.48	0.41	0.50
公的保険不信感中	0.32	0.47	0.37	0.48	0.39	0.49	0.36	0.49
公的保険不信感大	0.16	0.37	0.15	0.36	0.18	0.39	0.21	0.41
健康不安（基準カテゴリ：不安なし）								
健康不安小	0.32	0.47	0.34	0.47	0.34	0.47	0.41	0.50
健康不安中	0.30	0.46	0.36	0.48	0.35	0.48	0.38	0.49
健康不安大	0.25	0.43	0.22	0.41	0.24	0.43	0.21	0.41
過去 1 年以内の入院経験	0.05	0.22	0.05	0.22	0.06	0.24	0.00	0.00
	N = 685		N = 1139		N = 1136		N = 39	

線形モデルのひとつとして広く用いられている。従属変数に明確な順序が存在しない場合、その従属変数を規定する連続的な潜在変数を想定し、潜在変数が一定の範囲になるときに、ある従属変数の値が対応すると考え、選択行動を推定する。⁴¹⁾

私的医療保険への加行動の分析において、「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」、「B. 医療保険のみ加入者」、「C. 医療保険・がん保険重複加入者」、「D. がん保険のみ加入者」の4カテゴリに順序関係を仮定せず、i番目の個人が第jの選択をした場合の多項選択モデルを以下のように表す。

$$y_{ij}^* = x_{ij} \beta_j + u_{ij}$$

ここで、 x_{ij} は独立変数、 u_{ij} は誤差項である。また、 y_{ij}^* は実際には観測されない連続的な潜在変数であり、観測される変数が4つのカテゴリからなる場合、観測変数 y_i と潜在変数 y_{ij}^* の関係は以下ようになる。

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } y_{i1}^* \leq 0, y_{i2}^* \leq 0, y_{i3}^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } y_{i1}^* \geq 0, y_{i1}^* \geq y_{i2}^*, y_{i1}^* \geq y_{i3}^* \\ 2 & \text{if } y_{i2}^* \geq 0, y_{i2}^* \geq y_{i1}^*, y_{i2}^* \geq y_{i3}^* \\ 3 & \text{if } y_{i3}^* \geq 0, y_{i3}^* \geq y_{i1}^*, y_{i3}^* \geq y_{i2}^* \end{cases}$$

4つのカテゴリに属する確率は以下の様に表され、確率分布関数として正規分布を選べば多項プロビットモデル、ロジスティック分布を選べば多項ロジットモデルとなる。

$$\Pr(y_i=0) = \Pr(x_{i1}\beta_1 + u_{i1} \leq 0, \\ x_{i2}\beta_2 + u_{i2} \leq 0, \\ x_{i3}\beta_3 + u_{i3} \leq 0)$$

$$\Pr(y_i=1) = \Pr(x_{i1}\beta_1 + u_{i1} \geq 0, \\ x_{i1}\beta_1 + u_{i1} \geq x_{i2}\beta_2 + u_{i2}, \\ x_{i1}\beta_1 + u_{i1} \geq x_{i3}\beta_3 + u_{i3})$$

$$\Pr(y_i=2) = \Pr(x_{i2}\beta_2 + u_{i2} \geq 0, \\ x_{i2}\beta_2 + u_{i2} \geq x_{i1}\beta_1 + u_{i1}, \\ x_{i2}\beta_2 + u_{i2} \geq x_{i3}\beta_3 + u_{i3})$$

$$\Pr(y_i=3) = \Pr(x_{i3}\beta_3 + u_{i3} \geq 0, \\ x_{i3}\beta_3 + u_{i3} \geq x_{i1}\beta_1 + u_{i1}, \\ x_{i3}\beta_3 + u_{i3} \geq x_{i2}\beta_2 + u_{i2})$$

分析において、独立変数の有意水準は $p < 0.05$ とし、多項ロジットモデルについては、その前提条件である「無関係な選択枝からの独立 (Independence from Irrelevant Alternatives: IIA)」が成立しているかどうかを確認するために、ハウスマン検定を行った。また、回帰係数のプラス・マイナスや有意性から、独立変数が変化した場合に従属変数のカテゴリ間で、どのような移動が生じるのかは把握できるが、全体像は把握しにくいことから、分析で得られた回帰式に、ある独立変数の具体的な値を投入してその値を変化させ、他の独立変数の値は回帰分析に用いたサンプルの平均値に固定して予測値を算出し、従属変数の各カテゴリに属する確率がどのように変化していくのかを観察した。なお、以上の分析には、Stata 14 および SPSS Statistics 22 を用いた。

4. 結果

(1)「医療保険」と「がん保険」の重複加入状況

表5は、図1の分類(A~D)に基づき、『生活保障に関する調査』の保険加入に関するデータから、「医療保険」と「がん保険」の重複加入状況をまとめたものである。(「医療保険」の加入有無には『生活保障に関する調査』における「疾病入院給付金の支払われる保険の加入有無」を、「がん保険」の加入有無には「がん保険・がん特約の加入有無」のデータを用いた。)

医療保険の加入率(B+C)は、2001年74.0%、2013年74.7%と横ばいであり、がん保険の加入率(C+D)は、2001年21.6%、2013年37.8%と大きく上昇していたが、両年ともに、

表5 医療保険、がん保険の加入有無

		保険加入の有無		調査年度					
		医療保険	がん保険	2001 年		2013 年			
合計		A	×	×	1036	25.2%	950	23.9%	
		B	○	×	2188	53.2%	1525	38.3%	
		C	○	○	854	20.8%	1448	36.4%	
		D	×	○	34	0.8%	57	1.4%	
性別	男性	A	×	×	446	23.6%	439	25.2%	
		B	○	×	951	50.3%	589	33.9%	
		C	○	○	473	25.0%	679	39.0%	
		D	×	○	21	1.1%	32	1.8%	
	女性	A	×	×	590	26.6%	511	22.8%	
		B	○	×	1237	55.7%	936	41.8%	
		C	○	○	381	17.2%	769	34.3%	
		D	×	○	13	0.6%	25	1.1%	
	年齢階級	20 歳代	A	×	×	254	47.2%	198	51.7%
			B	○	×	209	38.8%	104	27.2%
			C	○	○	70	13.0%	75	19.6%
			D	×	○	5	0.9%	6	1.6%
30 歳代		A	×	×	173	23.3%	173	24.4%	
		B	○	×	374	50.4%	249	35.1%	
		C	○	○	188	25.3%	276	38.9%	
		D	×	○	7	0.9%	12	1.7%	
40 歳代		A	×	×	142	16.4%	161	18.2%	
		B	○	×	471	54.3%	352	39.9%	
		C	○	○	246	28.3%	356	40.3%	
		D	×	○	9	1.0%	14	1.6%	
50 歳代		A	×	×	202	20.0%	139	17.8%	
		B	○	×	583	57.7%	316	40.4%	
		C	○	○	219	21.7%	317	40.5%	
		D	×	○	7	0.7%	10	1.3%	
60 歳代		A	×	×	265	27.8%	279	22.8%	
		B	○	×	551	57.8%	504	41.2%	
		C	○	○	131	13.7%	424	34.7%	
		D	×	○	6	0.6%	15	1.2%	
世帯年収		300 万未満	A	×	×	358	39.9%	377	38.9%
			B	○	×	438	48.8%	319	32.9%
			C	○	○	98	10.9%	261	26.9%
			D	×	○	4	0.4%	13	1.3%
		～700 万未満	A	×	×	328	20.1%	275	18.3%
			B	○	×	925	56.7%	627	41.8%
			C	○	○	360	22.1%	579	38.6%
			D	×	○	18	1.1%	20	1.3%
	～1000 万未満	A	×	×	70	12.8%	57	12.9%	
		B	○	×	303	55.6%	172	38.9%	
		C	○	○	170	31.2%	209	47.3%	
		D	×	○	2	0.4%	4	0.9%	
	～1500 万未満	A	×	×	45	16.3%	21	12.2%	
		B	○	×	159	57.6%	59	34.3%	
		C	○	○	72	26.1%	90	52.3%	
		D	×	○	0	0.0%	2	1.2%	
	1500 万以上	A	×	×	16	19.0%	8	14.3%	
		B	○	×	38	45.2%	15	26.8%	
		C	○	○	27	32.1%	33	58.9%	
		D	×	○	3	3.6%	0	0.0%	
	無回答				678		839		
			合 計		4112		3980		

注) ○は加入、×は非加入

「がん保険には加入しているが医療保険には加入していない者 (D)」は極めて稀な存在であり、日本における私的医療保険の加入状況は、「非加

入者 (A)」、「医療保険のみ加入者 (B)」、「医療保険・がん保険重複加入者 (C)」に大別されることが明らかとなった。なお、男女別にみた場合、

男性の医療保険加入率（B+C）は、2001 年 75.3%、2013 年 72.9%とやや低下していたのに対し、女性では 2001 年 72.9%、2013 年 76.1%とやや上昇しており、男女で異なる傾向が見られた。一方で、がん保険加入率（C+D）については、男性は 2001 年 26.1%、2013 年 40.8%、女性は 2001 年 17.8%、2013 年 35.4%と、2001 年から 2013 年にかけて男女ともに大きく上昇しており、これは、年齢階級別、世帯年収別に比較した場合にも、全ての階層で同様の傾向がみられた。

以上のような、日本における私的医療保険（医療保険とがん保険）の加入構造に基づき、A、B、C、D の 4 選択肢の場合および、「D. がん保険のみ加入者」を分析対象から除外した、A、B、C の 3 選択肢の場合について、それぞれ名義ダミーを作成し、多項選択モデルの従属変数とした^{注 8}（表 6）。なお、多項選択モデルによる分析に先立ち、「医療保険・がん保険のいずれか又は両方に加入している者（B+C+D）」と「医療保険・がん保険ともに非加入者（A）」の 2 選択肢のプロビット分析により全体像の把握を行った。

（2）2 項選択モデルによる分析

独立変数間に強い相関関係があると分析結果が不安定になるため、相関係数を確認したところ、「既婚」と「子供人数」（2001 年 0.622、2013 年

0.662）が最大であり、その他には高い相関を示す変数はなかったことから、全ての独立変数を用いて分析を行った。2001 年データ、2013 年データ、両年のプールデータそれぞれについて、プロビット回帰分析を行った結果を、表 7 に示した。

「女性」は、2001 年には有意な影響を与えていなかった（係数はマイナス）が、2013 年には有意にプラスの影響を与えており、2001 年から 2013 年の間に、私的医療保険加入について、女性であることの影響が強まっていた。20 歳代を基準カテゴリとした「年齢階級」は、30、40、50、60 歳代のすべてにおいて、両年ともに有意にプラスの影響を与えており、「既婚」についても同様に両年とも有意にプラスとなっていた。「子供人数」については、2001 年には有意な影響を与えていなかった（係数はマイナス）が、2013 年には有意にプラスの影響を与えていた。「職業」について、常雇用者を基準カテゴリとした場合、「自営」については、両年ともに有意ではなく、常雇用との差は見られなかった。一方、「非正規」と「無職」については、両年ともに有意にマイナスの影響を与えていた。「世帯年収」については、両年ともに有意にプラスの影響を与えていた。「公的保険不信感（「公的保険不信感なし」が基準カテゴリ）」については、両年ともに全てのダミー変数（不信感小・中・大とも）が私的医療保険の加入に有意な影響を与えていなかった。「健康不

表 6 従属変数の操作化の要約

変数	定義
私的医療保険加入ダミー	「医療保険・がん保険ともに非加入者」を基準カテゴリーとし、「医療保険のみ加入者」、「がん保険のみ加入者」、「医療保険・がん保険重複加入者」それぞれについての名義ダミー
	「医療保険・がん保険ともに非加入者」を基準カテゴリーとし、「医療保険のみ加入者」、「医療保険・がん保険重複加入者」それぞれについての名義ダミー
	「医療保険・がん保険ともに非加入者」を基準カテゴリーとし、「医療保険のみ加入者」、「医療保険・がん保険重複加入者」、「がん保険のみ加入者」をあわせて「私的医療保険加入者」とした名義ダミー

表7 プロビット回帰分析の結果

	2001 年データ		2013 年データ		プールデータ	
	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値
定数	-0.138	-1.03	-0.544	-3.81 ***	-0.351	-3.59 ***
女性	-0.019	-0.33	0.152	2.52 **	0.069	1.68 *
年齢階級（基準カテゴリ：20 歳代）						
30 歳代	0.370	3.88 ***	0.330	3.25 ***	0.321	4.66 ***
40 歳代	0.526	4.99 ***	0.388	3.72 ***	0.414	5.67 ***
50 歳代	0.364	3.54 ***	0.475	4.26 ***	0.372	4.99 ***
60 歳代	0.301	2.85 ***	0.442	4.18 ***	0.352	4.76 ***
既婚	0.595	6.00 ***	0.488	5.12 ***	0.575	8.48 ***
子供人数	-0.037	-1.21	0.100	3.01 ***	0.030	1.37
職業（基準カテゴリ：常雇用）						
自营	0.041	0.49	-0.076	-0.77	-0.036	-0.57
非正規	-0.390	-4.36 ***	-0.219	-2.61 ***	-0.310	-5.12 ***
無職	-0.483	-6.80 ***	-0.520	-7.06 ***	-0.522	-10.31 ***
世帯年収（百万円）	0.017	2.27 **	0.034	3.64 ***	0.023	4.05 ***
公的保険不信感（基準カテゴリ：不信感なし）						
公的保険不信感小	0.001	0.01	0.081	0.77	0.059	0.78
公的保険不信感中	0.057	0.52	0.172	1.62	0.132	1.74
公的保険不信感大	0.124	1.05	0.053	0.45	0.119	1.44
健康不安（基準カテゴリ：不安なし）						
健康不安小	0.203	2.36 **	0.314	3.19 ***	0.240	3.73 ***
健康不安中	0.231	2.69 ***	0.400	4.04 ***	0.280	4.36 ***
健康不安大	0.223	2.38 **	0.229	2.20 **	0.195	2.83 ***
過去 1 年以内の入院経験	0.074	0.68	0.027	0.22	0.054	0.68
2013 年ダミー					0.073	1.94 *
	Number of obs	3238	Number of obs	2999	Number of obs	6237
	Wald chi2(18)	298.46	Wald chi2(18)	384.93	Wald chi2(19)	638.64
	Log likelihood	-1602.0783	Log likelihood	-1419.0413	Log likelihood	-3043.5287
	Prob > chi2	0.000	Prob > chi2	0.000	Prob > chi2	0.000
	Pseudo R2	0.0852	Pseudo R2	0.1194	Pseudo R2	0.0950
	AIC	3222.157	AIC	2856.083	AIC	6106.057

* : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

安（「健康不安なし」が基準カテゴリ）」については、両年ともに全てのダミー変数（不安小・中・大とも）が私的医療保険の加入に有意な影響を与えていたが、「過去 1 年間の入院経験」は、両年ともに有意な影響を与えていなかった。なお、2001 年と 2013 年のプールデータの分析において、「2013 年」ダミーは有意ではなかったが、他の独立変数の有意性は各年の分析と概ね同様であった。

以上の分析結果によると、健康リスクに関係すると考えられる「年齢」、「健康不安」は私的医療保険の加入決定要因であったが、「過去 1 年間の

入院経験」は有意な影響を与えていなかった。また、社会経済的地位を表す「世帯年収」、「職業」については私的医療保険の加入決定要因となっていた。

（3）多項選択モデルによる分析

① 4 カテゴリ選択肢

「医療保険・がん保険ともに非加入者」を基準カテゴリとし、「医療保険のみ加入者」、「がん保険のみ加入者」、「医療保険・がん保険重複加入者」それぞれについての名義ダミーを従属変数として多変量ロジット分析を行ったが、ハウスマン検定

表 8 多変量多項プロビット回帰分析の結果

	2001 年データ				2013 年データ				プールデータ			
	医療加入		医療・がん加入		医療加入		医療・がん加入		医療加入		医療・がん加入	
	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値
定数	-0.471	-2.48 **	-1.217	-5.44 ***	-1.074	-5.13 ***	-1.530	-6.94 ***	-0.635	-4.52 ***	-1.651	-10.48 ***
女性	0.088	1.07	-0.223	-2.40 **	0.271	3.12 ***	0.153	1.74 *	0.182	3.09 ***	-0.022	-0.35
年齢階級（基準カテゴリ：20 歳代）												
30 歳代	0.449	3.29 ***	0.608	3.87 ***	0.377	2.49 **	0.522	3.32 ***	0.380	3.80 ***	0.521	4.71 ***
40 歳代	0.680	4.55 ***	0.776	4.57 ***	0.488	3.16 ***	0.555	3.45 ***	0.535	5.06 ***	0.602	5.22 ***
50 歳代	0.551	3.77 ***	0.407	2.41 **	0.631	3.86 ***	0.655	3.87 ***	0.538	5.00 ***	0.470	3.98 ***
60 歳代	0.494	3.29 ***	0.250	1.41	0.564	3.61 ***	0.621	3.80 ***	0.507	4.74 ***	0.437	3.68 ***
既婚	0.699	4.97 ***	0.908	5.68 ***	0.622	4.44 ***	0.683	4.80 ***	0.692	7.06 ***	0.841	8.02 ***
子供人数	-0.030	-0.71	-0.085	-1.79 *	0.114	2.40 **	0.143	2.99 ***	0.042	1.32	0.035	1.04
職業（基準カテゴリ：常雇用）												
自営	0.085	0.72	-0.049	-0.38	-0.077	-0.54	-0.097	-0.69	-0.003	-0.03	-0.121	-1.30
非正規	-0.460	-3.66 ***	-0.629	-4.32 ***	-0.133	-1.11	-0.463	-3.78 ***	-0.297	-3.45 ***	-0.565	-6.12 ***
無職	-0.553	-5.53 ***	-0.843	-7.20 ***	-0.542	-5.11 ***	-0.822	-7.60 ***	-0.568	-7.87 ***	-0.865	-11.04 ***
世帯年収（百万円）	0.010	0.99	0.043	3.90 ***	0.023	1.77 *	0.061	4.77 ***	0.015	1.84 *	0.050	6.07 ***
公的保険不信感（基準カテゴリ：不信感なし）												
公的保険不信感小	0.004	0.02	0.018	0.10	0.081	0.54	0.117	0.75	0.059	0.55	0.093	0.80
公的保険不信感中	0.068	0.44	0.113	0.64	0.155	1.01	0.296	1.87 *	0.125	1.16	0.236	2.03 **
公的保険不信感大	0.126	0.76	0.255	1.35	-0.058	-0.34	0.179	1.03	0.072	0.62	0.262	2.08 **
健康不安（基準カテゴリ：不安なし）												
健康不安小	0.283	2.33 **	0.200	1.43	0.304	2.13 **	0.462	3.12 ***	0.286	3.10 ***	0.313	3.09 ***
健康不安中	0.302	2.49 **	0.288	2.07 **	0.420	2.94 ***	0.571	3.83 ***	0.331	3.60 ***	0.378	3.75 ***
健康不安大	0.313	2.37 **	0.248	1.63	0.143	0.95	0.424	2.72 ***	0.210	2.13 **	0.293	2.72 ***
過去 1 年以内の入院経験	0.109	0.72	0.074	0.42	-0.040	-0.23	0.145	0.84	0.050	0.44	0.108	0.89
2013 年ダミー									-0.234	-4.38 ***	0.588	10.25 ***
	Number of obs		3211		Number of obs		2960		Number of obs		6171	
	Wald chi2(36)		375.64		Wald chi2(36)		416.88		Wald chi2(38)		949.15	
	Log likelihood		-3008.1704		Log likelihood		-2949.3430		Log likelihood		-5993.1277	
	Prob > chi2		0.000		Prob > chi2		0.000		Prob > chi2		0.000	
	AIC		6052.341		AIC		5934.686		AIC		12024.255	

※従属変数の基準カテゴリは「加入していない」

* : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

の結果 IIA が成立しておらず、有意な結果は得られなかった。また、同様にして行った多項プロビット分析では回帰結果が収束しなかった。これは、「がん保険のみ加入者」のサンプル数が少ないこと、データがモデルに適合しないことが原因と考えられた。

② 3 カテゴリ選択肢

「医療保険・がん保険ともに非加入者」を基準カテゴリとし、「医療保険のみ加入者」、「医療保険・がん保険重複加入者」それぞれについての名

義ダミーを従属変数として多変量ロジット分析を行ったが、ハウスマン検定の結果 IIA が成立しておらず有意な結果は得られなかったため、選択確率が IIA に基づかない多項プロビット分析の結果を採用することとした。

2001 年データ、2013 年データ、両年のプールデータそれぞれについて、多変量多項プロビット回帰分析を行った結果を、表 8 に示した。各独立変数の影響について、2001 年と 2013 年を対比した結果は以下の通りである。

「女性」は、「医療保険のみ加入」に対して、

2001年には有意な影響を与えていなかったが、2013年には有意にプラスの影響を与えていた。また、「医療保険・がん保険重複加入」に対しては、2001年には有意にマイナスの影響を与えていたが、2013年には有意な影響を与えておらず（係数はプラスに転じている）、2001年から2013年の間に、私的医療保険加入について、女性であることの影響が強まっていた。20歳代を基準カテゴリとした「年齢階級」については、2001年には「医療保険・がん保険重複加入」に対する「60歳代」以外が有意にプラスの影響を、2013年には「60歳代」も含めてすべての年齢階級が、「医療保険のみ加入」、「医療保険・がん保険重複加入」の双方に対して有意にプラスの影響を与えていた。「既婚」については、両年ともに「医療保険のみ加入」、「医療保険・がん保険重複加入」の双方に対して有意にプラスの影響を与えていた。「子供人数」については、2001年には有意な影響を与えていなかった（係数はマイナス）が、2013年には「医療保険のみ加入」、「医療保険・がん保険重複加入」の双方に対して有意にプラスの影響を与えていた。「職業」について、常雇用者を基準カテゴリとした場合の、「自営」、「非正規」、「無職」による影響を見たところ、「自営」については、両年ともに有意ではなく、常雇用との差は見られなかったが、「無職」については、両年ともに有意にマイナスの影響を与えていた。また、「非正規」については、2001年には「医療保険のみ加入」、「医療保険・がん保険重複加入」の双方に対して有意にマイナスの影響を与えていたが、2013年には「医療保険・がん保険重複加入」に対してのみ有意にマイナスの影響を与えていた。「世帯年収」については、両年とも、「医療保険・がん保険重複加入」に対しては有意にプラスの影響を与えていたが、「医療保険のみ加入」には有意な影響を与えていなかった。2項選択モ

デルにおいて「医療保険・がん保険のいずれか又は両方に加入している者」に対して「世帯年収」が有意であったことは、「医療保険・がん保険重複加入」の影響によるものと考えられた。「公的保険不信感（「公的保険不信感なし」が基準カテゴリ）」については、両年ともに、全てのダミー変数（不信感小・中・大とも）が私的医療保険の加入に有意な影響を与えていなかった。「健康不安（「健康不安なし」が基準カテゴリ）」については、2001年には「医療保険のみ加入」に対してはすべてのダミー変数（不安小・中・大）が、「医療保険・がん保険重複加入」に対しては「健康不安中」のみが有意にプラスの影響を与えていたが、2013年には「医療保険のみ加入」に対しては「健康不安小・中」が、「医療保険・がん保険重複加入」に対してはすべてのダミー変数（不安小・中・大）が有意にプラスの影響を与えていた。「過去1年以内の入院経験」については、両年ともに私的医療保険への加入には影響を与えていなかった。

2001年と2013年のプールデータの分析において、「2013年」のダミー変数が、「医療保険のみ加入」については有意にマイナスの、「医療保険・がん保険重複加入」については有意にプラスの影響を与えていたことは、2001年から2013年にかけて、「医療保険加入率」が概ね一定の中で、「がん保険加入率」（≡「医療保険・がん保険重複加入率」）が大幅に上昇したために、相対的に「医療保険のみ加入者」が減少したことを反映しているものと考えられた。また、「公的保険不信感」については、各年の分析では私的医療保険への加入に対して有意な影響を与えていなかったが、プールデータの分析においては、不信感中・大が「医療保険・がん保険重複加入」に有意にプラスの影響を与えていたことから、その程度は小さいものの「公的保険に対する不信感」が私的医

療保険の加入にプラスの影響を与えているものと考えられた。なお、他の独立変数の有意性は2001年、2013年それぞれの分析と概ね同様の結果であった。

(4) 予測値

多項プロビット回帰分析で用いた独立変数のうち、「年齢階級」、「健康不安」、「過去1年以内の入院経験」、「世帯年収」、「職業」の5種類に着目して、それぞれ予測値（従属変数の各カテゴリに属する確率）を算出した。

①年齢階級

図2は、年齢階級ごとに、「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」、「B. 医療保険のみ加入者」、「C. 医療保険・がん保険重複加入者」の3つのカテゴリに属する確率を示したものである。BとCをあわせた「私的医療保険加入者」に注目すると、2001年には、加齢に伴って40歳代まで増加しその後やや減少していたが、2013年には50歳代まで増加し60歳代においても減少幅は小さくなっていた。また、「C. 医療保険・がん保険重複加入者」となる確率は、2001年は加齢に伴って40歳代まで増加しその後減少に転じていたが、2013年には30歳代から60歳代まで高い水準が続いていた。なお、2001年と2013年を比較すると、すべての年齢階級において「C. 医療保険・がん保険重複加入者」となる確率が高まっており、特に50歳代、60歳代においてその傾向が顕著となっていた。

②健康不安

図3は、健康不安の大小による、A、B、Cの3つのカテゴリに属する確率を示したものである。両年ともに、「健康不安なし」とした者よりも「健康不安がある」とした者（健康不安小・中・

大）の方が「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」となる確率は小さかった。また、2001年には、健康不安があるとした者（健康不安小・中・大）の間に「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」となる確率に大きな差はなかったが、2013年には、「健康不安大」は「健康不安中」よりも「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」となる確率が高くなっていた。

③過去1年以内の入院経験

図4は、過去1年以内の入院経験ごとに、A、B、Cの3つのカテゴリに属する確率を示したものであるが、両年ともに、入院経験の有無による大きな違いは見られなかった。

④世帯年収

図5は、世帯年収が変化した場合に、A、B、Cの3つのカテゴリに属する確率を示したものである。両年ともに、世帯年収が増加するにつれて「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」は減少し、「C. 医療保険・がん保険重複加入者」が大きく増加していた。また、2001年と2013年を比較すると、すべての世帯年収階級において「C. 医療保険・がん保険重複加入者」となる確率が高まっていた。

⑤職業

図6は、職業区分（常雇用、自営、非正規、無職）ごとに、A、B、Cの3つのカテゴリに属する確率を示したものである。2001年、2013年ともに、「常雇用」と「自営業」の間では大きな違いは見られなかったが、「非正規」と「無職」については、「常雇用」や「自営業」と比べて、「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」が多くなっていた。なお、2013年は2001年と比較して、「非正規」が「A. 医療保険・がん保険と

図2 医療保険とがん保険の加入・非加入に年齢が与える影響

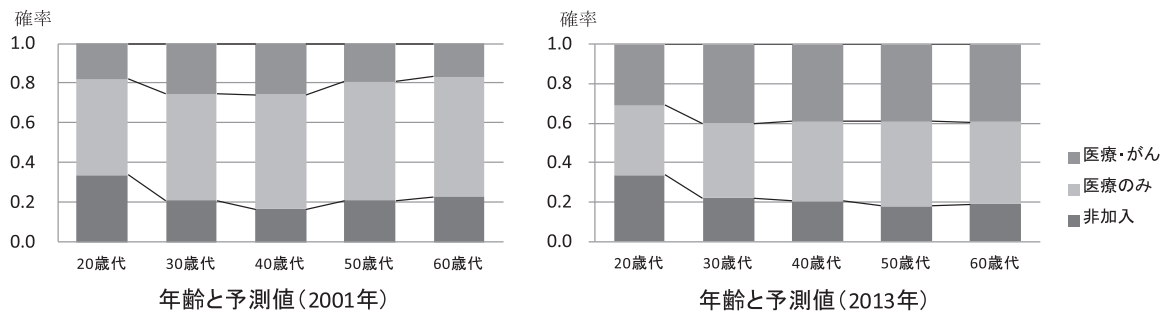


図3 医療保険とがん保険の加入・非加入に健康不安が与える影響

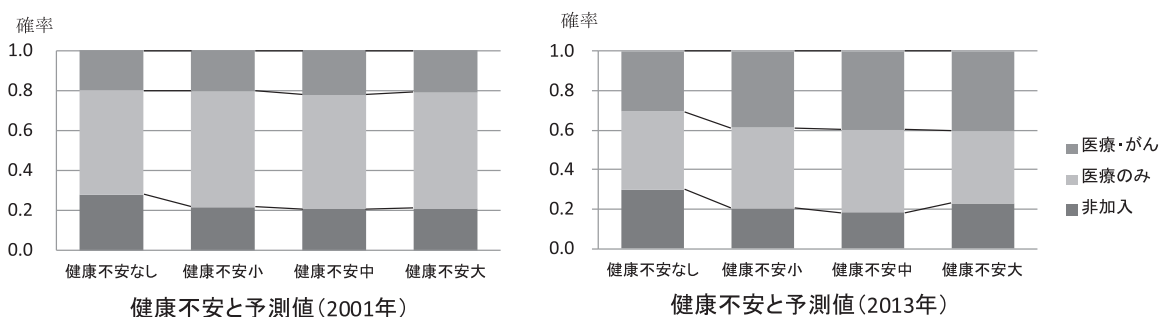


図4 医療保険とがん保険の加入・非加入に過去1年以内の入院経験が与える影響

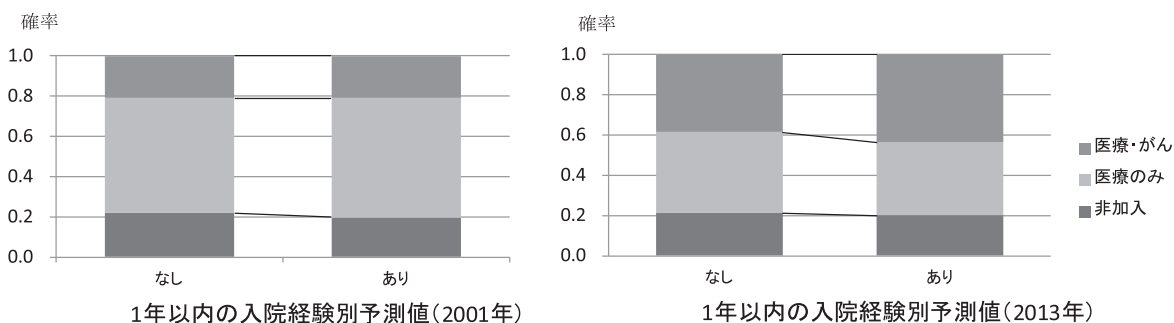


図5 医療保険とがん保険の加入・非加入に世帯年収が与える影響

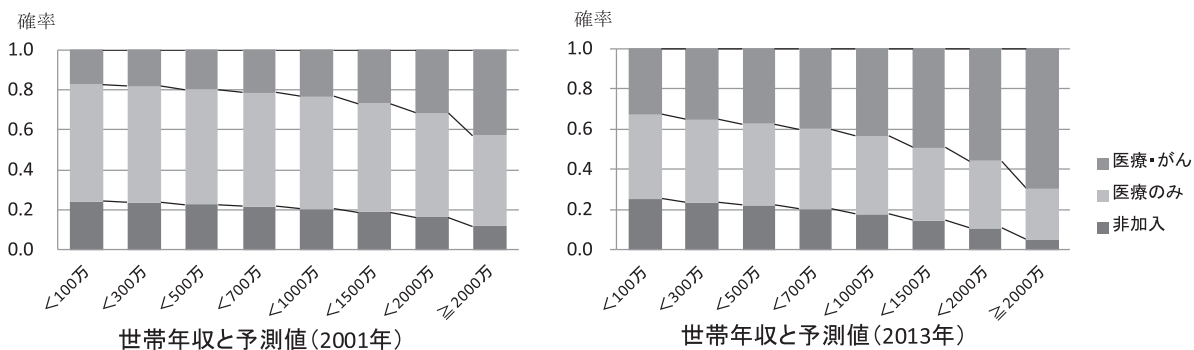
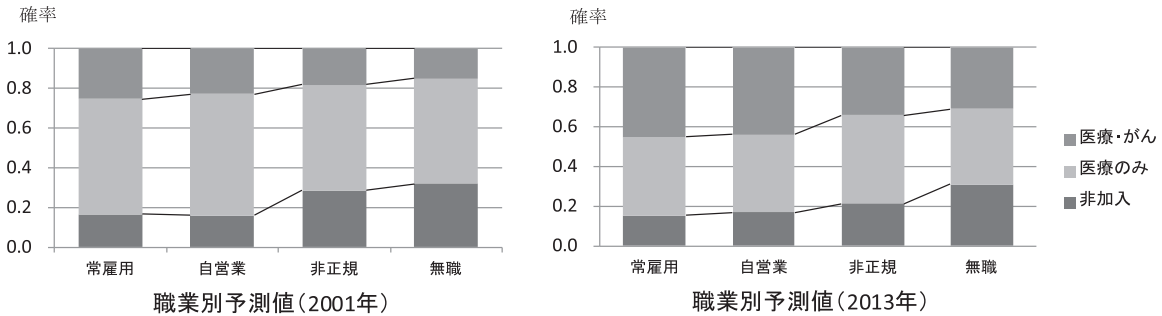


図6 医療保険とがん保険の加入・非加入に職業が与える影響



もに非加入者」となる確率がやや低くなっていた。

5. 考察

(1) 健康リスクと社会経済的地位が私的医療保険加入に与える影響

日本における私的医療保険の需要決定要因についての実証分析から得られた結果に基づき、健康リスクに関係する「年齢」、「健康不安」、「過去1年以内の入院経験」や、社会経済的地位を表す「世帯収入」、「職業」が、私的医療保険の加入に与える影響について考察する。

①年齢階級

日本における先行研究には、年齢が私的医療保険加入にプラスの影響を与えたとしたものと、年齢は影響を与えないとしたものが混在していたが、2001年データの分析結果は、滋野(2000)¹⁷⁾や、永野(2002)²⁰⁾が示した、30歳代や40歳代であることが私的医療保険加入にプラスの影響を与えているとした結果を支持するものであった。2013年データの分析結果からは、50～60歳代において「がん保険」への加入が促進されたことが見て取れるが、生命保険等に付加して同時加入する特約タイプの加入時年齢は30～40歳代(世帯形成や出産の時期)が中心で、通常、生命保険に加入した後に特約を追加することはできないの

に対し、主契約タイプは任意の年齢で加入することが可能であることから、第三分野の販売規制が撤廃された2001年以降、主契約タイプが主流となった影響によって、がんリスクに対する認知が高まる50～60歳代において「がん保険」に対する需要が高まった可能性が考えられる。

また、一般に、健康リスクは加齢に伴って上昇するため、私的医療保険に対する需要には年齢がプラスの影響を及ぼすものと考えられるが、一方で、年齢に伴って上昇する保険料(本分析で用いたデータには含まれない)は、私的医療保険の需要に対してマイナスの影響を与える⁴²⁾ことから、本分析により観測された年齢による効果には、健康リスクと保険料の2つの要因が影響しているものと考えられる。2001年以降、保険契約解約時の返戻金を低額に抑えることによって、従来の特約タイプと比較して、保障内容が手厚く保険料が安い主契約タイプが登場し、新たな保険契約の主流となったことで、加齢に伴う保険料上昇によるマイナスの影響が小さくなった可能性も考えられる。

なお、本分析に用いたサンプルは20～69歳であり、公的医療保険制度の自己負担割合や高額療養費制度における自己負担限度額が軽減されている70歳以上に直接適用することはできない。

②健康不安

2001年には、健康不安を持つ者の間では、不安の大小が「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」となる確率に影響を与えていなかったが、2013年には、「健康不安大」は「健康不安中」よりも「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」となる確率が高くなっていた。健康不安の大小は、必ずしも客観的な健康状態を表すものではないが、本来であれば、健康不安が大きい者ほど私的医療保険への加入意向は強いと考えられることから、2001年から2013年にかけて生じた変化は、第三分野規制撤廃後に、私的医療保険の契約形態の主流が、生命保険等に付加する特約タイプから単独で契約する主契約タイプへと変化した際、加入時の健康診査の方法として、「告知書」が採用された一方で、リスク選択基準が厳しく設定されたことが影響している可能性を示唆している。

③過去1年以内の入院経験

「過去1年以内の入院経験」については、両年ともに私的医療保険の加入に影響を与えていなかった。過去1年以内に入院経験のある者は、両年ともに少なく（【2001年】6.4%、【2013年】5.3%）、また、私的医療保険加入カテゴリ間で大きな違いがなかった（【2001年】A 7.0%、B 6.6%、C 5.5% 【2013年】A 5.2%、B 4.8%、C 6.2%）ことによるものと考えられた。なお、入院経験のある者の方が私的医療保険に対する需要が大きいと考えられるが、私的医療保険に新規加入する場合、過去1年以内の入院経験がある者は加入を拒否（加入時期の先延ばし）されることが一般的である一方で、私的医療保険加入者が入院を経験した場合、入院を経験していない者に比べて加入継続の意向が強いと考えられることから、これらの効果が相殺された結果である可能性も考えられた。

④世帯年収

世帯年収が増加するにつれて「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」は減少し、「C. 医療保険・がん保険重複加入者」が大きく増加しており、これは2001年と2013年で共通の傾向であった。日本における先行研究においては、私的医療保険への加入に対して、収入が有意にプラスの影響を与えているとしたもの¹⁹⁾²¹⁾²²⁾と、有意な影響は与えていないとしたもの¹⁷⁾²⁰⁾が混在しているが、これらは「がん保険」への加入について考慮していない。一方、澤野、大竹（2002）¹⁸⁾では、「がん保険」加入には収入が高いことが有意にプラスの影響を与え、「医療保障特約」については有意な影響を与えていないとしており、医療保険・がん保険の重複加入については考慮されていないものの、本研究と類似の結果と考えられた。日本において「がん保険」の加入者のほとんどが「医療保険」にも重複加入しており、「がん保険」は「医療保険」加入者にとっての保障追加の手段として活用されていると考えられることから、本分析で得られた「世帯年収」が高いほど「医療保険・がん保険重複加入」が選択されているという結果は、保障水準が高い（≒保険料水準が高い）私的医療保険の加入には世帯収入が影響することを示唆している。

一方、公的医療保険制度における患者自己負担は定率であるが、その上限額は、高額療養費制度の存在によって所得階層別に異なり、低所得者の負担額は軽減されていることから、世帯収入が低い者は、経済的な制約によって私的医療保険に加入できないのではなく、公的給付が手厚いために私的医療保険に加入する必要がない可能性もある。しかしながら、高額療養費制度は加入している保険種類の単位で適用されるため、例えば、夫婦共働き世帯が別々の健康保険組合に加入している場

合には、同一世帯であっても別個に限度額が設定されることから、世帯単位での負担上限額は必ずしも世帯所得の多寡とは関連しない。さらに、一部の健康保険組合（被用者保険）には法定外の付加給付が存在し、負担上限額が高額療養費制度の負担上限額よりも大きく引き下げられている場合もあるため、公的医療保険制度における自己負担の軽減が私的医療保険加入に与える影響を明らかにするには、世帯員全員が加入している公的医療保険の種類、扶養状況、付加給付の有無や負担上限額といった追加的なデータが必要である。

⑤職業

2001年、2013年ともに、「常雇用」と「自営業」の間では大きな違いは見られないが、「非正規」と「無職」については、「常雇用」や「自営業」と比べて、「A. 医療保険・がん保険ともに非加入者」が多くなっていた。2001年と2013年を比較すると、被用者保険の自己負担割合が2割から3割に引き上げられており（国民健康保険は両年ともに3割）、「常雇用」の私的医療保険需要に影響を与えた可能性があるが、「常雇用」を基準カテゴリとして「自営業」と比較した場合、私的医療保険加入に与える影響に有意な差は見られなかった。しかしながら、2選択肢の分析において、2001年はプラスであった「自営」の係数が2013年にはマイナスとなっており、3選択肢の分析においても「医療保険のみ加入」については同様にプラスからマイナスに転じていたことから、被用者保険における自己負担割合の引き上げが「常雇用」の私的医療保険需要に対して若干プラスの影響を与えた可能性がある。なお、本分析で使用したデータにおいて「無職」には主婦や学生が含まれているため、その解釈は難しいが、常雇用を基準カテゴリとした場合の「非正規」の係数が、2001年、2013年ともに有意にマイナス

であることは、健康リスク（年齢・健康不安）や世帯収入などの影響を除いても「非正規」という雇用形態が私的医療保険加入にマイナスの影響を与えていることを示しており、職域において団体加入する私的医療保険の斡旋などの機会が少ないことが影響している可能性も考えられる。

（2）今後の私的医療保険に対する公的支援・規制の必要性

私的医療保険への加入有無が医療アクセスにも影響を与える場合、その影響を緩和することを目的とした公的支援・規制が行われている国も存在するが、公的医療保障制度の存在下における私的医療保険が果たしている役割は、公的医療保障制度への加入対象者や給付対象となる医療サービスの範囲、費用償還の程度（割合）といった、各国の公的医療保障制度の在り方とも密接に関係している¹⁰⁾ことから、私的医療保険が医療アクセスに与える影響の程度や、公的支援・規制の在り方は多様である。

イギリスでは、1990年から1997年にかけて、60歳以上の私的医療保険（Duplicate insurance）加入者に対する税制優遇措置が設けられていたが、税制優遇の廃止は私的医療保険需要に僅かではあるがマイナスの影響を与えたとされている⁴³⁾。また、オーストラリアでは私的医療保険（Duplicate & Supplementary insurance）の保険料は、年齢、健康状態などにかかわらず同一（州ごとに異なる）とされている上、保険者には引受義務が課せられており、高齢者や高リスク者の医療費はリスク構造調整^{注9)}によって各保険者が分担している。連邦政府は私的医療保険の保険料の30～40%（年齢が高いほど補助率も高い）を補助しているが、31歳以降に新規加入する場合には、加入年齢に応じて保険料を割増しとすることで、若年層の私的医療保険加入を促進してい

る。また、一定水準の私的医療保険に加入していない中～高所得層は、Medicare Levy Surcharge（課税所得の1%）が徴収される⁴⁴⁾。フランスでは、私的医療保険（Complementary & Supplementary insurance）の加入に所得と社会的地位が影響を与えており、保険加入有無が医療サービスの利用に影響していたことから、2000年に低所得者層への私的医療保険への加入促進策（無料加入）が導入され、その後、2005年には、無料加入の対象となる所得基準を僅かに超える者に対する保険料補助制度が導入されるなどの、公的支援が行われている¹⁰⁾。ドイツにおいては、私的医療保険（Substitute insurance）の保険者によるリスク選択によって高リスク者（高齢者）が十分な保険カバーを得られないことを防止するために、保険者には、公定保険料で基礎的保障を終身契約で提供することが義務付けられ、私的医療保険の保険者間でリスク構造調整が行われている¹⁴⁾。

一方、現在の日本における定額給付型の私的医療保険に関して、諸外国で見られるような高齢者や低所得者に対する公的支援・規制は行われていない。本分析の結果、健康リスクの代理指標と考えられる年齢については、2001～2013年にかけて50～60歳代の私的医療保険加入が促進されており、70歳以上の者（本分析の対象外）については公的医療保険制度の自己負担が軽減されているため私的医療保険による補完の必要性が低い可能性がある。また、世帯収入が高い者ほど保障水準が高い私的医療保険に加入していたが、低所得者は公的給付が手厚いために私的医療保険に加入する必要が低いとも考えられる。

このように、現在の日本における定額給付型の私的医療保険については、公的医療保険制度において高齢者や低所得者の患者負担が軽減されていることもあって公的支援・規制の必要性が低いも

のと考えられるが、『保健医療 2035 提言書』が挙げている「公的医療保険の範囲から外れるサービス」をカバーする私的医療保険は、現在の日本で普及している定額給付型の私的医療保険とは以下のとおり性質が異なることが想定される。定額給付型の私的医療保険は、年齢に伴って上昇する疾病リスクを平準化して保険期間中の保険料を一定とした長期契約が主流であるが、実損補償型の私的医療保険は、「公的医療保険の範囲から外れるサービス」の変更に迅速に対応して給付対象を見直すことが求められる上に、医療費を実損補償するためにはインフレリスクを考慮する必要もあることから短期契約となり、その契約更改時には加齢に伴って保険料が上昇するものと考えられる。実損補償型の私的医療保険を対象とした先行研究⁴²⁾によると、保険料の上昇は私的医療保険需要に対してマイナスの影響を与えることから、定額給付型から実損補償型へと私的医療保険の機能が変化した場合には、特に高齢者が私的医療保険に加入しにくくなることが想定される。

また、「公的医療保険の範囲から外れるサービスを患者の主体的な選択により利用する」という表現からは、当該サービスは、特別の病室の提供（差額ベッド）などの「選定療養」と類似の位置づけとなり、その費用は高額療養費制度の対象外となることが想定されるが、その場合、低所得者であっても負担は同等となることから、これらをカバーする私的医療保険需要には、世帯年収が直接的に影響を与えることが考えられる。

（3）結論

日本における定額給付型の「医療保険」と「がん保険」の特徴的な重複加入構造に基づき、多項選択モデルによる回帰分析を行ったところ、健康リスクに関係する「年齢」、社会経済的地位を表す「世帯収入」が、私的医療保険需要の決定要因

であることが明らかになった。今後、「公的保険を補完する財政支援の仕組み」として、実損補償型の私的医療保険が必要とされるようになった場合には、現在の定額給付型の私的医療保険よりも「健康リスク」や「社会経済的地位」が加入に与える影響が強まるものと推測されることから、私的医療保険加入の有無による医療アクセスの差異について検証し、私的医療保険の加入有無が医療サービスへのアクセスの公平性に影響を与える場合には、諸外国の事例を参考としつつ、日本の実情に即した公的支援や規制の在り方を検討することも必要であろう。

6. 本研究の限界

(1) 使用したデータによる制約

本研究に用いたデータは、二時点におけるクロスセクション・データであり、異なる集団を対象としているため、例えば、「私的医療保険への加入によって金銭面での健康不安が小さくなるか」といった、私的医療保険への加入前後で生じた変化について分析することはできなかった。また、私的医療保険の保険料、特約・主契約の別や加入の時期、教育水準（学歴）、健康状態（客観的）、危険選好の度合、加入している公的医療保険の種類、被保険者・被扶養者の別、付加給付の有無といった変数が含まれておらず、これらの影響を評価することができなかった。さらに、分析に使用したデータは20～69歳の男女を対象としたものであり、未成年者と70歳以上の高齢者について、得られた結果を一般化することはできない。なお、新たに70歳以上の高齢者を含んだ調査を行う場合には、公的医療保険における患者自己負担割合や高額療養費制度における1か月あたりの負担限度額の基準が現役世代とは異なるため、これらの変数を含んだ調査・分析を行う必要がある。

(2) 使用した分析モデル

医療保険とがん保険の加入・非加入に着目して分析を行ったが、給付水準（入院時の給付金日額）についてはモデルに含んでいない。そのため、給付水準の高い保険に加入している者と低い保険に加入している者を区別できておらず、更なるモデル改善の余地がある。

倫理的配慮の必要性

本分析に使用したデータは匿名化された上で研究目的での使用が許可されており、個人情報や機密情報に該当するものは含まれていない。

利益相反

本論文は、筆頭著者が個人として所属する筑波大学大学院において実施した共同研究の成果であり、所属する企業からの援助を受けていない。また、本論文の内容は全て著者らの個人的見解であり、所属する組織等のものではない。

謝辞

本論文においては、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから『生活保障に関する調査, 2001 および 2013』（生命保険文化センター）の個票データの提供を受け、二次分析を行いました。ここに謝意を表します。

注

- 1 定額給付型の私的医療保険の原型は1974年に生命保険各社が死亡保険等に付加する「特約」として販売を始めた「手術給付金付疾病入院特約」に遡る。さらに1976年には「疾病保険」と「がん保険」が、ともに単独で契約できる「主契約」として発売されたが、それらの取り扱いが外資系生命保険会社と中小生命保険会社のみ限定されていた。この販売規制は2001年に撤廃され、その後は全ての保険会社に、「特約」としての取り扱いに加えて、医療保険とがん保険を「主契約」として販売することが認められている。
- 2 健保組合等における付加給付（法定外の上乗せ給付）がある場合を指す。

- 3 1999年当時の自己負担率は、被用者保険については本人は入院外来とも2割、家族は入院2割・外来3割、国民健康保険の加入者は入院外来とも3割となっていた。
- 4 2001年当時の自己負担率は、被用者保険については本人は入院外来とも2割、家族は入院2割・外来3割、国民健康保険の加入者は入院外来とも3割となっていた。
- 5 第三分野保険の販売規制が撤廃されたのは2001年7月であることから、2001年調査（実施時期は5月～6月）と2013年の調査データと対比することで、規制撤廃前後の変化を捉えることができる。
- 6 『生活保障に関する調査』には「金融資産」についての設問もあるが、その回答率は2001年が男性60%、女性57%で、2013年が男性54%、女性51%と低くサンプルに偏りが生じる可能性があるため分析には使用しなかった。なお、「金融資産」を独立変数に含めた場合であっても、概ね同様の結果が得られた。
- 7 多変量多項プロビット分析に用いたサンプルにおける記述統計量を示した。
- 8 3選択肢（「A.非加入者」、「B.医療保険のみ加入者」、「C.医療保険・がん保険重複加入者」）については順序性も想定できることから、順序ダミーを作成し、順序選択モデルを用いた分析を行ったところ、多項選択モデルによる分析を裏付ける結果が得られた。
- 9 各保険者が集めた保険料を、加入者集団の性・年齢構成などに応じて事前に配分したり、医療費の支払実績に基づいて事後的に配分したりすること。保険者にとって加入者を選別する必要性が低くなる。

参考文献

- 1) 遠藤久夫. (2006). 第2章 医療サービスの経済的特性. 西村周三、田中滋、遠藤久夫編著, 医療経済学の基礎理論と論点 (pp.37-62). 勁草書房.
- 2) 木村栄一. (1983). 第1章 損害保険総論. 木村栄一編, 損害保険論 (pp.1-35). 有斐閣.
- 3) マックペイク, B., クマラナヤケ, L., ノルマンド, C. (2002/2004). 大日康史・近藤正英訳, 国際的視点から学ぶ医療経済学入門 (pp.329-339). 東京大学出版会.
- 4) Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2004). Private Health Insurance in OECD Countries. OECD Publications, Paris.
- 5) Mossialos, E. and Thomson, S. (2004). Voluntary health insurance in the European Union. World Health Organization, on behalf of the European Observatory on Health Systems and Policies, Burussels.
- 6) Sekhri, N. and Savedoff, W. (2005). Private health insurance: implications for developing countries. Bulletin of the World Health Organization, 83(2), 127-134.
- 7) Gottret, P. and Schieber, G. (2006). Health Financing Revisited - A Practitioner's Guide-. World Bank, Washington, DC.
- 8) Bassett, MC. and Kane, VM. (2007). "APPENDIX Review of the Literature on Voluntary Private Health Insurance", in Preker, AS. Scheffler, RM. and Basset, MC. (Ed.), Private Voluntary Health Insurance in Development: Friend or Foe? Washington, DC: World Bank, 335-398.
- 9) Busse, R. Schreyögg, J. and Gericke, C. (2007). Analyzing Changes in Health Financing Arrangements in High-Income Countries. World Bank, Washington D.C.
- 10) Thomson, S and Mossialos, E. (2009). Private health insurance in the European Union, European Commission.
- 11) Preker, AS. Zweifel, P. and Schellekens, OP. (2010). Global Marketplace for Private Health Insurance -Strength in Numbers-. World Bank, Washington, DC.
- 12) Brunner, G. Gottret, P. Hansl, B. Kalavakonda, V. Nagpal, S. and Tapay, N. (2012). Private voluntary health insurance: consumer protection and prudential regulation. World Bank, Washington, DC.
- 13) 「保健医療 2035」策定懇談会. (2015). 保健医療 2035 提言書. 厚生労働省.
- 14) Thomson, S and Mossialos, E. (2004). What are the equity, efficiency, cost containment and choice implications of private health-care funding in

- Western Europe? WHO Regional Office for Europe's Health Evidence Network.
- 15) 田近栄治, 菊池潤. (2012). 日本の公的医療制度の課題と民間医療保険の可能性. *フィナンシャル・レビュー*, 111, 29-47.
 - 16) 三井住友海上あいおい生命保険. (2013). 先進医療特約の保有契約が 50 万件を突破!
http://www.msa-life.co.jp/news/pdf/20131015_sensiniryō50%20.pdf
 - 17) 滋野由紀子. (2000). 私的医療保険の需要と公的医療保険. *季刊社会保障研究*, 36(3), 378-390.
 - 18) 澤野孝一郎, 大竹文雄. (2002). 私的医療保険需要の決定要因: 入院診療と医療費負担. *医療と社会*, 12(3), 117-136.
 - 19) 山上俊彦, 鈴木祐輔. (2002). 生命保険需要のミクロ経済分析. *生命保険経営*, 70(5), 10-29.
 - 20) 永野博之. (2002). 混合診療と私的医療保険需要. *JILI FORUM*, 11, 141-148.
 - 21) Yamada, Tetsuji. Chen, C. Yamada, Tadashi. Noguchi, H. and Miller, M. (2009). Private Health Insurance and Hospitalization Under Japanese National Health Insurance. *The Open Economic Journal*, 2, 61-70.
 - 22) 丹下博史. (2006). 第 3 章 医療保険への消費者ニーズと民間医療保険市場. 堀田一吉編著, *民間医療保険の戦略と課題* (pp.71-95). 勁草書房.
 - 23) Wallis, G. (2003). The Determinants of Demand for Private Medical Insurance: Evidence from the British Household Panel Survey. Presented at the Royal Economic Society Annual Conference 2004, University of Wales Swansea.
<http://www.swan.ac.uk/economics/res2004/program/papers/Wallis.pdf>.
 - 24) King, D and Mossialos, E. (2005). The Determinants of Private Medical Insurance Prevalence in England, 1997-2000. *Health Services Research*, 40(1), 195-212.
 - 25) Propper, C. Rees, H. and Green, K. (2001). The demand for private medical insurance in the UK: A Cohort Analysis. *The Economic Journal*, 111, 180-200.
 - 26) Biro, A. and Hellowell, M. (2016). Public-private sector interactions and the demand for supplementary health insurance in the United Kingdom. *Health Policy*, 120, 840-847.
 - 27) Savage, E. and Wright DJ. (2003). Moral hazard and advantageous selection in Australian private hospitals. *Journal of Health Economics*, 22, 331-359.
 - 28) Buchmueller, TC. Fiebig, DG. Jones, G. and Savage, E. (2008). Preference heterogeneity and selection in private health insurance: The case of Australia. *Journal of Health Economics*, 32(5), 757-767.
 - 29) Johar, M. Jones, G. Keane, M. Savage, E. and Stavrunova, O. (2011). Waiting Times For Elective Surgery And The Decision To Buy Private Health Insurance. *Health Economics*, 20, 68-86.
 - 30) Doiron, D. Jones, G. and Savage, E. (2008). Healthy, wealthy and insured? The role of self-assessed health in the demand for private health insurance. *Health Economics*, 17(3), 317-334.
 - 31) Ellis, RP. and Savage, E. (2008). Run for cover now or later? The impact of premiums, threats and deadlines on private health insurance in Australia. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 8, 257-277.
 - 32) Palangkaraya, A. Yong, J. Webster, E. and Dawkins, P. (2009). The income distributive implications of recent private health insurance policy reforms in Australia. *European Journal of Health Economics*, 10, 135-148.
 - 33) Knox, SA. Savage, E. Fiebig, DG. and Salale, V. (2010). Joiners and leavers stayers and abstainers: Private health insurance choices in Australia. *CHERE Working Paper 2010/4*. Center for Health Economics Research and Evaluation, University of Technology Sydney.
 - 34) Stavrunova, O. and Yeroknin, O. (2014). Tax incentives and the demand for private health insurance. *Journal of Health Economics*, 34, 121-130.
 - 35) Buchmueller, TC. Couffinhal, A. Grignon, M. and Perronnin, M. (2004). Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health Economics*, 13, 669-

- 687.
- 36) Saliba, B. and Ventelou, B. (2007). Complementary health insurance in France Who pays? Why? Who will suffer from public disengagement? Health Policy, 81, 166-182.
- 37) Grignon, M. and Kambia-Chopin, B. (2009). Income and the demand for complementary health insurance in France. IRDES Working Paper No. 24.
- 38) Thomson, S. Busse, R. and Mossialos, E. (2002). Low Demand for Substitutive Voluntary Health Insurance in Germany. Croatian Medical Journal, 43(4), 425-432.
- 39) Augurzky, B. and Tauchmann, H. (2011). Less social health insurance, more private supplementary insurance? Empirical evidence from Germany. Journal of Policy Modeling, 33, 470-480.
- 40) Lange, R. Schiller, J. and Steinorth P. (2015). Demand and Selection Effects in Supplemental Health Insurance in Germany. SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research at DIW Berlin.
- 41) 山本勲. (2015). 第8章 順序ロジットモデルと多項ロジットモデル—離散選択モデルの応用—. 実証分析のための計量経済学. 中央経済社.
- 42) Kiil, A. (2012). What characterises the privately insured in universal health care systems? A review of the empirical evidence. Health Policy, 106, 60-75.
- 43) Emmerson, C. Frayne, C. and Goodman, A. (2001). Should private medical insurance be subsidized? Health care UK 2001. Institute for Fiscal Studies, London.
- 44) 丸山士行. (2008). 混合診療の先進国—オーストラリアの医療. 医療と社会, 18(1), 49-72.

著者連絡先

東京海上研究所 主席研究員

小坂 雅人

〒100-0005 東京都千代田区丸の内 1-2-1

東京海上日動ビル新館

TEL : 03-3285-0391

FAX : 03-3285-0232

E-mail: mkosaka-ky@umin.ac.jp

The determinants of demand for private health insurance in Japan

Masato Kosaka, MSc (Public Health), Ph.D.^{*1,2},
Masahide Kondo, M.D., Ph.D.^{*3}

Abstract

Objective:

Japan's public health insurance system has been internationally highly acclaimed, however, there is a growing concern about its sustainability. A governmental long-term strategic proposal, "The Japan Vision: Health Care 2035", suggests the establishment of new financing scheme to complement the public system. In developed countries where private insurance markets play complementary roles, regulations or assistance have been set for high risk or low income population due to equity concerns. In Japan, whether the health risk or income status determines the demand for private insurance is still unclear. This paper aims to find the determinants of the demand for private health insurance, and examine the need for regulations in order to maintain equity in the health system if the role of private insurance is to expand.

Methods:

Demand models for private insurance were estimated on the data from "Survey on Life Protection 2001-2013". Two types of insurance policy, which dominate the market, were targeted: "health insurance" and "cancer insurance". Purchase of both policies was also taken into account.

Results:

The purchase of "cancer insurance" policy only was found to be rare, so the samples were classified into three groups: those with no private insurance policy; those with "health insurance" policy only; and those with both "health insurance" and "cancer insurance" policies. The multinomial regression showed that individual's health risk (age, health concerns) and socioeconomic status (household income, occupation) were the determinants of the demand for private health insurance. Furthermore, the predictive values from the model, i.e., the possibility of the individuals with no private insurance, decreased by the increase of individual's age. The possibility of purchase increased among those in 50's and 60's in the year of 2013, when compared with year 2001. Regarding the socioeconomic status, the possibility of purchase increased by an increase in household income. This tendency was found to be more remarkable among those with both policies, i.e., the choice of more generous coverage.

Discussion:

If the vision of expanding the role of private health insurance is implemented, as in "The Japan Vision: Health Care 2035", concerns on equity cannot be ignored according to our findings which show that health risk and/or socioeconomic status are the determinants of the demand for private health insurance. Regulations set for private insurance market would be necessary to protect the vulnerable population.

[Keywords] private health insurance, demand, equity

*1 The Tokio Marine Research Institute

*2 University of Tsukuba, Graduate School of Comprehensive Human Sciences, Department of Health Care Policy and Management

*3 University of Tsukuba, Faculty of Medicine, Department of Health Care Policy and Health Economics

医療経済学会

第 12 回研究大会(報告)

The 12th Annual Meeting of Japan Health Economics Association (JHEA)

1. 日時

2017 年 9 月 2 日(土) 9:00~17:30

2. 会場

慶應義塾大学 日吉キャンパス 協生館
〒223-8521 神奈川県横浜市港北区日吉 4-1-1

3. 研究大会長

中村 洋 (慶應義塾大学 経営管理研究科)

4. プログラム委員会

委員長

菅原 琢磨 (法政大学 経済学部)

委員

飯塚 敏晃 (東京大学 経済学研究科)
井深 陽子 (慶應義塾大学 経済学部)
岸田 研作 (岡山大学 社会文化科学研究科)
國澤 進 (京都大学 医学研究科)
後藤 励 (慶應義塾大学 経営管理研究科)
近藤 尚己 (東京大学 医学系研究科)
中村さやか (名古屋大学 経済学研究科)
橋本 英樹 (東京大学 医学系研究科)

主催：医療経済学会

総会・シンポジウム

【メイン会場：藤原洋記念ホール】

◇ 総会 12：40～13：00

◇ シンポジウム 13：10～15：10

演題：「医療経済研究の『これから』— 今後有望な研究テーマ —」

演者：中村 良太 氏（一橋大学 社会科学高等研究院）
野口 晴子 氏（早稲田大学 政治経済学術院）
津川 友介 氏（University of California, Los Angeles）
橋本 英樹 氏（東京大学 医学系研究科）

パネルディスカッション：

モデレーター：中村 洋 氏（慶應義塾大学 経営管理研究科）

パネリスト：中村 良太 氏、野口 晴子 氏、津川 友介 氏、橋本 英樹 氏

一般演題

【メイン（M）会場：2F 藤原洋記念ホール】

座長 中京大学 経済学部 湯田 道生

(9:40~11:40)

M-1 Substitution between medical and long-term care: Evidence from Japan

京都大学 経済学研究科 加藤 弘陸

(指定討論者) 学習院大学 経済学部 鈴木 亘

M-2 所得が高齢者の医療費・介護費に与える影響

早稲田大学大学院 経済学研究科 今堀まゆみ

(指定討論者) 中京大学 経済学部 湯田 道生

M-3 The effect of inheritance receipt on health: A longitudinal analysis of Japanese young women

法政大学 比較経済研究所 濱秋 純哉

(指定討論者) 早稲田大学 政治経済学術院 野口 晴子

【A 会場：4F 中教室 1・2】

座長 京都大学 医学研究科 國澤 進

(9:00~11:40)

A-1 禁煙科外来導入についての調査

名古屋商科大学大学院 鎌谷 薫

(指定討論者) 慶應義塾大学 経営管理研究科 中村 洋

A-2 Does the information improvement change the health investment behavior and consequent outcomes? The heterogeneous effects across educational groups

東京大学大学院 経済学研究科 及川 雅斗

(指定討論者) 早稲田大学 政治経済学術院 野口 晴子

A-3 乳幼児の急変時における保護者の対応と小児救急電話相談

医療経済研究機構 山岡 淳

(指定討論者) 東京大学 医学系研究科 小林 廉毅

A-4 潜在能力アプローチに基づく医療サービス測定の規範原理の構築

日本学術振興会 (慶應義塾大学) 小林 秀行

(指定討論者) 京都大学 医学研究科 國澤 進

座長 岡山大学 社会文化科学研究科 岸田 研作

(15:30~17:30)

A-5 Detecting Waste in Health Care via Hospital Sorting

医療経済研究機構 高久 玲音

(指定討論者) 国際医療福祉大学大学院 医療経営管理分野 池田 俊也

A-6 医療費助成が就学期児童の医療需要に与える影響：給付方法の違いを踏まえて

東京大学大学院 医学系研究科 宮脇 敦士

(指定討論者) 医療経済研究機構 高久 玲音

A-7 国民健康保険の保険料収納率に関する分析

国立社会保障・人口問題研究所 大津 唯

(指定討論者) 岡山大学 社会文化科学研究科 岸田 研作

【B 会場：4F 階段教室 1】

座長 東京大学 医学系研究科 近藤 尚己

(9:00~11:40)

B-1 超高齢社会における診療科別医師数の地域間格差の推移

京都大学大学院 医学研究科 原 広司

(指定討論者) 慶應義塾大学 経営管理研究科 後藤 励

B-2 Do health-enhancing behaviors protect the physical health of informal caregivers?

近畿大学 経済学部 熊谷 成将

(指定討論者) 富山大学 経済学研究科 両角 良子

B-3 看護師の利他性と時間外労働・燃え尽き症候群

慶應義塾大学・日本学術振興会 佐々木周作

(指定討論者) 岡山大学 社会文化科学研究科 岸田 研作

B-4 Own and cross wage elasticities: the impact of nurse and non-nurse wages on the nurse labor supply

上智大学 国際教養学部 長谷部拓也

(指定討論者) 法政大学 経済学部 酒井 正

座長 慶應義塾大学 経済学部 井深 陽子

(15:30~17:30)

※B-5~B-7 は英語セッション

B-5 Impact of Mobile Money Adoption on Maternal Health-Seeking Behavior: Evidence from Rural Uganda

National Graduate Institute for Policy Studies Hiroyuki Egami

(指定討論者) 東京大学 医学系研究科 橋本 英樹

B-6 Prevalence and costs of potentially avoidable hospitalizations among long-term care facility residents

Department of Health Services Research, Faculty of Medicine, University of Tsukuba Boyoung Jeon

(指定討論者) 富山大学 経済学研究科 両角 良子

B-7 Negative Intergenerational Impact of Poor Health during Pregnancy

Osaka University of Commerce Midori Matsushima

(指定討論者) 慶應義塾大学 経済学部 井深 陽子

【C 会場：4F 階段教室 4】

座長 法政大学 経済学部 菅原 琢磨

(9:00~11:40)

C-1 ジェネリック医薬品普及とインセンティブ政策：一般名処方加算が薬剤費抑制に及ぼした影響

摂南大学 経済学部 西川 浩平

(指定討論者) 法政大学 経済学部 菅原 琢磨

C-2 医療保険財政・患者負担軽減と研究開発インセンティブ維持・向上の両立に向けた 保険償還価格の算定リスクに関する不確実性低下の効果分析と考察

名古屋市立大学 経済学研究科 和久津尚彦

(指定討論者) 東京大学 経済学研究科 飯塚 敏晃

C-3 非弁膜症性心房細動を有する脳梗塞または一過性脳虚血発作 (TIA) 予防のための 抗凝固療法に用いる VKA と NOAC の経済評価

国立保健医療科学院 医療・福祉サービス研究部 佐藤 大介

(指定討論者) 慶應義塾大学 経営管理研究科 後藤 励

C-4 Is preventive care worth the cost? Evidence from mandatory checkups in Japan

東京大学大学院 経済学研究科 飯塚 敏晃

(指定討論者) 京都産業大学 経済学部 花岡 智恵

【C 会場：2F 多目的教室 3】

座長 名古屋大学 経済学研究科 中村さやか

(15:30～17:30)

※C-5～C-7 は英語セッション

C-5 The economic and sociodemographic factors associated with infant and young child feeding practices in Bangladesh

Department of Health Care Economics, Graduate School of Medical and Dental Sciences,
Tokyo Medical and Dental University G.M. Rabiul Islam

(指定討論者) 名古屋大学 経済学研究科 中村さやか

C-6 Cost-effectiveness of Exemestane+Everolimus and Toremifene compared to Exemestane Alone as Second-Line Therapies in Postmenopausal Hormone Receptor-positive and Human Epidermal Growth Factor Receptor 2-negative Metastatic Breast Cancer in Japan.

Department of Healthcare Economics and Quality Management, Graduate School of Medicine,
Kyoto University Verin Lertjanyakun

(指定討論者) 国立保健医療科学院 医療・福祉サービス研究部 白岩 健

C-7 Moral hazard in the long-term care market: evidence from Japanese claims data

Faculty of Political Science and Economics, Waseda University Rong FU

(指定討論者) 東京大学 社会科学研究所 田中 隆一

【ポスター（P）会場：2F 藤原洋記念ホール・ホワイエ】

座長 慶應義塾大学 経営管理研究科 後藤 励

(15:30~16:30)

※P-1~P-3 はポスターセッション

P-1 What determines surgeons' efficiency in the operating rooms?-Surgical panel data analysis of a Japanese large-scale hospital-

早稲田大学大学院 経済学研究科 渡邊 雄一

(指定討論者) 成城大学 経済学部 河口 洋行

P-2 Effects of Informal Elderly Care on Labor Supply: Exploitation of Government Intervention on the Supply Side of Elderly Care Market

東京大学大学院 経済学研究科 西村 仁憲

(指定討論者) 法政大学 比較経済研究所 濱秋 純哉

P-3 定期的な運動が健康状態に及ぼす影響 JGSS-2012 からの証拠

東北大学スマート・エイジング学際重点研究センター 陳 鳳明

(指定討論者) 国立がん研究センター 社会と健康研究センター 濱島ちさと

その他

◇「医療経済研究機構」研究助成対象者の発表

【ポスター（P）会場：2F 藤原洋記念ホール・ホワイエ】

座長 慶應義塾大学 経営管理研究科 後藤 励

(15:30~16:30)

※P-4 はポスターセッション

P-4 大規模レセプトデータベースを用いた高齢者終末期医療の実態解明

京都大学医学部附属病院 医療情報企画部 酒井 未知

(指定討論者) 東京大学大学院 医学系研究科 松居 宏樹

2016 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。

2016 年度は、選考の結果、「該当無し」となりました。

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を評価の対象としています。次年度以降、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。

2017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】

2017年度に発行された医療経済学会誌「医療経済研究」（Vol.29）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】

2018年に開催予定の第13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として賞金（提供：医療経済研究機構）を贈呈します。

医療経済学会 第 12 回研究大会「若手最優秀発表賞」授賞の報告

第 12 回研究大会長

慶應義塾大学 経営管理研究科 中村 洋

医療経済学会 第 12 回研究大会では、2016 年 9 月 2 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：江上 弘幸 氏（政策研究大学院大学 政策研究科 博士課程）

演題名：Impact of Mobile Money Adoption on Maternal Health-Seeking Behavior: Evidence from Rural Uganda

第 13 回研究大会の概要について

1. 研究大会長

東京大学大学院経済学研究科 教授 岩本 康志 先生

2. 日程

2018 年 9 月 1 日(土) (予定)

3. 会場

東京大学・本郷キャンパス (東京都)

4. 今後のスケジュール

・一般演題募集：2018 年 1 月 ～ 2018 年 5 月初旬 (予定)

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

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

医療経済・医療政策研究に関する研究成果の投稿を広く募集しております。

- ⇒ 投稿者の条件はありません。
- ⇒ 採用された論文の掲載料金は無料です。
- ⇒ 投稿規定、執筆要領は学会 Web ページ (<https://www.ihep.jp/jhea/>) の「医療経済研究」、もしくはバナー「Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy」をご覧ください。

『医療経済研究』投稿規程

本誌は、医療経済学会と一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構が医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関紙として、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@ihp.jp
- (2) 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従ってください。編集委員会から修正を求められた際には、各指摘事項に個別に応え、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、原著者との間の著作権処理（翻訳権、翻案権等および本投稿に関する許諾の取得）を必ず行ってください。
- (8) 投稿論文等の掲載の採否および種別については、査読審査に基づいて、編集委員会にて決定します。その際、「研究論文」の基準には満たない場合であっても「研究ノート」または「研究資料」としての掲載が可能という決定になる場合もあります。
- (9) 掲載が決定した論文等の掲載料金は無料です。責任著者へは無料にて PDF ファイルを提供します。別刷が必要な場合にはその旨ご連絡ください。実費にて申し受けます。
- (10) 英文の校正等は、第一義的には責任著者の責任であり、水準に満たない場合は合理的な範囲での費用負担を求める場合もあります。

5. 著作権等

- (1) 投稿論文・掲載論文等の著作権は責任著者等に帰属したままとしますが、(2)～(4)に同意いただきます。なお、本誌への掲載決定後、責任著者を始めとする執筆者全員に利用許諾同意書（別紙様式）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@ihp.jp

（2017年9月2日 改定）

『医療経済研究』執筆要領

1. 原稿の書式

(1) A4 版 Word 入力

(2) 1 行 40 字×36 行、横書き入力

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

① 題名著者の氏名および所属・肩書、謝辞、提出年月日

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

③ 共著者全員のメールアドレス

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

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

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

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

5. 文献記載の様式は以下のとおりとします。

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

(2) 記載方法は下記の例示に従ってください。

① 雑誌の場合

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

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

② 単行本の場合

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

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

③ 訳本の場合

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

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

7. 見出しに振る修飾数字・英字等は原則として以下の順序に従ってください。

1. (1) ① (a) (ア) …

(2017 年 9 月 2 日 改定)

医療経済学会 入会申込書

【学会設立の趣旨】

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

年 月 日申込

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

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

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

【主な活動】

研究大会の開催、学会誌「医療経済研究」の発行など

【学会年会費】

普通会员：年 10,000 円、学生会員：年 5,000 円

【入会の申し込みおよびお問合せは下記へ】

医療経済研究機構内 医療経済学会事務局

TEL 03-3506-8529 FAX 03-3506-8528

https://www.ihep.jp E-mail : gakkai@ihep.jp

編集委員長	橋本英樹	(東京大学大学院医学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	井伊雅子	(一橋大学国際・公共政策大学院教授)
	菅原琢磨	(法政大学経済学部教授)
	鈴木亘	(学習院大学経済学部教授)
	野口晴子	(早稲田大学政治経済学術院教授)
	濱島ちさと	(国立がん研究センター社会と健康研究センター検診研究部検診評価研究室長)
	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)
	山田篤裕	(慶應義塾大学経済学部教授)

医療経済研究 Vol.29 No.1 2017

平成 29 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 (代)

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

Japanese Journal of Health Economics and Policy

Vol.29 No.1 2017

Contents

Prefatory Note

Issues concerning cost-effectiveness threshold

..... *Shunya Ikeda* 1

Special Contributed Article

50th Anniversary of Baumol's Cost Disease:

Implications for Future Research on Formal Long-term Care Services in Japan

..... *Atsuhiko Yamada* 3

The health opportunity cost approach in healthcare resource allocation

..... *Ryota Nakamura* 18

Research Article

The Impact of the 2009 Long-term Care Compensation Reform on Caregiver Wages,
Working Hours, and Job Separation Rate

..... *Junya Hamaaki* *Ayako Ueno* 33

The determinants of demand for private health insurance in Japan

..... *Masato Kosaka* *Masahide Kondo* 58

JHEA 12th Annual Conference Report 84

Announcement of the Best Paper Award of the Year 2016 92

Selection of the Best Paper Award of the Year 2017 93

JHEA 12th Annual Conference Young Investigator Award 94

Announcement of The 13th Annual Conference of JHEA 95

**Announcement of The Launch of
Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy** 96

Instructions to Authors/Manuscript Submission and Specifications 97

