

巻頭言

- 医療制度改革のあり方：投資シフト、価値創造と社会的協働 今中 雄一 69

特別寄稿

- 「国保の『モデル給付額』国庫負担制度」による地方創生 八田 達夫 71
- 「国家戦略特区と医療制度改革」 阿曾沼元博 85

研究論文

- 地域間介護給付水準の収束仮説の検証 松岡 佑和 100
- 在宅介護サービスにおける需要誘発仮説の検証 岸田 研作 117

- 第 10 回研究大会報告 135
- 2014 年度「学会論文賞」授賞の報告 144
- 医療経済学会「学会論文賞」について 145
- 医療経済学会第 10 回研究大会
- 「若手最優秀発表賞」授賞の報告 146
- 「医療経済学会 第 11 回研究大会」のご案内（第一報） 147
- 投稿規定・執筆要領 150

医療経済研究

Vol.27 No.2 2015

卷頭言

医療制度改革のあり方：投資シフト、価値創造と社会的協働

今中 雄一

財政難の中、超高齢社会が進展し、保健医療介護の制度改革は喫緊の課題である。ここでは、その課題について、医療に焦点を当て、重要と思われる三点を論じる。

(1) 価値創造と投資シフトの視点：医療は、命や健康、生活の質、生産性の維持・向上のための、社会的な投資と捉らえうる。効果の無いものを同定してデータをもって可視化し、医療原資の投資先を大胆にシフトし、より大きな価値を創造していく必要がある。

まずは、外来、入院など医療のプロセス全体をみて、重複を含む不要な検査、処方、手術などの診療行為を明らかにし、可視化し、情報として共有する必要がある。そこに、今後展開していくべき医療の大きな原資が潜在している。

さらに中期的には、早期に対応し健康への障害やその悪化を未然に防ぐ対応も報われる診療報酬制度・医療原資配分制度を構築していく必要がある。高度な医療も重要だが、初期診療や一般的な疾患への高品質な診療を今まで以上に重視すべきであろう。現行では、経営への圧力がかかる中、高点数の手技等が誘引されている可能性もある。「投資シフト」は価値創造のカギとなる。診断群分類に基づく包括評価は、医療のデータ化に貢献したが、医療の限られた原資の適正配分のためには、さらなる仕組みが必要である。

(2) 医療の質の地域格差と拠点化・連携強化：限られた原資と資源で医療制度を向上させるために「拠点化と連携強化」も重要である。医療は「分散」も必要であり脳卒中、急性心筋梗塞、5大がん、各種救急医療（小児科、産科、多発外傷含む）など、専門的で十分な人員体制・設備が重要な領域で拠点化・連携強化が重要となる。これからは、地域ごとに医療の質やパフォーマンスの測定が可能となり、その地域格差が明確になってくる。その情報を、ステークホルダー間で共有することで初めて、拠点化と連携強化が本気で進むと考える。これは、今後求められる「地域医療全体を責任をもってみる」体制づくりに向けての基盤ともなる。

また、患者は、診療所や病院で受診し、回復期リハビリ、療養病床、介護施設なども利用しうる。しかし、多くの場合、そのプロセス全体に責任を持つ役割は明確になっていない。かかりつけ医の重要な機能と考えうるが、「個々の患者の視点でプロセス全体を責任をもってみてもらえる」体制づくりも今後、一層求められる。

(3) 社会的協働 (Social Joint Venture)：医療介護の実態を可視化し課題を共有し、縦割りでない行政に加え、市民、マスメディア、保険者、医療・ケア提供者、学術界、教育界、各種産業界、社会企業家など全てのアクターが、意識的・明示的に協調してそれぞれの役割を果たしていく、少し新しい社会的な協働を進めることが必要である。

ここでは、小学生以降の教育も鍵である。医療エコ活動やまちづくりの土台でもある。脳卒中のFAST運動、認知症サポートキャラバンなども例となる。また、アントレプレナーシップがより機能していく必要があり、諸々の経済活動と統合されていくことが望まれる。公と民の境界も融合し、社会企業的な活動も拡充できる社会基盤が望まれる。

限りある原資と資源のもと、質高く効率よく公平公正な医療制度は、市場原理に委ねるのではなく、人間が知恵を出して協働し能動的に構築していくべきものである。

特別寄稿

「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」による地方創生

八田 達夫*

政府は2014年以来、成長戦略の目標として出生率の上昇を掲げ、そのための手段として、若者の東京圏からの地方への移転を促す政策を始めた。その具体的な手段は、地方に対する補助金政策である。これは、選挙対策であり、地方へのバラマキにもっともらしい理由をつけたものにすぎないのだから、目くじらを立てるほどのことではない、という考え方もたしかにできる。しかし、この政策を全面的に掲げたことによって、地方創生のために決定的に重要な改革が置き去りにされようとしている。

本稿の目的は、地方創生のために長期的に役立つ改革案—「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」—を提示することにある。さらに、この改革案の必要性は、国と地方自治体との役割分担の理由と深く関わっていることを指摘しよう。

本稿では、まず、「人口分散による出生率改善が成長戦略になる」という政府の主張が間違っていることを、データによって示す。次に、地方が高齢者サービスに比較優位を持っていることを示す。さらに、地方が比較優位をもつこの産業を活性化できていない根本理由が、国民健康保険制度にあることを示した上で、その改革案を提示する。

国保や介護の制度が地方自治体に大きな財政負

担を与えていていることについては、鈴木（2015）、林（2015）、岩本（2015）を参照されたい。なお、本稿は、八田（2015a）を修正の上、大幅に加筆したものである。

I 成長戦略としての地方創生政府案：評価

1. 「地方創生案」の目的と手段

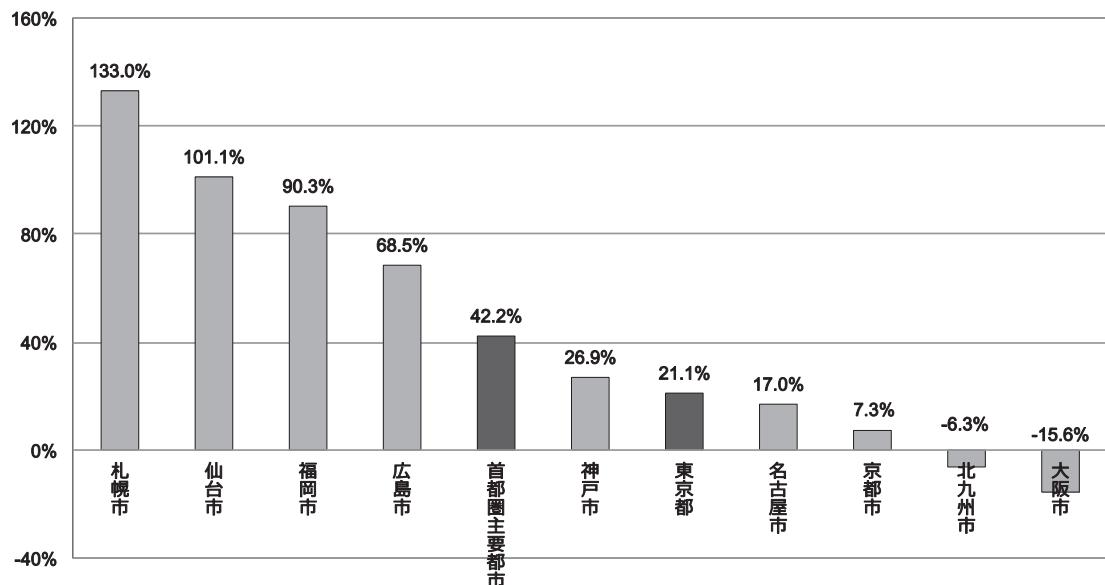
まち・ひと・しごと創生法^{注1}に基づき、政府が定めた「まち・ひと・しごと創生総合戦略」^{注2}では、日本全体の出生率の改善を目標の一つとしている^{注3}。その手段として、若者の地方誘致による、東京一極集中を是正すべきだと訴えている^{注4}。若者を東京圏から地方に連れていくれば出生率が上がるから、人口減少に歯止めがかかり、日本の成長率も高まるというわけだ。

その前提は次の4つだ。

- ① 東京一極集中が起きている。
- ② 東京圏の出生率は地方に比べて低い。
- ③ 若者の地方移住によって、国全体の出生率は改善する。
- ④ 出生率の改善は日本の成長戦略になる。

* 公益財団法人アジア成長研究所所長

図1 全国主要都市における人口増加率 | 1965–2010年



(出所) 大都市比較統計年表、国勢調査
(備考) 首都圏主要都市は、東京都・横浜市・川崎市・千葉市・さいたま市である。

A. 前提①「東京に一極集中が起きている」？

まず、「一極集中が起きている」という前提是、事実に反する。

東京が一極集中になっているのかどうかを検討するには、東京と他の都市との人口成長率を比較する必要がある。図1は、1965年から2010年まで、高度成長のピークから最近までの期間の人口の成長率を示している。この45年間の東京の成長率は21%でしかない。さらに横浜、川崎、千葉、埼玉などの100万人を超える東京の首都圏の政令指定都市全体でみても、42.2%しか伸びていない。それに対して、この間に札幌は133%、仙台も100%以上伸びた。よく「札仙広福」と呼ばれるこれら地方中枢都市は、東京よりよほど伸びている。

日本ではこの期間、大阪市と北九州市と尼崎市だけを例外として、50万人以上のすべての都市が大きくなった。ほとんどの大都市は大きくなっ

たのである。

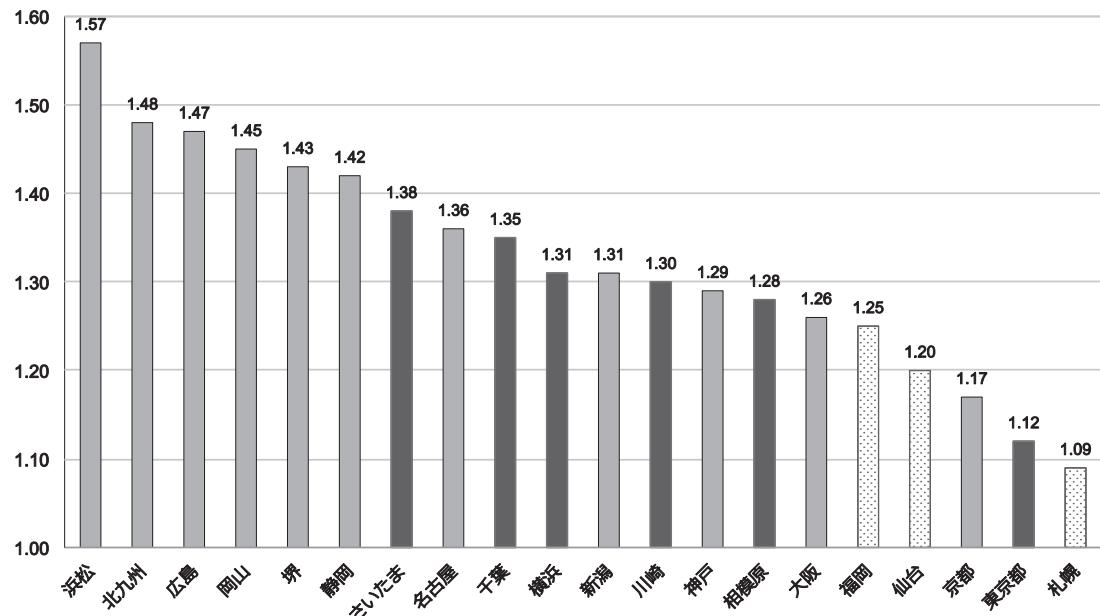
一極集中ではなく、多極集中が起きたのだ。一方で、10万人以下の小都市が人口を減らして、それらの多くの自治体が消えていった。

理由は明らかだ。第一は、当然のことながら日本全体で第1次産業の雇用が大幅に減ったことだ。1950年に、日本の農業人口は約45%だったが、今は5%前後だ。

第二は、自動車がこれだけ発達したから、周辺の町から大都市に通勤にもショッピングにも行けることになったことだ。そうすると、大都市の職場も店も栄える。それだけでなく、たとえばその周辺の小都市に、大都市から工務店が車で出かけて行って、工事することができたりするから、小さな都市に工務店を置いておく必要がなくなる。中核都市や中枢都市に周辺の街から人が集まるといった現象が起きた。

これら2つの要因で小都市の人口が激減して、

図2 政令指定都市および東京都の合計特殊出生率 | 2010年



出所: 厚生労働省「人口動態調査」2010年、総務省統計局「社会・人口統計体系」

全国の大都市が伸びた。東京ももちろん伸びたのだが、実は、他の中枢都市はさらに高い成長率で伸びた。

B. 前提②「東京圏は地方に比べて出生率が低い」？

次に、「東京圏」の出生率は地方に比べて低いというのも間違いだ。図2が示すように、東京都の出生率は1.12だから、ほとんどの他都市と比べると確かに低い。しかし、図が示すように、さいたま・千葉・横浜・川崎など東京都以外の首都圏の政令指定都市の出生率（黒塗りの棒グラフが示す）は、福岡や仙台や札幌など地方の大都市の出生率（ドット柄の棒グラフが示す）よりも高い。

これは、基本的に東京都には女子大生をはじめとして、若い女性がたくさん集まってるからだ。彼女たちの多くは、独身のときだけでなく、結婚しても子供ができるまでは都心に住んでいる。と

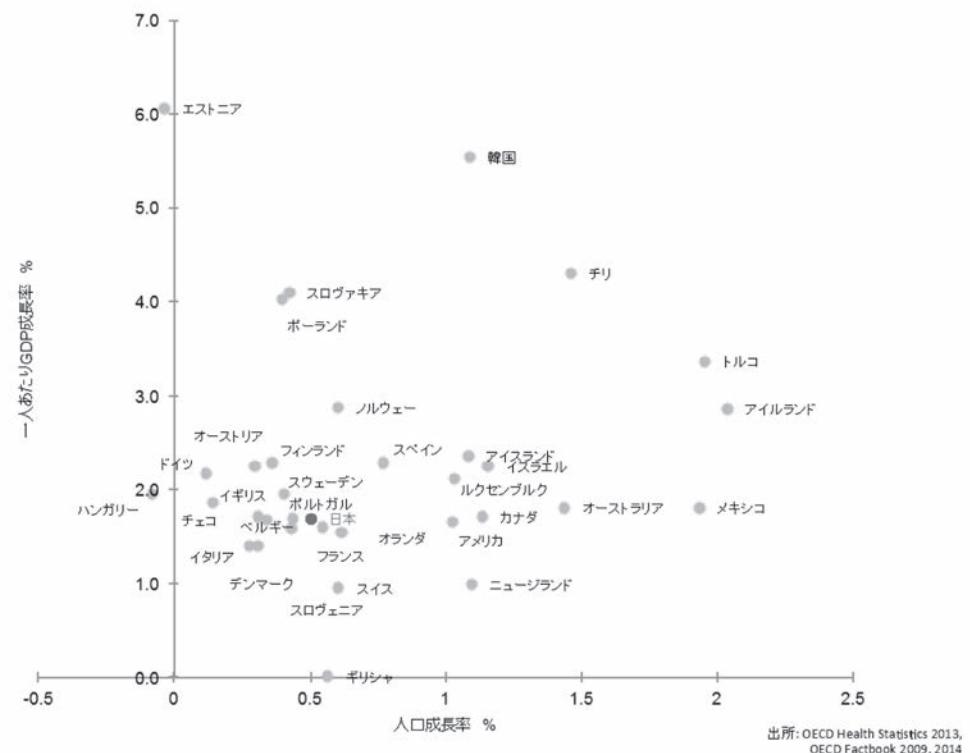
ころが、子供ができそうになると、埼玉や千葉や横浜といった近郊に移っていく。結局、子供のいない人ばかりが東京に残って、子供を作る人たちは周辺の郊外に行く。これが、出生率が東京都で低く、東京の郊外都市で高い理由を説明してくれる。

一方、福岡や仙台は、都市圏が東京圏よりも小さいために、子供をつくる前の人も後の人も市内に住み続ける。結果的に、出生率が東京都より高く、東京の郊外の都市より低くなってしまっていると考えられる。

C. 前提③「若者の地方移住によって、国全体の出生率は改善する」？

したがって、千葉や横浜の女性を福岡や仙台に連れていっても、出生率は上がらない。さらには、東京都の女性を札幌に連れていっても出生率は上がらない。

図3 一人当たり GDP 成長率と人口成長率との関係 | 1970–2011 年の平均



D. 前提④「出生率の改善は日本の成長戦略になる」？

次に、「まち・ひと・しごと」の議論では、人口減少を止めることは社会的厚生を改善するということが前提となっている^{注5}。たしかに、人口成長率の低下が生産性を引き下げるという議論がある。しかし、これは正しくない。

このことをはっきり示すのが、図3に示すOECDの統計だ。横軸に過去40年間の人口成長率を、縦軸に1人当たりGDPの成長率をとっている。仮に、人口成長率が高ければ高いほど1人当たりの生産性が高くなるのならば、これらの点は右上がりに分布しているはずだ。しかし図を見ればわかるように、両者の間にはなんの関係もない。

意外だと思えるかもしれないが、人口の成長率と1人当たりのGDPの成長率は関係ないのだ。たとえば日本が高度成長した60年代の平均実質成長率は10.4%であった。一方、人口の平均成長率は1%であった。あの9.4%は生産性の伸びなのだ。その生産性の伸び自体には、様々な決定要因がある。しかし図3は、人口の成長率は全く関係ないことを示している。無理に「産めよ、増やせよ」と政策的圧力をかける理由はない。自然に任せればよいのだ^{注6}。

労働生産性を左右する要因としては、資本蓄積や技術進歩があるが、それらをもたらす競争政策を徹底することが重要だ。ちなみに、戦後経済が急速に伸びたのは、財閥が解体され、非常に自由な市場が形成されたことが根本的な理由だと言え

よう。本田宗一郎氏のように中学を卒業した人、松下幸之助氏のように小学校を卒業した人、ソニーは大卒だけれども財閥出身ではない人、そのような人たちが思う存分大活躍できたからだ。

さらに60年代に貿易の自由化が行われ、競争環境はますます整った。たとえば石炭産業が潰れてしまうという犠牲を払うことによって、石油が安く輸入されることになり、高度成長時代が出現した。戦争によって既得権者が潰れた。ドイツでも日本と同様に、戦後そういう競争的な状況が出現して成長した。

しかし1970年になると、新たに既得権を得た者たちが力を持って新規の参入を規制し始めた。それによって成長率は下がった。農業は然り。美容業界は然り。ありとあらゆる産業が既得権を擁護はじめた。新規の新しい試みをやるということは、「既存の人たちの利益を損なうから」という理由でできなくなってしまった。この弊害が最も大きかったのは農業だ。農業における新規参入者の抑制は、日本の発展の可能性を潰してしまった要因の一つだ。

日本の衰退を止める王道は、既得権を潰していく構造改革である。これは確かに政治的には難しい。しかし、この肝心の成長戦略に目を向けないで、人口さえ伸ばせば何とかなるだろうというの間違いだ。成長戦略として出生率改善を説くのは「目くらまし」でしかない^{注7}。

II 高齢者の流入は、地方都市を成長させる

このように国全体の成長戦略としては、既得権を潰す構造改革が有効である。地方活性化の観点からも、農業、漁業、林業における、既存事業者と新規参入事業者との競争条件の均等化は、有効な地方活性化策である。しかし、地方活性化の観

点から最も効果があるのは、高齢者の地方移住の障害を除去する構造改革だ。

高齢者産業（高齢者医療や介護サービス産業）は地方が比較優位を持つ産業である。

地価が安いために、巨大都市と比べて、地方都市は、住宅、介護施設、医療施設など高齢者施設の建設に、圧倒的な比較優位を持っている。住宅地の公示地価は、東京圏は一平米あたり約18.5万円に対して地方圏は約3万円だ。市で比較すると、例えば東京都国立市の住宅地公示地価は約30.4万円であるのに対して、島根県大田市では約1.9万円と、大きな差がある^{注8}。地方に行くとゆとりのある施設に入れるならば、多くの人が地方に行くようになる。

実際、フロリダには、たとえばニューヨークから毎年多くのお金持ちの高齢者が移住してくる。やってきた高齢者たちは、フロリダへ行くと昔からの友達が数多くいるから、そこで遊ぶ。そして年に何回かはニューヨークに旅行に行って子供たちにも会う。優雅に地方に引退するわけだ。アリゾナにも同様に高齢者が移住してくる。アメリカ人が地方に引退する理由の1つは、やはり地方の住居費が安いことだ。全ての退職者が地方に移住する必要はないが、広々としたところで、暮らしたいという人がそうできる社会は良い社会だと言えるだろう。

日本でも、高齢者が地方に移住すれば、よりゆとりのある生活ができる。それだけでなく、日本の医療財政、介護財政で大きな節約を可能にする。したがって、国の観点から見ても、地方は東京に比べて、高齢者の施設建設に関して明確な比較優位を持っている。高齢者の流入は、地元の商店街にとっても、プラスだ。年金を全部持つて来てくれるのだから老人が来てくれたら地元の経済は潤う。

III 高齢者的地方移住を阻害している制度

1. 日本では、高齢者的地方流入は起きていない

それなのに日本では、高齢者的地方還流は起きていない。なぜだろうか。

一つの理由は、地方の高齢者施設での働き手が不足していることだ。日本で2番目に大きなバス会社を東北で経営している富山和彦氏は、富山（2014）のなかで、地方では極端な人手不足が発生していることを指摘している。例えば、バスの運転手を探すのはかなり難しいという^{注9}。給料は決して悪くなく、夫婦共働きなら700万円（これは東京では1,000万円以上に相当）くらい稼げる会社でも人手不足だ。

地方で人手が不足しているのには理由がある。生産性の向上という観点から注目される商品は、貿易ができる自動車とかITとかいったグローバル（G）財だ。ところが地方で必要なのは、外国から買って来ようがない直接的なサービスが必要なローカル（L）財だ。地方に数多くいる高齢者は、医療や介護だけではなくて、バスに乗るにも、公民館に行くにも、何をするにも結局人手を必要としている。つまり地方の需要はL財に集中している。しかしそのサービスを供給する労働力がない。これを上手く供給することが地方を再生させる道だということを、この本は指摘している。

では若い人们はなぜ地方に働きに来ないのであるか。

地方では将来の展望が持てないからだ。医学部を卒業したばかりの若い医者が、就職しようと考えているとする。その時、「過疎地では人手不足だから、とにかく好待遇でお医者さんを探している」と言われても、今は行ったら老人が多いからたしかに職はあるけれども、その老人が亡くなっ

てしまったら困ってしまうと考えるだろう。現在の需給よりも、10年後、20年後の需給を考える。そうすると、大都市の郊外でこれから患者数が増えそうなところに開業したほうがいいと考える人は多いだろう。お医者さんだけでなく、バスの運転士さんだって介護士さんだって看護師さんだって、みんなそう思っているだろう。結局田舎に人が集まらないのは、将来の展望が持てないからだ。

逆に言うと、大都会から高齢者が地方に還流してくると、若い人の安定した雇用が地方で生まれるから、若者は将来の展望が持てるようになる。つまり、若者を地方に留めるには、まず高齢者が地方に移住しやすくする必要がある。

しかし、日本では高齢者的地方還流は起きていない。ということは、『卵が先か、鶏が先か』の問題で、一度何かのきっかけで偶然に良循環が発生し出したら、高齢者の地方への環流が始まるということだろうか。

実はそうではない。日本で高齢者的地方還流は起きていないのには、人手不足とは別のもう一つの理由があるからだ。

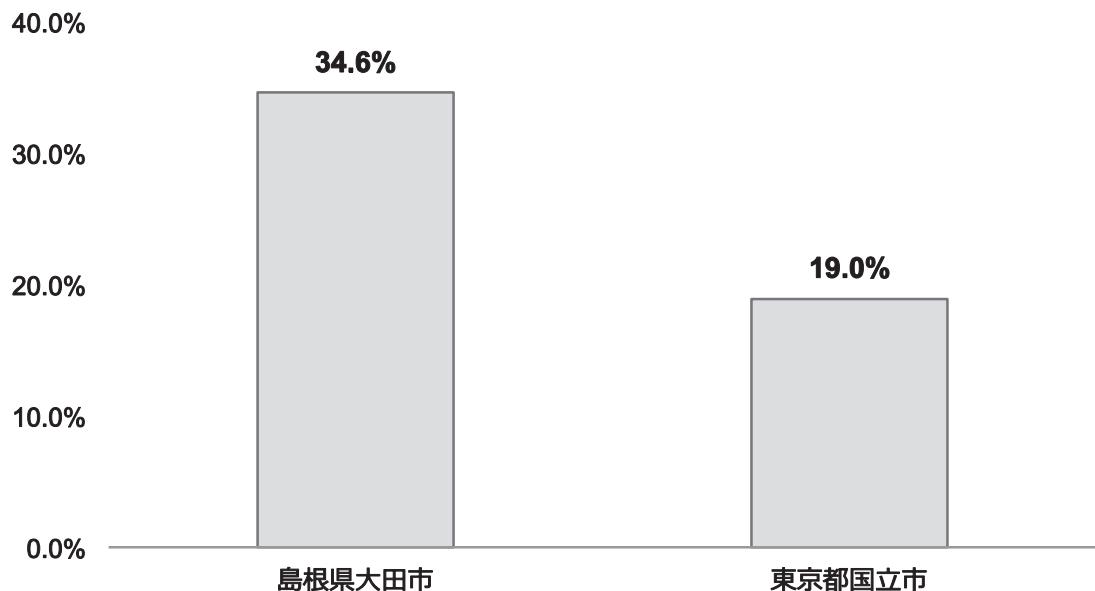
2. 高齢者的地方への流入は自治体にとっては正直迷惑だ

日本で高齢者的地方還流は起きていない根本的な理由は、地方自治体が高齢者の受入施設を作るのに消極的であることだ。たとえば介護施設は、地元の高齢者施設整備計画に合わなければ新設を許可されないが、市町村は積極的な施設整備計画は作らないのだ。

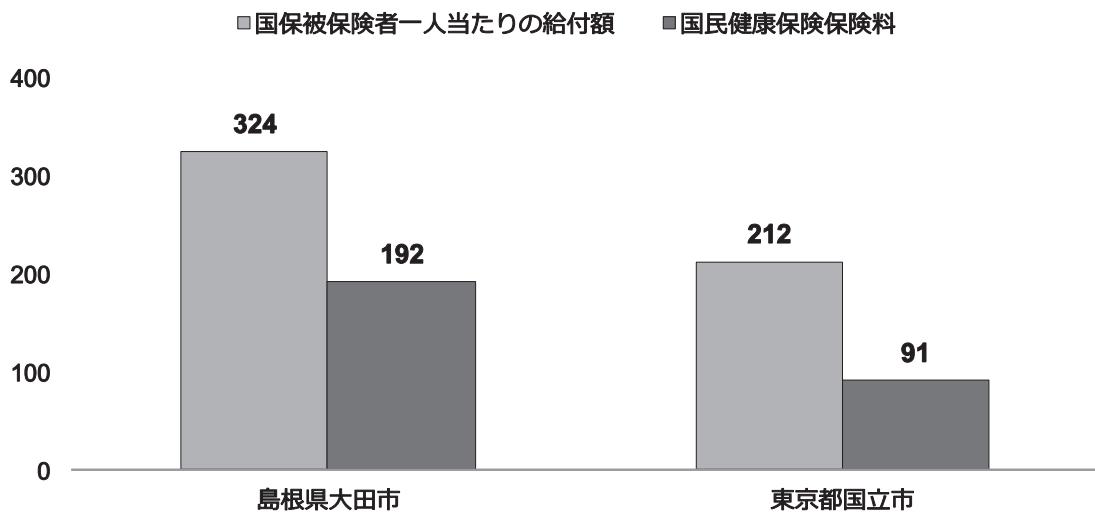
高齢者が増えると、介護施設の費用だけでなく、あとで医療費の自治体負担がかかる。地方の市町村は、そのことを危惧して消極的な施設整備計画しか作らないのだ。

具体的にいうと、高齢者が地方に移住すると、地方自治体にとっては社会保険、特に国民健康保

図4 人口総数に占める65歳以上人口の割合



(出所) 総務省「地域別統計データベース」

図5 国保被保険者一人当たりの給付額（千円）^{注11}

(出所) 総務省「地域別統計データベース」、国民健康保険計算機

(備考) 保険料は70代の2人家族で、年金収入額が年間340万円、固定資産税額が年間8万円のケース。

險の地元負担が増える。国民健康保険の負担のうち、前期高齢者については、市町村か保険加入者が給付総額の約 1/3 を、負担しなければいけない^{注10}。ところが、高齢者が移住して来ても税収はあまり増えない。このために、地元の市町村財政にとって高齢者の流入はマイナスなのだ。それゆえ、高齢者用施設を充実させるインセンティブが、自治体にはない。

しかも、高齢化率の高い市町村ほど国保被保険者当たりの地元自治体の一人当たり財政負担や保険料率は高い。例として、高齢化率の高い島根県大田市と、高齢化率の低い東京都国立市とを比較してみよう。それぞれの 65 歳以上人口の割合は、図 4 が示すように、それぞれ 34.6% と 19.0% である。医療費の高い高齢者の割合が大きい大田市の国保被保険者一人当たりの給付額は、国立市の 1.5 倍である（図 5 のグレーの棒グラフ参照）。

一方、例えば 70 歳の 2 人家族で年収が 340 万円の場合には、大田市では、国立市の 2 倍以上の保険料を払わねばならない。図 5 の黒の棒グラフが示している^{注12}。この理由は、①高齢者割合の高い大田市のほうが加入者の一人当たり給付額が大きいことに加えて、②高い保険料を支払ってくれる若い豊かな自営業者が国立市と比べて少ない大田市では、高齢者一人当たりに求められる保険料負担がさらに高額化しているからであると考えられる。

これは保険料で見たけれども、地元自治体の負担も同様だ。高齢者が多い地元は特に大きな財政負担をしているのだ。これは、多くの地方自治体に老人にますます来てほしくないと考えさせる要因になっている。

高齢者的地方への流入は、国全体の観点からは土地の使い方としては最も有効だ。しかも高齢者は年金を全部持って移住してきてくれるのだから地元の経済は潤う。唯一の障害は、それが地元の

自治体の財政に大きな負荷をかける制度になっていることだ。地元の自治体が高齢者の流入を嫌がるよう国保の制度が仕組まれているわけだ。

IV 高齢者の地方への流入をもたらす国保改革

1. 高齢者を歓迎するインセンティブを自治体に与える国保改革

この国保の制度を改革して自治体に高齢者を積極的に受け入れるインセンティブを与えると、高齢者の環流と、それに成功した地方への若者流入の良循環が始まる。

具体的には、国保の税源を基本的に国が引き受ける制度に改革するのである。そうすれば、地方自治体は、高齢者施設充実のインセンティブを持つようになるから、高齢者を積極的に歓迎するようになり、高齢者は地方に戻ってくる。

これは、フロリダやアリゾナを見れば明らかだ。「アメリカには公的健康保険がない」と言われるが、高齢者の国民健康保険制度であるメディケアは昔からはある。メディケアは国の制度だから、フロリダやアリゾナは負担しなくて済む。だから、これらの州は、あらゆる手段を講じて老人を誘致する。その結果、お金持ちの老人が移住して来る。

日本でこのような制度になっていないのには理由がある。「国が給付を全額負担すると、自治体が給付の節制を怠るようになる」という危惧があるためだ。現在の日本の制度では、例えば、自治体が疾病予防活動をして、成果を上げれば給付額が減り、自治体の負担分も減る。これは、自治体に、予防活動をするインセンティブを与える。同様に自治体には国保制度乱用を防止する強いインセンティブも与える。しかし、国が国保財源を基本的に引き受けなければ、このインセンティブがなくなるというものだ。

たしかに、給付された金額のすべてを国が事後に負担するとなると、自治体は給付削減をするインセンティブを失う。しかし制度を工夫して設計すれば、このインセンティブを持続させることができます。すなわち、給付された金額のすべてを国が事後的に負担するのではなくて、その自治体に住む国民健康保険受給者一人ひとりの年齢に応じた全国平均給付額、すなわち国保の“モデル給付額”を自治体に事前に支給するという仕組みにする。そうすれば、患者に対する給付額が全国平均を越えたら、越えた分は地元が負担しなければいけない。反対に、予防活動をして給付額が国からの支給額を下回れば、浮いた分は市の一般財政に組み込むことができる。結果的に予防活動による給付節約のインセンティブは持続される。

2. 国保の“モデル給付額”国庫負担制度

この国保改革案をまとめると、次のようになる。

第一に、現状の自治体ベースの制度は維持する。それによって、自治体が予防措置を取るインセンティブを与え続ける。

第二に、加入者の全国一人あたり平均給付額を国保の“モデル給付額”として年齢ごとに計算して、それをその年齢の加入者への国費負担分とする。すなわち、高齢者の国保財源は、基本的に国税によってまかなう。

第三に、地元の負担は、モデル給付額と実際に給付した額の差とする。これはプラスの場合もあるし、マイナスの場合もある。

この改革案を、「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」と呼ぼう。この改革を行うと、現在の給付の財源をだれが負担するかの分配は変わるが、日本全体での給付の総額は増えない。つまり、国保に関する全国民の負担の合計は増えない。ただし、これまででは地方小都市に重い負担をかけて、大都会には軽い負担にしていたことは是正される。

このように、国保の地元市町村負担を除去すると、次のような効果がある。

① 高齢者が多い地方自治体の財政状況を直ちに改善する。

② 地方への高齢者環流を促す。高齢者は年齢ごとに全国同一の国費負担金を持参して地方に移住してくれるから、自治体は歓迎する。このため自治体は新たな介護施設を公募するなどして、大都市からの退職者の地方誘致を始めるからだ。

③ 結果的にこれは若者の地方への移住を促す。

3. 医療費削減

「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」は、以上の3つに加えて、次の効果も持っている。

④ 現在病床数が過剰に配分されている地域で起きている過大な医療費給付を適正化する。

住民一人当たり病床数の割り当てが多い地方では、住民一人あたりの医師数が多く、医療費が高い。いわば供給が需要を作り出している傾向がある^{注13}。

しかし、本稿で提案した改革が行われると、この傾向に対抗する需要圧力が発生する。この改革の下では、各自治体に現在割り当てられている住民一人当たり病床数が多いか少ないかに全く関係なく、年齢ごとに国保加入者一人あたりの全国平均の給付相当分を配分することになる。

この結果、現在住民一人当たり病床数割り当てが多く、そのため医療費も高いところには、それを賄うだけの国民健康保険給付の原資が入ってこなくなる。したがって、そういう自治体では一人当たりの過大な給付を削減するため病床数や医師数を削減する圧力が生まれる。

一方で、現在医師が不足している自治体では、財源の裏付けを伴う医療サービスの供給増加が発

生する。

したがって、これらの地方ごとに異なる医療サービス需要への変化に対応できるように、地方の病床数の再配分をする必要がある。その様な再配分を政治的にスムーズに実現するためには、病床を多く配分されている自治体の既得権を補償することが役立つ。その一つの方法は、各自治体間で、それぞれに割り当てられている病床の権利の売買を許すことである。その一方で、各自治体に配分されている病床数を毎年均等に一割ずつ減らして、減らした分を入札で配分することが考えられる。そうすれば、10年で病床割当はなくなり、すべてが入札で配分されることになる。

このように、医師の過剰地域から過疎地域に医師を再配分することによって、現在過剰地域で起きている過大な医療費給付が正されることになる。本稿で提案した国保改革とここで述べた病床数の再配分を併用することによって、上記④の効果を期待することが出来る。

4. 類似制度

本稿で提示した「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」と類似の制度との違いを明らかにしよう。

国保の都道府県管理

現在日本では、国保を都道府県に集約しようとしている^{注14}。これは各都道府県内の市町村間の公平を目指すためだ。しかしそのような平等化がなされても、高齢者の地方市町村への移住は、当該市町村の純財政負担が増大させることに変わりはない。このため、国保の都道府県管理は、高齢者の地方移住を抑制するインセンティブをそのまま残してしまう。地方に比較優位がある高齢者施設や住居が伸び伸びと地方に建設されるようになるには、地元市町村が1銭も負担しなくてもよい

ようにする必要がある。

住所地特例

住所地特例とは、社会保険制度において、被保険者が住所地以外の市区町村に所在する介護保険施設等に入所等をした場合、入所する以前に住んでいた市区町村が引き続き保険者となる特例措置である。国民健康保険・介護保険・後期高齢者医療制度に設けられている。

都会の自治体にとっては、介護施設などの社会保険施設等の建設場所を見つけるのは難しく、あっても高地価のため財政的に難しい。それらサービスを地価の安い自治体で提供できれば、財政負担を大きく軽減する。このため、例えば杉並区の被保険者が南伊豆町の介護保険施設等に入所等をした場合、杉並区が住居地特例制度を活用して、引き続き保険者となれば、杉並区の財政負担を軽減する。その一方で、南伊豆町の経済にとっても、町で消費をしてくれる高齢者が移住してくれることはありがたい。しかも南伊豆町にとって、この制度で移住した人々への町の社会保障負担はしなくてすむから、財政負担がかかるない。

ただし注意を要するのは、住居地特例は、施設に入った住民のみに適用されることである。例えば、杉並区から南伊豆市に住む娘の家に移住したというような高齢者には適用されない。

「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」と比較した場合、住所地特例にはいくつかの決定的な弱点がある。

第一に、現在の地方自治体の高齢者に関する当該地方自治体の負担軽減には役に立たない。すなわち既に南伊豆町に住んでいる高齢者に対する南伊豆町の財制負担は軽減されない。

第二に、地方市町村に移住してきた人のうち、施設に入らない人に関しては、一切、財政負担の軽減にならない。上で指摘したように、例えば、

杉並区から南伊豆の娘の家に移住したというような高齢者には適用されないからだ。

第三に、当該自治体と提携関係がない大都市の自治体から移住して施設に入った人も、この対象とならない。

第四に、病床数割り当ての地方間の偏在を修正するためには役に立たない。したがって、日本の医療制度の問題の根本的な解決には貢献しない。

これらの弱点にもかかわらず、地方の自治体の高齢者向け社会保障財政負担を軽減してくれるのと、住所地特例の適用範囲拡大への需要は非常に大きい。例えばサービス付き高齢者住宅に入る人にも適用されるようになった。さらに、施設入居要件の緩和などが自治体から提案されている。

しかしこのような適用範囲の拡大は、所詮は「絆創膏貼り」に過ぎない。抜本的な改革が必要である。それこそが「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」である。

5. 地方分権と国保改革

実は、本稿で提案した、国保の“モデル給付額”の国庫負担の制度の骨格は、地方自治体が提供する他のいくつかのサービスのうち、国が財政負担すべきものに対しても適用できる。これは、自治体サービスのうちどれを国が財政負担し、どれを地方自治体の財政収入で負担すべきか、という問題を提起する。

端的に言えば、医療、生活保護、教育など、どこに住む人にも日本国民として一定の最低限の水準のサービスは保障したいと一般に考えられているサービスについては^{注15}、モデル支給額を国が負担する制度が望ましい。一方、図書館や公民館やプールのような、それぞれの自治体で好む水準を組み合わせができるものについては、それぞれの地方自治体の負担による地方自治に任せるべきである。

例を挙げよう。東京の江東区が、マンションの新築を制限している^{注16}。なぜなら、マンションが建つと子どもを持つ若い夫婦が来るので、学校がいっぱいになる。学校ができると区が財政負担をしなければならないから困るというのである。だが、子どもが江東区に来れば、前に住んでいた自治体は必ずその分教育支出が浮く。したがって、最低限の教育水準を担保する額は、モデル給付として国が各自治体に払い、自治体の負担をゼロとすれば、この問題は解決するはずだ。制度の歪みが住居選択の自由を奪っているのだ。

これと似たもう一つの例は生活保護である。生活保護は現在、自治体が四分の一を負担することになっている。このため、生活保護受給者が来れば来るほど、自治体の財政が疲弊する仕組みになっている。これも、日本国民である以上、どこにいても同じ生活水準を保障しようというのならば、国がモデル給付額を負担すべきである。

ただし、モデル給付額は人口に比例して支給するのではなく、工夫がいる。例えば、住民一人当たりの大阪市における生活保護受給者数（生活保護受給率）は長野よりもはるかに大きい。2005年に国の「生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会」が実施した一連の調査資料^{注17}からも分かるように、生活保護受給率は、その自治体の失業率、高齢化率、離婚率、一人当たり病床数等に依存する。このような要因によって回帰分析をしたところ、大阪市の理論的な受給者数は実際の受給者数はより多いことがわかった。すなわち、大阪市は、特段の努力によって給付を下げていたのである。このように、モデル給付額は各年齢の人口だけではなく、さまざまな要因を回帰分析によって入れるという工夫は必要だ。

しかし基本的な概念としては、生活保護や教育など、どこに住む人にも日本国民として一定の最低限の水準のサービスを保障すべきサービスにつ

いては、“モデル給付額”を国が負担し、それと実績値との差についてはそれぞれの自治体に任せることという制度にすべきである。本稿で取り上げた医療は、まさにそのような種類のサービスの典型だと言えよう。

このようにして国が元来責任を持つべき公共サービスに関する自治体の負担を減らせば、自治体に税金を十分払わない新住民の流入をも自治体は歓迎するようになる。これによって、そのサービスの供給に比較優位を持つ自治体への人口移動が促進されるようになる。すなわち、地方公共サービスを、財源を地方分権化すべきものとそうでないものとに正しく分類すると、現在より人々の移動を促進する地方財政制度にすることができる。

V 地方への正しいばらまき方： 結びに代えて

これまで日本では、地方公共団体が提供するサービスのうち、基本的に国が負担すべきものについても地方へ負担を強いてきた。この結果、税金支払額の少ない高齢者や低所得者などの移住を自治体は敬遠してきた。国の制度は、高齢者や低所得者の人々を、彼らへのサービス提供に比較優位を持たない大都市に人為的に押しつけてきたのである。なかでも国保は、その効果を強力に有している。

これまでの日本では、地方に住むことを邪魔する国保制度を維持しながら、その一方で選挙対策のために地方に公共投資をばらまくという、矛盾したことをしてきた。地方への正しいばらまき方は、公共投資の代わりに「国保の“モデル給付額”国庫負担制度」によって地方への財政配分を行い、地方の社会保障財政負担を大幅に軽減することである。これまで丁度その逆をやってきたわけだ。

現在時点では、厚生労働省は国保を県で統一管

理することに一生懸命で、このような抜本的改革をするつもりはないよう見える。しかし今の制度は悲鳴を上げている。同様の改革は、教育にも生活保護にも必要である。日本全体の成長戦略の観点から見て、この改革は地方創生に政府が関心を向けた今のタイミングで推し進めるべきだと言えよう。

謝辞

本稿の作成過程では、鈴木亘学習院大学教授、林正義・岩本康志東京大学教授、井伊雅子一橋大学教授、北九州市役所の末若明氏・谷聰之氏・松尾知幸氏から、それぞれ有益なご教授を頂いた。御礼を申し上げたい。残る誤りはすべて筆者のものである。

注

- 1 まち・ひと・しごと創生法（2014）
- 2 まち・ひと・しごと創生本部（2015）
- 3 政府は、「まち・ひと・しごと創生総合戦略、政策」の目標の一つとして、「希望出生率1.8の実現」の実現を掲げ、「若い世代の結婚・子育ての希望が実現するならば出生率は1.8程度の水準まで改善することも見込まれ、地域における少子化の流れにも歯止めをかけることができる」としている。
- 4 まち・ひと・しごと創生本部（2015）では、「若い世代を中心とする東京圏への流入が日本全体の人口減少につながっている。東京都、埼玉県、千葉県及び神奈川県の一都三県（以下「東京圏」という。）へは年間10万人程度の転入超過が近年も続き、更に拡大の兆しもあり、こうした「東京一極集中」の是正に取り組む必要がある」という「長期ビジョン」の下、「東京圏への一極集中を是正するためには、若い世代の東京圏への転入超過を解消する必要があり、そのためには、地方において毎年10万人の若い世代の安定した雇用を生み出せる力強い地域産業の競争力強化に取り組む必要がある」としている。この長期ビジョンが増田（2014）に基づいているのは言うまでもない。
- 5 まち・ひと・しごと創生本部（2015）では、「経済の好循環が地方において実現しなければ、「人口減少が地域経済の縮小を呼び、地域経済の縮小が人

口減少を加速させる」という負のスパイラル（悪循環の連鎖）に陥るリスクが高い。そして、このまま地方が弱体化するならば、地方からの人材流入が続いてきた大都市もいずれ衰退し、競争力が弱まることは必至である」とし、「人口減少と地域経済縮小の克服」に取り組むとしている。

6 ただし、急激に生産年齢人口が増える際には、人口の都市間移動が起き、住宅関連財への需要がもたらされ、短期的に景気が良くなるということはある。図3は、この効果は、長期的には経済成長にさして重要でないことを示している。

7 八田（2015b）を参照。

8 國土交通省（2013）

9 富山（2014）

10 厚生労働省（2015a）

11 国保被保険者一人当たりの給付額＝国民健康保険給付額 ÷ 国民健康保険被保険者数

12 国民健康保険計算機より算出。

13 西村（1987）

14 厚生労働省（2015b）。同法では、平成30年度から、財政運営の責任主体を市町村から都道府県に移し、安定的な財政運営や効率的な事業の確保等の国保運営に中心的な役割を担うとしている。

15 教育等のサービスに関するナショナル・ミニマムは国が負担すべきであるという考え方については、例えば佐藤（2009, P.73）を参照。

16 江東区（2007a）および江東区（2007b）の両条例を参照。

17 厚生労働省（2005）

参考文献

西村周三（1987）『医療の経済分析』、東洋経済新報社
厚生労働省（2005）「生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会 資料」

（<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/other-syakai.html?tid=141296>）

江東区（2007a）「マンション等の建設に関する条例」、
2007年12月13日（最終改正：2010年8月1日）

江東区（2007b）「マンション建設計画の事前届出等に関する条例」、2007年12月13日（最終改正：2011年12月14日）

佐藤主光（2009）『地方財政論入門』、新世社

厚生労働省（2010）「人口動態調査」

（<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1a.html>）

国土交通省（2013）「平成25年都道府県地価調査」

（<http://tochi.mlit.go.jp/chika/chousa/2013/>）

大都市統計協議会（2013）「大都市比較統計年表」

（<http://www.city.yokohama.lg.jp/ex/stat/daitoshi/#>）

富山和彦（2014）『なぜローカル経済から日本は遅るのか GとLの経済成長戦略』、PHP研究所

増田寛也（2014）『地方消滅 東京一極集中が招く人口急減』、中央公論新社

まち・ひと・しごと創生法（2014）（<http://law.e-gov.go.jp/htmldata/H26/H26HO136.html>），2014年11月28日（最終改正：2015年9月11日）

八田達夫（2015a）「地方創生策を問う 下 移住の障壁撤廃こそ先決」、『日本経済新聞「経済教室』』、2015年2月6日

八田達夫（2015b）「国土の均衡ある発展」論は日本の衰退を招く」、『全論点 人口急減と自治体消滅』時事通信社、pp.64-67

厚生労働省（2015a）「全国高齢者医療主管課（部）長及び国民健康保険主管課（部）長並びに後期高齢者医療広域連合事務局長会議 保険局国民健康保険課説明資料」、2015年3月16日

厚生労働省（2015b）「持続可能な医療保険制度を構築するための国民健康保険法等の一部を改正する法律について」（<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000087166.html>）

鈴木亘（2015）「地方創生と医療・介護の自治体負担」、
SPACE NIRA、2015年6月2日

林正義（2015）「医療、介護と地方財政」、SPACE NIRA、2015年6月2日

岩本康志（2015）「リスク構造調整による新しい制度設計」、SPACE NIRA、2015年6月2日

まち・ひと・しごと創生本部（2015）「まち・ひと・しごと創生総合戦略（2015改訂版）」、2015年12月24日（<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/h27-12-24-siryou2.pdf>）

OECD Health Statistics（<http://www.oecd.org/els/health-systems/health-statistics.htm>）

総務省 地域別統計データベース「統計でみる都道府県・市区町村のすがた（社会・人口統計体系）」

（<https://www.e-stat.go.jp/SG1/chiiki/Welcome.do>）

国民健康保険計算機（<http://www.kokuho-keisan.com/>）

SPACE NIRA（<http://www.spacenira.com/>）

Reform of National Health Insurance for the Elderly and the Revitalization of Japan's Regional Areas

Tatsuo Hatta *

Abstract

The Abe administration initiated a policy of "regional revitalization" and proposed to promote migration of younger people from large cities to local municipalities.

The present paper points out that in order to revitalize local regions, it is necessary to promote the migration of elderly people from large cities to local municipalities by reforming the National Health Insurance programs.

Local municipalities have a comparative advantage in medical and nursing care services for elderly people, because land prices in local municipalities are much lower than in large cities. For this reason, promotion of the movement of members of Japan's elderly population to the nation's regional areas is an effective and very practical policy of regional revitalization.

The greatest obstacle to the movement of members of the elderly population to regional areas is that municipalities are required to share part of the medical care expenditure associated with the National Health Insurance system. When elderly people move from a city to a regional area, they join the National Health Insurance programs in their new municipality. The migration of elderly people to a municipality therefore increases the burden of payment for the municipal administration. For this reason, elderly people moving in from other cities represent a burden to the municipalities, and these municipalities often attempt to block the movement of elderly people to their areas by refusing to grant permission for the construction of new nursing care facilities.

The present paper proposes that the central government pay the "model medical expenditure" for each age cohort to municipalities, and that municipal governments pay the difference between this model payment and the actual payment. This reform will relieve the fiscal burden of municipalities in accepting elderly people, and will boost migration to local municipalities and stimulate the economies of those areas. At the same time, the fact that the central government pays only the model payment implies that it will provide an incentive for cost savings to municipalities.

* President of Asian Growth Research Institute

特別寄稿

「国家戦略特区と医療制度改革」

阿曾沼 元博*

1. はじめに

医療分野は規制改革における「岩盤規制」の象徴的なターゲットとして、農業分野と共に語られる事が常である。

農業分野との違いは、医療機関は専門職の集合体で、しかも国家資格を有する医師や歯科医師、薬剤師、看護師などが医療サービスの中核を担っていることであろう。従って、非有資格者であり非専門家が入り込めない、切り込めない分野として長く存在してきた。しかも、戦後の医療制度改革によって形成された「国民皆保険制度」は事実、世界に冠たる制度であることは間違いない、またそれを支えた多くの組織（大学、地域医療機関、医師会、健保組合等々のステークホルダー）の努力によって、本邦の医療が世界から注目を集め評価されてきたことも事実である。長い年月をかけて構築された制度は堅固な基盤を形成することとなったが、反面では既成制度として、それに呼応する人々の既得権益意識によって患者の意識の変化や医療技術の急速な進展に即応できずにいるとも言える。

医療分野は「情報の非対称性」が非常に強い分野として言われている。それは医療の専門知識に

おける量と質、そして理解度において、医療サービス提供側とその受益者である患者との間で大きな格差があること意味するが、医療の制度や医療提供の仕組に関しても、社会一般と、認識や理解度における「情報の非対称性」が高いといえる。

医療の制度改革を論じる時、必ず遭遇する三つのフレーズがある。それは「安心と安全の確保」「安全性と有効性の担保」「リスクにおける責任の所在」である。この三点は、国民が自分にとって最適な医療サービスや技術を選択し、その恩恵を享受する上でも、また、病気の1日も早い快癒を願う国民の視点からも極めて重要なポイントであることは言を俟たない。医療サービスにこの三つの視点が欠けていたら、非常に危険な世界となってしまうことは明らかである。医療は、元来「病魔に襲われて、非日常的な苦痛と不安を強いられる患者を、侵襲的な医療技術によって治癒を目指す」ものであるとすれば、医療はリスクと隣り合わせ、リスクを避けて通るのが困難極まりない世界である。だからこそ、安全と安心の確認、そして有効性の確認を重要視し、少しでもリスクを少なくする努力が、あらゆる側面で重視されている。

実際の医療現場では、薬害や医療過誤、医療ミス、そして法の逸脱による社会問題も多く、規制当局としては、新たな医療技術の採用に関しては、困難を承知で最悪の場合を想定したハードルの高いガイドラインを設定しがちとなる。これはこれで、当然のことながら理解しないわけではない。

* 順天堂大学 客員教授
(医)混志会 瀬田クリニックグループ 代表

医療制度改革、規制改革においても、この前提是崩してはならないし、当然の事ながら重要視しなくてはならない事は言うまでもない。

なお、本稿で取り上げる安倍政権の「国家戦略特区」は成長戦略の一環として生み出された制度であるが、医療分野も主要な分野として位置づけられている。従来からの規制改革議論で、あまた議論された項目を更に一步進めて実行に移す事、一層の規制改革を目指した実証実験を積極的に実施する仕組みを作る事が目的とされている。従来から実施されていた「構造改革特区」や「総合特区（地域活性化総合特区と国際戦略総合特区の2類型がある）」との大きな相違は、従来の特区が自治体からの個別要請を受けて担当主務省庁を中心検討し、国が地方自治体単位で指定するというスキームに対して、国家戦略特区では、国が主導権を持って多くの提言を勘案しながら「るべき政策」を決定し、個別自治体単位だけでなく広範な地域である「区域」を指定して実行していく事である。例えば、医療分野の課題克服する上でも、厚生労働省、経済産業省、文部科学省、総務省等の多くの省庁が絡み合うことが多々ある。実行に当たっては、内閣府に各担当主務省の利害調整を行う「担当大臣」を置き、その担当大臣を中心民間事業者や区域の複数の首長で構成する「区域会議」が重要な役割を果たす仕組みとなっている。今迄以上に民間事業者の役割と責任も大きくなっていると言える。

兎角、変化や改革に強く反対する人々は、改革することがイコール「安心と安心」を蔑ろにし、危険な医療を蔓延らせることになると大いに宣伝するが、そんなことは決してないことを示しながら、本稿の論述を進めたいきたい。

2. 医療制度（規制）改革の模範的な例（再生医療分野の制度改革）

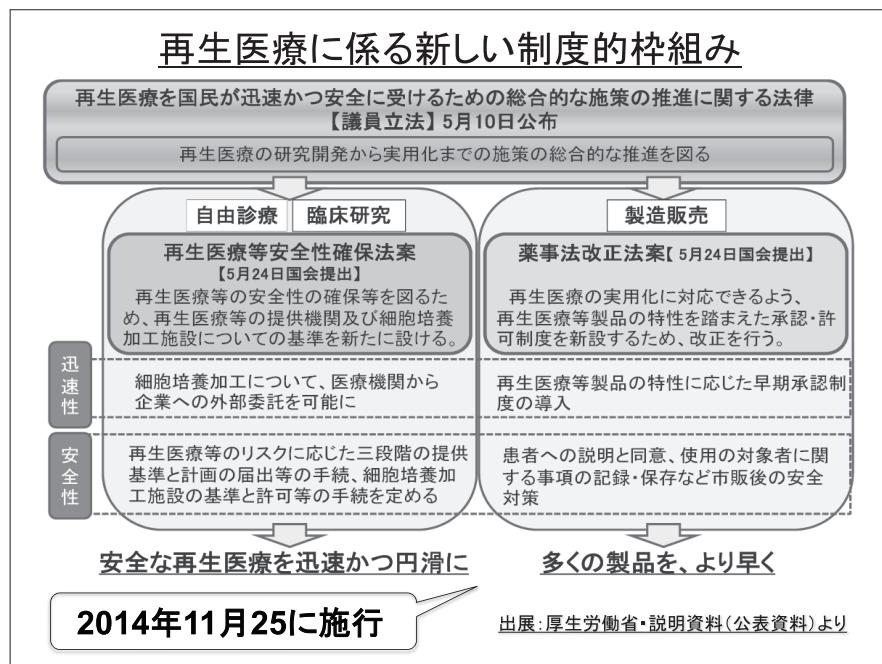
岩盤規制の象徴と言われて久しい医療分野であるが、最近「再生・細胞医療分野」で画期的な制度改革が実行された。それが、医療法下での再生医療新法（通称）制定と同分野における薬事法の改正である。この改革は次に挙げる3点が上手く絡み合い実現した。先ずは、医療現場からの非常に強い要請があった点。次に当該分野が従来の法体系では想定していないとの共通認識の醸成がアカデミア・企業・行政の3者で出来たこと、そしてiPS研究での山中伸弥先生のノーベル賞受賞という画期的な出来事があったことである。更に、自由診療で実施されていた脂肪幹細胞による細胞治療で死亡例が出たなどの事件^{注1}があったことも、制度改革の加速要因となった。

そして、厚生労働省の複数の関連部局、経済産業省、内閣府、更にはアカデミアや産業界などの関係者の予想を超えるチームワークの発揮によって、従来では考えられなかった早期の法案上程がなされ、早期施行となった。

今回の再生医療分野の法改正は医療法下での新法制定（再生医療等安全性確保法案で2013年5月24日国会提出）と薬事法の改正（薬事法改正法案で2013年5月24日国会提出）が同時に行われた。それは「再生医療を国民が迅速かつ安全にうけるための総合的な施策の推進に関する法律」という議員立法（2013年5月10日公布）によって導かれたといえる（図1参照）。

なお、この再生医療分野は2013年1月28日の第183回国会における安倍首相の所信表明演説において、経済再生の切り札の一つとして挙げられている。“成長による富の創出”としてiPS細胞の大発明を例として、再生医療分野が新たな

図1 再生医療に係る新しい制度的枠組み



富と雇用を生み出し、イノベーションの喚起と制度改革が原動力となると表明した^{注2}。

2-1 再生医療等製品は現行法では想定外という共通認識

2007年に、ティシュエンジニアリング誌において、当時結成された“自己細胞再生治療法ワーキンググループ”が「自己細胞再生治療法の法制化の考え方—より安全で効果的な先進医療の国家的普及に向けて—」と題して14ページに及ぶ提言を発表した^{注3}。このワーキンググループの構成員は、現在の再生医療学会の理事長である澤芳樹教授（大阪大学）をはじめ、日本の再生医療を牽引している中心的メンバーの方々である。ここでの提言の数々は、その後の制度改革・規制改革議論の背骨となっている。細胞培養加工施設の運営のあり方や認定のあり方、更には再生医療を実施する上での認定委員会の考え方など、具体的な提言がなされている。

当時、内閣府の規制改革会議の医療分野の専門委員として活動し、再生細胞医療分野の制度改革を担当していた筆者は、“我が意を得たり”、との思いを強くし、このワーキンググループの先生方と強い絆を感じ、正に共闘するという思いで、お互いに議論を深めていった。

先ずは、薬事法における議論で火ぶたが切られた。不特定多数の患者を対象に“低分子化合物等”を投与する抗がん剤等の医薬品と、自己の細胞を自分自身の治療の為にだけ使用する（対象とする患者を特定する）自己細胞を用いた再生・細胞医療は、全く別物であり、従来の薬事法はこの再生細胞医療分野を想定していないとの認識で、規制当局との協議・論争が開始された。

規制当局は、自己の細胞を用いる製品であっても、その時点で既存の薬事法で、“生物由来製品”として分類し、対象としているとの主張で、現に自己細胞の培養皮膚（J-TEC社製品）を認可しているとの主張であった^{注4}。その根拠となっている条文は、以下の薬事法の第2条の定義とした。第2条の9ではこう規定されている「この法律で“生物由来製品”とは、人その他の生物（植物を除く。）に由来するものを原料又は材料として製造（小分けを含む。以下同じ。）をされる医薬品、医薬部外品、化粧品又は医療機器のうち、保健衛生上特別の注意を要するものとして、厚生労働大臣が薬事・食品衛生審議会の意見を聴いて指定するものをいう」。この定義をもって自家細

胞も生物由来製品として薬事法対象であるとしたのである。

規制当局は培養皮膚を薬事法の「医療機器」カテゴリーで承認しており、局所に作用する物はデバイスとして医療機器で、そして全身に作用する物については医薬品のカテゴリーで承認するとしていた。一見合理性のある整理とも云えるが、原材料としては自家細胞と他家細胞があり、また局所と全身に作用する物が輻輳し、更に扱う細胞によってそのリスクも明らかに相違する再生・細胞医療分野を、この一文によって全て包含するには大きな無理があると言わざるを得なかった。

1961年2月8日に当時の厚生省発出の薬発第44号通知では、「(医師が指示した処方箋により調剤された薬剤は)特定人の特定疾病にのみ用いられ、一般流通するものではないことに鑑み、薬事法上の医薬品に該当しない」とされ、この解釈により、一般流通しない性格の医薬品は薬事法の定義から外れるとした。こ

の事は、不特定多数ではなく特定した患者に対する医薬品の処方は従来の薬事法が対象としていることを明示したものと解釈出来る。法的な専門用語としては「帰属性の一身専属性」のある物、すなわち自身の細胞を自分自身に治療に特定して使用するという再生・細胞医療は法の対象としている、すなわち想定していないと云う我々の主張が成り立つ事となる。

しかし一方で、厚労省は医薬発1314号通知により、「生物由来製品又は・・・自

己の細胞・組織を原材料とする医薬品及び医療用具が含まれる」として、明確化したと主張して、再生・細胞医療も薬事法が想定してその有り様を規定していると主張していた。しかし、そもそも、この通知は指導通知であり、製造業者等による自主点検の為の指針を示したに過ぎず、これをもって医薬品の定義の解釈を変更したとは言いがたいと我々は主張していた。

更に、患者を特定し、一般流通しない自家細胞を用いた再生・細胞医療(加工/調整済細胞)の位置づけは、当時の薬事法上必ずしも明確ではなく、医療法上で医療の一環(医療技術)として考えても矛盾はないのではないかとも主張していた。しかも、医薬品や医療機器などの薬事法上規制対象となっている製品と比べる場合、上記の特徴に加え需要に応じた個別加工であり、厳密な意味での均一性の保障が困難で、培養加工・調整行為は、医師の個別判断により個別指示に基づいて加工を

図2 自家細胞加工は医療プロセスの一部と主張

自家細胞加工は医療プロセスの一部と主張

医薬品と自己由来加工細胞との対比を明示を明示した
(自己由来加工細胞議論が突破口となったと考えている)

	医薬品	自家加工細胞
製造(加工)指図者	企業	医師
対象者	不特定多数	患者自身のみ
材料の選択制・均一性	あり	なし
製品(加工品)の均一性	あり	なし
所有権	企業 (売買対象になる)	患者自身 (売買の対象にならない)
流通性	あり	なし

自己由来加工細胞は、細胞医薬品&医療機器と
カテゴライズ・定義されるべきではないという明確なメッセージを発信

図3 2009年の閣議決定を受けて議論が本格化

2009年の閣議決定を受けて議論が本格化

厚労省で制度改革の議論が本格化

答申1

第二に、医療機関が患者から採取した細胞について
別の医療機関において培養・加工を行った上で
患者の診療に用いることが現行の医療法の下で可能であること
及びその条件を明示し周知徹底すべきである。〈平成21年度措置〉

答申2

これに加え、再生・細胞医療にふさわしい制度を実現するため
自家細胞と他家細胞の違いや皮膚・角膜・軟骨・免疫細胞など
用途の違いを踏まえながら現行の法制度にとらわれることなく
臨床研究から実用化への切れ目ない移行を可能とする
最適な制度的枠組みについて、産学官の緊密な連携のもとに
検討する場を設け、結論を得るべきである。〈平成22年度結論〉

この後の閣議決定を受けて…

「再生医療における制度的枠組みに関する検討会」が発足
小職も閣議決定プロセスでの参加に引き続き当該検討会の
「委員」として参画し 免疫細胞治療の現状も踏まえて議論に参加
(厚労省の医政局及び医薬食品局合同の事務局体制で発足した)

行うオーダーメードといえる「役務行為」と考えられるとも主張した(図2参照)。

2-2 そして制度改革の為の本格的活動が始まった

上記の政府の規制改革推進の為の幾多の議論の末、2009年3月31日の閣議決定によって、二つの答申が出され(図3参照)、それを受けた厚労省による「再生医療における制度的枠組みに関する検討会」が発足し、改革議論が具体的に開始された。

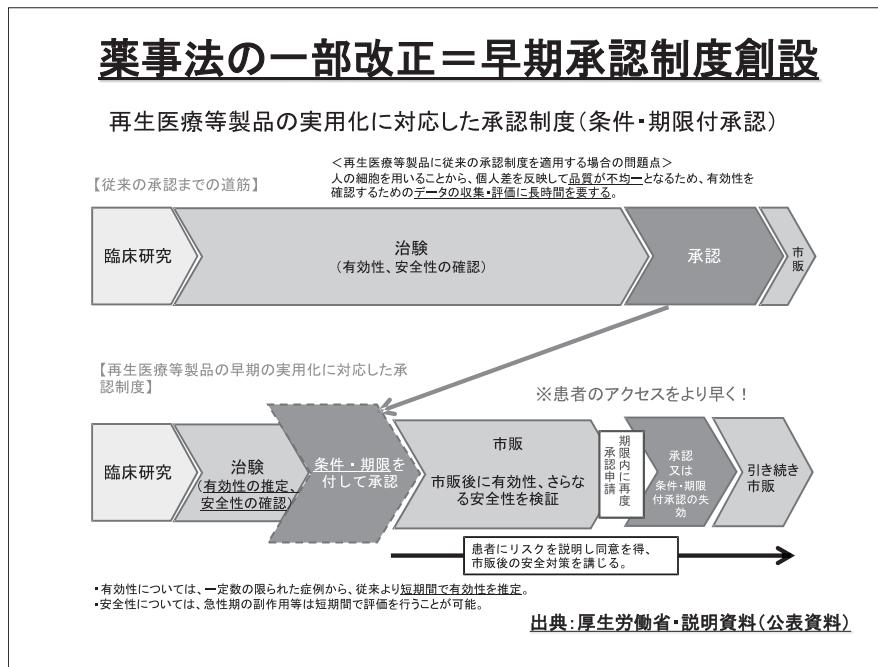
委員会では、先ず臨床研究や自費診療などの医療法下で行われる再生・細胞医療をどう扱うかという議論から始まり、その後薬事法下で治験や製造承認の扱いについて議論され、常に二つのトラックが同時並行的に議論が行われた。

筆者も当該検討会の委員として、引き続きこの課題解決に関わり、2010年3月30日発出の医政発0330第二号通知による、医療機関同士の自家細胞・組織を用いた再生・細胞医療の受委託を

可能とする答申1の課題解決や答申2の課題解決の系口の道筋を付ける事に大きく関わった。その中で2010年6月24日に開催された第8回の委員会において、再生医療においては医療法下で細胞培養を企業等への外部委託を可能とし、薬事法下では数例でも安全性が確認されれば早期に製造販売承認し、その後の市販後調査において事後チェックを十分に行う制度(いわゆる早期承認制度)の創設をすべきと主張し^{注5}、その後続く法制化の議論の場となる「再生医療の安全性確保に関する専門委員会(2012年9月発足)」に引き継いだ。実質的な制度設計はこの提言通りとなったと理解している。再生医療分野に関しては医療法下と旧薬事法下のダブルトラックで制度設計され、いわゆる業法によって細胞培養が企業に外部委託することが可能となり、治験においても早期承認制度が創成された(図4参照)。

その後の議論の進展は目を見張るスピードで法制化が具体的に進み、2014年5月10日に議員立法が交付され、その後医療法の下での「再生医療等安全確保法」と「薬事法改正法案(医薬品・医療機器等の品質、有効性及び安全性の確保等に関する法律/通称:薬機法)」が5月24日に国会に提出され、同年11月25日に施行された。再生医療等安全確保法に関しては2015年11月24日までを移行期間とし、11月25日以降は所定の手続きを行わない再生・細胞医療は実施不可能となった。

図4 薬事法の一部改正=早期承認制度創設



また、薬機法では、従来の医薬品などの承認プロセスに代わり、「条件・期限付き承認制度（いわゆる早期承認制度）」が創設され、（図4参照）そして2015年9月2日に本制度の第一号承認品目として、重症心不全患者の太ももの筋肉から採取した細胞をシート状に培養し心臓に貼る「ハートシート」を承認し、薬価も1400万円として再生医療分野の未来が創造された。

2-3 この流れを国家戦略特区でも引き継ごうという動きに

この再生医療分野における条件・期限付き承認制度（いわゆる早期承認制度）創設は、国家戦略特区重点項目議論にも大きく影響した。関西圏や東京圏⁶の多くの大学病院などからは、特例として医療機器や医薬品分野でも同様の制度を特区内で可能とし、全ての医療技術に渡って早期承認制度トラックを創設すべしとの強い要請に繋がっていった。

これらの分野は厚生労働省も重要政策として、従来から臨床研究→治験→保険承認のスピードを上げる為の「先駆けパッケージ戦略」⁷を創設し、「先駆け審査指定制度」と「未承認薬迅速実用化スキーム」等の施策を矢継ぎ早に制度化してきている。更に希少疾病薬（オーファンドラッグ⁸）の早期承認や、医療上必要性の高い未承認医薬品や医療機器を優先的に審査する「日本版コンパショネットユース」の創設等の種々の政策を打ち出している。

確かに、医療現場が「〇〇をやりたい」と要求すると、「この制度も、あの制度もあります。現行制度でも出来ない事はありません」との回答が規制当局から帰ってくる。しかし、制度そのものが従来の制度の部分改正の積み重ねで、正にパッチワーク的な改革になっているため、医療現場では非常に分かりにくく、使いにくくハードルの高い制度となっていることも否めない。

今回の、国家戦略特区指定地域の関西圏等からの提案は、承認審査期間の短縮だけでなく、臨床研究から治験、そして承認プロセスの全ての工程において、よりスピードを上げ、「先駆けパッケージ戦略」が想定している期間よりも更なる早期の承認を実現するよう求めている。更に輻輳化している各制度が医療現場や開発者に取ってどれが一番効果的なトラックなのかを指南してくれるサポート力の向上を規制当局に求めるものとなっている。

本要求に対しては、決して充分とは言えないが、医療機器に限っての措置として、2015年11月

20日の薬生活発1120第三号通知で「特区医療機器薬事戦略相談」制度創設が示され、より良い制度に向けての第一歩が踏み出された。既存制度との切り分けや、どの制度の活用が一番相応しいか等、課題は共有出来ており、今後更なる議論を継続し、医療現場や開発現場のモチベーションを高揚させ継続的に新技術を早期に世に出す仕組みを作り上げていくことに更に注力すべきである。

3. ここで規制改革議論の夜明けと 中心的議論を振り返る

少し、時代を遡って、医療分野における規制制度改革の夜明け時代を振り返ってみたい。小泉内閣時代の2001年5月11日に第1回総合規制改革会議が開催された。これは前身である規制改革委員会の議論を受けて、政府一体となった規制改革を実行していくという強い意志を持って組閣された会議体であった。同会議では、民間委員を中心に各分野の課題抽出と制度的な壁による課題の絞り込み、そしてその解決策としての改革メニュー提示と、解決に向けた関係省庁との膝詰議論を行うという、非常にタフな交渉が続けられた。

筆者も2002年度の議論から約10年に渡り医療ワーキングの専門委員として参加し、多くの課題に向き合った。

2002年12月12日には「規制改革の推進に関する第2次答申」がなされ、その中で医療分野の規制制度改革メニューとして下記の項目が提示された。

- (1) 医療のIT化の推進による医療事務の効率化・質の向上
- (2) 保険者機能の強化（レセプトの直接審査や支払いの実施）
- (3) 患者（被保険者）の主体的な選択の促進

（公的保険と保険外診療の併用による患者選択の推進／いわゆる混合診療の推進）

- (4) 診療報酬体系の見直し（包括払い・定額払い制度の導入等）
- (5) 派遣規制の見直し（医療関連業務の労働者派遣）
- (6) 医療提供制度（地域医療計画／病床規制の見直し、遠隔診療の促進等）
- (7) 医薬品に関する規制緩和（情報提供の促進、後発医薬品の使用の促進、販売に関する規制緩和）

既にこの時点で、保険外併用療法の推進（いわゆる混合診療の推進）や地域医療計画における病床規制のあり方の見直し等が遡上に上り、具体的な議論がスタートしていった。その後2004年4月に、当会議は規制改革・民間解放会議と名称を変え、より詳細かつ広範囲に、個別具体的に方策を提示し規制改革の必要性を明示した。

レセプト電算処理の推進、医薬品販売方法の多様化などの議論は具体的な成果として、現在では当たり前の様に定着した仕組みとなっている。更に、医療機関の株式会社化の議論もその過程で行われ、医療機関経営の非営利性の認識のあり方や直接金融手段獲得や本業の医療サービスへの企業並みの課税の妥当性等が議論され、医療機関の本分である医療サービスなどの本業に関しては無税とする社会医療法人という法人格の創設に繋がり、議論は一定の成果を上げたと言ってよい。

3-1 いわゆる混合診療である保険外併用療法の推進について

中でも、いわゆる混合診療問題では、筆者は1984年に創設された特定療養費制度の適応・範囲拡大を議論することを重視していたが、議論の過程で「混合診療の無制限拡大」という観点での

論争となり混迷した。保険で認められた医療が正しい医療で、保険で認められていない医療は「如何わしい危険な医療である」という通念や、また金持ちの医療の増長、民間医療保険台頭による公的保険萎縮などの議論が幅を利かせ、保険外併用療法罪悪論へと世論の舵が切られて行った。また、2006年3月に始まった混合診療裁判では、その後に最高裁にまで持ち込まれが、平成8年（2011年）10月25日に原告・上告人の敗訴が確定した^{注9}。

いわゆる混合診療を禁止した国の措置は間違っていないとの判断が確定した。しかし、この判決で注目すべきことは、裁判官全員一致であったものの、その過半である4人の裁判官が補足意見を述べている。

- ・法の規定において混合診療禁止の趣旨に関して明確に定められておらず、しかも機会があったにも関わらず国は混合診療保険外給付外の原則の可否に関して正面からの議論を回避してきたこと
- ・また、医療機関を別にした場合の解釈が明確ではないこと
- ・外国でその有効性及び安全性が確認され、患者が切望する医療技術や新薬の早期使用等が適切に運用されること
- ・地裁、高裁と裁判が国の論点が一貫せず、原告人の主張にも一定の理解出来ること

以上の指摘は、国に混合診療禁止の原則に対する明確な基準の制定の為のオープンな議論を求めると共に、患者ニーズを踏まえた、医療技術の進展に即した検討を要請したこととして注目に値する。そして、この判決文が、その後のいわゆる合法的混合診療である保険外併用診療の適用拡大議論や患者申出療養制度創設（2016年4月より実施）という先進医療の一類型としての追加実施実現の端緒となったと言える。

今回、国家戦略特区では、特区内において医療法上で認定された臨床研究中核病院^{注10}と先進医療推進をする上で同等と認定された施設^{注11}は、通常の審査より早いほぼ3ヶ月という短期間の審査による保険外併用療法の実施が可能となった。保険外併用療法である評価療養（先進医療）の拡大においては、患者申出療養制度というトラックと国家戦略特区内での先進医療の早期実施というトラックが追加され、更に当該医療機関が臨床研究協力医療機関と認めた特定機能病院やがん拠点病院、更にはかかりつけ医等のクリニックを含む多くの医療機関でも先進医療の実施が可能となった。多施設での臨床研究体の形成により、多くの医療機関が保険外併用療法を実施出来れば、先端的な医療が安全性を担保された形で、より患者に身近な医療となるであろう。

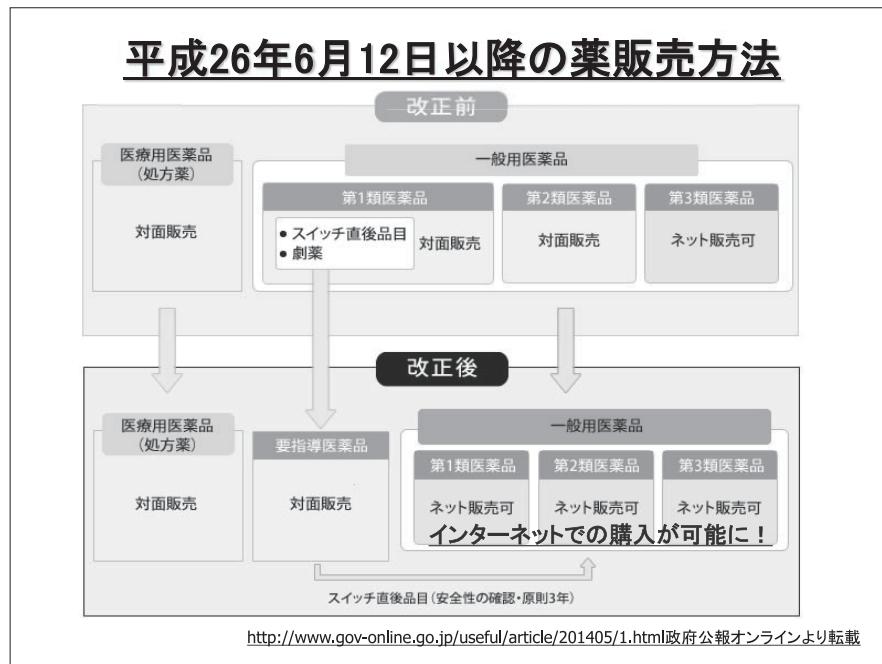
3-2 「対面」原則について考える

次に、「対面」という論点について考えていきたい。医師法や薬事法（現薬機法）においては、診療や服薬指導や医薬品販売において、患者やサービスの購入者との対面での診療や販売が求められている。

例えば、医師法の第20条では「医師は、自ら診察しないで治療をし、若しくは診断書若しくは処方せんを交付し、自ら出産に立ち会わないで出生証明書若しくは死産証書を交付し、又は自ら検査をしないで検査書を交付してはならない。但し、診察中の患者が受診後24時間以内に死亡した場合に交付する死亡診断書については、この限りではない」と規定されている。この条文では「診察」を、手段の如何は問わないものの、患者と対面で実施することを求めている。

このことは、多くの地域で要請の多い「遠隔診療」の実施を閉ざすものとして、診察による患者自身との直接対面原則の改革が求められてきた。

図5 平成26年6月12日以降の薬販売方法



規制改革議論でも主な論点として議論が続き、原則初診時を除く診療においてテレビ電話等の対話式通信方式^{注12}による遠隔診療が実施可能となつた。しかし、この原則の解釈や遠隔診療可能な診療対象範囲に対する通知で示された遠隔医療が可能な対象疾患の例示が、「限定列举」と判断されてきたことで、長く普及の芽を摘んできたといえる^{注13}。

今回の国家戦略特区では、初診において遠隔医療実施が困難であると考えられていた対象疾患であっても、一定の条件下で医師の判断と責任において遠隔医療が可能である事が明確化された。そして、その対象疾患も幅広く対応が可能となつた^{注14}。医療機器技術の進展は目を見張る物があり、現在でも聴診器や超音波診断機器等も小型化しデータ通信が普通に出来る時代となり、訪問看護師や介護士、更には家族の協力があれば、遠隔で聴診や画像検査の一部が可能となる時代が、すぐにやってくる事が期待されている。離島や僻地

という区域限定ではなく、一般市街地でも遠隔医療が普通の診療となる制度改革が望まれている。

また、医薬品の販売においても対面・書面販売の原則を国は求めていた。しかし薬事法は販売方法の具体的方法論についての規定はなく、省令で規定を設けてきた。またインターネット等の通信販売を明確に禁止していない。しかも2002年に必要な注意喚起をした上で「インターネットによる通信販売」を認めたにもかかわらず、2009年2月6日

にインターネット販売そのものを一部の例外を除いて禁止したのである。本件も最高裁まで争われ、国が敗訴した。その後の議論で、医薬品のインターネット販売が一部の例外を除いて認められることとなった（図5参照）。

また、調剤薬局での医師の指示による医薬品の患者への受け渡しに関しては、薬剤師法第25条の二・医薬品医療機器法第9条の三において、「薬剤師は、薬剤の適正使用のため、対面により書面を用いて必要な情報を提供し、必要な薬学的知見に基づく指導をしなければならない」とされ、患者の希望や状況に応じた遠隔服薬指導などの実施に柔軟性を欠くものとなっていた。例えば、遠隔医療により診療を受け、処方指示が出た医薬品を宅配等で患者宅へ送る場合、この対面原則によって薬剤師がわざわざ届けて服薬指導をしなくてはならない。当然服薬指導が必要であろうが、患者の事情によっては、わざわざの対面を避けたいこともある。そんな場合、対話型端末（iPhone

やTV電話等)で服薬指導等が受けられれば、より利便性が広がると考えられる。国家戦略特区では遠隔医療の受診において、患者さんの希望も勘案し、柔軟に対応する事が可能となった。しかし、一定の前進があったものの、遠隔医療実施に関わらず通常の診療においても遠隔服薬指導が可能となるべきであることは言う迄もない。更に今後は、医薬品の搬送におけるドローン等の近未来技術の活用の実証実験も実施されていくであろう。処方薬の服薬指導をTV電話等で行い、更に処方薬の搬送にドローンを活用して届けるなどの実証実験は兵庫県養父市などで開始されよう。2015年の12月15日に政府は国家戦略特区の3次指定をしたが^{注6}、今回指定された千葉市でもドローンを活用した医薬品等の搬送実験を始める。当然、医薬品であることを考えれば、確実な輸送、到着確認、不在時や不達、誤送等のリスク回避の為の条件設定がガイドラインとして示されていく必要があるが、実証実験を希望する自治体や薬局、企業等も多くあり、成果を大いに期待したい。

3-3 病床規制に関する議論

更に、国家戦略の医療分野における重点項目に「病床規制の特例」が挙げられている。医療経済学分野では、供給者(医師)誘発需要仮説なるものがあり、医師数や病床数が増大すれば医療費が拡大するという議論がある。実際に、医療経済学の最先端の実証研究では、この仮説の成立に賛否両論があり、いまだに決着はしていない。しかしながら、規制当局の政策は明らかに供給者誘発重要を前提としたものになっていると考えられる。確かに、医療分野は前述した如く、医療サービスの消費者である患者と供給者である医師との間では「情報の非対称性」が非常に大きく、医師の指示によって医療費の消費規模が決まり市場が形成される。圧倒的に供給者優位の市場である。また

病床数が増大すれば、その病床を埋める為に入院誘導が発生し、医療費増大の原因となるという論理である。医療機関経営では病床稼働率を上げることと入院期間短縮が喫緊の課題である。稼働率を上げる為には、外来患者数を増やし、地域からの紹介患者数を増大させ、また救急に力を入れる等して、入院待機患者の数を増大させる事となる。そこに病床があれば、病院はこぞって競争して病床稼働率を上げる事に邁進する。当然病院収益が向上するという事は、医療費が増大する事に繋がってしまう。

従って医療費削減の方策として有効な手段は、医師の養成数(供給)制限と病床増設を規制しようと考える訳である。前者は医学部定員の規制であり、後者は病床規制という政策に反映されているといえる。当然、それ以外にも診療報酬の改正によって政策誘導による医療費削減策の知恵が絞られ続けている。

特に病床規制に関しては、全国を344に診療圏に分け、その診療圏(二次医療圏という)毎に必要病床数の総量を定め、診療圏内の病院にその病床を割り当てるという制度である。制度が出来た1985年前後において、その移行期間内に多くの医療機関が駆け込みで増床した影響もあり、特に都市部などでは8000床を越える総量規制外の病床(病床過剰状態)が存在し、新規増床が事实上不可能である^{注15}。

医療法7条では、都道府県知事は「その申請に係る施設の構造設備及びその有する人員が第21条及び第23条の規定に基づく厚生労働省令の定める要件に適合するときは許可を与えなければならない」とされているが、医療法30条等により、二次医療圏なるものを設定し、地域医療計画や病床種別と機能を設定する事により、病床数の規制を設けている。都道府県知事は地域医療に資する病床やがん等の必要と思われる病床につい

ては設置する事が可能とはなってはいるが、実質的には整備のための事前協議や地域の医療協議会や審議会などのステークホルダー間の調整等で現実的には不可能な状況となっている。また未稼働の病床に関してもそれを必要な地域に移転させたり、返還させるなども一部を除いて実質的に不可能な状態となっている。

今回、国家戦略特区では、この病床規制の特例を設けて、国が必要と判断した病床を、病床過剰地域であっても設置可能とした。幾つかの大学や診療所が、この特例で病床の設置が可能となった。

筆者のクリニックも、免疫細胞治療の先端的な医療技術を開発し、がん医療における複合的免疫治療を実施するために、病床規制の特例において、病床の新設が認められている。がんの薬物治療の世界を変えると云われる、イムノチェックポイント阻害剤（免疫治療薬）の登場で、免疫療法に対する再評価がなされると共に、遺伝子改変型の次世代免疫細胞治療の開発や、血管内治療や超音波内視鏡によって抗原未感作樹状細胞をがん細胞に直接局注する技術等の開発によって、新たな免疫細胞治療が始まろうとしている。その為の臨床研究や治験、更には実医療としての治療上、病床設置が必須となるからである^{注16}。

4. 医療制度改革における国家戦略特区の意義

特区には小泉内閣時代から、構造改革特区、総合特区など多くの特区が存在し、現在でも実施されている。これら特区との違いが良く議論されているが、先にも述べた様に、国が受け身であった従来の特区から、国が主導した特区へとステージを上げたものと考えている。そこでは「次元の違う価値観や事業計画」により「確実な実施」がなされなければならない。首相が議長となる諮問会

議が上位に設置されていることを見ても、国主導であることが分かる。

その鍵を握る「区域会議」では、担当大臣や首長、民間事業者や有識者などの少数精鋭のメンバーで各担当府省との膝詰め議論を行い、明らかにされた対立点の調整を行い、実行への道筋をスピード感を持って整備する事が求められている。

国家戦略特区では、「医療」「農業」「教育」「雇用」などの基本分野の外に、「都市再生・まちづくり」「歴史的建築物活用」「近未来技術の活用」「外国人人材の更なる活用」などのキーワードで議論が続いている。

医療分野では、前述した各項目以外に、外国人医師の本邦での臨床修練や日本国内での活躍の場を拓げる政策が検討されている。医療の国際化の為にも非常に重要な施策の一つであるが、その政策には二つの方策が検討された。前者は外国人医師臨床修練制度の改革であり、後者が医師（免許）資格の二国間協定の改革である。外国人医師臨床修練制度とは、外国人医師等が行う臨床修練に関する医師法17条の特例等で制定されている制度である。また、二国間協定は従来、英国、フランス、シンガポール、米国の四カ国と医師免許協定がされており、外国人が日本の医師国家資格を取るまでの特例が定められている。前者に関しては、その修練期間の延長（2年から4年へ）、後者においては、対象国の拡大を柔軟に図ると共に自国民だけでなく外国人一般の診療が可能とするこの明確化であった。後者においては、外国人で本邦の健康保険を有している外国人の診療も可能とする事や、更に進んで日本人の診療も可能とすることの要求も多く出されたが、残念ながらこの点は今後の継続の議論となった。

また、国家戦略特区において多くの議論を呼んだのが、医学部の新設であろう。1979年以来医学部が37年余に渡って新設されていないという、

医療分野の岩盤規制の象徴として語られ、多くの賛否の議論を呼んだ。その背景には、医療現場における医師の質と数の充足度と養成数のバランスという観点や、地域間の偏在や格差（医師数、教員数等の面で）、更には教育人材確保による地域医療崩壊加速の観点、今後の医学教育と医療の国際化に資する教育のあり方の観点など、輻輳した観点や認識の相違があった。

国家戦略特区というプロジェクトマーキングの観点からは、その留意点として「一般的臨床医養成・確保を主たる目的とする既存の医学部とは次元の異なる（世界最高水準の国際拠点としての医学部新設という）目的に沿った際立った特徴を有する医学部とする」と明記されており、具体的議論はまた緒に就いたばかりであり、この観点に沿った具体的議論が、今後医療関係者間で深まっていき、この議論を起点にして既存の医学部においても国際化が促進できる様に政策支援を強化し、世界に冠たる医学教育を受けて、世界に通用する医師を多く排出できることを期待したい。

5. 最後に国家戦略特区をより価値ある物とするために

筆者は長く医療の規制改革論議に参加してきたが、規制改革の会議体の中で、改革メニューを挙げて声高に改革を求めるだけの立場から、自分自身が規制改革の中核プレーヤーとなるべく、自身的医療法人も国家戦略特区の構成員となるべく手上げしその一員となっている。特例の実現は平坦な道ではなく多くの壁があるが、これをやりきる事が本邦の医療技術レベルの向上や医療の産業化や国際化の促進の為のアクセサリになることと考えている。

また、改革メニューが実行出来たとしても、その効果が一過性のものになり、効果が持続できな

ければ成果を挙げたとは言えない。

今回議論されている改革メニューは、改革すべき多くの項目のほんの一部分でしかない。医療は、我々の人生のライスコースのどの場面にも大きく関わる社会保障の中核的施策であり、また保健・福祉・介護などの各制度との関わりも複雑に絡まっている。今回の施策は、医療分野としても、またHealth Careという広範な概念で捉えても、ほんの一部分かつ一断面を切り出した制度改革でしかないと考えている。こういった部分最適を求める改革は「どこかをつければ、どこかに無理が来る」という事になりかねず、これら改革が却って全体最適を阻害し、現場の機動力を削ぐことにもなりかねない。医療分野はステークホルダーが多い分、丁寧な説明、きめ細かな検証と不断前進という改革意欲が重要である。

例えば前述した、医薬品に関連した点で言えば、病院や診療所の診察室にある電子カルテシステムの端末から、医師が患者さんの意思を確認して、院外処方箋を希望する調剤薬局に直接インターネット等で伝送し^{注17}、情報を受け取った調剤薬局は患者さん情報（電子カルテの内容確認など）を共有しつつ調剤を実施し、調剤後の医薬品を多様な手段で患者宅まで搬送し、必要に応じて対話型端末（iPhoneやTV電話等）で服薬指導などをする事が出来れば、大いに利便性が増すはずである。

本年4月からは、処方箋の電子化がやっと認められ、上記に示したやり取りの一部が可能となるが、国家戦略特区では、この一連のやり取りの全てが実施可能とすべきと考えている。更なる進展を求めていきたい。利用者視点、患者視点では当然すぐに出来そうな事でさえ、医療法や関連法規など多くの壁や懸念表明があり、患者視点での改革が出来ないでいる。

国際化の観点からは外国人の医師や看護師などの診療の幅を大きく広げ、今後先進国並みに増加

するであろう外国人居住者や旅行者の安全と安心を高めること、更には国籍や本邦の公的保険の資格の有無に関わらず、患者さんの希望・納得を前提に幅広い診療が可能とする事なども必要と考えている。

また、保険外併用療法の更なる充実・拡大を図るために併用の対象を先進医療に限定するのではなく、選定療養^{注18}へ、その適応を拡げる必要があると考えている。医療技術の急速な進展を促し、それらの技術の早期保険承認を次々に進めていけば、当然のことながら医療財源の枯渇に拍車がかかる事は自明の理である。これを機会に、先進医療や選定療養等の保険外併用療法の在り方の抜本的改革も必要となろう。

国家戦略特区として指定区域となり規制改革の実験・実践の場となった自治体、民間事業者、そして国やその関連団体や関係者が持続的かつ継続的に責任を持って事業を推進し、結果を出せるプロジェクトメークイングが何にも増して重要となる。

注

1 2010年9月に韓国企業と連携し開院した京都Bsthesdaクリニックで幹細胞治療を受けた韓国人の患者さん（73歳）が肺動脈塞栓症で死亡と韓国東亜日報が報道。幹細胞投与との因果関係が不明なもの、大きな問題として取り上げられた。培養そのものを韓国内で行い、培養した最終加工品を患者が持ち込み、治療は日本国内で行っていた。韓国国内では当該治療が自由診療として実施できないため、ある意味脱法行為として、日本に持ち込んでの治療であった。

2 2013年1月28日「第183回国会における安倍内閣総理大臣所信表明演説」より

3 ティッシュエンジニアリング 2007号 p3131-p326
2007年6月

4 (株)ジャパンティッシュ・エンジニアリング（通称：J-TEC）が2007年10月3日の本邦発の「自家培養表皮」の製造承認を得た。しかし、従来の薬事

法下での審査であった為、資金的にも期間的にも多くの負荷・負担が掛かり、しかもバイオベンチャーが健全に発展継続できない費用での診療報酬点数・使用条件となり、大きな議論を呼んだ。この承認のあり方が、ある意味再生細胞医療製品（加工品）のあり方を考えるきっかけとなった。

5 WWW.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000000qw7e.html
「2010年6月24日 第8回 再生医療における制度的枠組みに関する検討会議事録」を参照。

6 2014年5月1日に発表された特区の指定区域は、東京圏（東京都・神奈川県の全部又は一部・成田市）、関西圏（京都府・大阪府・兵庫県の全部又は一部）、新潟県新潟市、兵庫県養父市、福岡県福岡市、沖縄県の6区域であったが、その後第二次指定（地方創生特区）として2015年8月28日に秋田県仙北市、宮城県仙台市、愛知県の3自治体が指定され、更に2015年12月15日に広島県、千葉県千葉市、愛媛県今治市、福岡県北九州市の4自治体が新たに追加指定された。

7 2013年6月14日に「日本再興戦略」及び「健康・医療戦略」が策定され、それを受け2014年6月17日に、世界に先駆けて革新的医薬品や医療機器等の実用化を促進するため、基礎研究から臨床研究、治験、承認審査、保険適用、国際展開までの対策を一貫して取り組むための戦略として策定された。

8 対象患者が概ね5万人（米国では20万人）規模の疾病をいう。難病などの重篤な疾病や他に治療法があく医療上必要性が高い疾病などが対象となる。

9 平成23年10月25日の健康保険受給権確認請求事件 最高裁第3小法廷の判決文
www.courts.go.jp/app/files/hanrei_jp/724/081724_hanrei.pdfを参照

10 現在（2016年2月末時点）医療法第4条の3第1項の規定に基づき承認されている機関は、「国立がん研究センター中央病院」「大阪大学病院」「東北大大学病院」「国立がん研究センター東病院」「九州大学病院」「名古屋大学病院」である。

11 現在認定されている機関は「順天堂大学順天堂医院」「癌研有明病院」「東京医科歯科大学病院」「横浜市立大学病院」等である。

12 厚生労働省は、このテレビ電話との文言に強くこだわっている様だが、筆者は当然ながらICT技術を駆使したスマホ等を活用した対話型システムも含む

と解釈している。

13 1997年2月24日に医師法20条の解釈及び遠隔医療に関する通知が改正され、2011年3月31日に健康政策局長通知が発出された（健政初第1075号）。その中で、留意事項として「初診及び急性期の疾患に対しては原則として直接の対面診療によること」とされ、またその別表によって遠隔診療の対象として9疾病が例示として示された。しかしこの例示が医療現場では限定列挙として解釈された。

14 2015年8月10日の厚生労働省医政局長発出の事務連絡によって明示された。

15 平成25年3月改定の「東京都保健医療計画」によれば、二時医療圏である都内・医中央部では基準病床数5,258床のところ、既存病床数は13,703床（H24.10.1現在）で、実に8,445床の過剰となっている。

16 国家戦略特区の区域計画の東京圏 国家戦略特別区域 2014年12月19日資料

[/www.kantei.go.jp/jp/singi/tiiki/kokusentoc/pdf/kuikikeikaku_tokyo_h261219.pdf](http://www.kantei.go.jp/jp/singi/tiiki/kokusentoc/pdf/kuikikeikaku_tokyo_h261219.pdf) を参照

17 特定保険薬局への誘導は禁止されている。その根拠法は、保険医療機関及び保険医療養担当規則第2条の5「保険医療機関は、当該保険医療機関において健康保険の診療に従事している保険医（以下「保険医」という。）の行う処方せんの交付に関し、患者に対して特定の保険薬局において調剤を受けるべき旨の指示等を行ってはならない」としている。

18 「選定療養」とは、患者が自身の価値観や責任において選定し、特別に費用負担して受ける追加的な医療及び関連サービスのことをいう。「評価療養」

である先進医療等と並列して保険外併用療法制度の一翼を担っているものである。具体的には、入院時の差額ベット料や予約診察料、更には200床医療の病院で紹介状無して受診時に受ける時の追加費用等がその対象となっている。評価療養は将来保険収載を目指すもの、選定療養は保険収載を将来においてもしないものとの区分けができている。しかし、今後は選定療養の定義を変更し、患者選定による新たな医療や、医療経済的には合理性がないものの、患者の求める医療技術等、その適応範囲を拡大すべき、または新たに「選定療養B」などの新たな体系創設が必要と筆者は考えている。

参考文献

- ・後藤重則・阿曾沼元博（2013）「総説：国際的にみたがん免疫細胞治療の研究開発の現状と展望」（一般）医薬品医療機器レギュラトリーサイエンス財団学術誌：医薬品医療機器レギュラトリーサイエン Vol44. No6, pp.458-463
- ・阿曾沼元博（2011）「規制改革の医療専門委員としての10年」週刊日本医事新報 No4553, pp.48-49
- ・阿曾沼元博（2009）「公営企業としての病院経営事業は今後どう改革すべきか」Business&Economic Review（日本総研）2009年12月号
- ・国家戦略特区ワーキンググループ(2015)「国家戦略特区ワーキンググループ・ヒアリング」
([https://www.kantei.go.jp/jp/singi/tiiki/kokusentoc_wg/](http://www.kantei.go.jp/jp/singi/tiiki/kokusentoc_wg/))
- ・内閣府・規制改革会議（2015）「規制改革の推進に関する第3次答申」（2015.6.16）

National Strategic Special Zones and Healthcare System Reform

Motohiro Asonuma*

Abstract

There exists a gap between the healthcare system and needs for the service all through the ages; however, the gap has widened considerably by accelerating medical technology, diversification of individual values, and rapid ageing of the population in recent years.

Prime Minister Jyunichiro Koizumi's Cabinet, inaugurated in April 2001, boldly undertook regulatory reform in the field of healthcare to fill the gap. Since then many issues have been discussing, and some of challenges have reformed. Under such circumstance, the healthcare reform was positioned as core program of National Strategic Special Zones, enacted as a part of growth strategy by Prime Minister Shinzo Abe's second Cabinet inaugurated in December 2012. Besides medical field, other subjects such as agriculture, education, employment, urban regeneration and renewal, utilization of historical construction, near-future technology, and facilitation of foreigner resources have vigorously discussed and demonstrated, and a part of plan have achieved significant results.

Various deregulation measures including mixed billing of medical care services (a matter of concern since 2001), rule limiting the number of the beds, and face-to-face medical cares and instructions on the use of drugs in telemedicine environment have debated in the medical field. Moreover, a shortening of examination period has discussed and applied to promote the development of world-wide medical equipment at the designated area. At the current moment, innovative approaches in the medical field have been progressing in 13 designated areas.

A minister who is assigned directly below the Prime Minister, local administrative chiefs in the designated area, and private business operators are positioned as one to be aimed at cross-ministerial reforming, by which specific achievements will be demonstrated.

* • President & CEO, KOUSHIKAI, Non-profit medical corporation SETA Clinic Group
 • Visiting Professor, Juntendo University

論 文

地域間介護給付水準の収束仮説の検証

松岡 佑和*

抄 錄

本稿では、厚生労働省『介護保険事業状況報告』2000–12年度都道府県別パネルデータを用い、地域間介護保険給付水準（被保険者1人あたり単位数、利用者1人あたり単位数）が収束しているかを、地域特性等をコントロールすることが可能な条件付き β 収束の手法により検証した。

介護保険制度には医療保険制度同様に地域間でサービス量、保険料等が大きく異なることが知られている。しかし、その分析の多くは記述統計による比較に留まっており、統計的な分析は行われていない。本稿では、介護保険給付水準の地域差を条件付き β 収束という計量経済学の枠組みで分析を行う。条件付き β 収束とは1人あたり変数が、その定常状態と比べより低い国・地域であるほど、（高い国・地域と比べ）より高い成長率（増加率）を上げるという収束過程である。介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービスの整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれているかを検証した。また山内（2009）等の研究結果を踏まえ、近隣都道府県との空間的自己相関を考慮したモデルにより推定を行った。

推定の結果、全ての1人あたり介護給付水準（合計・サービス別）において、パネルデータを用いた最尤法推定から β 収束を確認した。また一部の介護給付水準増加率には近隣都道府県との空間的自己相関の存在も確認した。 β 収束は介護保険制度初期（2000–05年）の方が2006年以降と比べ若干速く、空間的自己相関は2006年以降の方が高い傾向であった。介護サービスを措置制度で行っていた1999年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用に対し、同様の分析を行った結果、いずれも β 収束が認められた。扶助費と介護保険費用の β 収束の推定結果の差は小さく、収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが明らかとなった。これらの結果から、介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービス整備が低水準・利用が非積極的だった地域において、施設整備・積極的な利用がより生じていることが示唆された。

キーワード：介護保険、介護給付水準、地域差、条件付き β 収束、空間的自己相関

1. はじめに

2000年に介護保険制度が施行され、市町村を中心とした保険者の下、居宅・施設サービス、2006年からは地域密着型サービスが提供されている。介護保険サービスの第1号被保険者数（65歳以上人口）、利用者数は、それぞれ2000年度約2242万人、約1966万人（累計）から、

2012年度約3093万人、約4873万人（累計）へと大幅に増加している。利用者増加に伴い、介護保険サービス費用額も2000年度約3.5兆円（GDP比0.69%）から2012年度約8.3兆円（GDP比1.745%）へと増加し社会保障費として財政に与える影響も増大している。

介護保険制度においては、主に介護給付水準（被保険者1人あたり介護サービス量等）の決定要因に関する研究（安藤（2008）¹⁾、油井（2006）²⁾、松岡（2016、近刊）³⁾等）、医療・介護保険財政の推計や長期予測等の研究が行われてきた（Iwamoto and Fukui（2009）⁴⁾）。また自治体間

* 東京大学大学院経済学研究科博士課程：
h.matsuoka0217@gmail.com

競争・空間的自己相関を検証した研究も存在する。山内（2009）⁵⁾では、2001–03年都道府県別パネルデータを用い介護保険施設サービスの空間的自己相関を空間計量経済学の手法により分析し、近隣都道府県から正の影響を受けることを確認している。中澤（2010）⁶⁾では、1995–2000年、2000–05年年の東京圏介護施設の建設についてプロビットモデルで分析（第5章）、第1期介護保険料についてクロスセクションデータを用い2SLSで分析し（第7章）、それぞれ近隣地域から正の影響を受けることを確認している。松岡（2016、近刊）では2006–12年度保険者別データを用い、全ての介護保険サービス（居宅・施設・地域密着型サービス）において空間的自己相関が存在することを空間計量経済学の手法により確認している^{注1)}。

これらの先行研究（決定要因、長期予測等）は介護保険財政を運営する立場（保険者、都道府県、国等）にとって重要な分析である。一方で被保険者、利用者の立場で介護保険制度を考えると、介護保険サービスへのアクセスの差等から生じる介護給付水準の地域差は重要な問題である。介護保険には医療保険同様に地域間でサービス量、介護保険料等が大きく異なることが知られている（厚生労働省（2014）⁷⁾）。しかし、その分析の多くは記述統計による比較に留まっており、統計的な分析が行われているわけではない^{注2)}。介護給付水準の地域差が、後期高齢者割合、地域による家族介護の考え方の違い、介護保険料の違い等の地域特性を完全に反映したものであれば、その地域差の存在は認められる。しかし、保険者地域の地域特性を把握していると考えられる保険者による地域密着型サービスの事業所公募状況において、50.81%の保険者が、施設数が整備目標に達しておらず、その58.2%が理由を応募がなかったためと答えている^{注3)}（畠山（2010）⁸⁾）。地域特性を

反映した需給ギャップは完全に反映されていないことが示唆される。このような状況での介護給付水準の地域差は利用者・被保険者にとって望ましい状態と考えることは難しい。本稿では、介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービスの整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれているかを検証した。

地域間における変数水準の収束に関して、Baumol（1986）⁹⁾、Barro and Sala-i-Martin（1992a）¹⁰⁾等で用いられた経済成長の収束分析の方法である σ ・ β 収束を用いた研究が存在する。 σ 収束とは標準偏差・変動係数が時間を通じて減少する過程、 β 収束とは1人あたり変数水準がその定常状態と比べより低い地域であるほど、より高い成長率（増加率）を上げるという仮説である。Baumol（1986）、Barro and Sala-i-Martin（1992a,b¹¹⁾）、Sala-i-Marting（1996）¹²⁾等による国間、地域間の経済成長の収束分析をはじめ、Nixon（1999）¹³⁾、Hitiris and Nixon（2001）¹⁴⁾によるEU国間の医療支出収束、Wang（2009）¹⁵⁾によるアメリカにおける州間の医療支出収束の研究が存在する。

本稿では、2000–12年度都道府県別パネルデータを用い、地域間（都道府県間）介護保険給付水準収束仮説を、地域特性等をコントロールすることが可能な β 収束に焦点を当て分析を行った。また山内（2009）等の研究結果を踏まえ、近隣都道府県との空間的自己相関を考慮したモデルにより推定を行った。介護保険制度下における介護給付水準の β 収束を推定することには、下記の2点の意義があると考える。1つ目は、利用者・被保険者の厚生上の観点からである。上記で述べたように、介護保険サービス地域差には地域特性を反映した需給ギャップが完全に反映されていないことが示唆される。 β 収束の存在により介護給付

水準が低水準であった地域において、増加率が高いことが示せれば、利用者・被保険者の介護保険サービスへのアクセスの差が減少しているのではないかと考えられる。またそのことから、低水準地域において、介護保険制度が浸透していることも示唆される。2つ目は、介護給付水準の地域差が制度変更に伴いどのように変化したかを把握することが可能なためである。介護保険制度導入前（1999年以前）は、市町村・都道府県はそれぞれ「老人保健福祉計画」を作成し、主に老人福祉費の扶助費を用い、介護サービス提供を措置制度により行っていた。介護保険制度導入に伴い、市町村が介護保険制度の保険者となり、その事業計画においては市町村・都道府県ともに介護保険事業計画を作成し、それぞれの意向を調整する形が取られている（齊藤・山本・一圓（2002）¹⁶⁾。介護保険制度へ移行し制度が浸透するに従い、 β 収束の傾向がどう変化したかを分析することは意義があると考える。

本稿で得られた結果は以下の通りである。全ての1人あたり介護給付水準（合計・サービス別）において、パネルデータを用いた最尤法推定から β 収束が確認された。また一部の介護給付水準増加率には近隣都道府県との空間的自己相関も確認された。 β 収束は介護保険制度初期（2000–05年）の方が2006年以降と比べ若干速い傾向であった。一方で空間的自己相関は2006年以降の方が高い傾向であった。介護サービスを措置制度で行っていた1999年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用に対し、同様の分析を行った結果、いずれも β 収束は認められた。扶助費と介護保険費用の β 収束の推定結果の差は小さく、収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが明らかとなった。しかし介護保険制度導入後に空間的自己相関が生じており、介護サービスの制度が明確化されることにより、

自治体間の政策の関係性が高まったと考えられる。

2節では、本稿の問題設定及び本稿で用いる手法（ β 収束）を説明し、3節では分析で扱うデータ・変数について述べ、4節で β 収束の推定結果を提示し、5節では扶助費（老人福祉費）と介護保険費用の推定結果を比較する。6節はまとめである。

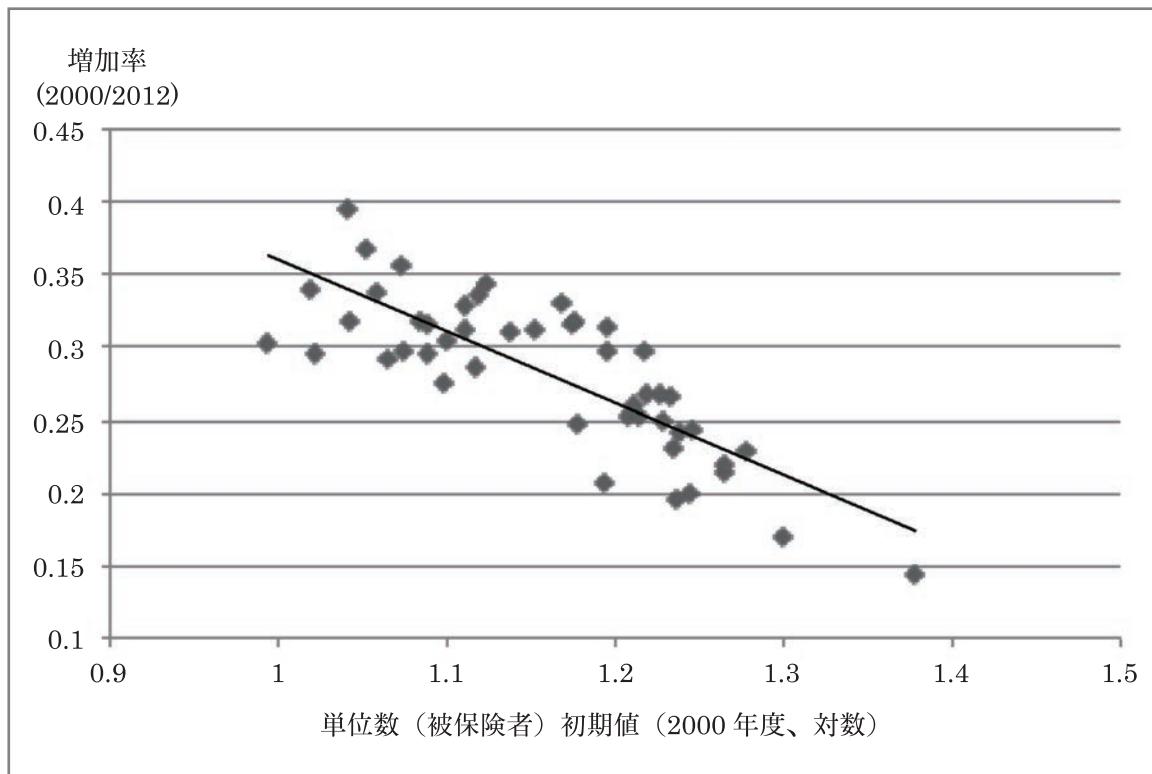
2. 問題設定と本稿で用いる手法

（1）問題設定

本稿では、介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービスの整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれているかを計量経済学の手法を用い検証する。具体的には、それぞれの地域の定常状態と比べて1人あたり介護給付水準が低い地域は、高い地域と比べ、より高い増加率を上げるという後進地域の収束仮説を検証する。本稿で用いる推定方法は、Barro、Sala-i-Martin等による経済成長の研究で用いられた β 収束の推定方法である。また β 収束をより正確に推定する上で、近隣都道府県との関係をコントロールする。これは山内（2003）等の研究で、介護給付水準には空間的自己相関が存在することが明らかになっており、増加率にも影響を与える可能性があるためである。

（2） β 収束

経済成長研究の文脈で用いられる β 収束とは1人あたり所得が、その定常状態と比べてより低い国／地域であるほど、より高い成長率（増加率）を上げるという仮説を検証するものである。Nixon（1999）、Hitiris and Nixon（2001）、Wang（2009）等の医療支出の収束研究では、1人あたり医療支出が定常状態に収束する過程と捉えている。具体的には、以下の式を推計すること

図1 β 収束の解釈・単位数（被保険者1人あたり）増加率 vs 単位数（被保険者）初期値

注：縦軸（増加率）の定義は $\log((\text{単位数 (2012年被保険者1人あたり)} / \text{単位数 (2000年被保険者1人あたり)})$ 、横軸は $\log(\text{単位数 (2000年被保険者1人あたり)})$ である。 $\log(1+x) \approx x$ と近似できるため縦軸は増加率となる。

により収束仮説を検証する（Baumol (1986)、Sala-i-Martin (1996)、Hitiris and Nixon (2001)、Wang (2009)）^{注4}。

$$y_{i,t+1} - y_{i,t} = \alpha_i + \mu_t + \beta y_{i,t} + \beta \mathbf{x}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$y_{i,t}$ は国／地域 i 、 t 期の対数を取った1人あたり変数（ $Y_{i,t}$ を対数を取る変数とする）、 α_i は固定効果、 μ_t は時間効果、 $\mathbf{x}_{i,t}$ はコントロール変数によるベクトル、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、 β 、 β （コントロール変数に対応するベクトル）はそれぞれ推定されるパラメーターである。 β 収束とは右辺 $y_{i,t}$ にかかる β が負の値をとることである。また本稿では固定効果、コントロール変数を含んでいるため、条件付き β 収束である^{注5}。左辺の対数の差は以下のように近似することが出来る^{注6}。

$$y_{i,t+1} - y_{i,t} = \log\left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}}\right) = \log(1 + \text{増加率}) \approx \text{増加率}$$

β が負の値をとることは、 $y_{i,t}$ が低い国／地域ほど次期と今期を用いた増加率が高いということである。この関係は図に示すとより明確になる。

図1は次節の分析を簡略化し β 収束の過程を図示化したものである（2000, 2012年度の2期間の都道府県データを用いている）。1人あたり介護給付水準を単位数／被保険者数（次章で詳述）とし、縦軸を2000年度から2012年度への増加率、横軸を2000年度の対数を取った1人あたり介護給付水準とした。増加率と2000年度1人あたり介護給付水準には負の関係が見られ、2000

年度において1人あたり介護給付水準が低い都道府県ほど、2012年度にかけての増加率が高いことがわかる。本稿では2000–12年度のパネルデータを用いより詳細に検討する^{注7}。

(3) 空間的自己相関

本稿では、上記 β 収束の推定式において、コントロール変数に加え、近隣都道府県との空間的自己相関も考慮し分析を行う。介護保険サービスは事業所設置権限等を通じ、他歳出と同様に地方自治体の選択行動の1つと考えられる事ができる。地方自治体の選択行動にはヤードスティック競争等の理論的背景 (Besley and Case (1995)¹⁷⁾ から政策に関係性が生じる可能性が指摘されている。山内 (2009) 等の研究から、介護給付水準には近隣自治体との空間的自己相関が認められている。本稿の被説明変数は増加率であるが、変数そのものに空間的自己相関が存在すれば、増加率にも空間的自己相関が生じている可能性もあり、 β 収束を適切に推定するためにはコントロールしなければならない。

空間的自己相関を検証するため、 \mathbf{Y}_t (47×1) を被説明変数、 \mathbf{W} (47×47) を他都道府県との関係を明示的に取り入れる空間重み行列、 \mathbf{X}_t ($47 \times j$) をコントロール変数として、以下の SAR (Spatial Autoregressive Model) を考える。

$$\mathbf{Y}_t = \rho \mathbf{W} \mathbf{Y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

このモデルは被説明変数に関する空間的自己相関を考慮したモデルである。上記 \mathbf{Y}_t 、 \mathbf{X}_t 、 $\boldsymbol{\alpha}$ 、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ は都道府県 i の変数によって構成される。 $\boldsymbol{\mu}_t$ は時間固定効果、 $\boldsymbol{\alpha}_i$ は都道府県固定効果、 $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$ は誤差項、 $\boldsymbol{\beta}_i$ は推定されるパラメーターである。 ρ が空間的自己相関に関するパラメーターである。本稿で扱う β 収束の推定式にこのモデルを応用すると下記のようになる。

$$\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t = \rho \mathbf{W}(\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t) + \beta \mathbf{Y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

当期の値 (\mathbf{Y}_t) が増加率 ($\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t$) に与える影響に加え、他都道府県の増加率 ($\rho \mathbf{W}(\mathbf{Y}_{t+1} - \mathbf{Y}_t)$) の影響も考慮している。

表1が本稿で用いた近隣都道府県区分である。同一地域の近隣都道府県から、影響を受ける可能性を仮定している^{注8}。SARは同時性のためOLS推定では普遍性も一致性も持たない。本分析ではBelotti, Hughes and Mortari (2013)¹⁸⁾の方法に従い一致性を持つ最尤法を用いパラメーターを推定する。

(4) その他の収束分析アプローチ及び本稿で β 収束を用いる理由

地域間変数の収束を検証する方法としては、Quah (1993a)¹⁹⁾は所得分布をマルコフ推移行列によって表現し、長期的な所得分布を推定している。Quah (1993a)、Quah (1993b)²⁰⁾、Quah (1996)²¹⁾では、 β 収束推定における問題点を下記のように指摘している。(1) 回帰分析による β 収束推定にはGalton誤診の問題から、推定を適切に行えない可能性、(2) 推定期間中に大きなショックが起きた場合、ショック以前と以降で成長率が大きく異なれば、推定期間全体の平均成長率は意味を持たない可能性^{注9}、(3) データが単位根を持てば、クロスセクションによる β の推定値(弾力性)が2%になることを示しており、推定値(及びその比較)には意味を持たない可能性、を指摘している。

(2)においては、本稿ではパネルデータを用いており、年度固定効果を入れているため、この問題はある程度回避できていると考える。また2006年度に地域密着型サービスが導入されるという大きな制度変更を伴ったため、2000–05、2006–12年度と制度変更を跨がないサブサンプ

表1 近隣都道府県の地域分割

地域名	都道府県名
北海道・北東北	北海道、青森県、岩手県、秋田県
南東北	宮城県、山形県、福島県
北関東	茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、長野県
南関東	千葉県、東京都、神奈川県、山梨県
北陸	新潟県、富山県、石川県、福井県
東海	岐阜県、静岡県、愛知県、三重県
近畿	滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県
中国	鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県
四国	徳島県、香川県、愛媛県、高知県
北九州	福岡県、佐賀県、長崎県、大分県
南九州・沖縄	熊本県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

注1：山内（2009）、地方制度調査会『道州制のあり方に関する答申』における道州制区域例（13道州案）をもとに作成。

ル分析も行う。（3）においては、Harris and Tzavalis（1999）²²⁾の方法に従い単位根検定を行った結果、介護給付水準（後述（8）除き）において単位根は棄却された。

いくつかの問題点を指摘されている β 収束の推定方法であるが、本稿の分析において β 収束を用いる利点としては下記のような理由が考えられる。Quah（1993a）が提示する変数分布の推定では、標準偏差の変遷を分析する σ 収束と同様に、地域特性をコントロールすることが出来ない。介護給付水準の地域差は、後期高齢者割合、地域による家族介護の考え方の違い、介護保険料の違い等の地域特性をコントロールした上で、地域差を分析する必要がある。Quah（1993a）による長期分布、 σ 収束の分析では、変数分布そのものを対象としているため、分布の偏りが縮小する・標準偏差が減少するという状況を肯定的に判断する背景には全ての地域が同じ定常状態に収束することを仮定していることになる。パネルデータを用いた条件付き β 収束の分析では、固定効果に加え地域特性をコントロールした上で、収束仮説を分析することが出来る。また都道府県間の空間的自己相関や、どのようなコントロール変数が増加率に影

響を与えるかを個別に分析することが可能である^{注10)}。

3. 分析で扱うデータ・変数

本稿で扱うデータは厚生労働省2000-12年度『介護保険事業状況報告』の都道府県別パネルデータ（47×13）である^{注11、注12)}。対象は65歳以上の第1号被保険者に限定した^{注13)}。介護保険制度では、居宅・施設サービス^{注14)}の事業指定権限は都道府県が持つ。介護保険サービス供給に関して都道府県の意向が反映されているという点で、都道府県別データを扱うことには一定の意義があると考える。介護給付水準の指標として単位数を用いた。給付額・費用額は単位数×単価で計算され、単価には物価が加味されており、純粋なサービス量としては単位数が適切であるためである^{注15)}。施設サービスを考える際には施設定員数を（供給）給付水準と考えることも出来る。しかし、居宅サービスや地域密着型サービスなどの訪問サービスでは正確な定員等（サービス供給のキャパシティ）を測ることが容易ではなく、それら都道府県別（及び保険者別）の統計も公開されていない。ま

たサービス別に異なる指標を用いると比較が困難であるため、給付単位を使用した。安藤（2008）では被保険者1人あたり（全）単位数を認定率、施設利用率、居宅利用率、居宅1人あたり単位数、施設1人あたり単位数と分解し、単位数とともに、それぞれ分解した変数に関する決定要因の考察を行っている。その際に被保険者1人あたり単位数を回帰分析で扱う注意点として、単位数／被保険者は利用率・認定率等に分解でき、分解した変数の回帰分析で用いた説明変数は、単位数／被保険者数では本来を非線形になっていること、また利用率等で各要介護度を説明変数として使用しているため、（左辺の構成要素である）認定率との間に同時性が存在してしまうことを指摘している。次節 β 収束の分析では対数を用いているため、説明変数は線形の関係になっており^{注16}、認定率との同時性に関しては各要介護度を外した分析もを行い推定結果の頑健性を確認している。

1人あたり介護保険サービス量である介護給付水準を2通り定義した。1つ目は、単位数／利用者数である。介護保険サービスを実際に必要とした利用者を基準とした1人あたり介護給付水準である。合計・サービス別と分け、それぞれ合計単位数／合計利用者数、居宅単位数／居宅利用者数、施設単位数／施設利用者、地域密着単位数／地域密着利用者（地域密着は2006年度以降）と定義した。2つ目は、単位数／被保険者数である。介護保険料を支払う被保険者^{注17}を基準とし、財政負担面から見た1人あたり介護給付水準である。合計・サービス別に、それぞれ合計単位数／被保険者数、居宅単位数／被保険者数、施設単位数／被保険者数、地域密着単位数／被保険者数（地域密着は2006年度以降）と定義した。

ベースモデルのコントロール変数は以下の通りである。後期高齢者割合（75歳以上人口／65歳

以上人口）が増加すれば介護給付水準の増加率も高まる事が考えられるため、後期高齢者割合を加えた。また被保険者の所得による影響も考えられる。所得が比較的高（低）ければ、介護需要は増加（減少）し介護給付水準の増加率が高（低）くなることが考えられるためである。第1-2期（2000-05年）においては主に所得段階3段階目が基準保険料額に、第3期以降（2006-12年）においては、4段階目が基準保険料額となっている。第1-2期においては、2段階以下、4段階以上の被保険者割合をそれぞれ所得段階（低）、所得段階（高）とし、第3期以降は3段階以下、5段階以上の被保険者割合を所得段階（低）、所得段階（高）をコントロール変数として加えた^{注18}。要支援・要介護度認定率も同様に増加率に影響を与えると考えられ、それぞれの割合（要支援・要介護／被保険者数）をコントロール変数として加えた。被保険者数、保険者数、被保険者1人あたり財政安定化基金貸付金・介護給付費準備基金は β 収束の頑健性を確認する推定で用いたコントロール変数である。これらの標本統計量（2000、2006、2012年度）は表2である。

4. 推定結果

（1） β 収束の推定結果

β 収束の推定式（ベースモデル）は下記の通りである。

$$Y_{t+1} - Y_t = \rho W(Y_{t+1} - Y_t) + \beta Y_t + X_t \beta + \mu_t + \alpha + \varepsilon_t \quad (1)$$

上記 Y_t 、 X_t 、 α 、 ε_t は都道府県*i*の変数によって構成される。 Y_t は（1人あたり）介護給付水準である。コントロール変数 (X_t) は後期高齢者割合、要支援割合、要介護度1,2割合、要介護度3割合、要介護度4,5割合、所得段階割合（低）、

表2 標本統計量

	2000年		2006年		2012年	
	平均(標準偏差)	最小値, 最大値	平均(標準偏差)	最小値, 最大値	平均(標準偏差)	最小値, 最大値
(1)合計単位数／合計利用者数	15.744(1.301)	13.752, 20.564	14.446(.756)	12.981, 16.475	15.285(.735)	13.944, 17.054
(2)居宅単位数／居宅利用者数	8.426(.797)	6.617, 10.053	9.314(.761)	7.614, 11.153	10.684(.766)	8.847, 13.274
(3)施設単位数／施設利用者数	29.872(1.307)	27.888, 34.119	27.925(.799)	26.568, 30.776	28.775(.633)	27.833, 31.003
(4)地域単位数／地域利用者数			22.266(2.174)	16.193, 25.395	22.561(1.467)	16.781, 24.92
(5)合計単位数／被保険者数	14.712(2.95)	9.859, 23.842	21.089(2.446)	15.569, 26.468	27.826(3.303)	19.817, 33.179
(6)居宅単位数／被保険者数	5.144(.833)	3.490, 7.061	9.631(1.038)	6.979, 12.285	13.957(1.675)	10.544, 19.105
(7)施設単位数／被保険者数	9.567(2.506)	5.841, 16.833	9.894(1.720)	6.748, 13.678	10.609(1.68)	7.376, 13.896
(8)地域単位数／被保険者数			1.563(.737)	.506, 3.742	3.258(.999)	1.491, 5.423
後期高齢者割合	.423(.022)	.370, .459	.480(.037)	.379, .542	.514(.038)	.415, .579
要支援割合	.015(.005)	.007, .031	.040(.012)	.020, .073	.048(.011)	.027, .076
要介護度1,2割合	.052(.009)	.035, .078	.060(.006)	.051, .078	.066(.006)	.052, .079
要介護度3割合	.015(.001)	.012, .021	.023(.001)	.020, .027	.024(.002)	.019, .029
要介護度4,5割合	.031(.003)	.025, .046	.038(.004)	.030, .048	.043(.005)	.032, .055
所得段階割合(低)	.326(.080)	.211, .547	.292(.070)	.190, .480	.327(.070)	.220, .505
所得段階割合(基準)	.426(.076)	.271, .585	.351(.057)	.246, .480	.310(.050)	.213, .428
所得段階割合(高)	.247(.047)	.163, .379	.356(.049)	.269, .462	.362(.046)	.280, .451
被保険者数(十万人)*	4.770(3.707)	1.370, 19.457	5.694(4.752)	1.488, 23.760	6.582(5.810)	1.588, 27.872
保険者数*	61.255(32.011)	7, 207	35.510(25.332)	7, 172	33.617(23.075)	7, 156
貸付金／被保険者数*	.042(.079)	0, .389	.031(.106)	0, .489	.052(.142)	0, .893
準備基金／被保険者数*	4.594(1.974)	.711, 9.764	7.975(3.151)	1.901, 14.745	9.83(3.079)	4.498, 18.439
サンプルサイズ		47		47		47

出所：厚生労働省『介護保険事業状況報告』(平成12、18、24年度)。

注：括弧内は標準偏差である。*がついた変数は β 収束の頑健性を確認するための推定で用いた変数である。表3 β 収束の推定結果(2000-12年)

	単位数(利用者数)			単位数(被保険者数)		
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(5)合計	(6)居宅	(7)施設
β	-.361***(.047)	-.363***(.039)	-.749***(.054)	-.206***(.023)	-.236***(.028)	-.123***(.022)
ρ (空間的自己相関)	.049(.053)	.159***(.056)	-.0005(.044)	.118**(.048)	.218***(.061)	.015(.045)
後期高齢者割合	.028(.044)	.145**(.065)	-.078**(.039)	.223***(.040)	.242***(.077)	.073(.074)
要支援度1,2割合	-.415***(.136)	-.552**(.261)	-.042(.100)	-.271***(.103)	-.305(.221)	-.541***(.152)
要介護度1,2割合	-.179**(.089)	-.253*(.151)	.086(.086)	.082(.127)	.188(.223)	-.118(.138)
要介護度3割合	.633(.390)	.271(.651)	.341(.334)	.278(.403)	.558(.655)	.044(.473)
要介護度4,5割合	.040(.299)	.431(.392)	.578* (.310)	.290(.205)	.771* (.423)	.175(.319)
所得段階(低)	.004(.040)	-.069(.053)	.076* (.046)	-.004(.043)	-.074(.056)	.051(.057)
所得段階(高)	-.032* (.017)	-.044(.033)	.009(.023)	.035* (.019)	-.012(.038)	-.009(.035)
決定係数(within)	.700	.826	.750	.976	.973	.931
Log-Likelihood	2201.406	1977.422	2285.222	2258.234	1895.773	2020.661
サンプルサイズ		47×12			47×12	

注1：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。

注2：全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つArellano (1987)²⁷⁾のCluster-Robust標準誤差を用いた。

表4 β 収束の推定結果（2000–05年）

	単位数（利用者数）			単位数（被保険者数）		
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(5)合計	(6)居宅	(7)施設
β	-.621***(.109)	-.684***(.074)	-1.022***(.076)	-.243***(.038)	-.339***(.043)	-.199***(.053)
ρ （空間的自己相関）	-.054(.067)	-.090(.080)	-.020(.058)	-.029(.067)	.184***(.055)	-.015(.067)
後期高齢者割合	-.002(.129)	.494***(.146)	-.066(.123)	.231***(.081)	.521***(.114)	-.030(.124)
要支援度1,2割合	-.919***(.214)	.442**(.185)	-.045(.189)	-.384* (.226)	.224(.207)	-.1.021***(.349)
要介護度1,2割合	-.264(.177)	.469***(.175)	.284(.202)	.058(.246)	.445* (.258)	-.089(.261)
要介護度3割合	1.077(1.108)	1.067(1.592)	.580(.805)	1.466(.893)	3.126**(.1439)	.185(1.677)
要介護度4,5割合	.726(.739)	.325(.951)	1.441* (.766)	.395 (.760)	.525(.976)	.642(1.258)
所得段階（低）	.128(.213)	.206(.304)	.243(.272)	.130(.167)	.038(.186)	.036(.257)
所得段階（高）	-.124(.209)	-.063(.286)	-.050(.230)	.082(.302)	.056(.319)	-.014(.420)
決定係数(within)	.628	.831	.763	.968	.983	.889
Log-Likelihood	896.326	891.937	938.521	926.511	911.783	816.294
サンプルサイズ		47×5			47×5	

注1:***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。

注2:全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つArellano (1987) のCluster-Robust 標準誤差を用いた。

表5 β 収束の推定結果（2006–12年）

	単位数（利用者数）				単位数（被保険者数）			
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居宅	(7)施設	(8)地域
β	-.348***(.075)	-.337***(.072)	-.584***(.084)	-.475***(.105)	-.315***(.054)	-.417***(.103)	-.127***(.032)	-.264***(.046)
ρ （空間的自己相関）	-.101* (.059)	.110(.077)	-.131***(.039)	-.030(.048)	.352***(.065)	.331***(.088)	-.049(.064)	-.088* (.045)
後期高齢者割合	.111**(.051)	.184***(.060)	.021(.044)	.069(.170)	.114**(.045)	.260***(.080)	.087(.078)	-.569***(.312)
要支援度1,2割合	-.083(.156)	.359* (.216)	.034(.102)	.968** (.470)	.428* (.246)	.219(.384)	-.046(.207)	2.159*** (.802)
要介護度1,2割合	-.119(.114)	.333** (.156)	-.062(.113)	.565(.352)	.572*** (.190)	.358(.323)	.296(.232)	2.430*** (.815)
要介護度3割合	.371(.307)	1.259*** (.465)	.153(.417)	-.233(.918)	.420 (.419)	2.169** (.854)	-.454 (.523)	-.1.999 (.1.831)
要介護度4,5割合	-.058(.277)	.128(.385)	.100(.329)	.304(.552)	.305 (.243)	.835 (.835)	.114 (.348)	-.1.121 (.758)
所得段階（低）	.075(.061)	.102(.066)	.014(.052)	.043(.172)	.021 (.072)	.013 (.120)	.009 (.093)	.845*** (.288)
所得段階（高）	-.003* (.043)	.009 (.049)	-.010 (.026)	-.154 (.130)	.001 (.013)	.012 (.034)	-.023 (.020)	-.016 (.063)
決定係数(within)	.741	.678	.803	.599	.961	.901	.935	.852
Log-Likelihood	1283.516	1215.164	1297.088	1026.427	1282.239	1141.879	1154.062	889.611
サンプルサイズ		47×6				47×6		

注1:***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。

注2:全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つArellano (1987) のCluster-Robust 標準誤差を用いた。

所得段階割合（高）を用いた。 μ_i は時間固定効果、 α_i は都道府県固定効果、 ε_{it} は誤差項、 Y_t にかかる β が β 収束を測るためのパラメーター、 β はコントロール変数に関するパラメーター、 ρ が空間的自己相関に関するパラメーターである。2000–12年度都道府県別パネルデータを用い、Belotti, Hughes and Mortari (2013) の方法に従い一致性を持つ最尤法により固定効果パネルモ

デルにより推定した。

表3が推定結果である（2006年度以降導入された地域密着除く）¹⁹。全ての介護給付水準で β が有意に負と推定され、 β 収束が確認された。また主に被保険者1人あたり単位数で空間的自己相関が有意に正と推定された。空間的自己相関の結果から、都道府県が近隣都道府県の影響を加味する変数は、被保険者1人あたり単位数である

ことが示唆される。コントロール変数に関しては、後期高齢者割合が 6 推定中 4 推定で有意に正となっており、後期高齢者割合が高いほど増加率に高い影響を与えていることがわかる。また要支援度 1, 2 割合は 4 推定で有意に負となっており、要介護度 4, 5 割合は 2 推定で有意に正であった。要介護度と比べ比較的軽度の要支援割合は増加率に負に、また重度の認定者割合は増加率に正の影響を与えていた。

第 1-2 期（2000-05 年）、第 3-5 期（2006-12 年）（地域密着サービス導入以後）のサブサンプル分析の結果は表 4, 5 である。2000-05 年、2006-12 年ともに全ての介護給付水準で β が有意に負と推定され、 β 収束が確認された。2000-05 年、2006-12 年における比較では、利用者 1 人あたりの単位数を用いた (1)-(3) では、2000-05 年の β の値がより低く推定されており 2006-12 年と比べ収束スピードが高いことが示唆される。一方、被保険者 1 人あたりの単位数では、(5) (6) で 2006 年以降の方が β の値がより低く推定されている。制度初期において、介護給付水準が低い地域では、利用者を基準とした整備がより積極的に行われたことが示唆される。空間的自己相関に関しては、被保険者 1 人あたり単位数（居宅）を除き、一貫した結果を得ることが出来なかった。ただし、2006 年以降被保険者 1 人あたり単位数の (5) 合計、(6) 居宅で有意に正であり、(6) においては 2000-05 年と比べ高くなっていた。後期高齢者割合は表 4, 5 ともに、表 3 と同様に主に有意に正であったが、被保険者 1 人あたり単位数の (8) 地域密着型サービスでは有意に負であった。また地域密着型サービス ((4) (8)) において要支援度 1-2 割合は有意に正であった。地域密着型サービスは介護予防サービス等の比較的軽度の高齢者を対象としたサービスであるため、重度の要介護認定者が多い

後期高齢者割合が負に、比較的軽度の要支援度 1-2 が正に働いたと考えられる。

（2）頑健性

ベースモデル (1) 式からコントロール変数の除外・追加を行い、ベースモデルの結果に頑健性があるかを確認する^{注20}。以下の 2 つのモデルを考える。(i) 単位数を扱う分析で危惧された認定率との内生性を考慮するため（安藤（2008））、ベースモデルから認定率（要支援割合、要介護度割合）を除外したモデル、(ii) 被保険者数、保険者数、被保険者 1 人あたり財政安定化基金貸付金・介護給付費準備基金保有高を追加した都道府県の人口規模・都道府県別保険者数、都道府県別財政状況をコントロールするモデルである^{注21}。

表 6 上段が推定結果である。(i) (ii) 全ての推定結果において、介護給付水準における β の推定結果はベースモデル同様、有意に負であった。また (i) (ii) において、ベースモデルにおいて空間的自己相関が認められた (2) 利用者 1 人あたり居宅単位数、(5) (6) 被保険者 1 人あたり合計・居宅単位数も有意に正であった。(ii) 内、被保険者数は 3 つの推定で有意に負であった。1 人あたり介護給付水準の増加率に負の影響であったことを考えると、人口規模拡大による効率化が行われている可能性が考えられる。貸付金・準備基金に関しては有意に負となる傾向が確認できる。以上の結果から、表 3 におけるベースモデルの β 収束・空間的自己相関の推定結果には頑健性があると判断できる。

（3）交差項を用いた分析

最後に交差項を用い β の推定における (i) (ii) 財政状況による影響、(iii) 合併による影響を確認する。ベースモデル (1) 式に、介護給付水準（左辺）と財政変数の交差項 ($y_{i,t} \tilde{x}_{i,t}$) 及び推定さ

表 6 β 収束の頑健性・交差項分析

頑健性の確認								
	単位数(利用者数)				単位数(被保険者数)			
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居宅	(7)施設	(8)地域
(i) 認定率除外								
β	-.288***(.035)	-.373***(.034)	-.748***(.060)	-.474***(.115)	-.225***(.023)	-.229***(.026)	-.163***(.025)	-.234***(.049)
ρ (空間の自己相関)	.111**(.052)	.267***(.044)	.001(.043)	.045(.049)	.499***(.030)	.348***(.043)	.484***(.028)	.066(.053)
(ii) 変数追加								
β	-.368***(.050)	-.249***(.037)	-.753***(.059)	-.521***(.113)	-.249***(.026)	-.296***(.025)	-.148***(.024)	-.260***(.048)
ρ (空間の自己相関)	.024(.051)	.189***(.051)	.002(.041)	.003(.042)	.442***(.034)	.338***(.047)	.360***(.036)	-.060(.042)
被保険者数	-.057**(.028)	-.051(.041)	-.015(.027)	-.056(.134)	-.068* (.040)	-.041(.068)	-.164***(.054)	-.045(.175)
保険者数	.003(.004)	.005(.007)	.003(.004)	-.050(.036)	-.0007(.005)	-.002(.009)	.003(.007)	-.034(.051)
貸付金	-.001***(.0002)	-.001***(.0005)	-.0006***(.0002)	.004**(.002)	-.0004(.0003)	-.001**(.0006)	-.001***(.0004)	.004(.004)
準備基金	-.008***(.002)	-.009***(.003)	-.005***(.001)	-.005(.009)	-.003(.002)	-.006(.004)	-.008***(.003)	.016(.010)
サンプルサイズ	47×12				47×12			

交差項分析								
	単位数(利用者数)				単位数(被保険者数)			
	(1)合計	(2)居宅	(3)施設	(4)地域	(5)合計	(6)居宅	(7)施設	(8)地域
(i) 貸付金交差								
β	-.350***(.047)	-.356***(.037)	-.744***(.054)	-.491***(.105)	-.198***(.021)	-.233***(.027)	-.120***(.030)	-.265***(.050)
ρ (空間の自己相関)	-.059(.053)	.155***(.056)	.006(.044)	-.004(.048)	.121**(.048)	.219***(.061)	.014(.045)	-.086* (.045)
θ (貸付金)	-.0004***(.0001)	-.001***(.0004)	-.0001(.0001)	.003* (.001)	-.0003**(.0001)	-.001**(.0005)	-.004(.023)	.001(.009)
(ii) 準備基金交差								
β	-.376***(.049)	-.363***(.039)	-.754***(.056)	-.483***(.109)	-.190***(.022)	-.236***(.028)	-.111***(.022)	-.261***(.049)
ρ (空間の自己相関)	-.037(.052)	.159***(.055)	.010(.043)	-.029(.047)	.114**(.049)	.219***(.061)	.002(.045)	-.087* (.047)
θ (準備基金)	-.003* (.001)	-.002(.003)	-.002* (.001)	-.005(.007)	.003** (.001)	.0008(.005)	.004** (.002)	-.004(.027)
(iii) 合併交差								
β	-.361***(.048)	-.365***(.040)	-.749***(.054)	-.476***(.106)	-.206***(.023)	-.234***(.028)	-.123***(.022)	-.264***(.046)
ρ (空間の自己相関)	-.050(.053)	.158***(.056)	.002(.044)	-.031(.050)	.118** (.048)	.223***(.061)	.015(.045)	-.088* (.045)
θ (合併)	.0003 (.002)	.006 (.005)	.0007 (.001)	.004 (.014)	.0007 (.001)	.012* (.007)	-.0008 (.002)	-.008 (.042)
サンプルサイズ	47×12				47×12			

注 1: ***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意である。括弧内は標準誤差。

注 2: 全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つ Arellano (1987) の Cluster-Robust 標準誤差を用いた。

注 3: (1)–(3)、(5)–(7) は 2000–12 年のデータを、(4)、(8) は 2006–12 年のデータを用いた。

れるパラメーター (ϑ)、介護給付水準 (左辺) と合併変数の交差項 ($y_{i,t} m_{i,t}$) 及び推定されるパラメーター (θ) を加える。具体的には、介護給付水準の増加率に対する今期の介護給付水準への影響を下記のように表すことができる。

$$\partial (y_{i,t+1} - y_{i,t}) / \partial y_{i,t} = \beta + \vartheta \tilde{x}_{i,t} \quad (2)$$

$$\partial (y_{i,t+1} - y_{i,t}) / \partial y_{i,t} = \beta + \theta m_{i,t} \quad (3)$$

β 収束のパラメーターの値は $\beta + \vartheta \tilde{x}_{i,t}$ 、 $\beta + \theta m_{i,t}$

となり財政変数、合併変数の影響を確認することができる。財政変数は先の頑健性の分析で用いた被保険者 1 人あたり財政安定化基金貸付金 ($\hat{x}_{i,t}$) • 準備基金保有高 ($\tilde{x}_{i,t}$) を使用した ((i) (ii))。合併変数は (前年保険者数 – 当該年保険者数) / 前年保険者数と定義した ((iii))。合併による影響を都道府県単位で考える場合、保険者数が 100 の都道府県と 10 の都道府県では保険者数が 5 減少した場合、その影響は大きく異なると考えられ

表7 扶助費（老人福祉費内）と介護保険費用額の β 収束推定結果の比較

	(1)扶助費(老人福祉費内)	(2)介護保険費用額
β	-.185***(.050)	-.156***(.022)
ρ （空間的自己相関）	-.067(.050)	.195***(.045)
後期高齢者割合	.244***(.038)	.205***(.038)
決定係数(within)	.137	.983
Log-Likelihood	832.663	2262.799
サンプルサイズ	47×6	47×12

出所：(1)平成5-11年総務省『市町村別決算状況調』及びそれらに対応する『住民基本台帳要覧』。老人福祉費の性質別データは林正義教授（東京大学）に提供して頂いたデータを使用した。(2)厚生労働省『介護保険事業状況報告』(平成12-24年度)。

注1：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意である。括弧内は標準誤差。

注2：全ての分析で系列相関・不均一分散が存在しても一致性を持つArellano (1987) のCluster-Robust標準誤差を用いた。

る。減少数を保険者数で除することにより、合併による減少効果を相対的に捉えた変数と考えることができる。表7下段が財政変数・合併変数交差項による β 収束の推定結果である。

貸付金との交差項は主に負に、合併変数との交差項は有意に反応していないことがわかる^{注22}。介護給付水準が低い地域では、貸付金を利用し介護保険サービス増加が図られ、 β 収束がより強くなる傾向が存在したと示唆される^{注23}。ただし、準備基金に関しては、一貫した結果を得ることが出来なかった。

5. 介護保険制度以前の扶助費（老人福祉費）との比較

介護保険制度が施行される前（1999年以前）は、主に市町村目的別歳出・民生費内における老人福祉費内扶助費（以下、扶助費）により、現在の介護保険サービスで扱われる費用が歳出されていた^{注24}。2000年度『地方財政白書』によれば、老人福祉費（都道府県・市町村合計）は1999年度の5.4兆円から2000年度3.5兆円へと大幅に減少している。また市町村老人福祉費内扶助費割合は32.5%（1999年）から6.1%（2012年）と

大幅に減少している。扶助費等として一般会計から供給されてきた介護サービス^{注25}にかかる経費が介護保険特別会計へ移行したためである。扶助費が本稿で対象とした介護給付水準と必ずしも一対一に対応するわけではないが、介護保険制度以前において最も性質が近い統計と考えられる。

介護保険制度以前の扶助費と介護保険制度施行後介護給付水準の β 収束（及び空間的自己相関）を比較することにより、介護保険制度が介護給付水準の地域間収束にどのような影響を与えたかを分析する。ここまで分析では単位数を用いていたが、介護保険制度以前には単位という基準はなく、扶助費として費用額が計上されている。そこで本小節では介護保険制度下における費用額として、被保険者1人あたりの介護保険費用を介護給付水準として扱い、高齢者1人あたり扶助費と比較する^{注26、注27}。1999年以前には前節で説明変数として使用した要支援・要介護割合、所得段階割合が存在しないので、扶助費・介護保険費用の分析においては後期高齢者割合を説明変数として使用した。

表7の結果から、扶助費及び介護保険費用においても β 収束が存在していることがわかる。

(1) 扶助費（老人福祉費）における β は-1.185、

(2) 介護保険費用では $-.156$ とそれぞれ有意に推定され、介護保険制度以前の方が、 β 収束が若干速いことが示唆された。ただし値自体の差は小さく、 β 収束は介護保険制度導入前より生じており、制度導入以降もほぼ変わらないスピードで β 収束が維持されていたと考えられる。一方、増加率の空間的自己相関は介護保険制度導入後に有意に正となっている。介護保険制度により高齢者福祉の制度が導入前と比べより明確化され、都道府県間の政策の関係性が高まったと考えられる。

6. 結語

本稿では厚生労働省2000–12年度『介護保険事業状況報告』都道府県別パネルデータを用い、都道府県間1人あたり介護給付水準（単位数／利用者数・単位数／被保険者数の2つの指標） β 収束・空間的自己相関が存在しているかを空間パネルモデルにおける最尤法を用い分析した。2000–12年、2000–05年、2006–2012年と3つの期間における β 収束の推定では、3つの期間、全ての1人あたり介護給付水準で β 収束を確認した。またこれら収束は介護保険制度初期（2000–05年）の方が2006年以降と比べ若干速い傾向であった。また一部の介護保険サービスで空間的自己相関が存在することを確認した。1人あたり介護給付水準が、その定常状態と比べより低い地域であるほど、より高い増加率を上げるという収束仮説が確認され、介護保険制度浸透に伴い、介護保険サービスの整備が低水準、利用が非積極的だった地域において、施設整備が行われ積極的な利用が行なわれていることが示唆された。介護サービスを措置制度で行っていた1999年以前の扶助費（老人福祉費）と介護保険制度施行以後の介護保険費用額に対し、同様の分析を行った。いずれも β 収束は認められが、扶助費と介護保険制度導

入以降の介護保険費用の推定結果の差は小さく、収束の傾向は介護保険制度導入前より生じていたことが示唆された。しかし、空間的自己相関は介護保険制度導入後に生じていることが明らかとなつた。

最後に本稿の分析における留意点を述べる。本分析で用いたデータが都道府県別データであった点である。第1期（2000–03年）の保険者別データが十分に公表されていないこと、平成の大合併のため分析対象期間において大幅に保険者数が減少したことにより、保険者別データを用いた分析を行うことが困難であった。これらの点は今後の課題としたい。

謝辞

本稿は、2015年愛知大学財政学研究会・関西公共経済学研究会共催院生ワークショップ報告論文を大幅に加筆修正し、博士論文内の研究としてまとめたものである。本誌査読者の先生、ワークショップで討論者を務めて頂いた齊藤由里恵先生（桜山女学園大学）をはじめ、ワークショップに参加された中澤克佳先生（東洋大学）、中井英雄先生（大阪経済法科大学）、足立泰美先生（甲南大学）、国崎稔先生（愛知大学）から有益なコメント、介護保険制度に関するご指導を頂いた。また指導教官である岩本康志先生（東京大学）からは、本稿を作成する全ての段階において、多くの助言を頂いた。ここに厚く御礼申し上げたい。なお、本稿は著者の個人的な見解であり、本稿の内容に関する一切の誤りは著書の責に帰するものである。

注

- 1 自治体間の政策の関係性には、自治体間競争、戦略的相互依存、空間的自己相関等、複数の呼び名が存在するが、本稿では同様の都道府県データを用いた山内（2009）の研究に沿い、空間的自己相関と呼ぶ。
- 2 安藤（2008）では介護給付水準の決定要因に関する回帰モデルの説明変数として、施設定員率、人口密度、第一、二、三次産業比率を検討し、それらの有意性を見ることにより地域差を考察するというや

や間接的な形をとっている。

3 いずれも地域密着型サービスにおける 6 つのサービスのアンケート結果の平均値である。保険者における人口別アンケート結果（整備目標が達していない）は、1 万人未満の保険者においては 35.1%、1 万人以上 5 万人未満で 41.9%、5 万人以上 10 万人未満で 50.31%、10 万人以上 30 万人未満で 57.08%、30 万人以上で 74.61%、と保険者規模により大きなばらつきが生じていた。

4 Barro and Sala-i-Martin (1992a,b) 等では、右辺の y_{it} にかかる係数を $-(1-e^{-\beta})$ として非線形最小二乗法で分析し、 β が正であるかを推定している。 $-(1-e^{-\beta}) \equiv \tilde{\beta}$ とすると、マクローリン展開を用い $-\beta \approx \tilde{\beta}$ と近似できるため、本稿と同様の目的を持った推定を行っていることがわかる。

5 固定効果、コントロール変数を含まない β 収束の分析は絶対収束と呼ばれ、全ての地域が同じ定常状態に収束することを前提としている。しかし、介護給付水準地域差には地域特性の影響も含まれていると考えられるので、本稿では異なる水準へ収束する前提を置いた条件付き β 収束を扱った。介護給付水準以外の変数が同じであれば、介護給付水準が低い地域ほど、高い増加率を持つことになる。以下、特に断りがない限り本稿における β 収束は条件付き β 収束のことである。

6 $\log(1+x)$ をマクローリン展開し、 x は十分に小さいため 2 次以降の項を無視すると x と近似できる。

7 経済成長における β 収束研究では得られた値から資本の分配率の推測等が可能であり、収束事実に加え 2 次的分析を行うことが可能であった。本稿の分析ではそのような分析を行うことは出来ないが、介護保険制度施行から 10 年以上を経て、その地域差への示唆となる収束仮説そのものを推定すること、介護保険制度初期（2005 年以前）とそれ以降（2006 年以降）、介護保険制度以前（1999 年以前）と介護保険制度導入以降（2000 年以降）の分析を用い、収束の速さ（ β 収束の値）を比較することにも一定の意義があると考え、分析を行った。

8 山内（2009）では介護施設サービスの空間的自己相関の検証を、上記 11 地域の他、複数の分割パターンを推定し、11 地域が最も尤度関数の値が高く説明力が高いことを示している。本稿でも 11 区分の他、7 地域に分割した近隣パターン（北海道・東北、北

関東、南関東、中部、近畿、中国・四国、九州・沖縄）を推定したが、11 区分の方が尤度関数の値が高く説明力が高かった。

9 ただし、このことは Quah (1993a) のマルコフ推移行列を求める際のデータにも言える。

10 地域間変数の収束仮説に関する研究に空間的自己相関を加味した数少ない研究として各務・和合・大塚（2011）²³⁾が存在する。日本地域所得分布を、空間的自己相関を加味した上で推定を行っている。

11 介護給付水準の地域間収束仮説を検証する対象として、都道府県別と保険者別を考えることができる。本稿では下記の理由により保険者別を扱わなかった。『介護保険事業状況報告』において発足期である第 1 期（2000-2 年度）における保険者別データが十分に公表されていない。2000 年においては全てのデータにおいて保険者別データは公表されておらず、分析上重要であると考えられる所得段階割合は 2003 年まで公表されていない。また市区町村数が平成の大合併により 3250（2000 年度末）から 1742（2012 年度末）へと大幅に減少している。最も関心がある発足期のデータの不足のため、保険者別の分析を行うことが出来なかった。ただし、1 節でも述べた通り、介護サービス供給には都道府県の意向も大きく反映されているため、都道府県データを扱うことには一定の意義はあると考える。

12 2009 年度『介護保険事業状況報告』宮城県石巻市「介護老人保健施設」に関するデータが前年、翌年と比べ単位数が約 10 倍の異常値を取っていた。厚生労働省・宮城県・石巻市に問い合わせ、石巻市による修正申告以前のデータがそのまま掲載されていることが判明した。本稿では石巻市に提供していただいた修正データを用い、宮城県データを修正し分析を行った。

13 2012 年度第 1 号保険者数により総単位数割合は約 98% であり、第 1 号保険者介護保険サービスの主な利用者であることがわかる。

14 2012 年度『介護保険事業状況報告』における単位数において、居宅・施設・地域密着型サービスの割合は、それぞれ 52.5%、36.7%、10.6% であり、都道府県に事業所設置権限がある居宅・施設サービスの割合は全体の約 90% となる。

15 介護保険サービスはサービス内容によって単位数が厚生労働大臣によって定められている。この単位

は全国基準であり、物価等を加味した単価がかけられサービス料が決まる。

- 16 対数に対して説明変数が線形と仮定している。
- 17 第5期（2012－14年）の介護保険財政負担構造は1割が利用者負担、残りの9割の50%が公費、21%が第1号被保険者（65歳以上）の介護保険料、29%が第2号被保険者（40歳以上65歳未満）から支払われる第1期（2000－02年）の第1号被保険者の負担は17%、第2期（2003－5年）は18%、第3期（2006－8年）は19%、第4期（2009－11年）は20%と第1号被保険者の負担割合は増加している。
- 18 所得段階（基準）は分析においてレファンレンス変数となり、各所得段階割合の係数は所得段階（基準）が変化した場合の被説明変数の変化を示す（安藤（2008））。
- 19 被説明変数に差分を含むため、データとしては2000－12年の13年間使用しているが、推定される式としては1年少ない（2001／2000年のデータから2012／2011年のデータを使用するため）。そのため、サンプルサイズは47×12となる。
- 20 特に財政変数は介護給付水準との内生性が疑われるため、ベースモデルでは用いなかった（Hayashi and Kazama（2008）²⁴⁾）。
- 21 被保険者数は10万で除した値（対数）、保険者（対数）、貸付金・準備基金は千円単位になった値を被保険者数で除した値（準備基金は対数、貸付金は0を含むため対数を取っていない）をコントロール変数として加えた。
- 22 保険者数で除さず、保険者の減少数のみを考えた合併変数による分析も行ったが、結果は同様であった。
- 23 ただし、財政変数はβ収束に影響を与えていたと考えられるが、財政変数は介護給付水準との内生性も疑われるため結果の解釈には注意を払わなければならない（Hayashi and Kazama（2008））。
- 24 措置制度においては利用者の負担は応能負担であり、国・都道府県・市町村の負担割合はそれぞれ50%・25%・25%であった（坂田（2000）²⁵⁾）。
- 25 施設入所者や在宅介護などへの現物給付が扶助費として計上されていた（小笠原（2002）²⁶⁾）。
- 26 介護保険は強制加入であるため高齢者（65歳以上人口）と第1号被保険者は同義である。
- 27 総務省『住民基本台帳要覧』都道府県別年齢別人

口の統計は平成5年度末から公開しているため、1993年度からのデータを扱う。

参考文献

- 1) 安藤道人. 介護給付水準と介護保険料の地域差の実証分析. 季刊社会保障研究 2008; 44: 94-109
- 2) 油井雄二. 保険者データによる介護保険の分析: 青森県のケース. フィナンシャルレビュー 2006; 80: 187-203
- 3) 松岡佑和. 介護水準の保険者間相互参照行動—裁量権の違いに着目して—. 季刊社会保障研究 2016, 近刊; 51(3, 4)
- 4) Iwamoto, Y. and Fukui, T. Prefunding Health and Long-term Care Insurance. Public Policy Review 2009; 5(2): 255-286
- 5) 山内康弘. 介護保険施設の供給における地方自治体間の空間的自己相関の検証. 大阪大学経済学 2009; 55(3): 206-222
- 6) 中澤克佳. 介護サービスの実証研究—制度変化と政策対応—. 三菱経済研究所. 2010
- 7) 厚生労働省 都道府県ごとに見た介護の地域差. (http://www.kantei.go.jp/jp/singi/shakaihoshoukaikaku/wg_dai1/siryou4-3.pdf, 2015年2月3日最終確認) 2014
- 8) 畠山輝雄. 改正介護保険制度移行後の介護保険サービスの実態に関する調査. 日本大学 2010
- 9) Baumol, W. J. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-run Data Show. American Economic Review 1986; 85: 1072-1085
- 10) Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. Convergence. Journal of Political Economy 1992a; 100: 223-251
- 11) Barro, R.J., and Sala-i-Martin, X. Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison. Journal of the Japanese and International Economies 1992b; 6: 312-346
- 12) Sala-i-Martin, X. Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. European Economic Review 1996; 40: 1325-1352
- 13) Nixon, J. Convergence Analysis of Health Care Expenditure in the EU Countries Using Two Approaches. working paper University of York 1999

- 14) Hitiris, T., and Nixon, J. Convergence of Health Care Expenditure in the EU Countries. *Applied Economics Letters* 2001 ; 8 : 223-228
- 15) Wang, Z. The Convergence of Health Care Expenditure in the US States. *Health Economics* 2009 ; 18 : 55-70
- 16) 齊藤慎, 山本栄一, 一圓光彌. 福祉財政論. 有斐閣 2002
- 17) Besley, T. and Case, A.C. Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition. *American Economic Review*, 1995 ; 85(1) : 25-45
- 18) Belotti, F., Hughes, G., and Mortari, A.P. xsmle - A Command to Estimate Spatial Panel Models in Stata. *Statistical Software Components*. 2013
- 19) Quah, D. Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review*, 1993a ; 37 : 426-434
- 20) Quah, D. Galton's Fallacy and Tests for the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 1993b ; 95 : 427-443
- 21) Quah, D. Empirical for Economic Growth and Convergence, *European Economic Review*. 1996 ; 40 : 1353-1375
- 22) Harris, R.D.F. and Tzavalis, E. Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*. 1999 ; 91 : 201-226
- 23) 各務和彦・和合肇・大塚芳宏. 地域間所得分布と所得収束仮説. *日本統計学会誌* 2011 ; 41(1) : 181-200
- 24) Hayashi, M. and Kazama, H. Horizontal Equity or Gatekeeping? Fiscal Effects on Eligibility Assessments for Long-term Care Insurance Programs in Japan. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*. 2008 ; 15(3) : 257-276
- 25) 坂田周一. 第3章 社会福祉の制度体系. 仲村優一・秋山智久編. *社会福祉概論*. ミネルヴァ書房. 2000 : 51-70
- 26) 小笠原哲也. 高齢化の進展による地方財政における老人福祉費への影響. *地域政策調査*. 2002 ; 9
- 27) Arellano, M. Computing Robust Standard Errors for Within-group Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1987 ; 49 : 431-434

著者連絡先

東京大学大学院経済学研究科博士課程
松岡 佑和
〒113-8654 東京都文京区本郷 7-3-1
東京大学 赤門総合研究棟 335 研究室
E-mail : h.matsuoka0217@gmail.com

Convergence of regional difference in service utilization of public long-term care in Japan

Hirokazu Matsuoka *

Abstract

This study investigated whether regional difference in the service utilization of public long-term care in Japan has converged over the years, using the conditional β convergence approach originally proposed by Barro and Sala-i-Martin for the analysis of economic growth. Using prefecture-level panel data of service utilization in the period 2000-2012, we confirmed that the average service utilization per elderly user exhibited a conditional β convergence. In particular, the speed of convergence was higher in the early period (2000-2005) than in the later period (2006-2012). We repeated a similar analysis for the welfare program expenditure on elderly care during the period 1993-1999, before the introduction of long-term care insurance, and obtained a similar estimation of β convergences. Our results suggested that the trend of convergence in regional difference of elderly care services use was observable even before the introduction of long-term care insurance.

[Keywords] long-term care, regional difference, conditional β convergences, spatial dependency

論 文

在宅介護サービスにおける需要誘発仮説の検証

岸田 研作*

抄 錄

本稿の目的は、在宅介護サービス市場における供給者誘発需要の存在を検証することである。ケアマネジャーは、要介護者の選択に基づき効率的に介護サービスが提供されるようケアプランを作成することになっている。しかし、ケアマネジャーは、利用者の忠実な代理人としては働く、介護サービスに関する利用者の選択を歪め、必要性の低いサービスをケアプランに盛り込む可能性がある。ケアマネジャーは、居宅介護支援事業所に勤務する。居宅介護支援事業所の60%以上が、居宅介護サービス事業所との併設である。そのため、ケアマネジャーは雇用者から併設事業所のサービスをケアプランに組み込むよう圧力をかけられる可能性が指摘されてきた。しかし、先行研究では在宅介護サービス市場における誘発需要の存在について一致した結論が得られていない。先行研究では、伝統的な医師需要誘発需要で用いられてきた手法を用いている。しかし、伝統的な手法は、事業者間の競争の激しさを示す指標と操作変数を必要とするものの、いずれも適切な変数を得るのが難しい。

本稿では、独自調査を用いることで、先行研究とは異なるアプローチを取る。需要を誘発するインセンティブがあるのは、居宅介護サービス事業所に併設された居宅介護支援事業所に勤務するケアマネジャーである。そこで、併設サービスのある居宅介護支援事業所でケアプランを作成された受給者と併設サービスのない居宅介護支援事業所でケアプランを作成された受給者のサービス利用状況を比較することで、介護サービスの誘発需要の存在を検証した。先行研究と比べて、本稿の手法は誘発需要を引き起こすメカニズムをより直接的に扱っている。推定では、経営主体間で誘発需要の大きさが異なる可能性についても考慮した。結果は、併設サービスのある居宅介護支援事業所でケアプランを作成された受給者の方が、併設サービスのない居宅介護支援事業所でケアプランを作成された受給者よりもサービスを利用する傾向があった。また、誘発需要の大きさは、営利主体の方が非営利主体よりも大きく、政府は需要を誘発しなかった。これは、経営主体間の行動原理の違いによって生じる誘発需要の大きさの違いと整合的である。それ故、本稿の結果は、居宅介護サービス市場における供給者誘発需要の存在することを示していると考えられる。

キーワード：介護保険、供給者誘発需要

1. はじめに

居宅介護支援事業所の運営基準を定めた厚生労働省令第105号によると、ケアマネジャーは、要介護者の選択に基づき効率的に介護サービスが提供されるようケアプランを作成することになっている。しかし、ケアマネジャーは、利用者の忠

実な代理人としては働く、介護サービスに関する利用者の選択を歪め、必要性の低いサービスをケアプランに盛り込む可能性が考えられる。

『平成25年介護サービス施設・事業所調査』（厚生労働省）によると、居宅介護支援事業所の63.0%が、他の居宅介護サービス事業所との併設である。また、『平成25年度介護事業経営概況調査』（厚生労働省）によると、すべての介護サービス事業所の中で、居宅介護支援事業所は、調査対象事業所の収支差率の平均が唯一マイナス（-3.1%）であった^{注1}。居宅介護支援事業所の収

* 岡山大学大学院社会文化科学研究科・教授：
kishiken@cc.okayama-u.ac.jp

支差率は経年的に改善傾向にあるものの一貫してマイナスである。居宅介護サービス事業者が不採算の居宅介護支援事業所を設立する理由として、併設事業所が提供する居宅介護サービスの利用者確保が考えられる。さらに、介護保険では、居宅介護サービスは出来高払いの部分が多い。そのため、介護保険開始当初から、ケアマネジャーは雇用者から併設事業所のサービスをケアプランに組み込むよう圧力をかけられる可能性が指摘されていた（（坂田 2002）¹⁾）。

そこで 2006 年度の介護報酬改定では、居宅介護支援事業所の介護報酬に対して特定事業所集中減算が導入された。これは、2006 年 4 月に施行された改正介護保険法に基づくものであり、併設事業所のサービスを過度にケアプランに組み込むことを防ぐことを目的としている^{注2)}。居宅介護支援事業所の介護報酬は、作成したケアプラン数に応じた人頭払いである。特定事業所集中減算は、ケアプラン 1 件当たりの介護報酬を 200 単位減算する。当該減算は、居宅介護支援事業所が作成するケアプランに位置づけられた居宅サービスについて、特定の法人がサービス提供事業者に占める割合が 90% を超える場合に適用される。また、自治体によっては、利用者がケアマネジャーを選ぶポイントを公表しているところもあり、そのポイントの中には「自分の所属する事業所のサービスばかりを押し付けない」、「どのようなサービスがなぜ必要か、詳しく説明する」が含まれている（広島県（2011）²⁾）。それにも関わらず 2015 年度の介護報酬改定では、特定事業所集中減算の適用基準が 90% から 80% へと厳格化された^{注3)}。このことは、2006 年度以降も政策当局が、利用者の忠実な代理人としてケアマネジャーが充分機能していないと認識していることを示していると考えられる。

特定事業所集中減算の厳格化や自治体が示した

ケアマネジャー選択のポイントは、一見、介護サービス市場における誘発需要の存在が自明であることを示しているかのように思われる。ところが、介護サービスにおける供給者誘発需要を扱った研究では、研究によって誘発需要の存在や大きさに関する結論が異なる。 Sugawara and Nakamura (2015)³⁾、山内（2004）⁴⁾ が誘発需要の存在を示しているのに対し、 Noguchi and Shimizutani (2009)⁵⁾、湯田（2005）⁶⁾ では、誘発需要は存在しないかその大きさはかなり限定期であるとしている。これらの研究では、供給者密度とサービス利用の関係を調べている。供給者密度は、介護サービス事業者数を要介護認定者数で割った値である。供給者密度が高いほど、事業者間の競争が激しくなると予想され、ケアマネジャーは過剰なサービスを高齢者に勧める可能性がある。そのため、先行研究では、供給者密度の増加がサービス利用の増加に関連すると予想している^{注4)}。この推論の正しさを検証するため、先行研究では、サービス利用に関する変数を従属変数、説明変数に供給者密度を含む回帰分析を行った。

このような供給者密度とサービス利用量の関係に着目する手法は、医師需要誘発仮説を検証するアプローチとして最も頻繁に採用してきたものである。医師需要誘発仮説を扱った研究では、供給者密度として人口当たり医師数を用いている。しかし、介護サービスにおける供給者誘発需要を扱った我が国の先行研究で用いられた供給者密度の変数は、事業者間の競争をあらわす指標として問題があると考えられる。

第 1 に、 Noguchi and Shimizutani (2009)、湯田（2005）、山内（2004）では、居宅介護支援事業所を併設した事業者と併設していない事業者を区別していない。しかし、居宅介護支援事業所を併設していない事業者は、併設している事業者よりも需要を誘発する余地が小さいと考えられ

る。介護保険で提供されるサービスの種類や量は、ケアマネジャーが作成するケアプランに位置づけられなければならない。そのため、居宅介護サービス事業所が過剰なサービスを供給するには、利用者だけでなくケアマネジャーにもその必要性を説得する必要がある。しかし、ケアマネジャーには、自らが所属する居宅介護支援事業所と併設関係にない事業者の過剰なサービスをケアプランに取り入れるインセンティブはない^{注5}。むしろ、倫理的な理由等により不必要的サービスを提供することがケアマネジャーの効用を低下させるならば、ケアマネジャーは併設関係にない事業者のサービスによる誘発需要を抑制しようとする可能性がある^{注6}。しかし、地域によって、居宅介護支援事業所を併設した事業者の割合が同じでない限り、推定結果には偏りが生じる可能性がある。

第2に、データの制約のため、Noguchi and Shimizutani (2009)、湯田 (2005)、山内 (2004) では、事業者の規模を考慮できていない。人口当たりの事業者数が同じでも、地域によって事業者の規模が異なれば、事業者間の競争の激しさは異なり、推定結果には偏りが生じる可能性がある。

さらに、伝統的な医師需要誘発仮説の検証手法に対しては様々な批判が行われてきた (McGuire (2000)⁷⁾。例えば、供給者密度とサービス利用量に正の相関が観察されたとしても、それは、需要が多い地域に供給者が集まるという逆の因果関係を反映している可能性がある。この問題に対処するため、操作変数法による推定が行われてきた。しかし、適切な操作変数を見つけることは難しい。Dranove and Wehner (1994)⁸⁾は、人口当たりの産婦人科医師数の増加が出生数を増やすという不自然な結果を示すことで、操作変数法を用いた既存研究の妥当性に疑問を投げかけている。そのため、医師需要誘発仮説に関する近年

の研究では、診療報酬の支払い方式の変化などの制度変更を利用した分析が行われることが多くなってきた (湯田 (2011)⁹⁾)。

以上のように、先行研究は伝統的な医師需要誘発仮説の実証方法と同様の問題を抱えている。また、誘発需要が生じるメカニズムを反映した事業者間の競争の激しさをあらわす指標を得ることは難しい。そこで、本稿では、独自調査を用いることで、先行研究とは異なるアプローチを取る。需要を誘発するインセンティブがあるのは、居宅介護サービス事業所に併設された居宅介護支援事業所に勤務するケアマネジャーである。そのため、併設サービスのある居宅介護支援事業所でケアプランを作成された受給者と併設サービスのない居宅介護支援事業所でケアプランを作成された受給者のサービス利用状況を比較することで、介護サービスの誘発需要の存在を検証する^{注7}。先行研究と比べ、本稿の手法はより直接的に誘発需要が生じるメカニズムを扱っている。

2. データ

本稿で用いるデータは、筆者らが 2010 年 1 月に行った独自調査である。対象は 14 の政令指定都市に所在する全ての居宅介護支援事業所である。14 の政令指定都市の内訳は、札幌、仙台、埼玉、千葉、横浜、川崎、名古屋、京都、大阪、堺、神戸、広島、北九州、福岡である。政令指定都市を対象とした理由は、サービスが不足し、サービスが超過需要となっている僻地を排除できる可能性が高いと考えたからである^{注8)}。

高知県 (2008)¹¹⁾は、移動費用がかかる中山間地では民間の居宅介護サービス事業者が参入せず、サービスが不足していることを示している^{注9)}。サービスが超過需要となっている地域を含むと、たとえ誘発需要の存在を示す証拠が観察されたとして

も、それは見せかけの関係である可能性がある。例えば、居宅介護支援事業所がそれぞれ 1 事業者のみ存在する A 村と B 村があったとする。さらに、A 村に存在する唯一の訪問介護事業所は A 村の居宅介護支援事業所と併設関係にあり、B 村には訪問介護事業所が存在しないとする。その場合、A 村の居宅介護支援事業所でケアプランが作成された要介護者のみが訪問介護を利用していたとしても、それは B 村の要介護者にサービスを提供できる事業者が存在しないことが原因である可能性が高く、誘発需要が存在すると結論付けることは不適切であろう。サービスが超過需要である市場を分析対象に含む問題は、伝統的な医師需要誘発仮説にも共通する。そのため、山内（2004）では、都道府県単位ではあるものの、超過需要の可能性がある地域を排除した推定も行っている。山内（2004）では、超過需要の可能性がある地域を排除すると、誘発需要の大きさは小さくなつた^{注10}。

論文末の補論・表 1 では、政令指定都市を分析対象とする妥当性を確認する回帰分析の結果を示している。それによると、本稿が対象とした政令指定都市は、その他の市町村に比べて居宅介護サービスを要介護認定者 1 人当たり 1 カ月 1,141 単位多く利用している。1 単位当たりの価格は地域やサービスによって異なり、10~11.05 円である。回帰分析の結果は、先行研究のように分析対象地域を全国とするより、僻地を排除した地域に限定した方が望ましいことを示唆していると考えられる^{注11}。ただし、調査対象地域を大都市に限定したことにより、本稿の結果の一般性については一定の留意が必要である。

対象となる事業所の名称と所在地の情報は WAMNET から得た。5,394 の事業所に対して調査票を郵送し 2,351 の回答を得た。回答者は事業所に勤務するケアマネジャーである。主要な

表 1 居宅介護支援事業所の経営主体（%）

	母集団 ¹⁾	標本
営利法人	50.5	51.0
社会福祉法人	18.9	18.8
医療法人	18.1	19.8
NPO	3.4	4.0
社団・財団法人	4.2	2.3
協同組合	2.9	2.4
地方公共団体	0.1	0.1
社会福祉協議会	1.9	1.6
合計	100	100
標本数	4,421	2,203

1) 『平成 21 年 介護サービス施設・事業所調査』(厚生労働省)

表 2 居宅介護支援事業所の所在地（%）

	母集団 ¹⁾	標本
札幌	6.0	6.6
仙台	4.1	3.3
さいたま	4.9	4.2
千葉	3.7	4.3
横浜	13.8	13.6
川崎	4.4	4.2
名古屋	9.3	8.3
京都	5.7	5.0
大阪	18.2	19.6
堺	5.2	5.5
神戸	8.3	8.1
広島	5.2	5.8
北九州	5.9	6.2
福岡	5.4	5.4
合計	100	100
標本数	4,421	2,203

1) 『平成 21 年 介護サービス施設・事業所調査』(厚生労働省)

分析に必要な欠損値がなかった標本数は 2,203 であった（有効回収率 40.8%）。標本の偏りを調べるために、表 1、表 2 では、それぞれ経営主体と所在地について、標本と母集団を比較した。両者の分布はほとんど同じであった。要支援者のケアプランを作成する地域包括支援センターの中立性・公平性については、市町村単位で設置する地域包括支援センター運営協議会がチェックすることになっている。そのため、以下では要支援の標本は除外する。最終的に分析対象となった標本数

は2,036である。

本稿に関連する主な調査項目は、以下の通りである。

- (1) 居宅介護支援事業所の属性（経営主体、所在地、併設事業所が提供するサービス）
 - (2) 居宅介護支援事業所にケアプランを作成してもらっている高齢者世帯のサービス使用（介護サービスの種類ごとの利用の有無、介護サービスの種類ごとに事業所選択の余地があったか否か、等）
 - (3) 上記の高齢者世帯の属性（要介護度、医療ニーズ、家族介護者、経済状態）
 - (4) 上記の高齢者世帯が現在の居宅介護支援事業所を選択した理由
 - (5) 高齢者世帯が、ケアマネジャーに居宅介護サービス事業所の選択を一任する頻度
- (2)、(3)、(4)の情報を得るために、調査では、それぞれの回答者に2010年1月にサービスの利用実績があった者の中から、誕生日を基準に1人選定してもらった^{注12}。

表3は、居宅介護支援事業所の居宅介護サービス事業所への併設割合を示している。併設の定義は、以下の2つの条件を満たしていることである。(1) 居宅介護支援事業所と居宅介護サービス事業者が同じまたは関連法人によって運営されている、(2) 居宅介護支援事業所と居宅介護サービス事業者の所在地が同一または隣接地である。本稿で分析対象とする居宅介護サービスは、訪問介護と通所介護の2種類である。それ以外のサービスを分析対象としなかった理由は、以下の通りである。第1に、通所リハビリテーション、訪問リハビリテーション、訪問看護を利用するには、サービスの必要性を証明する医師の指示書が必要である。そのため、これらのサービスでは、たとえ需要が誘発されたとしても、高齢者の残存機能の維持に有益であるように思われる^{注13}。

表3 居宅介護サービス事業所の居宅介護支援事業所への併設割合

	(%)
n = 2,036	
訪問介護	48.3
通所介護	35.2
訪問入浴	2.7
訪問看護	17.9
通所リハビリテーション	13.1
訪問リハビリテーション	5.9

Labelle et al (1994)¹²⁾によれば、このような需要は誘発需要には分類されない。第2に訪問入浴サービス事業所に併設された居宅介護支援事業所はわずか2.7%であった。なお、表には示していないが、表3に示した居宅介護サービス事業所のいずれにも併設していない居宅介護支援事業所の割合は18.1%であった。

経営主体によって、誘発需要の大きさは異なる可能性が考えられる。Sugawara and Nakamura (2015)、Noguchi and Shimizutani (2009)では、経営主体によって誘発需要の大きさが異なる可能性を考慮した推定も行っている。Sugawara and Nakamura (2015)では、営利主体だけでなく非営利主体も需要を誘発しているのに対し、Noguchi and Shimizutani (2009)では、いずれの主体も需要を誘発していないことを示している。そこで、本稿でも経営主体によって誘発需要が異なる可能性を考慮した推定を行うため、経営主体を営利主体、非営利主体、政府に分類した。営利主体は、営利法人である。非営利主体は、社会福祉法人、医療法人、NPO、社団・財団法人、協同組合である。政府は、地方自治体と社会福祉協議会である。非営利主体と政府を分けた理由は、非営利主体は利益を外部に分配できないものの、利益を内部構成員に分配することは禁じられていないからである。そのため、非営利主体でも需要を誘発する可能性がある^{注14}。ただし、営利主体と非営利主体では、金銭的報酬に対する選好の違

表4 記述統計 n = 2,036

	平均値	標準誤差
従属変数		
訪問介護・利用	0.596	0.491
通所介護・利用	0.532	0.499
説明変数		
主体別・併設の有無		
営利主体×訪問介護併設	0.303	0.460
非営利主体×訪問介護併設	0.176	0.381
政府×訪問介護併設	0.004	0.063
営利主体×通所介護併設	0.122	0.327
非営利主体×通所介護併設	0.218	0.413
政府×通所介護併設	0.012	0.110
利用者・世帯の属性		
要介護 1	0.250	0.433
要介護 2	0.287	0.452
要介護 3	0.220	0.414
要介護 4	0.127	0.333
要介護 5	0.116	0.321
医療処置・管理数	0.181	0.498
家族介護者あり	0.787	0.410
経済状態		
大変苦しい	0.072	0.258
やや苦しい	0.196	0.397
普通	0.473	0.499
ややゆとりがある	0.199	0.400
大変ゆとりがある	0.059	0.236

注) 医療処置以外の説明変数は、すべて該当する場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数である。

いや利潤最大化行動を求める株主からの圧力の有無等の要因により、需要を誘発するインセンティブの強さは、非営利主体が営利主体を上回ることはないと考えられる。政府については、誘発需要で利益を上げるインセンティブがない。地方自治体は介護保険の保険者であるため、不必要的サービス利用は抑制しようとするだろう。社会福祉協議会は地方自治体と密接な関係があるため、その行動原理は地方自治体に近いと考えられる。

表4は、回帰分析に用いる変数のうち、都市ダミー以外の変数の記述統計を示している^{注15}。高齢者世帯のうち59.6%が訪問介護を利用していた。通所介護を利用していたのは53.2%であっ

た。表には示していないが、経営主体の内訳は、営利主体(50.8%)、非営利主体(47.5%)、政府(1.7%)であった。

3. 推定方法

ケアマネジャーが併設サービスを利用者にすすめることで需要が誘発されるならば、併設サービスのある居宅介護支援事業所のケアマネジャーが担当する利用者は、併設サービスのない居宅介護支援事業所のケアマネジャーが担当する利用者よりも、サービスを利用する傾向があるはずである。この推論を検証するために、従属変数をサービス

利用の有無、併設事業所の有無を説明変数に含む以下の需要関数を推定する^{注16}。

$$Y_{ij}^* = \alpha_j + \sum_{k=1}^3 \beta_{j,k} Attached_{ij} \times Entity_{ik} + \gamma_j X_i + \varepsilon_{ij} \quad j=h, d \quad (1)$$

i は高齢者世帯をあらわす。 j はサービスの種類であり、 h は訪問介護、 d は通所介護をあらわす。 Y_{ij}^* は、直接観察できない高齢者世帯 i による介護サービス j の利用傾向をあらわす潜在変数で、以下の条件を満たす。

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_{ij}^* \geq 0 \\ 0 & \text{if } Y_{ij}^* < 0 \end{cases} \quad (1.1)$$

Y_{ij} は、高齢者世帯 i がサービス j を利用している場合に 1、利用していない場合に 0 をとるダミー変数である。

説明変数 $Attached_{ij}$ は、居宅介護支援事業所がサービス j を提供する事業所に併設されている場合に 1、そうでない場合に 0 をとるダミー変数である。 $Entity_{ik}$ は、それぞれの経営主体の種別に対応したダミー変数である。 k は経営主体の種類をあらわし、 $k=1$ (営利法人)、 2 (非営利法人)、 3 (政府) である。 X_i は、利用者側の需要の決定要因 (要介護度、医療ニーズ、家族介護者の有無、経済状態) に加え、居宅介護支援事業所が所在する都市に対応するダミー変数を含む。先行研究で述べられているように、事業者間の競争は誘発需要の大きさに影響する可能性が考えられる。本稿では居宅介護支援事業所が所在する都市ダミーを用いることで、競争の影響を制御する。

誘発需要が存在する場合、 β_j の符号は正を示すはずである^{注17}。しかし、正の符号は他の要因によっても生じる可能性が考えられる。例えば、高齢者世帯の中には、彼らが利用を希望する介護サービスが居宅介護支援事業所に併設されていたという理由で居宅介護支援事業所を選択している

表 5 要介護者・家族が居宅介護支援事業所を選択した理由

複数回答 n = 2,036	(%)
利用者本人の家から近かったから	37.4
役所(行政)からの紹介	22.5
医療機関からの紹介	23.1
併設サービスに利用者(または家族)が利用を希望する在宅サービスがあったから	22.2
併設サービスに利用者(または家族)が利用を希望する施設サービスがあったから	4.8

かもしれない。そのような選択を行う理由として、高齢者世帯は、居宅介護支援事業所と介護サービス事業所が別組織である場合、何らかの不都合が生じると予想している可能性が考えられる。このような場合、たとえ β_j の符号が正であったとしても、ケアマネジャーが需要を誘発していると結論付けることはできない。正の符号は、従属変数と説明変数の間に逆の因果関係があることによってもたらされたということになる。本稿の調査では、回答者に高齢者世帯が現在の居宅介護支援事業所を選択した理由を尋ねている(複数回答)。表 5 はこの質問に対する回答の内訳を示している。22.2%の者が、併設サービスに利用を希望する居宅介護サービスがあったことを理由に居宅介護支援事業所を選択していた。しかし、(1) 式の推定でそれらの標本を除外すると、サンプルセレクションバイアスが生じる可能性がある。バイアスを避けるため、(1) 式とともに以下の(2) 式を同時推定する。推定では全標本を用い、第 1 段階はサンプルセレクション関数(2)、第 2 段階は需要関数(1) である。

$$Y_{ij}^* = \alpha_j^s + \pi_j^s I + \gamma_j^s X_i + \varepsilon_{ij}^s \quad j=h, d \quad (2)$$

Y_{ij}^* は直接観察できない潜在変数で、以下の条件を満たす。

$$Y_{ij}^s = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_{ij}^{s*} < 0 \\ 0 & \text{if } Y_{ij}^{s*} \geq 0 \end{cases} \quad (2.1)$$

Y_{ij}^s は、利用者の居宅介護支援事業所の選択理由が「利用を希望する併設サービスがあったから」である場合に 0、それ以外の場合に 1 をとるダミー変数である。 I は識別変数である。(1) 式の誤差項 ε_j と (2) 式の誤差項 ε_j^s は相関係数が ρ_j^s の 2 変量正規分布をすると仮定し、誤差項の分散は 1 である。推定は Stata の heckprob コマンドを用いて、サービスの種類ごとに行う。

識別変数として、居宅介護支援事業所の選択理由が「役所（行政）の紹介」であったことを示すダミー変数を用いる。この変数を用いる理由は、この変数が、居宅介護支援事業所や介護サービス事業所に関する高齢者世帯の知識の代理変数となると考えたからである。「利用を希望する併設サービスがあった」ことを理由に、居宅介護支援事業所を選択する者は、介護サービスに対してある程度の知識があるはずである。しかし、居宅介護支援事業所の選択理由が「役所（行政）の紹介」であった者は、居宅介護支援事業所や介護サービスに関する情報が乏しい可能性が考えられる。行政は公平中立を保つため、特定の居宅介護支援事業所を高齢者に勧めないことになっている。代わりに、要介護認定で介護サービスの利用が認められた者には、居宅介護支援事業所のリストが送付される。そのため、「役所の紹介」と回答した者は、このリストをもとに居宅介護支援事業所を選択したと考えられる。しかし、リストに掲載されているのは、居宅介護支援事業所の名称、連絡先、所在地、営業日時、サービス提供地域だけであり、居宅介護支援事業所のサービスの選択に有益な情報は含まれていない（池田（2014）¹⁴⁾）。併設サービスの有無に関する情報も無い。したがって、リストをもとに居宅介護支援事業所を選択した者は、

居宅介護支援事業所や介護サービスに関する知識や情報が乏しいため、やむを得ずリストの中から明確な根拠無しに選択している可能性が考えられる。この推論が正しければ、 π_j^s の符号は正となるはずである。

4. 事業所選択に関する予備分析

ケアマネジャーが併設事業所のサービスをケアプランに組み込みには、サービス利用の有無のみならず、事業所選択についても利用者の意思決定に影響を及ぼす必要がある。しかし、需要関数 (1) は事業者の選択は扱っていない^{注18)}。そのため、先行研究と比べると本稿では誘発需要が生じるメカニズムをより直接的に扱っているものの、 β_j の解釈はやや曖昧なものとなる可能性がある。例えば、医療サービスと比べると、介護サービスの理解に要する専門的知識の水準は少ないため、利用者は、ケアマネジャーに頼ることなく自ら事業者を選択しているケースが多いかもしれない。その場合、併設事業所のある居宅介護支援事業所でケアプランを作成された者が、併設事業所が提供するサービスと同種のサービスを利用していたとしても、サービスを提供する事業所は併設事業所に偏っていないかもしれない。上記のような状況が観察される場合、たとえ β_j が正の符号を示しても、ケアマネジャーが利用者の選択を歪め、併設事業所のサービスをケアプランに組み入れているとはいえない。そこで、調査の記述統計より、ケアマネジャーが利用者の事業者選択を歪める余地があるかを確認する。欠損値があるため、記述統計を計算するのに用いた標本数は、回帰分析に用いたものよりも少ない。

表 6 は、居宅介護サービスの事業者選択を、利用者がケアマネジャーに一任する頻度を示している。質問は、回帰分析の対象となった利用者だ

表6 要介護者・家族が、ケアマネジャーに事業所の選択を完全に委託する頻度 (%)

	訪問介護	通所介護
よくある	78.4	62.3
たまにある	17.3	28.5
あまりない	3.6	8.1
まったくない	0.7	1.1
計 (%)	100	100
標本数	2,032	2,017

注) 欠損値があったため、標本数は 2,036 より少ない。

表7 併設事業所の利用傾向 (%)

	訪問介護 ^{注1)}	通所介護 ^{注2)}
併設事業所のみ	54.0	44.5
併設と併設以外	18.6	14.2
併設事業所以外	27.4	41.3
計 (%)	100	100
標本数	474	310

注 1) 対象者は、訪問介護が併設された居宅介護支援事業所でケアプランが作成された者で訪問介護の利用者

注 2) 対象者は、通所介護が併設された居宅介護支援事業所でケアプランが作成された者で通所介護の利用者

けでなく、ケアマネジャーが担当している利用者全体についてのものである。質問の文面は、「利用者・家族が事業所の選択にあたって、ケアマネジャーに選択を一任することができますか」である。回答の内訳は、「よくある」が訪問介護の場合 78.4%、通所介護では 62.3% であった。このことは、ケアマネジャーが、利用者の事業者選択に影響を及ぼす余地が大きいことを示している。

次に、事業者選択の偏りについて調べるため表 7 を見る。表 6 と異なり、表 7 の高齢者は、回帰分析で用いる標本である。ただし、「利用を希望する併設サービスがあった」ことを理由に、現在の居宅介護支援事業所を選択した者は除外している。表 7 の第 2 列は、訪問介護事業所に併設された居宅介護支援事業所にケアプランを作成された高齢者のうち、訪問介護サービスを利用している者の事業者選択の内訳を示している。表 7

の第 3 列は通所介護についてのものである。訪問介護事業所に併設された居宅介護支援事業所でケアプランが作成された者のうち、併設事業所のサービスのみの利用者は 54.0% であった。他の事業所を利用している者も含めると、併設事業所を利用している者の割合は 72.6% であった。通所介護が併設された居宅介護支援事業所でケアプランが作成された者のうち、併設事業所のサービスのみの利用者は 44.5% であった。他の事業所を利用している者も含めると、併設事業所を利用している者の割合は 58.7% であった。事業者選択の偏りに関する客観的な基準はないものの、併設事業所のサービス利用者の割合は高いように思われる。これは、誘発需要が存在する場合に観察されると予想される事業者選択と整合的である。

ただし、表 7 で観察された傾向は、事業者の不足により、併設事業所以外に事業者選択の余地が少ない場合にも観察される。本稿では、サービスが不足する地域を除外するため政令指定都市を対象としているが、超過需要である市場を充分排除できていない可能性がある。そこで、サービス不足により事業者選択の余地がなかったかどうかを尋ねた質問の回答を見る。表には示していないが、表 7 で用いた標本のうち、訪問介護利用者のうち選択の余地が無かった者の割合は僅か 0.9 % であった。通所介護利用者については、その割合は 4.1% であった。これらの質問の回答は、回答者の主観に基づくものである。しかし、回答者は介護サービスを手配したケアマネジャー本人であるため信頼性が高いと考えられる^{注19)}。そのため、表 7 で観察された傾向が事業者不足によるものとは考えにくい。

5. 推定結果と解釈

第 1 段階のサンプルセレクション関数の推定

結果は、識別変数の限界効果と ρ_j^s のみ論文末の補論・表2に掲載している。我々は識別変数が高齢者世帯の居宅介護支援事業所と介護サービス事業所に関する知識の不足をあらわしていると解釈している。補論・表2によると、 π_j^s の符号は正で有意であった。これは、「役所（行政）の紹介」をもとに現在の居宅介護支援事業所を選択した者は、「利用を希望する併設サービスがあった」という理由で現在の居宅介護支援事業所を選択しない傾向があるという我々の推論と整合的である。そのため、我々は、この推論が妥当であると考える。ただし、 ρ_h^s 、 ρ_d^s はともに有意ではなかった。

表8の上段は、2段階モデルのうち第2段階の需要関数の推定結果を示している。訪問介護を併設した居宅介護支援事業所の利用者は、併設していない居宅介護支援事業所の利用者よりも、訪問介護の利用確率が、営利主体の場合 13.1% ポイント、非営利主体の場合 8.0% ポイント高かった。通所介護を併設した居宅介護支援事業所の利用者は、併設していない居宅介護支援事業所の利用者よりも、通所介護の利用確率が、営利主体の場合 20.8% ポイント、非営利主体の場合 11.7% ポイント高かった。表には示していないが、Wald 検定を行ったところ、いずれのサービスについても、営利主体と非営利主体の限界効果に 10% 水準で有意差があるという結果が得られた。政府では、いずれのサービスについても、併設サービスの有無による利用確率に差は無かった。

需要を誘発するインセンティブがあるのは、居宅介護サービス事業所に併設された居宅介護支援事業所に勤務するケアマネジャーである。また、第2節で述べたように、経営主体間の誘発需要を行う金銭的インセンティブの強さの関係は、営利主体 \geq 非営利主体 \geq 政府 = 0 である。表8の上段の結果は、併設の有無、経営主体間の違いから予想される誘発需要の大きさと整合的である。ま

た、前節の予備分析の結果は、ケアマネジャーが利用者の事業者選択に影響を及ぼす余地が大きいことを示している。したがって、表8の上段の結果は、ケアマネジャーが高齢者に併設事業所のサービスを勧めることで需要を誘発していることを示していると考えられる。

先行研究と同様、本稿のデータからはサービス利用によるアウトカムの指標が得られない。したがって、ケアマネジャーが高齢者に併設事業所のサービスを勧めることで生じたサービス利用が、利用者に便益をもたらしているか否かについては分からぬ。Labelle et al (1994) によれば、利用者に便益をもたらすサービス利用の増加は、それが供給者の働きかけによるものであっても誘発需要には分類されない。医療サービスでは疾病的治癒や侵襲性により、サービス利用量の拡大は患者の効用を無限に増加させることはない。それに対して、介護サービスの場合、利用の拡大が効用を飽和させることがないかもしれない。特に訪問介護の生活支援などはその可能性が高いと考えられる。しかし、居宅介護サービス事業所に併設されない居宅介護支援事業所のケアマネジャーは、併設型の事業所のケアマネジャーと比べると、利用者にとって、より忠実な代理人として機能すると考えられる。したがって、ケアマネジャーが高齢者に併設事業所のサービスを勧めることで生じたサービス利用は、利用者に便益をもたらしたとしても、必要性が低く費用対効果の観点からは望ましくない可能性が高いと考えられる。また、利用者の選択が歪められている状況では、介護保険創設の目的の1つである事業者間の競争を通じた効率的なサービス提供が行われていない可能性が懸念される。

表8の下段には、逆の因果関係を考慮していない推定結果を示している。これは、利用者の居宅介護支援事業所の選択理由が「利用を希望する

表8 推定結果

従属変数	訪問介護・利用		通所介護・利用	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
主体別・併設の有無				
営利主体×訪問介護併設	0.131	(0.018) ***		
非営利主体×訪問介護併設	0.080	(0.032) **		
政府×訪問介護併設	-0.083	(0.157)		
営利主体×通所介護併設			0.208	(0.049) ***
非営利主体×通所介護併設			0.117	(0.035) ***
政府×通所介護併設			0.036	(0.063)
利用者・世帯の属性				
要介護 1 (基準)				
要介護 2	-0.009	(0.029)	0.024	(0.037)
要介護 3	0.028	(0.030)	-0.007	(0.034)
要介護 4	0.018	(0.037)	0.000	(0.043)
要介護 5	0.091	(0.058)	-0.057	(0.050)
医療処置・管理数	0.073	(0.033) **	-0.142	(0.040) ***
家族介護者あり	-0.444	(0.039) ***	0.062	(0.038) *
経済状態				
大変苦しい・やや苦しい (基準)				
普通	-0.100	(0.023) ***	0.043	(0.038)
ややゆとりがある	-0.021	(0.027)	-0.030	(0.030)
大変ゆとりがある	-0.076	(0.039) *	0.045	(0.045)
都市ダミー	有り		有り	
標本数	1,584		1,584	

逆の因果関係を考慮していない推定結果^{注)}

	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
営利主体×訪問介護併設	0.198	(0.016) ***		
非営利主体×訪問介護併設	0.121	(0.032) ***		
政府×訪問介護併設	0.101	(0.146)		
営利主体×通所介護併設			0.268	(0.038) ***
非営利主体×通所介護併設			0.215	(0.033) ***
政府×通所介護併設			0.156	(0.067) **
標本数	2,036		2,036	

*** : 1%水準で有意、** : 5%水準で有意、* : 10%水準で有意

標準誤差の計算では、都市単位のクラスター効果を考慮している。

注) 利用者の居宅介護支援事業所の選択理由が「利用を希望する併設サービスがあったから」であった者を含めて推定したプロビット・モデルの結果。併設ダミー以外の結果は省略している。

併設サービスがあったから」であった者を含めて推定したプロビット・モデルの結果である。政府×訪問介護併設を除いて、併設ダミーの限界効果は全て上段よりも大きかった。また、下段では、需要を誘発するインセンティブがない政府でも通所介護の併設ダミーの限界効果が正で有意であった。補論・表2に示した検定結果では、サンプルセレクション・バイアスは検出されなかった。しかし、表8・下段の結果は、「利用を希望する併設サービスがあった」という理由で現在の居宅介護支援事業所を選択した者を含めて推定を行うと、従属変数と説明変数の間に逆の因果関係が生じ、推定結果が過大評価されることを示していると考えられる。本稿では、需要関数の推定において、逆の因果関係をもたらす標本を除外することで、このような過大推定の問題を回避した。

しかし、このような逆の因果関係以外にも、表8の上段の限界効果は、過大推定されている可能性が考えられる。併設事業所がある場合、利用者の利便性が高まることで、サービス利用が増加するかもしれない。例えば、居宅介護支援事業所のケアマネジャーと居宅介護サービス事業者が併設関係にある場合、そうでない場合よりも両者の意思伝達が迅速であると予想される。そのため、利用者のサービス利用日時の変更希望等に対応しやすい可能性が考えられる。このような理由によるサービス利用の増加は、サービスの質の向上によるものなので望ましく、必要性の低いサービスの誘発需要とは区別すべきである。残念ながら本稿のデータでは、このような区別は不可能である。ただし、上記のような利便性の向上によるサービス利用の促進は、サービスの利用日数等の利用量には影響するものの、サービス利用の有無への影響は限定的であるように思われる。

以下では、併設ダミー以外の変数の推定結果について述べる。

要介護度の限界効果は有意でなかった。これは、訪問介護や通所介護は、要介護者の在宅生活を支える基本的なサービスであるため、それらの利用の有無には、要介護度の違いは影響しないことを示していると考えられる。本稿と同様、個票を用いた Noguchi and Shimizutani (2009) でも、要支援を除いて、要介護度の違いがサービス利用の有無に与える影響はほとんど同じである。

家族介護者の存在は、訪問介護の利用確率を減少させた。このことは、家族介護が訪問介護と代替性があることや、家族介護者と同居する者は生活援助の利用が制限されていることを反映していると考えられる。反対に、家族介護者の存在は通所介護の利用確率を増加させた。通所介護は、日中の間、要介護者を預かってくれるので、家族介護者にとってレスパイト・サービスとなる。それ故、本稿の結果は、通所介護の利用が、要介護者だけでなく家族の意向によっても決定されることを反映していると考えられる。

医療処置・管理数が多いことは、訪問介護の利用確率を増加させた。訪問介護員は、医療行為はできない。しかし、本稿の結果は、訪問介護員が、医療依存度の高い者が必要とする服薬管理や褥瘡の進行抑制のための体位変換などを担っていることを反映していると考えられる。医療処置・管理数が多いことは、訪問介護の利用確率を減少させた。これは、通所介護が、医療依存度が高い者の受け入れを拒否する傾向を示していると考えられる。2006年度の改正介護保険では、医療依存度が高いため通常の通所介護では受け入れを拒否される者を対象とした療養通所介護が導入された。

経済状態については、訪問介護において限界効果が有意なダミー変数があるものの、一貫した結果は得られていない。本稿と同様、個票を用いた Noguchi and Shimizutani (2009) でも、世帯所得がサービス利用の有無に与える影響について

は明確な結論が得られていない。

6. 結語

本稿の結果は、介護サービス市場において誘発需要が存在することを示した。誘発された需要は、たとえ利用者に便宜をもたらしたとしても、必要性が低く費用対効果の観点からは望ましくない可能性が高いと考えられる。政府は、これまで事業所集中減算の導入・厳格化や介護報酬の改訂による居宅介護支援事業所の採算の改善を行ってきた。本稿のデータではこれらの政策の効果は評価できないものの、これらの施策は誘発需要の抑制に一定の効果が期待できるため、今後も一層進めるべきであろう。介護サービスは、医療よりも情報の非対称性が少ないため、ケアマネジャー選択のポイントを示すといった利用者教育も有効である可能性が考えられる。ただし、筆者らの知る限り、自治体による利用者教育はすべてウェップ上の一般的の利用者の目に留まりにくい場所にあるものばかりである。利用者教育は、中立性を確保するため自治体職員が行う新規の要介護認定時などを行うことで、より確実な効果が期待できると考えられる。

本稿及び今後の課題として、以下の 3 点があげられる。第 1 に、本稿のデータからはサービス利用のアウトカムの情報が得られず、誘発需要の帰結について定量的に明確な評価を行うことができない。リハビリを主要な目的とした一部のサービスを除き、在宅介護サービスのアウトカムには、要介護度の変化だけでは捉えきれない社会的価値観や個人の人生観に関する要素、介護者の負担軽減も含まれるため、適切な指標を得るのが非常に困難である（柏木（2012）¹⁵⁾）。しかし、アウトカム指標は、本稿以外の多様な研究テーマにとっても重要であり、今後、適切な指標の開発が望ま

れる。第 2 に、誘発需要の検証では、サービス利用の有無だけでなく、1 ヶ月当たりの利用回数などの利用量に関する分析も重要である。しかし、本稿のデータでは利用量に関する情報が無い。第 3 に、事業所集中減算や介護報酬の改訂による居宅介護支援事業所の採算の改善が、誘発需要を抑制する効果について定量的に検証する必要がある^{注20)}。

補論

本稿では、政令指定都市と他の市町村の要介護認定者 1 人当たりの居宅介護サービス利用量（月平均）を比較することで、分析対象を政令指定都市とすることの妥当性をチェックする。そのため、要介護認定者 1 人当たりの居宅介護サービス利用量を従属変数、政令都市ダミーを説明変数に含む以下の式を推定する。対象となる居宅介護サービスは、本稿の分析対象となる訪問通所系サービスである。

$$Service_per_i = c + \theta Designated_i + \tau Demogra_i + \mu_i$$

i は保険者。 $Service_per_i$ は、65 歳以上の要介護認定者 1 人当たりの居宅介護サービス利用量（単位）。 c は定数項。 $Designated$ は、本稿の分析対象である政令指定都市の場合に 1、そうでない市町村の場合に 0 をとるダミー変数。 $Demogra_i$ は、介護サービスの需要の決定要因と考えられる調整変数で、要介護度の分布、65 歳以上の者がいる世帯に占める単独世帯の割合。 μ_i は誤差項。サービス費用額ではなく単位を用いた理由は、地域やサービスによって 1 単位当たりの価格が 10~11.05 円と異なるため、単位の方がサービスの利用量をあらわす指標として適当であるからである。用いた変数の記述統計及び推定結果は、補

補論・表1 従属変数 要介護認定者1人当りの居宅介護サービス利用量

	係数	標準誤差 ^{注2)}	平均値	標準誤差
政令指定都市	1141	(218) ***	0.009	(0.094)
要支援1・2(基準)				
要介護1	1908	(1031) *	0.180	(0.037)
要介護2	4863	(1370) ***	0.176	(0.031)
要介護3	8374	(1707) ***	0.143	(0.027)
要介護4	7187	(1913) ***	0.135	(0.024)
要介護5	-106	(1692)	0.127	(0.030)
単独世帯割合 ^{注1)}	-3377	(548) ***	0.218	(0.076)
定数項	3229	(490) ***		
1人当りの居宅介護サービス利用量			5855	(1242)
決定係数	0.185			
標本数	1,581			

***: 1%水準で有意、**: 5%水準で有意、*: 10%水準で有意

注1) 65歳以上の者がいる世帯に占める単独世帯の割合。それ以外の説明変数は全て該当する場合に1、該当しない場合に0をとるダミー変数。

注2) 不均一分散に頑健な方法で計算している

補論・表2 サンプルセレクション関数の推定結果

第2段階:(1)式の従属変数	訪問介護・利用	通所介護・利用
第1段階:(2)式の従属変数	利用を希望する併設サービスがあった ¹⁾ =0	
役所(行政)の紹介 ¹⁾	0.222 *** (0.033)	0.223 *** (0.033)
ρ^*	-0.088	-0.403
尤度比検定統計量	0.089	0.750

1) 現在の居宅介護支援事業所の選択理由

標準誤差の計算では、都市単位のクラスター効果を考慮している。

***: 1%水準で有意

論・表1に示している。分析年は、単独世帯割合のデータを『国勢調査』(総務省)から得たため2010年とした。単独世帯割合以外のデータは、『介護保険事業状況報告』(厚生労働省)からのものである。

謝辞

本研究は、科学研究費補助金・課題番号19330051を受けて行われた。本稿の作成にあたって、本誌の匿名の査読者、湯田道生(中京大学)、濱秋純哉(法政

大学)、谷垣靜子(岡山大学)より、有益なコメントを頂いた。以上の方々に、ここで改めて感謝申し上げる。

注

1 収支差率=(収入-支出)÷収入。収入=介護事業収益+介護事業外収益-国庫補助金等特別積立金取崩額。支出=介護事業費用+介護事業外費用+特別損失-国庫補助金等特別積立金取崩額。

2 改正介護保険第69条の34第1項では、「居宅介護支援専門員は、その担当する要介護者的人格を尊重し、常に当該要介護者の立場に立って、当該要介

護者に提供される居宅サービス等が特定の種類又は特定の事業者若しくは施設に不当に偏ることのないよう、公正かつ誠実にその業務を行わなければならない」としている。

3 ケアマネジャーの中立性・独立性を求める日本介護支援専門員協会は、特定事業所集中減算の適用基準を70%まで下げるなどを提案していた。

4 ただし、Sugawara and Nakamura (2015) では、他の先行研究と異なり、事業者密度の分子として、ケアマネジャーの人数を用いている。しかし、誘発需要を引き起こす競争は、訪問介護や通所介護など、介護サービスを利用者に直接提供する事業者間のものである。そのため、Sugawara and Nakamura (2015)において、事業者密度の増加が誘発需要をもたらすメカニズムは明らかでないようと思われる。

5 居宅介護支援事業所に対する介護報酬は、ケアプランを作成する受給者数に応じた人頭払いであり、サービスの利用量とは関係ない。ただし、居宅介護サービス事業所と併設関係にある居宅介護支援事業所に勤務するケアマネジャーの場合、併設関係にある居宅介護サービス事業所のサービス利用が上昇すると、同法人内の利益移転により給与が上昇する可能性が考えられる。

6 医師需要誘発仮説を扱った McGuire (2000) は、需要を誘発することは、医師の所得を増加させることで医師の効用を高めると同時に、需要を誘発するという非倫理的な行動を取ることで医師の効用を低下させるという理論モデルを提示している。

7 本稿と類似の手法で医師需要誘発仮説を検証した研究として、Grytten and Sørensen (2001)¹⁰⁾がある。彼らは、収入がサービス供給量によって決まる開業医と収入がサービス供給量と関係しない勤務医を比較している。

8 新潟、静岡、浜松、岡山も政令指定都市であるが、調査対象から除外した。これらの都市を除外した理由は、調査費用の制約と、これらの都市の可住地当たり人口密度が他の政令指定都市よりも低かったからである。

9 医療サービスと異なり、居宅介護サービスの利用者は金銭的なアクセスコストは負担しない。例えば、訪問介護員が利用者宅を訪問する交通費は事業者が負担する。通所介護は、利用者の送迎を行うが、その費用は事業者が負担する。事業者は、それらの費

用を公定価格である介護報酬によって賄わなくてはならない。しかし、介護報酬は、実際にかかった費用を反映していない。住民が点在する僻地では移動費用だけでなく移動時間もかかるためサービスの供給効率が悪く、事業者の参入意欲が低くと考えられる。

10 山内 (2004) では、自己負担額を価格の代理変数とし、それと都道府県ダミーの交差項の係数が負でない都道府県を排除している。ただし、自己負担額を価格の代理変数とすることの適切性については議論の余地があるようと思われる。介護サービスは公定価格であるため、他の先行研究では需要関数の説明変数として価格を用いていない。

11 都市部では賃金の低い介護労働者が不足しているといわれる。都市部で介護労働者が不足しているならば、都市部では介護サービスの超過需要が生じている可能性がある。しかし、「職業安定業務統計」(厚生労働省)によると、本稿の分析対象月を含む2009年度の都道府県別の介護関係職種の有効求人倍率は、東京都が2.41で最も高いが、その次は奈良(2.16)である。また、大都市を含む愛知(1.65)、大阪(1.64)よりも、岐阜(1.75)、和歌山(1.70)の方が高いなど、東京都を除いて都市部ほど介護労働者が不足しているという傾向はみられない。また、介護労働者の不足を訴えているのは、介護サービス事業者であることにも注意する必要がある。例えば、移動費用がかかる僻地に事業者が参入しようとしている場合、サービスが不足していても、当該地域では介護労働者の不足は顕在化しない。以上のように、事業者による介護労働者の不足感とサービスの超過需要の関係は明確でなく解釈が難しい。

12 具体的には、誕生日が「1日」(ついたち)の利用者を選定することを回答者に依頼した。選定は、誕生日や誕生年は考慮せず、誕生した月の日のみに基づいて行う。該当者がいない場合、誕生した月の日に従って、次の該当者を選定することを依頼した(例 3月1日→6月11日→1月21日→9月31日→8月2日→2月12日・・・)。

13 高齢者の中には、回復が困難であるとの認識や怠慢からリハビリテーションを積極的に受けようしない者もいるかもしれない。そのような場合は、金銭的な動機に基づく誘発需要であっても有益である可能性が考えられる。

- 14 Hirth (1999)¹³⁾は、経営主体が非営利でも営利主体と同様に営利を追求する事業者 (for-profit firms in disguise) が存在することを指摘している。
- 15 本来であれば、利用者の性別、年齢も分析に用いるべきである。しかし、調査票の設計ミスにより、本稿のデータからは、利用者の性別、年齢に関する情報が得られない。ただし、本稿と同様、個票を用いて分析を行った Noguchi and Shimizutani (2009) は、要介護度や医療依存度などの重症度を制御すると、利用者の性別、年齢は、サービス利用に影響しないことを示している。
- 16 (1) 式の左辺は、利用傾向を示す潜在変数であり、購買量ではない。そのため、厳密には (1) 式を需要関数と呼ぶことは不適切である。しかし、本稿の文脈に添った適切かつ簡潔な別表現が無いことから、本稿では便宜上 (1) 式を需要関数と呼ぶことにする。
- 17 本稿の併設の定義には、「居宅介護支援事業所と居宅介護サービス事業者の所在地が同一または隣接地である」を含む。しかし、同一または隣接地以外に立地する事業所でも、同一または関連法人の事業所であれば、ケアマネジャーは利用者に当該事業所を勧める可能性が考えられる。その場合、 β の推定値には過少バイアスが生じる。
- 18 本稿の分析枠組みにおいて、事業者選択を直接扱うことは非常に困難である。例えば、併設事業所のサービス利用の有無を従属変数、説明変数に併設事業所の有無を含む回帰分析は、トートロジーとなり意味をなさない。
- 19 この回答の信頼性が低いということは、ケアマネジャーが、介護サービス市場の状況を正しく把握していないことを意味する。そのような場合、ケアマネジャーは、本来であればサービスを提供できるはずの事業者を見つけることができない可能性があり、「選択の余地が無かった」という回答は過大になると推測される。
- 20 本稿と同様の分析は、厚生労働省の「介護サービス施設・事業所調査」と「介護給付費実態調査」を用いれば、より代表性の高い標本で行うことが可能である。ただし、これらの調査では、現在利用している居宅介護支援事業所の選択理由が「併設サービスに利用を希望する居宅介護サービスがあったから」と答えた標本がもたらす推定結果の偏りを制御する

ことが困難であるように思われる。また、「介護給付費実態調査」からは介護サービス利用の決定要因である家族介護者や医療依存度の情報が得られない。他方、上記の官庁統計はパネルデータとして用いることが可能なので、介護報酬の改定等の制度変更が誘発需要に与える影響を分析できる可能性がある。このことは本稿のような横断面データにはない利点である。

参考文献

- 1) 坂田期雄. 介護保険－自治体最前線の対応. ぎょうせい. 2002 ; 104-105
- 2) 広島県. ケアマネジャー（介護支援専門員）の選び方. 2011
<http://www.pref.hiroshima.lg.jp/soshiki/60/1170396092011.html>
- 3) Sugawara,S., Nakamura,J. Incentive for gatekeepers and their demand inducement: an empirical analysis of care managers in the Japanese long-term care insurance. CIRJE-F-916 2015
- 4) 山内康弘. 訪問介護費と事業者密. 医療と社会 2004 ; 14(2) : 103-118
- 5) Noguchi,H., Shimizutani,S. Supplier density and at-home care use in Japan: Evidence from a micro-level survey on long-term care receivers. Jpn World Econ 2009 ; 21 : 365-372
- 6) 湯田道生. 介護事業者密度が介護サービス需要に与える影響. 季刊社会保障研究 2005 ; 40(4) : 373-386
- 7) McGuire,T. Chapter9 Physician Agency. Handbook of Health Economics. Amsterdam: Elsevier, Amsterdam. 2000 : 1 ; 461-536
- 8) Dranove,D., Wehner,P. Physician-induced demand for childbirths. J Health Econ 1994 ; 13 : 61-73
- 9) 湯田道生. 第8章 誘発需要と情報の非対称性. 医療経済学講義. 東京大学出版会. 2011 : 147-162
- 10) Grytten,J., Sørensen,R. Type of contract and supplier-induced demand for primary physicians in Norway. J Health Econ 2001 ; 20 : 379-393
- 11) 高知県. 中山間地域の介護サービスの維持について. 第53回社会保障審議会介護給付費分科会資料 2-

- 2 2008
<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/09/dl/s0918-12d.pdf>
- 12) Labelle,R., Stoddart,G., Rice,T. A re-examination of the meaning and importance of supplier-induced demand. *J Health Econ* 1994 ; 13 : 347-368
- 13) Hirth,R.A. Consumer information and competition between nonprofit and for-profit nursing homes. *J Health Econ* 1999 ; 18 : 219-240
- 14) 池田心豪. サラリーマン介護. 法研. 2016 : 43-44
- 15) 柏木聖代. 在宅サービスのアウトカム評価と質改善. *季刊社会保障研究* 2012 ; 48(2) : 152-164
- 著者連絡先
岡山大学大学院社会文化科学研究科・教授
岸田 研作
〒700-8530 岡山県岡山市北区津島中 3-1-1
岡山大学経済学部
TEL : 086-251-7546
FAX : 086-251-7546
E-mail : kishiken@cc.okayama-u.ac.jp

Supplier-induced demand for in-home elderly care

Kensaku Kishida*

Abstract

This study examined whether supplier-induced demand exists in the formal homecare service market under the public long-term care insurance scheme in Japan, where "care managers," as agents of elderly service users, are officially required to develop care plans independent of service providers.

This study examines if care managers are loyal to the principal service users, considering that 60 % of care managers may have economic incentives to induce demand affiliated with homecare service providers. Prior studies on supplier-induced demand in Japanese long-term care service obtained inconsistent results, presumably because they failed to incorporate the agency quality of care providers and relied on poorly refined measurements of inter-provider competitiveness and instrument variables, as are often used to test physician-induced demand. This study overcame these limitations by comparing service utilization patterns in the characteristics of care managers, both affiliated and non-affiliated with service providers. We also examined the difference in the magnitude of induced demand between for-profit providers and their non-profit counterparts.

Our results supported demand inducement by care managers with profit incentives affiliated with service providers. Further, the magnitude of demand inducement by for-profit providers was larger than by non-profit ones. There was no evidence supporting demand inducement by the government.

[Keywords] Long-term care insurance, Supplier-induced demand

* Graduate School of Humanities and Social Sciences, Okayama University

医療経済学会

第 10 回研究大会(報告)

**The 10th Annual Meeting of
Japan Health Economics Association (JHEA)**

1. 日時

2015 年 9 月 5 日（土）9：20～18：40、6 日（日）9：00～17：40

2. 会場

京都大学 吉田キャンパス 医学部 G 棟、先端科学研究棟、芝蘭会館
〒606-8501 京都市左京区吉田近衛町

3. 研究大会長

今中 雄一（京都大学大学院医学研究科 医療経済学分野）

4. プログラム委員

プログラム委員長

岩本 康志（東京大学大学院経済学研究科）

プログラム委員

池田 俊也（国際医療福祉大学大学院 医療経営管理分野）

柿原 浩明（京都大学大学院薬学研究科）

岸田 研作（岡山大学 社会文化科学研究所）

後藤 励（京都大学 白眉センター・経済学研究科）

近藤 克則（千葉大学 予防医学センター 環境健康学研究部門）

菅原 琢磨（法政大学 経済学部）

鈴木 亘（学習院大学 経済学部）

中村 洋（慶應義塾大学大学院経営管理研究科）

野口 晴子（早稲田大学 政治経済学術院）

福田 敬（国立保健医療科学院）

伏見 清秀（東京医科歯科大学大学院医療政策情報学分野）

満武 巨裕（医療経済研究機構）

主催：医療経済学会

総会・特別講演・シンポジウム・懇親会

第1日目：9月5日（土）

【I会場：芝蘭会館 稲盛ホール】

◇ 総会 13:00～13:20

◇ 研究大会長講演 13:30～14:15

司会：東京大学大学院経済学研究科 教授 岩本 康志

演題：「医療における質・効率・公正の可視化、向上とシステム再編」

京都大学大学院医学研究科 医療経済学分野 教授 今中 雄一

◇ シンポジウム1 14:20～17:00

司会：学習院大学 経済学部 教授 遠藤 久夫

京都大学大学院医学研究科 医療経済学分野 教授 今中 雄一

テーマ：「地域主導の医療制度改革実現への期待と課題」

—地域医療構想は実現できるのか—

—医療経済研究への期待は—

シンポジスト：奈良県知事 荒井 正吾 氏

慶應義塾大学 経済学部 教授 土居 丈朗 氏

全国自治体病院協議会 会長 邁見 公雄 氏

◇ シンポジウム2 17:10～18:40

テーマ：「医療経済学会の展望—歴代会長による鼎談—」

初代会長 西村 周三

前会長 池上 直己

現会長 遠藤 久夫

● 懇親会 19:00～20:30

会場：山内ホール（稻盛ホール隣り）

一般演題

【A会場：医学部G棟 2階セミナー室A】

座長 国立保健医療科学院 福田 敬

(9月5日(土) 9:20~12:00)

- A-1 「A Bayesian Cost-Benefit Approaches to Sample Size Determination and Evaluation in Clinical Trials: a statistical methodology study」

先端医療振興財団 臨床研究情報センター 医学統計部 菊池 隆
(指定討論者) 国際医療福祉大学 医療福祉学部 今野 広紀

- A-2 「インフルエンザ治療に対する漢方薬麻黄湯の効果—漢方薬と西洋薬の経済性における比較研究—」

順天堂大学医学部 病院管理学研究室 楊 学坤
(指定討論者) 京都大学大学院薬学研究科 柿原 浩明

- A-3 「Effectiveness and cost-effectiveness of a pentavalent rotavirus vaccination in Japan」

東北大学大学院経済学研究科 井深 陽子
(指定討論者) 国立保健医療科学院 福田 敬

- A-4 「中国におけるパルスオキシメーターによる新生児先天性心疾患スクリーニングの費用対効果分析」

国立成育医療研究センター 政策科学研究部 蓋 若琰
(指定討論者) 大阪大学大学院医学系研究科 田倉 智之

座長 慶應義塾大学大学院 経営管理研究科 中村 洋

(9月6日(日) 10:00~12:00)

- A-5 「新薬創出等加算の医療保険財政中立性に関するシミュレーションによる経済分析」

京都大学大学院薬学研究科 和久津尚彦
(指定討論者) 学習院大学 経済学部 遠藤 久夫

- A-6 「医療用医薬品の取引慣行に関するシミュレーション分析」

慶應義塾大学大学院政策・メディア研究科 能登康之介
(指定討論者) 法政大学 経済学部 菅原 琢磨

- A-7 「新薬創出等加算制度が製薬企業の研究開発投資に与える影響に関する実証分析」

京都大学大学院薬学研究科 馬 欣欣
(指定討論者) 慶應義塾大学大学院経営管理研究科 中村 洋

座長 産業医科大学 医学部 藤野 善久

(9月6日(日) 13:00~15:00)

A-8 「医療提供施設における患者満足度と服薬アドヒアラנסの関連性」

北海道薬科大学 櫻井 秀彦

(指定討論者) 同志社大学 商学部 瓜生原葉子

A-9 「市中肺炎における、入院日数遷延化予測モデルの開発と検証」

京都大学大学院医学研究科 上松 弘典

(指定討論者) 産業医科大学 医学部 藤野 善久

A-10 「Patients' capability set cannot be fully extended by busy nurses

- Empirical estimation of restricted capability set based on patients' experiences -」

一橋大学大学院経済学研究科 小林 秀行

(指定討論者) 国立保健医療科学院 富田奈穂子

座長 岡山大学 社会文化科学研究科 岸田 研作

(9月6日(日) 15:10~17:10)

A-11 「介護サービス市場における供給者誘発需要仮説の検証」

東京大学大学院医学系研究科社会医学専攻 岩本 哲哉

(指定討論者) 岡山大学 社会文化科学研究科 岸田 研作

A-12 「介護サービスの利用環境が要介護高齢者の要介護度に与える影響

-訪問リハビリテーション・通所リハビリテーションに着目して」

富山大学 経済学部 両角 良子

(指定討論者) 京都産業大学大学院経済学研究科 花岡 智恵

A-13 「保健所における精神保健福祉活動と自殺死亡率について」

京都府健康福祉部 福祉・援護課 山口 健司

(指定討論者) 青山学院大学 経営学部 亀坂安紀子

【B 会場：医学部 G 棟 3 階演習室】

座長 学習院大学 経済学部 鈴木 亘

(9月5日(土) 9:20~12:00)

B-1 「Health and Home Ownership: Findings for the Case of Japan」

Asian Development Bank Institute 相澤 俊明

(指定討論者) 慶應義塾大学 経済学部経済学科 別所俊一郎

B-2 「The Analysis on Demand and Supply-side Responses During the Expansion of Health Insurance Coverage in Vietnam: Challenges and Policy Implications toward Universal Health Coverage」

大阪商業大学 松島みどり

(指定討論者) 学習院大学 経済学部 鈴木 亘

B-3 「病院の立地と技術 どちらが救命救急に有効なのか—急性心筋梗塞症例における検証—
Location or Technology, Which saves our life in emergency care at hospitals?
-An Analysis on AMI patients-」

東京学芸大学 人文社会科学系 伊藤由希子

(指定討論者) 専修大学 ネットワーク情報学部 河野 敏鑑

B-4 「Does Marriage Make Us Healthier?: Inter-country Comparable Evidence from China, Japan and Korea」

早稲田大学大学院経済学研究科 Rong FU

(指定討論者) 千葉経済大学 経済学科 東 三鈴

座長 国際医療福祉大学大学院 池田 俊也

(9月6日(日) 10:00~12:00)

B-5 「へき地の勤務条件に対する内科系勤務医の選好」

滋賀大学 経済学部 佐野 洋史

(指定討論者) 山口大学 医学部附属病院 医療情報部 猪飼 宏

B-6 「脳卒中院在死亡率の病院間格差： Risk Standardized Mortality Ratio (リスク標準化死亡比) を用いた検討」

東京大学大学院 医学系研究科公共健康医学専攻臨床疫学・経済学 康永 秀生

(指定討論者) 京都大学大学院医学研究科 医療経済学分野 國澤 進

B-7 「画像診断技術普及に及ぼす病院間競争の影響」

京都大学 経済学研究科 加藤 弘陸

(指定討論者) 成城大学 経済学部 河口 洋行

座長 名古屋大学大学院 経済学研究科 中村さやか

(9月6日(日) 13:00~15:00)

B-8 「Are Japanese Men of Pensionable Age underemployed or Overemployed?
(日本における年金世代の男性の再活用余力について)」

一橋大学 白井恵美子

(指定討論者) 法政大学 経済学部 酒井 正

B-9 「A Dynamic Panel Analysis of Japanese Municipality-Level Suicide Data」

政策研究大学院大学 池田 真介

(指定討論者) 名古屋大学大学院経済学研究科 中村さやか

B-10 「Prediction of Long-Term Care Expenditure Increase among Elderly with
Dementia Using Decision Tree Modeling.」

京都大学大学院医学研究科 医療経済学分野 林 慧茹

(指定討論者) 東京大学大学院医学系研究科 五十嵐 歩

【C会場：先端科学研究棟 1階大セミナー室】

座長 早稲田大学 政治経済学術院 野口 晴子

(9月5日(土) 9:20~12:00)

C-1 「Why does development make men heavier than women?」

名古屋大学大学院経済学研究科 中村さやか

(指定討論者) 近畿大学 経済学部 熊谷 成将

C-2 「Gender of a Firstborn Child, Maternal Mental Health and Marital Disruption」

医療経済研究機構 高久 玲音

(指定討論者) 大阪大学大学院国際公共政策研究科 小原 美紀

C-3 「The evaluation of time cost of child bearing and its effect on women's health check-up
participation」

東京大学大学院医学系研究科 保健社会行動学 姉崎 久敬

(指定討論者) 早稲田大学 政治経済学術院 野口 晴子

C-4 演題辞退

座長 東京大学大学院 経済学研究科 飯塚 敏晃

(9月6日(日) 10:00~12:00)

C-5 「自己負担額無料化が市町村国保の特定健診受診率にもたらす影響」

東洋大学 経済学部 上村 一樹

(指定討論者) 国立社会保障・人口問題研究所 泉田 信行

C-6 「国民健康保険の保険料収納率の変動要因に関する分析」

国立社会保障・人口問題研究所 大津 唯

(指定討論者) 富山大学 経済学部 両角 良子

C-7 「Determinants of Receiving Health Checkups and its Effects on Mental Health:
Health Production Behavior of Co-residential Caregiver」

近畿大学 経済学部 熊谷 成将

(指定討論者) 東京大学大学院経済学研究科 飯塚 敏晃

座長 京都大学 白眉センター・経済学研究科 後藤 励

(9月6日(日) 13:00~14:20)

C-8 「医療費の伸びと経済成長に関する時系列分析」

龍谷大学 農学部 山口 道利

(指定討論者) 大阪大学 医学部 河越 正明

C-9 「Patient Cost Sharing and Medical Expenditures for the Elderly」

東京大学大学院経済学研究科 飯塚 敏晃

(指定討論者) 京都大学 白眉センター・経済学研究科 後藤 励

チュートリアル

第2日目：9月6日（日）

【A会場：医学部G棟2階セミナー室A】

◇ 方法論セミナー（A） 9:00～9:50

テーマ：内生性への対処—操作変数法など

早稲田大学 政治経済学術院 教授 野口 晴子

【C会場：先端科学研究棟1階大セミナー室】

◇ 方法論セミナー（B） 9:00～9:50

テーマ：コンジョイント分析

京都大学 白眉センター・経済学研究科 特定准教授 後藤 励

◇ 第4回若手研究者育成のためのセミナー 14:20～17:40

座長：東京医科歯科大学大学院医療政策情報学分野 教授 伏見 清秀

① 14:20～15:00 (C-10)

発表：加藤 弘陸（京都大学大学院経済学研究科・日本学術振興会特別研究員DC）

「ギャンブル施設への地理的アクセスがギャンブル依存に与える影響」

コメンテータ：東北大学大学院経済学研究科 准教授 井深 陽子

② 15:00～15:40 (C-11)

発表：陳 凤明（東北大学大学院経済学研究科 博士2年）

「中国における「一人っ子」政策が高齢者の居住選択に与える影響」

コメンテータ：兵庫県立大学経済学部 准教授 菅 万理

座長：医療経済研究機構 研究部 副部長 満武 巨裕

③ 15:40～16:20 (C-12)

発表：小林 秀行（一橋大学経済学研究科・博士後期課程）

「対策型検診に住民が見出す価値のケイパビリティ・アプローチによる定式化
—胃がんリスク層別化検診を例として」

コメンテータ：立命館大学生命科学部生命医科学科 教授 下妻晃二郎

④ 16:20～17:00 (C-13)

発表：岡庭 英重（東北大学大学院経済学研究科 博士課程）

「メンタルヘルスと所得に関する実証分析」

コメンテータ：東京大学大学院薬学系研究科 特任助教 五十嵐 中

⑤ 17:00～17:40 (C-14)

発表：原 広司（京都大学大学院医学研究科 医療経済学分野 博士後期課程）

「地域包括ケアシステムの達成状況と地域性との関連に関する実証的研究」

コメンテータ：千葉大学予防医学センター環境健康学研究部 教授 近藤 克則

その他

第2日目：9月6日（日）

【A会場：医学部G棟2階セミナー室A】

◇ 特別セッション 12:30～12:55

テーマ：「レセプト情報等データベース（NDB）利活用の現状と今後」

厚生労働省 保険局 医療介護連携政策課 保険システム高度化推進室
医政局 研究開発振興課 医療技術情報推進室（併）室長補佐 吉村 健佑

【B会場：医学部G棟3階演習室】

◇ 「医療経済研究機構」研究助成対象者の発表 15:10～17:10

座長：東京大学大学院医学系研究科 教授 小林 廉毅

① 15:10～15:50 (B-11)

発表：青木 恵子（横浜国立大学研究推進機構 特任教員）

「口腔細菌測定機を用いた慢性期口腔ケアの費用対効果分析」

コメンテータ：岡山大学大学院保健学研究科看護学分野 基礎看護学領域 教授 斎藤 信也

② 15:50～16:30 (B-12)

発表：石原 哲郎（東北大学大学院医学系研究科 障害科学専攻 高次機能障害学 助教）

「多職種連携認知症手帳を用いた地域認知症患者における臨床的重症度の研究」

コメンテータ：千葉大学 予防医学センター 環境健康学研究部門 教授 近藤 克則

③ 16:30～17:10 (B-12)

発表：川村 尚也（大阪市立大学大学院経営学研究科 准教授）

「地域包括ケアシステムに貢献する経営責任組織の持続可能性に関する
経営学的・会計学的研究—地域に立脚したモデル構築を目指して—」

コメンテータ：慶應義塾大学大学院経営管理研究科 教授 中村 洋

2014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。

2014年度は、以下の論文が受賞され、2015年9月5日開催された医療経済学会 総会にて、医療経済学会 会長 遠藤久夫先生より表彰状が授与されました。また、医療経済研究機構 西村周三所長より副賞が贈呈されました。

岸田研作 氏（岡山大学大学院 社会文化科学研究科 教授）

**「介護が就業、収入、余暇時間に与える影響
—介護の内生性および種類を考慮した分析—」**

授賞理由：

本研究は、介護が就労確率・労働時間・収入に与える効果について、男女別による違いを様々な観点から丁寧に検証を行った原著論文である。分析手法について、本研究が用いた操作変数の有効性に疑問が残るとの意見もあったが、男性による家族介護が増加傾向にある現状に鑑み、政策的にも重要な研究であり、高く評価できると判断されたことから、ここに学会論文賞を贈るものである。

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

『医療経済研究』編集委員長 橋本 英樹

医療経済学会「学会論文賞」について

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

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

2015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】

2015年度に発行された医療経済学会誌「医療経済研究」(Vol.27)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】

2016年に開催予定の第11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 10 回研究大会「若手最優秀発表賞」授賞の報告

第 10 回 研究大会長

京都大学大学院医学研究科 医療経済分野 今中 雄一

医療経済学会 第 10 回研究大会では、2015 年 9 月 5 日(土)～6 日(日)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：加藤 弘陸 氏（京都大学経済学研究科 博士課程）

演題名：画像診断技術普及に及ぼす病院間競争の影響

会員各位

医療経済学会第 11 回研究大会

研究大会長 野口 晴子

「医療経済学会 第 11 回研究大会」のご案内（第一報）

拝啓 会員の皆様方には益々ご健勝のこととお慶び申し上げます。
平素は格別のご高配を賜り、厚く御礼申し上げます。

さて、医療経済学会主催、「第 11 回研究大会（2016 年度）」を下記の要領で開催する運びとなりました。つきましては、ご多忙中のことは存じますが、万障お繰り合わせの上、ご参加頂きたくご案内申し上げます。

敬具

記

I. 研究大会

期 日：2016 年 9 月 3 日（土）9：20～18：30（予定）

会 場：早稲田大学 早稲田キャンパス 11 号館

〒169-8050 新宿区西早稲田 1-6-1

II. 総会

研究大会当日、総会を開催致します。

III. 基調講演

「フィールド実験の展望と課題 一日本の医療政策における社会実験の可能性を模索するー」（予定）

基調講演者

Adam Wagstaff 氏

The World Bank, Human Development & Public Services Team Development Research
Group: DCRG

パネル・ディスカッション：

モデレーター：橋本英樹氏（東京大学 大学院医学系研究科）

パネリスト：近藤克則氏（千葉大学 予防医学センター）

パネリスト：澤田康幸氏（東京大学 大学院経済学研究科）

IV. 一般演題募集要項

- 一般演題の公募について

一般演題は公募します。本研究大会では、医療経済学に関する幅広い分野を対象とします。なお、演題の採否決定については、プログラム委員会にご一任ください。

- 申込資格

演者は医療経済学会の会員に限定しております。

申込時、会員でない方は、演者となりましたら別途会員登録をお願い致します。

- 演題関連スケジュール

募集開始：2016年1月25日（月）

募集締切：2016年5月20日（金）

採否通知：2016年6月下旬

（参考）採用された方

指定討論者への報告論文 提出：2016年8月8日（月）

Power Point 提出：開催日当日 2016年9月3日（土）。会場にて受け付けます。

*報告論文は、指定討論者へ事前送付致しますので、指定討論者が事前に十分に発表予定の演題内容について把握し、討論準備ができるように作成し、上記期限までに事務局へご提出をお願い致します。なお、報告論文は公開されません。

- 申込方法

一般演題申込希望者は、医療経済学会ホームページより別紙の一般演題申込書に必要事項を記入の上、下記の要領にて記載した日本語または英語による演題要旨（構造化抄録－フォーマット）とともに、E-mailにてお申し込みください。

なお、会員の方には、別途申込要項をご案内させて頂きます。

（演題要旨）

▶ 日本語の場合。総文字数（演者・所属・演題名・抄録本文の合計）は図表なし A4 版 Word 1 枚、1 行 40 字×36 行で全角 1440 文字以内
(図表を添付する場合は 1 枚のみ可。その場合は、1 行 40 字×30 行：全角 1200 文字以内)。

- ▶ 英語の場合。図表なし A4 版 Word 2 枚、1 ページ 36 行で 1,000 語以内
(図表を添付する場合は 1 枚のみ可。その場合は、総文字数 830 語以内)。

(留意点)

- ▶ 一般演題は、Power Point による発表形式のみとなります。
- ▶ 一般演題は 1 人 1 演題までですが、共同演者として複数の演題の登録が可能です。
- ▶ 指定討論者による討議を予定しておりますので、申込の際に、必ず希望する指定討論者 2 名をご記入下さい。なお、指定討論者の決定はプログラム委員会が行いますので、ご了解ください。
- ▶ 指定討論者は、基本的に学会会員として下さい。
- ▶ 演者および共同演者全員が大学院に在籍する場合、教員 1 人の推薦を必要とします。
- ▶ 申込時において、掲載済論文または掲載決定済みの論文と同一の内容の発表は対象外とします。

● プログラム委員

(敬称略順不同)

研究大会長	早稲田大学 政治経済学術院 教授	野口 晴子
委員長	京都大学 白眉センター 准教授	後藤 励
委 員	東京大学 大学院経済学研究科 教授	飯塚 敏晃
委 員	東北大学 大学院経済学研究科 准教授	井深 陽子
委 員	東京大学 大学院医学系研究科 准教授	近藤 尚己
委 員	名古屋大学 大学院経済学研究科 准教授	中村さやか
委 員	京都産業大学 経済学部 准教授	花岡 智恵
委 員	法政大学 経済学部 准教授	濱秋 純哉
委 員	中京大学 経済学部 准教授	湯田 道生

お問い合わせ先

〒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 医療経済研究機構内

医療経済学会事務局 TEL 03-3506-8529 FAX 03-3506-8528

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

『医療経済研究』投稿規定

本誌は以下の目的にかなう研究の成果物を広く募集します。原稿の種別は下記の通り医療経済・医療政策に関する「研究論文」、「研究ノート」、「研究資料」とします。但し、本誌に投稿する論文等は、いずれも他に未投稿・未発表のものに限ります。

なお、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、投稿後の採否の通知を受けるまでは他誌への投稿を認めません。

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、医療政策立案及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. 投稿者の学問領域、専門分野を問いません。また医療経済研究機構または医療経済学会の会員であるか否かを問いません。
4. 投稿者は、投稿に際し、本文・図表・抄録を電子メールで送付するとともに、投稿論文の原稿1部を郵送してください。なお、原稿は返却いたしません。
また、投稿者は、「研究論文」、「研究ノート」、「研究資料」の原稿種別の希望を提示することはできますが、その決定は編集委員会が行うことと致します。
5. 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従ってください。編集委員会から修正を求められた際には、各指摘事項に個別的に応え、再投稿して下さい。
編集委員会が修正を求めた投稿原稿について、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。
6. 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。
7. ヒトを対象とした研究である場合には、以下に例示する倫理基準などを参考に適切に行われていることを明示してください。
○疫学研究に関する倫理指針 ○臨床研究に関する倫理指針
8. 医療技術評価に関する研究については、編集委員会が必要と判断した場合は、審査に先立って利益相反（Conflict of Interest）の有無についての情報を開示していただくことがあります。
9. 投稿論文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。
10. 採用が決定した論文について、研究の構成そのものにかかる指摘や評価が分かれる場合については、編集委員がコメントをすることがあります。その際には、投稿者へ事前にご連絡いたします。
11. 採用が決定した論文等の版権は、医療経済研究機構に属するものとします。採用された場合には、あらためて版権移管の用紙に執筆者全員の署名をいただきます。
12. 採用された論文の掲載料金は無料です。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。
13. 採用された論文については、「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。
14. 英文の校正等は、第一義的には投稿者の責任であり、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。
15. 原稿の送り先は以下のとおりです。
E-mail kikanshi@ihep.jp

(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

(2014年3月5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字程度、ダブルスペース）で作成の上、添付してください。また論文検索のため、和文・英文各10語以内でキーワードを設定し、末尾に記載してください。（英文キーワードは原則として小文字にて記載）

4. 注）は本文原稿の最後に一括して掲載してください。掲載は、注1)などのナンバーをふり、注）の番号順に並べてください。

5. 文献記載の様式は以下のとおりとします。

(1) 文献は本文の引用箇所の肩に 1) などの番号で示し、本文原稿の最後に一括して引用番号順に記載してください。文献の著者が3名までは全員、4名以上の場合は筆頭者名のみあげ、（筆頭者）、他. としてください。

(2) 記載方法は下記の例示に従ってください。

①雑誌の場合

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

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

②単行本の場合

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

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

③訳本の場合

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

6. 図表はそれぞれ通し番号を付し、表題を付け、出所を必ず明記してください。また、本文には入れ込みます、1図、1表ごとに別紙にまとめ、挿入箇所を本文の右欄外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) …

(2008年3月31日改定)

Japanese Journal of Health Economics and Policy: Instructions to Authors

The Japanese Journal of Health Economics and Policy accepts articles from the subject areas of health economics and health care policy. Articles that are submitted to the Editorial Committee of the journal have to be original and, as such, should not have been published elsewhere, either in whole or in part, and should not be submitted to other journals while a decision on publication by the Editorial Committee is pending. Contributing authors should be mindful of, and strictly follow, the Guidelines set below.

1. The purposes of the journal are as follows:
 - 1) The development of research in the area of health economics and health care policy, with a view to this forming an academic basis for policy design and its evaluation.
 - 2) The provision of opportunities for scholars and other interested parties to present research results in the area of health economics and policy.
 - 3) The promotion of free exchange and the discussion of views, ideas, and opinions among all persons concerned with the various dimensions of health economics and health care policy.
2. Primarily, the following types of articles are accepted for publication:
 - 1) Research Papers: These are articles presenting detailed, original, empirical and/or theoretical research, and providing a clear statement and explanation of the objectives, method, and result of the research in question.
 - 2) Research Notes: These comprise small and concise notes on the original research, or articles containing new views and opinions of academic value that do not meet the standards of a research paper.
 - 3) Research Reports: These include reports on particular data, surveys, experiments, and other such matters, along with reports on improvements in research methodologies that can provide useful information for future research activities.
 - 4) Other articles that are approved by the Editorial Committee may be published.
3. Authors are subject to no restrictions with regard to their areas of research interest and expertise. The authors are not required to be members of the Institute for Health Economics and Policy and/or the Japan Health Economics Association.
4. Authors should email the main text of their articles along with the figures/tables and the abstract, and should, in addition, send a hard copy of the articles through regular mail. Articles once submitted will not be returned. Authors may express a preference as to whether their articles are to be published as a research paper, as research notes, or a research report, although author preferences regarding article type will not be binding upon the Editorial Committee.
5. Authors should follow the Writing Guidelines attached with the Authors' Guidelines. When asked by the Editorial Committee to make revisions, authors are expected to revise their articles in full accordance with the requirements of the Committee and to resubmit their completed and revised articles. If a resubmission is not made within 90 days from the date of notification, the submission will be considered as withdrawn. However, the 90-day limit will not apply in cases where the Editorial Committee decides that there is a valid reason for the delay.
6. In the case of articles based on research that has been supported by grants, fellowships, or other such funding, authors are required to provide the names of the awarding institutions or organizations concerned, the research title, the year the grant/fellowship was received, and all other relevant information in their acknowledgements.
7. The authors must clearly indicate that all research involving human subjects was conducted in accordance with the standards set out in the Ethical Guidelines for Epidemiological Studies and Ethical Guidelines for Clinical Research.
8. In the case of research concerning the assessment of health care technology, authors are advised that the Editorial Committee may, if necessary, request information regarding possible conflicts of interest prior to the evaluation of the articles concerned.
9. Decisions regarding the acceptance of articles for publication and the designation of the type of article will be made by the Editorial Committee on the basis of the referees' reports. Submissions that do not meet the standards for research papers may be published as research notes or research reports.
10. The Editorial Committee can comment on the papers accepted for publication if points related to research designs of the papers are made and/or opinions on paper reviews are divided. In that case, the authors will be notified of such comments.
11. Authors are advised that the Institute for Health Economics and Policy will retain the copyrights for all the works accepted for publication. The authors of the papers accepted for publication will be requested to sign a consent form for copyrights transfer.
12. There is no publication fee for the published papers. Extra copies of published papers will be provided at actual cost price upon the authors' request.
13. Articles accepted and published as research papers will be eligible for being considered for "Association's Paper Award" for the most valuable article of the year and the award-winning author(s) will be honored with an award certificate by Japan Health Economics Association and with an extra award by Institute for Health Economics and Policy.
14. Authors should assume principal responsibility for proofreading of the paper for language (English) related issues. Therefore, when the level of English does not meet the standard, authors may be requested to bear reasonable expenses for additional proofreading done by the Editorial Committee.
15. Articles should be sent to the following E-mail address:
E-mail: kikanshi@ihep.jp

[Contact Information]

Editorial Office of the Japanese Journal of Health Economics and Policy
Institute for Health Economics and Policy
No. 11 Toyo Kaiji Building 2F, 1-5-11 Nishi-shinbashi, Minato-ku
Tokyo 105-0003 Japan
Telephone: (+81) 3-3506-8529; Fax: (+81) 3-3506-8528

"Japanese Journal of Health Economics and Policy"

Manuscript Submission and Specifications

1. Format of articles

Articles are to be submitted in the format of an A4-size Microsoft Word document file with 36 lines per page. As referee reading will be conducted anonymously, the following four items should be included on the cover page (first page), while the main text should appear from the body page (second page) onward and acknowledgements should not be included from that page onward. (1) The title of articles, the name, title and institutional affiliation of authors, acknowledgements, and the date of submission must be entered clearly on the cover page. (2) The name, title, institutional affiliation, address, telephone number, fax number and email address of authors should also be provided separately for contact purposes. (3) In the case of co-authored articles, the email address of all the authors concerned must be supplied in full. (4) Where articles are based on research that has been supported by grants, fellowships or other such funding, authors are to give the name of the awarding institutions or organizations concerned, the year of the award and all other relevant information in their acknowledgements.

2. Articles in Japanese should be no longer than 12 pages, with 40 characters per line. Articles in English should be no longer than 6,000 words, excluding the cover-page, figures/tables and abstract.

3. An abstract of about 1,000 characters in Japanese or about 400 words (double-spaced) in English should be prepared and attached to the article.

Up to 10 Japanese and 10 English keywords are to be selected for article searches and listed at the end of the abstract. Keywords in English should as a rule be in lower case letters.

4. Endnotes (e.g., 'Note 1') should be placed together at the end of the main text of the article in numerical order.

5. Bibliographical references should be numbered by superscript next to the citations in the main text of articles, and the full references should be listed at the end of the main text in numerical order with all numbers clearly indicated. Up to three authors for individual works may be listed in bibliographical references, but for works with four or more authors the name of the first author only should be given and followed by 'et al.'.

The following specimen examples are to be taken as standard for contributing authors:

Journal articles:

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

Books:

- 1) Organization for Economic Co-operation and Development. *A System of Health Accounts*. Paris: OECD Publications, 2000.

Translations:

- 1) Fuchs, V., 1991. National health insurance revisited. *Health Affairs* [Winter], 7-17. (Translated by Emi, Niki, Kenjo. *Future of Healthcare Policy*. Keiso Shobo, 1995. 245-261).

6. Figures and tables are to be numbered sequentially, with captions added and sources clearly indicated. Figures should not be entered into the main text of articles, but should rather be placed individually in separate attachments with the places for insertion indicated in the right margin of the main text.

7. Roman and Arabic numerals and letters used for outlines should as a rule be set out in the order as follows: 1. (1) a ...

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。

フリガナ		男 ・ 女	生年 月日	西暦	年	月	日	
氏名								
会員の別	普通会員 学生会員		最終学歴 専攻科目					
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								

* 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。

* 学生会員を希望される方は、学生証コピーの添付をお願い致します。

【主な活動】

研究大会の開催

学会誌「医療経済研究」の発行など

【学会年会費】

普通会員：年 10,000 円、学生会員：年 5,000 円

【入会の申し込みおよびお問合せは下記へ】

医療経済研究機構内 医療経済学会事務局

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

<http://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)
	駒村康平	(慶應義塾大学経済学部教授)
	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・福祉サービス部部長)
	安川文朗	(横浜市立大学国際総合科学部教授)

医療経済研究 Vol.27 No.2 2015

平成28年3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：<http://www.ihep.jp/>
医療経済学会ホームページ：<http://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.27 No.2 2015

Contents

Prefatory Note

Healthcare Reform Revisited: Investment Shift, Value Creation and Social Joint Venture	<i>Yuichi Imanaka</i>	69
--	-----------------------	----

Special Contributed Article

Reform of National Health Insurance for the Elderly and the Revitalization of Japan's Regional Areas	<i>Tatsuo Hatta</i>	71
National Strategic Special Zones and Healthcare System Reform	<i>Motohiro Asonuma</i>	85

Research Article

Convergence of regional difference in service utilization of public long-term care in Japan	<i>Hirokazu Matsuoka</i>	100
Supplier-induced demand for in-home elderly care	<i>Kensaku Kishida</i>	117

JHEA 10th Annual Meeting Report	135
Announcement of the Best Paper Award of the Year 2014	144
Selection of the Best Paper Award of the Year 2015	145
JHEA 10th Annual Meeting Young Investigator Award	146
1st Announcement of The 11th Annual Conference of Japan Health Economics Association (JHEA)	147
Instructions to Authors/Manuscript Submission and Specifications	150

