

季刊 社会保障研究

貸出用

Vol. 46

Winter 2010

No. 3

研究の窓

政策提言を前提としたデータ整備のあり方—医療・介護政策の場合—

西村周三 190

特集：医療・介護政策に関する実証的検証

地域の介護サービス資源量の増加が高齢の長期入院患者の

退院先・在院日数に与える影響の検証 徳永睦・橋本英樹 192

死亡場所の差異と医療・介護サービス供給の関係の分析 泉田信行 204

医療資源の偏在が受診行動範囲、診療日数、医療費に与える影響について

—国民健康保険レセプトデータに基づく実証的検証— 野口晴子 217

高齢期の介護ニーズが在院日数に与える影響

—福島県三春町医療・介護個票データを用いた分析— 菊池潤 235

住民ボランティア運営型地域サロンによる介護予防事業の

プロジェクト評価 平井寛・近藤克則 249

新予防給付導入による介護サービス利用回数変化とアウトカム

—検討会報告書と異なる分析手法による異なる所見—

..... 徐東敏・近藤克則 264

投稿（論文）

少子高齢化、ライフサイクルと公的年金財政 蓬見亮・中田大悟 274

投稿（研究ノート）

現物給付供給に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響について

—OECD18カ国のパネルデータを用いた実証分析— 古市将人 290

動向

平成20年度 社会保障費—解説と分析—

..... 国立社会保障・人口問題研究所 企画部 301

判例研究

社会保障法判例 太田匡彦 308

一身体障害者が介護者の介護を受けて鉄道・バスに乗車する際、介護者

に対しても運賃割引があることを説明しなかった行為につき、身体障害

者福祉法9条4項2号に定める情報提供義務違反があるとされた事例—

書評

中野敏子著『社会福祉学は「知的障害者」に向き合えたか』 岡部耕典 317



国立社会保障・人口問題研究所

季刊
社会保障研究

Vol. 46 Winter 2010 No. 3

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

政策提言を前提としたデータ整備のあり方 ——医療・介護政策の場合——

政府の統計調査をはじめとする各種の調査にもとづく、個票（マイクロデータ）ベースでの分析がかなり広汎に行えるようになってきて、分析研究の質が上がってきたことは紛れもない事実である。断片的なデータによる誤った思い込みを避けるためには、個票に基づき、適切な統計学的手法を用いることが望ましい方向であることはいうまでもない。この方向は、エビデンスに基づく政策形成のための基礎作業としてきわめて重要である。

しかしながら、こういったエビデンスに基づく政策形成を志向すればするほど、研究者やその仲間たちは、より研究の質を上げようとして、「こういったデータを加えて分析したかった」とか「こういった項目も質問に加えるべきでなかったのか」といった声が高まる。

ところが、被調査者、被験者や調査を計画するものにとってみれば、あまりに多くのことを質問されたりすれば、それだけ負担、費用が増すことは自明である。特にプライバシーへの特段の配慮が望まれる所得などのデータに関して、細かく聞かれることは決して気分のよいことではないことを認識する必要がある。たとえ個票データの匿名化が厳格に行われるとしても、度重なるヒアリングやアンケートへの記入の労力への適切な配慮が望まれる。

また既存の統計や政府統計などに関しては、別の目的を意図して入念にデザインされた統計であることが多く、それに新たな項目を付け加えたりすることはきわめて難しい。

それでは、こういった問題に対して研究者はどのように対処すればよいのだろうか。また研究者の集団はどのような努力をすればよいのだろうか。以下「研究者個人として」という観点と「研究者集団として」という観点の2つの側面から、特に医療・介護政策に限定して、私見を述べてみたい。

第1に、あまりにも自明のことなので、あまり触れられることのない論点を強調したい。それは調査や研究のデザインを行う際に、事前に十分に医療制度や介護制度についての知識を得ておくことが不可欠である、という点である。これは当たり前のことなのだが、案外これが十分でない研究が目につく。

私が若い頃、ハーバード大学に滞在していたときに、フェルドシュタイン教授のセミナーで経験したことだが、後に同大学の学長にもなったL.サマーズ教授（当時大学院生）が、ある大学院生が失業データを分析した発表をしたときに「君は失業保険事務所に行って、そのことの真偽を確かめたのか？」という質問をするのに出くわしたことがある。このセミナーは後に、そうそうたる有名な研究者を輩出することになるセミナーだったのだが、理論的な議論や統計的な議論だけでなく、しばしばこういったデータの背後にある制度の運用の実態なども話題になっていた。

レセプトデータに記入する病名についての制度的な制約がどのようなものか、介護保険制度において、ケアマネージャーが利用者に、日頃どのようなアドバイスをしているのか、またアンケー

ト調査においては、正しく答えることを躊躇し易い項目はどれか、記憶が定かでないため、誤った回答をしがちな質問は何か、など、それぞれの回答の場の置かれた状況を知ることも不可欠である。それぞれの個票が生まれる現場に出向いて、研究者自身が自分でデータが作られる現場を確かめることが必要であろう。

第2に、政策形成をするための、各種の思いつきを、研究デザインを作成する前に、複数の研究者で事前にディスカッションしておくことが望ましい。もちろんこれは思いつきのレベルでよい。実際には、後に調査をしたあと、その思いつきはとうてい現実的でなかったことに気づくこともしばしばである。事実の前には、研究者は虚心坦懐でなければならないことは当然なのだが、それでも事前にある種の思考実験を行うことは、調査デザインを構築する上で重要である。たとえば患者の受診動機に経済的要因がどの程度に働くのか、あるいは働くないとすれば、ほかにどのような要因が受診行動を決めるのか、といった議論を、さまざまな分野の人々とブレーンストーミングできれば、これに越したことはない。研究のアイデアを人にとられるのではないかといった狭い度量では、優れた研究はできないと割り切るべきであろう。

第3に、こういった作業にPDCAサイクルを適用して、自らの失敗経験なども公開し、その作業の蓄積を通じて、統計審議会などに働きかけ、より精度の高い調査デザインを設計することができればと思う。最後の点は、一個人の研究者の努力というより、学会全体で行うべきことがらで、学会誌などに、こういった失敗例の情報交換をする場が設けられることも期待したい。

西 村 周 三

(にしむら・しゅうぞう 国立社会保障・人口問題研究所所長)

地域の介護サービス資源量の増加が高齢の長期入院患者の 退院先・在院日数に与える影響の検証

徳 橋 永 本 英 瞳 樹

I 研究の背景

1 介護保険導入の背景・目的

病状が安定して入院治療の必要はない人々が、長期入院して医療サービスを消費している状態は、医療費を高騰させる原因の一つに挙られることが多い。平成17年の患者調査によると、医療機関側が「受け入れ条件が整えば退院可能」と考えている65歳以上入院患者は21.9%も存在する。介護保険は、医療の必要がない長期入院の患者を適切な介護サービスへ移行させ、医療保険における在院日数を減少させることにより、膨張する老人医療費の負担を軽減することをその創設の趣旨の一つとしている¹⁾。

提供される介護サービスは、大きく施設介護（介護老人福祉施設（以後、「特養」）、介護老人保健施設（以後、「老健」）、介護療養型医療施設（以後、「介護療養病床」）と在宅介護に分けられる。介護保険法第2条4項により「保険給付の内容および水準は、被保険者が要介護状態となつた場合においても、可能な限り、その居宅において、その有する能力に応じて自立した日常生活を営むことができるよう配慮されなくてはならない」と規定されていることから、基本的には在宅介護への移行を促進・充実させることも介護保険の目的に含まれていると考えられる。

2 先行研究

「介護保険制度導入後、長期入院患者が適切な介護サービスへ移行することによって在院日数は減少したか否か」について、定量的評価はこれまでのところ数が限られている。花岡ら（2007）は、某県の国民健康保険加入者のうち老人医療の入院レセプトデータから、介護保険導入前後の約5年間において、3,043人のパネルデータを作成し、介護サービス利用可能性の拡大が高齢者の長期入院に与えた影響について検討している²⁾。入院先の同一医療機関が提供する介護療養施設、デイケア、老健サービスの有無と数量の増減が患者の退院確率に与えた影響を、log-logisticハザードモデルを使用して分析している。

それによると、介護保険導入後の介護療養病床数の増加は、比較的医療行為の少ない長期入院患者の退院確率を高めていることが明らかになった。また、デイケアの指定のある医療機関の入院患者も退院確率が高まっていたが、老健定員数の増加については、期待される影響は観察されなかったと報告している。平成14年度以降180日超入院が特定療養費化され、それに伴い長期入院患者を介護療養施設へ移行させるインセンティブが強化されたことから、特に平成14年以降、介護療養病床の増加は長期入院の退院確率を大幅に高めていたと考察している。

しかし、この研究は一県の国保レセプトデータに基づいたものであったため、全国で上記の現象が一般的に観察されたかどうかは、別途検

証が必要である。実際、この研究においてレセプトデータを提供した県は、介護療養病床での平均在院日数が当時で317.1日と全国の172.3日に比べて1.84倍長い特徴を有していた。また、介護療養病床について介護保険導入当初から他県より充足度が高いという特徴もあり、介護サービスの利用可能性が拡大したことによる効果は、他県より大きかった可能性がある。

また、先行研究はレセプトデータを用いていたことから、退院先は把握されておらず、あくまで退院確率に対する影響を検討するに留まっており、実際に自宅退院や介護関連施設に移行したかどうかについて把握できていない点も課題として挙げられていた。さらに、この先行研究は平成15年までのデータの検討に留まっている。平成15年の介護保険制度の見直し後においても、地域の介護資源量と一般病床入院の在院日数との間に同様の関係が見られるかについては、これまで検討がなされないままとなっていた。

3 本研究の目的・意義

そこで、本研究では、①全国規模で、②平成15年の制度見直し後の平成17年まで含めて、地域の介護資源量の変化が一般病床に長期入院している高齢患者の在院日数に与えた影響を検討するとともに、③退院先（自宅への退院割合）にどのような影響を与えたかについても併せて検証することを目的とした。その結果に基づいて、介護保険導入が当初の目的通りの効果をあげているのかについて評価することを二次的な目的とした。

上記目的を達成するために本研究では、患者調査退院票を用いることで、全国規模にわたり二次医療圏ごとに集約したデータを作成することとした。これを、二次医療圏ごとに集約した介護資源量データと突合し、平成12年をはさむ複数年度のパネルデータを作成した。これによって花岡らの先行研究の課題であった全国規模での検証と、制度改正後の変化、さらに退院先も含めた影響について分析を行うことができる。

地域介護資源量の変化が退院先、在院日数にどのような影響を与えたかについて検証することは、今後行われる介護療養病床の廃止・医療療養病床再編などの医療・介護供給体制の見直し政策をめぐる議論に資する意義をもつと思われる。

II 研究の対象と方法

1 研究の対象

本研究の対象として、退院時に①65歳以上、②30日以上入院、③医療給付のみを受けていた、④一般病床の入院患者とした。

①の理由：介護保険第1号被保険者は65歳以上であるためである。

②の理由：急性期医療の対象患者の在院日数の規定要因は、介護の対象となりやすい慢性療養の対象患者のそれと異なると考えられる。現在急性期医療の全国平均在院日数が20日前後であることから、在院日数1か月未満の入院患者を分析対象から外すこととした。

③の理由：入院診療費支払いに公費が含まれる患者については、モラルハザードや誘発需要など在院日数を規定する要因として異なる要素が含まれる可能性があることから、これを除外した。入院診療費支払いに介護保険給付が含まれる患者は入院中に介護療養型病床に転床していたと考えられる。後述するように、本研究ではデータソースとして患者調査を用いたが、データの制約として同一入院中の介護療養型病床の在院日数と一般病床における在院日数を判別できないことから、これを除外した。この点は介護療養病床による在院日数への影響を過小評価する可能性があることに注意が必要である。

長期入院する傾向にある精神疾患患者も分析の対象から外した。ただし、認知症患者は介護サービスの重要な対象疾患であることから対象に含めることとした。また、神経難病などの特定疾患患者についても在院日数が長くなる傾向があると考えられるが、その療養生活および介護の負担の大きさからほかの疾患と同列に論じ

るのは適当ではないと思われる³⁾。対象者を医療保険給付に限定したこと、公費給付の対象となる特定疾患治療研究事業対象疾患について本研究では除外されている。

④の理由：最後に、対象を一般病床に入院していた患者に絞り、医療療養型病床から退院した患者についても分析から除外している。本研究の目的は地域の介護資源が一般病床の在院日数に与える影響を見ることであるが、医療療養型病床と介護療養型病床とは機能的に明確に分離しておらず、むしろ競合する資源となっていると考えられる⁴⁾。また、上述した介護療養型病床の場合と同様、データの制約から同一入院中に一般病床から療養病床に転床し退院に至ったケースの場合、それぞれの病床で過ごした在院日数を分離できなかった。そのため、医療療養病床の入院例を含めて在院日数を計算することは、地域介護資源が及ぼす影響を過大評価する可能性があることから、分析対象を一般病床に限定した。

2 仮説とモデル

2-1 仮説

(1) 平均在院日数の増減

本研究でも、先行研究と同様に、一般病床における長期入院サービスと介護サービスが代替の関係にあると前提する。そのうえで、介護サービスの利用可能性が増加することによって長期入院患者の在院日数は減少すると仮定する。つまり、入院先病院施設が属する二次医療圏において、介護サービスのキャパシティが増加している地域では、そうでない地域と比べて、該当期間における一般病床における長期入院患者の在院日数が減少しており、かつその減少幅が大きいと仮説を立てた。

(2) 自宅退院割合の増減

本研究では、自宅退院割合についても検討した。一般病床からの退院先が「家庭」である割合（以後、「自宅退院割合」）は、二次医療圏内の在宅介護サービス資源量が増加している地域ほど、そうでない地域より増加すると仮説を立

てた。また介護保健施設・介護療養病床の定員・病床増加については、一般病床の転院先や受け皿になると考えられ、自宅退院と競合的関係にあることから、自宅退院割合の低下に関連すると予測した。

2-2 モデル

(1) 主たる説明変数；介護サービスの資源量の増減

主たる説明変数として地域の介護資源量の増減を取り上げた。地域の介護資源量として、二次医療圏内にある「二次医療圏65歳以上人口1,000人あたりの介護療養病床数」「二次医療圏65歳以上人口1,000人あたりの老健定員数」「二次医療圏65歳以上人口1,000人あたりの特養定員数」「二次医療圏65歳以上人口1,000人あたりの居宅介護支援事業所数」を年度ごとに求め、年次間の差分を取った。

(2) 共変数

当該地域内の高齢化の進行に伴い介護ニーズが高まり、長期入院患者も増えると考えられる。そこで二次医療圏の65歳以上人口割合（以下、高齢者割合）を共変数とした。

外科的処置を含む患者は、高齢患者の場合や合併症などを発生した場合を除けば、急性期・計画的入院によって比較的短い在院日数で管理されると予想される。そこで二次医療圏患者のうち、外科的手術を受けた者の割合（以下、「手術割合」）を共変数とした。

患者の所在する二次医療圏に十分な医療資源がない場合、近隣の二次医療圏に移動して入院治療を受けると考えられる。その場合、退院先となる元の二次医療圏での受け入れが整わないと退院が長引く可能性がある。また居宅介護支援事業所などのコーディネーターも異なる二次医療圏の医療施設とのやり取りが必要になり、退院計画の調整がより複雑になると予想される。そこで対象患者のうち、患者の住所地がある二次医療圏と入院施設がある二次医療圏が異なる者の割合（以下、「異なる二次医療圏割合」）を求めて共変数に加えた。居宅介護支援事業所は

介護認定の申請手続きを代行し、介護施設を紹介するが、入院先の病院と患者の家庭が離れている場合、退院時の介護施設の紹介に差異が生じるかもしれない、「異なる二次医療圏割合」と「居宅介護支援事業所数」の交互作用項も含めることとした。

平成19年度の厚生労働省国民生活基礎調査によれば、介護（要介護・要支援）が必要になった主な原因を見ると、脳血管疾患（27.3%）、認知症（18.7%）が最多となっている。なかでも脳梗塞は、入院受療率が精神疾患を除けば最も高く、急性期治療後の亜急性期・慢性期において介護やリハビリテーションサービスを必要とする疾患と考えられる。こうした疾患に罹患している患者の割合が高い地域では在院日数や自宅退院確率が異なると考えられるため、2次医療圏内退院患者のうち脳梗塞患者が占める割合（「脳梗塞割合」）を求めてこれを共変数として含めることとした。なお同じく脳血管疾患のうち、「脳動脈硬化症」（I67.2）や「その他の脳血管疾患」（I62、I64-I67.1、I67.3-I68、I69.2、I69.4-I69.8）などは保険病名が混ざりやすい疾患名であり、必ずしも患者の機能状態や治療内容などを的確に反映しない可能性があると考え、「脳梗塞」には含めなかった。「くも膜下出血」（I60、I69.0）は外科的手術の対象になるものが含まれ、入院経過が「脳梗塞」とは異なると考えられ、入院受療率も高くはないことからカウントしなかった。

脳梗塞以外にも、認知症や大腿骨頸部骨折なども介護が必要となる疾患と考えられたが、対象患者の入院受療率が比較的低いことから、二次医療圏ごとに患者割合を集約しても安定した統計を得られないと考えられたため、これらは共変数としては含めないこととした。

女性入院患者では、在院日数が長い傾向が先行研究で認められている²⁾。高齢女性が多いこと、女性で術後合併症が発生しやすいこと、など医学的理由だけでなく、在宅介護の担い手となる家族介護者を入手しにくいくことなどが要因として考えられている。そこで二次医療圏患者のう

ち、女性が占める割合（以下、「女性割合」）も共変数として含めた。

同じく自宅退院の確率を左右する可能性のある変数としては、患者家族の世帯構成や主介護者の属性などがあげられる。ただし、患者の世帯構成や退院後の主介護者の属性について全国の2次医療圏ごとに集約できるデータは現時点では存在しない。国勢調査をもとに2次医療圏ごとの世帯構成（単独世帯割合など）を用いることは可能であるが、退院患者の実際の世帯構成を反映しているとは言えないのが限界である。

最後に高齢者では死亡退院の確率が高く、死亡退院例では在院日数が極端に短いものが含まれると考えられることから、在院日数の変化を目的変数とする場合死亡退院の割合についても調整することとし、平均年齢と死亡割合の交互作用項も含むこととした。ただし死亡退院は自宅退院と相互背反のカテゴリーとなることから自宅退院割合を目的変数とする場合、これを共変数として含めるかどうか議論のあるところである。退院先のカテゴリーは他にも「他の病院・診療所」や介護老人保健施設・福祉施設などがあり、必ずしも死亡割合と自宅退院割合は相関しない。また生存例での退院先の割合を明らかにするうえで、死亡割合について補正を行うほうがよいと考えモデルに含めることとした。

2-3 分析モデル

前節の仮説に基づきモデルを構築するにあたり、地域によって高齢化割合や疾病有病率のほかにも、人口密度、経済水準、自治体の財政・行政能力、地域住民の介護に対する社会規範（例えば家族制度や性的役割に基づく介護観）など、介護サービスの需要量や利用状況に影響を及ぼす要因は多様にわたり、地域間で大きく異なると想像される。高齢化割合などは比較的数量化可能で、かつ年次により変動するが、自治体の行政能力や介護に対する社会規範などは数量化が困難であり、かつ数年単位で変化するとは考えにくい。そこで本研究では、二次医療圏を単位とし、高齢化割合など既存データで得ら

れる変数を共変数として補正したうえで、測定されない地域の非特異的固定効果については、年次間の差分を取ることで影響を除く分析を試みた。

各二次医療圏の人数で重みづけした上で、平成11-14年、平成14-17年の各平均在院日数、平均自宅退院割合の増減を従属変数とし、下記の諸変数を説明変数とする線形回帰分析を施した。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{高齢化割合} + \beta_2 \Delta \text{介護資源量} + \beta_3 \Delta \text{脳梗塞割合} + \beta_4 \Delta \text{女性割合} + \beta_5 \Delta \text{平均年齢} + \beta_6 \Delta \text{手術割合} + \beta_7 \Delta \text{異なる二次医療圏割合} + \beta_8 \Delta \text{死亡割合} + \beta_9 \Delta \text{年齢} * \text{死亡割合} + \beta_{10} \Delta \text{居宅介護支援事業所数} * \text{脳梗塞割合} + \beta_{11} \Delta \text{居宅介護支援事業所数} * \text{異なる二次医療圏割合} + u$$

Δ は差分を表し、平成17年値と平成14年値の差、ないし平成14年値と平成11年値の差を表す。 β は推計されるパラメーター、 u は誤差項を表す。なお平成11-14年のデータには平成14年度の高齢者割合を、平成14-17年のデータには平成17年度の高齢者割合を変数として入れた。

3 データ

使用したデータは、平成21年度厚生労働科学研究補助・政策科学推進総合研究事業（研究代表者：泉田 信行）により、新統計法に基づき目的外申請を行い、平成21年6月16日統発第0616001号によって許可を得た患者調査（基幹統計）退院票個票である。

患者調査退院票の個票から、生年月日、性別、入退院年月日、手術の有無、転帰、市区町村コード、ICD-10による入院病名、診療費等支払いの保険種別、病床の種別、退院後の行き先の情報を得た。退院年月日と入院年月日の差分を計算して在院日数を、また生年月日と退院年月から年齢を求めた。さらに保険種別と病床の種別を用いて、前節に述べた条件を満たす患者を抽出した。次いで、退院後の行き先が「家庭」であるか否かのダミー、転帰が死亡であるか否かのダミー、ICD-10のうち脳梗塞病名（I63, I69.3,

I69.4, I66.9）であるか否かのダミーを作成した。また、患者の住所地市町村コードの二次医療圏と施設所在地市町村コードの二次医療圏の差分がゼロであるか否かを異なる二次医療圏のダミーとして作成した。

市区町村コードと二次医療圏コードを突合させた後、それらを二次医療圏ごとに集約して、平均年齢・女性割合・脳梗塞割合・平均在院日数・自宅への退院割合・手術割合・死亡割合・異なる二次医療圏割合で加工して、二次医療圏データベースを作成した。患者調査は3年毎の調査があるので、介護保険導入の2000年を挟んで1999年（平成11年）、2002年（平成14年）、2005年（平成17年）調査分をパネルデータとした。なお二次医療圏は、患者が入院していた医療機関のある二次医療圏とした。

二次医療圏ごとの介護資源量については、平成17年度介護サービス施設・事業所調査名簿から平成17年度の二次医療圏ごとの介護資源量（特養定員数・老健定員数・療養病床数・居宅介護支援事業所数）を得た。平成14年度の介護施設資源量（特養・老健定員数と介護療養病床数）は政府統計窓口e-STATから入手し、居宅介護支援事業所数は独立行政法人 福祉医療機構より公表情報の提供を受けた（福祉医療機構発：情ワ第0316001）。平成11年度老人保健施設名簿、社会福祉施設名簿から平成11年度の施設介護資源量を得た。

国勢調査の市町村人口から二次医療圏番号ごとの人口を再集計して、65歳以上口を求める、上記の介護資源量を、対65歳以上人口1,000人比率に換算した。なお平成17年度の65歳以上人口は2005年の国勢調査、平成11年度、14年度は2000年の国勢調査の統計を用いた。

平成14、17年度は平成の大合併で多くの市町村が統廃合され、二次医療圏も変わった地域があったので、平成17年度の二次医療圏に統一した。集計した354医療圏のうち、患者調査退院票の抽出件数が20人以下の二次医療圏については統計が安定しないことから、これを除外したところ、分析対象としては349医療圏が得られた。

III 分析の結果

1 基本統計量

基本統計量を表1に示した。

平均年齢、女性割合は年々増加する傾向がある。また、在院日数、脳梗塞割合、手術割合、死亡割合は平成14年度に減少するが、平成17年度には平成11年度の割合より増加している。自宅退院割合は平成14年度には若干増加したが、平成17年度には介護保険導入前の平成11年度より減少している。

介護資源量については、老健定員数、特養定員数、居宅介護支援事業所数は年々増加しているが、平成14-17年の増加量は平成11-14年ほど顕著ではない。介護療養病床数は減少している。

なお、「在院日数」「自宅退院割合」とともに、尖度はやや大きいが、ほぼ正規性を満たしているため、モデル推定上の問題はないと考えた。また、説明変数間の多重共線性の有無についても、Variance Inflation Factorはいずれも2以下で、問題ないと判断された。

2 推計結果

2-1 在院日数の変化についての推計結果

被説明変数を在院日数の変化とした場合の推計結果を表2に示す。

当初平成11-14年、平成14-17年を併せて、年次ダミーとその交互作用項を入れたモデルを立てたが、年次ダミーによる交互作用が有意に出るもののが多かったことから、2つの期間を分けた分析を行うことが妥当であると判断し、その結果を示した。なお、在院日数は各年度間の差分を取ったものであり、推定値は正の値が大きいほど在院日数が増加、負の値が大きいほど在院日数が減少したことを示す。

2期間いずれにも共通するのは、脳梗塞割合が増加した二次医療圏ほど、在院日数は有意に増加し、手術割合が増加した二次医療圏ほど、有意に減少していた。

注目していた介護資源量に関しては、平成11-14年で、介護保険導入によって介護施設に転換された介護療養病床数が増加している二次医療圏ほど、在院日数は有意に減少していた。しかし、平成14-17年では同様の効果は見られなかった。

また介護療養病床以外の介護資源量に関しては、在院日数を減少させる影響は見られなかっ

表1 基本統計量

項目	年次		H11 (93,135人)		H14 (93,572人)		H17 (100,730人)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
二次医療圏人数	267.629	202.126	268.885	196.241	289.454	223.578		
高齢者割合 (%)	0.186	0.048	0.186	0.048	0.22	0.118		
在院日数 (日)	124.648	56.961	115.023	46.075	133.468	51.121		
年齢 (歳)	77.748	1.29	78.384	1.214	79.672	1.287		
女性割合 (%)	54.578	5.016	54.639	5.178	55.137	5.595		
手術割合 (%)	17.22	5.048	17.017	4.488	18.172	4.96		
脳梗塞割合 (%)	11.758	4.296	11.328	3.762	11.696	4.03		
自宅退院割合 (%)	65.043	7.469	65.06	6.774	58.303	7.54		
異なる二次医療圏割合 (%)	20.929	11.723	21.536	11.525	20.041	11.514		
死亡割合 (%)	16.143	4.29	15.459	4.026	18.019	5.489		
介護療養病床数/1,000人			9.46	9.545	5.947	11.451		
特養定員数/1,000人	13.326	4.278	16.714	8.157	17.687	56.242		
老健定員数/1,000人	10.137	7.624	13.31	6.184	13.421	19.185		
居宅介護支援事業所数/1,000人			1.117	0.298	1.142	3.423		

注) 1) 平均値=二次医療圏の人数による重みづけ平均である。

2) 高齢者割合は国勢調査から得られた5年毎のデータであるため、平成11年度と平成14年度は同じである。

表2 被説明変数：平均在院日数についての推計結果

〔平成11-14年度〕 $R^2=0.125$ 〔平成14-17年度〕 $R^2=0.139$

変数	推定値	標準誤差	変数	推定値	標準誤差
切片	14.484	17.872	切片	28.120 ***	7.028
高齢者割合	-83.565	63.676	高齢者割合	-18.634	22.723
患者属性の割合			患者属性の割合		
△脳梗塞割合	2.387 *	0.653	△脳梗塞割合	2.570 ***	0.812
△平均年齢	0.520	3.462	△平均年齢	-6.954 *	3.718
△女性割合	0.317	0.603	△女性割合	1.582 ***	0.588
△手術割合	-1.849 ***	0.674	△手術割合	-1.419 *	0.722
△死亡割合	2.094 ***	0.792	△死亡割合	-0.052	0.546
△死亡*年齢	-0.751	0.496	△死亡*年齢	1.392 ***	0.513
△異なる二次医療圈割合	0.662	0.655	△異なる二次医療圈割合	1.020	0.467
介護資源量			介護資源量		
△介護療養病床数/1,000人	-0.384 *	0.221	△介護療養病床数/1,000人	0.075	0.196
△居宅介護支援事業所数/1,000人	-5.246	12.401	△居宅介護支援事業所数/1,000人	9.212	7.993
△特養定員数/1,000人	0.837	0.738	△特養定員数/1,000人	-0.451	7.993
△老健定員数/1,000人	-0.539	1.074	△老健定員数/1,000人	0.399	0.761
△居宅介護支援事業所*	-0.259	0.373	△居宅介護支援事業所*	-0.202	0.599
異なる二次医療圈割合			異なる二次医療圈割合		
△居宅介護支援事業所*	5.112	2.789	△居宅介護支援事業所*	0.992	2.725
脳梗塞割合			脳梗塞割合		

注) *有意水準10%, **有意水準5%, ***有意水準1%

表3 被説明変数：自宅退院割合についての推計結果

〔平成11-14年度〕 $R^2=0.382$ 〔平成14-17年度〕 $R^2=0.409$

変数	推定値	標準誤差	変数	推定値	標準誤差
切片	-0.992	1.719	切片	-3.750 ***	0.703
高齢者割合	5.496	6.245	高齢者割合	4.347 *	2.275
患者属性の割合			患者属性の割合		
△脳梗塞割合	-0.347 **	0.318	△脳梗塞割合	-0.083	0.080
△平均年齢	-1.773 ***	0.338	△平均年齢	-1.852 ***	0.372
△女性割合	-0.037	0.059	△女性割合	-0.032	0.058
△手術割合	-0.035	0.066	△手術割合	0.125 *	0.072
△異なる二次医療圈割合	-0.115 *	0.056	△異なる二次医療圈割合	-0.069	0.083
△死亡割合	-0.755 ***	0.078	△死亡割合	-0.249 ***	0.054
△死亡*年齢	-0.080	0.049	△死亡*年齢	-0.297 ***	0.051
介護資源量			介護資源量		
△療養病床数/1,000人	-0.028	0.018	△療養病床数/1,000人	-0.013	0.019
△居宅介護支援事業所数/1,000人	1.954 **	1.256	△居宅介護支援事業所数/1,000人	0.227	0.706
△特養定員数/1,000人	0.035	0.069	△特養定員数/1,000人	-0.074	0.062
△老健定員数/1,000人	-0.227 **	0.086	△老健定員数/1,000人	0.111 *	0.075
△居宅介護支援事業所*	0.382	0.285	△居宅介護支援事業所*	0.098	0.282
異なる二次医療圈割合			異なる二次医療圈割合		
△居宅介護支援事業所*	0.228 **	0.329	△居宅介護支援事業所*	0.381 ***	0.146
脳梗塞割合			脳梗塞割合		

注) *有意水準10%, **有意水準5%, ***有意水準1%

た。

2-2 自宅退院割合についての推計結果

被説明変数を自宅退院割合とした場合の推計結果を表3に示す。

表2同様、2期間を併せた結果では、年次ダミーと介護資源量変数との交互作用が有意に出るもののが多かったことから、期間を分けた結果を示している。なお、自宅退院割合は各年度間の自宅退院割合の差分を取ったものであり、推定値は正の値が大きいほど自宅退院割合が増加し、負の値が大きいほど自宅退院割合が減少したことを示す。

どの期間にも共通するのは、平均年齢、死亡割合が増加している二次医療圏ほど、自宅退院割合は有意に減少している点で、これは当然の結果と思われる。

注目していた介護資源量に関しては、平成11-14年で居宅介護支援事業所数が増加している二次医療圏ほど、自宅退院割合は有意に増加した。しかし、この主効果は平成14-17年では見られなかった。脳梗塞割合と居宅介護支援事業所数の交互作用は2期間とも有意であり、脳梗塞患者が増加している二次医療圏では、居宅介護支援事業所の増加が自宅退院割合の増加に寄与していたことを示唆している。

平成11-14年では、老健の定員数が増加している二次医療圏ほど自宅退院割合は有意に減少したが、平成14-17年では逆に老健の定員数が増加している二次医療圏ほど自宅退院割合は有意に増加した。

IV 考察

1 介護資源量の増減が平均在院日数に及ぼす影響

介護療養病床数が増加している二次医療圏ほど平均在院日数が減少したことは、先行研究の結果と同じである²⁾。ただし、この影響は平成11-14年の3年間のみ有意に観察された。平成18年に療養病床再編成計画が発表される以前から、介

護療養型医療施設数ならびに病床数は減少傾向にあった⁵⁾。しかし、在院日数減少への影響が期間限定的であった理由は、病床数の減少という量的变化による影響だけではない可能性がある。急性期病床の在院日数短縮傾向によって療養型病床の需要が量的に増えただけでなく、質的にもより機能障害の重い患者が増えたことにより長期入所化し、結果として病床回転率が低下したことによって介護療養病床の入所機能が減退してきた可能性も考えられる。このことは、厚生労働省の介護サービス施設・事業所調査で公表されているように、平成18年度の介護療養病床からの退院者数が平成14年度の半分以下（平成14年：10,346人、平成18年：4,290人）となっており、平均在所日数も全体的に長期化（平成12年：403日、平成18年：444.1日）していることも整合的に解釈できる。

本研究の対象は、退院時に一般病床に入院していた患者なので、一般病床から自院の介護療養病床へ移動し退院した患者は除外されている。施設内での医療保険病床から介護保険病床への転床の時期が把握できれば、これらの患者も含めて分析が可能となり、その場合は介護療養病床の変化の影響はより大きな推計値が得られるかもしれない。

2 介護資源量の増加が自宅退院割合に及ぼす影響

居宅介護支援事業所は、介護保険において要介護と認定された人に対して、在宅サービスの適切な利用が可能となるように、居宅サービス計画（ケアプラン）を作成し、居宅サービス計画に基づく在宅サービスの提供を斡旋する。したがって、居宅介護支援事業所が増加している二次医療圏ほど、自宅に退院する割合が増加していたのは理解できる。しかし、その効果は平成11-14年の3年間のみ有意に観察された。

仮説では、病院の二次医療圏内にある居宅介護事業所の数の増減は、自宅所在地が病院の二次医療圏とは異なる退院患者については、十分効果を上げないのでないかと予想していたが、

交互作用項は2期間いずれも有意にはいたらず、推計値は正であった。このことから、居宅介護支援事業所数が増加すると、自宅所在地が病院の二次医療圏と異なっていても、自宅退院を進める機能を果たしていると考えられた。

脳梗塞患者の割合が増加している二次医療圏では自宅退院割合が有意に減少していたが、脳梗塞割合と居宅介護支援事業所数の交互作用項が有意に正であったのは、注目に値する。すなわち、脳梗塞の割合が増加している二次医療圏において居宅介護支援事業所を増加させると、自宅へ退院する割合が高くなることを示す。つまり、脳梗塞患者の自宅退院を促進するのに、特に居宅介護支援事業所の役割が大きいことを示唆している。このことは、居宅介護支援事業所の設立場所を決める際に参考にできるであろう。

当初の3年間は、老健の定員数が増加している二次医療圏ほど、自宅へ退院する割合は減少していた。しかし、その後の3年間では逆に、老健の定員数が増加している二次医療圏ほど、自宅へ退院する割合が増加した。

老健のこの現象は、老健の役割が当初の3年間とその後の3年間で変化したことを示すものと考えられる。厚生労働省の介護サービス施設・事業所調査で公表されているように、特養への入所申込待ち等から退所者数はこの4年間で半分近くに減少し（平成14年：32,972人、平成18年：15,982人）、平均在所日数は増加して（平成12年：184.8日、平成18年：268.7日）、なかなか退所しなくなったことがわかる。そのため、老健の空きが少なく入所待機期間が長くなるため、退院してもすぐには入所できず、自宅に退院せざるを得なくなったのではないかと推察される。そうであれば、老健の入所機能ではなく、短期入所や通所リハビリテーションなどのレスパイト機能の方が重要となり、在宅介護を支える地域資源として老健が活用されるようになってきたのかもしれない。老健が増加する二次医療圏において、自宅への退院割合が有意に増加したのは、そのような理由からだと考えられる。この

ことは、老健の通所リハビリテーション、短期入所療養介護利用者数が近年増加している（通所リハビリテーション＝平成12年：177,122人、平成17年：270,436人、短期入所療養介護利用者数＝平成12年：27,332人、平成17年：54,118人、厚生労働省 介護サービス施設・事業所調査結果より）ことや、施設の整備が抑制された結果、施設数、施設定員数が増加すると居宅サービスである通所リハビリが増加するという指摘とも整合的である⁶⁾⁷⁾。

3 介護保険導入の目的について

介護保険導入の目的の一つは、医療の必要がない長期入院の患者を適切な介護サービスに移行させ、医療保険における在院日数減少させることにあると前述したが、我々の結果は、平成11-14年の3年間はその目的は一定程度達成されていたことを示している。

しかし、平成14-17年の3年間でその効果が見られないのは、介護資源量の増分が平成11-14年の3年間ほどは大きくないことが一つの理由と考えられる。介護保険財政を圧迫する施設増に、行政が二の足を踏んで総量規制により供給量をコントロールしていることが関与している可能性が考えられる。しかし、退院後の受け皿としての施設介護の資源量を増加させるには、平成11-14年の3年間程度以上のさらなる増分が必要であり、これを達成するには費用対効果を考慮した検討を踏まえる必要があると思われる。

一方、在宅介護については、住み慣れた地域において在宅生活の自由度と施設の持っている機能を同時に併せ持つグループホームや特定施設などいわゆる居宅系施設も在宅介護に含まれる。最近ではその増加が高い伸びを見せており（平成14年：全国2,703事業所、平成17年：全国8,704事業所）これら居宅系施設を説明変数とする線形回帰分析も併せて行ったが、有意な結果は得られなかった。これには、居宅系施設のデータが都道府県別であったためバラツキが大きく、地域差も大きいこと、また事業所数が増加しても、1事業所あたりの定員数が少ないため、事業

所数の増加が顕著には結果に影響しなかったことが、その理由と考えられる。

在宅介護における自己負担額は定率であり、重度になれば経済的負担が増えるのに対して、施設介護であれば定額であることから、利用者について在宅介護を進めるインセンティブが現行制度では弱い。また、介護保険では医療保険とは異なり遅減制がなく、要介護度別に保険給付額が決まるため、施設側にも在宅復帰を促進するための介護報酬上のインセンティブが弱い⁸⁾。

こうして施設志向が強まると同時に、施設の在所期間も長期化している中、介護施設の定員数が増加しても医療保険病床における平均在院日数の減少につながりにくくなっていると考えられる。

以上の問題は、現行の在宅介護と施設介護の機能分担の見直しなど、より根本的なサービス提供の在り方を考え直し、そのうえで介護資源への効率的な投資配分を検討する必要性を示唆している。また介護の場としての「在宅」の定義についても、ケア付き住宅や福祉サービスとしての住居の確保などと連携した、介護サービスの提供体制の設計が必要になってきている。少なくとも単純に医療サービスの安い代替えサービスとして介護サービスをとらえ、地域の施設・在宅介護資源量を増やすだけでは、医療サービスの適正利用の促進にはつながらない可能性を本研究結果は示している。

4 本研究の限界と今後の課題

先述したように、本研究では対象者を診療費支払い時に介護保険を使った患者を除外しているため、一般病床から自院の介護療養病床に移動した患者を含んでいない。実際には、平成17年度退院時に介護療養病床に入院していたために、対象から除外した患者は3,687人であった。介護療養病床の入院前の場所としては、約50%が自院の一般病床あるいは医療療養病床であるといわれている⁹⁾。今回、介護療養病床に転床した患者を対象から除いたことにより、平均在院日数に対する介護療養病床の影響について、過

小評価している可能性がある。また、平成14年度の診療報酬改定で180日超の入院患者についての医療給付の一部が特定療養費制度に追加され、入院基本料の15%が自己負担となつたが、同一の保険医療機関内の介護療養病床等に180日以上の期間入院した場合については保険医療機関の入院日数だけをカウントし、介護療養病床の入所期間はカウントされないとのルールとなっている。この特定療養費化導入によるインセンティブがどのようなインパクトを与えたかについても今回は把握できおらず、今後介護療養型病床の入所期間を明示的に含んだデータによる検討が必要である。

もうひとつ重大な限界は、需要と供給の同時決定性を考慮していない点である。二次医療圏内の介護需要が増えた結果として、特養、老健などの介護資源の供給量が増えたのかもしれない。そうであれば、介護資源量の増加は、需要の増加を反映したもので、需要が満たされない場合、当該二次医療圏の平均在院日数はむしろ増加することになる。それを検証する一つの方法として、二次医療圏内の要介護者の割合の変化を検討すべきであったが、データの入手が間に合わなかったため、このことは今後の課題したい。

老健も二次医療圏ごとに機能が異なることが考えられる。老健の機能が入所機能とレスパイント機能の2極化しているとすれば、機能の違いで層別化することによって、自宅退院割合がどのように異なるかを調べることが、より精査な研究につながると思われるが、今回は老健の機能が記載されている介護サービス施設・事業所調査の個票を入手できなかつたため、今後の課題としたい。

今回検討した介護資源は特養、老健、居宅介護支援事業所だけであるが、在宅3事業と呼ばれるショートステイ・デイサービス・訪問介護も在宅介護の重要な資源である。今後それらの介護資源量も含めた分析を行うことも併せて必要であると考える。

本研究では脳梗塞に限って患者の割合を検討

したが、脳内出血（I61, I69.1）は脳梗塞と入院経過としては変わらないと考えられている¹⁰⁾。追加的な検討によれば脳内出血を含めた場合も結果に大きな変化は見られなかった。

最後に、今回の研究を通してデータの制約という壁に幾度かぶつかった。今回は患者調査退院票をデータとして使用したが、もし、以下のような情報があれば、より精査な研究ができるのではないかと思われる。①患者調査入院票には心身の状況が含まれているが、退院票には含まれていない。退院時のADLは退院先を決定する重要なファクターであることが知られているが¹¹⁾現行の患者調査ではその影響を考慮した分析ができなかった；②退院時に要介護認定を受けたか否かがわかれれば、退院後の介護サービス利用への移行有無についても判別ができるが現時点では退院票にそうした情報は含まれていない；③退院後の行き先では「家庭」か「施設」だけがカテゴリーとして用意されているが、近年増加しつつある自宅以外の居宅系在宅施設への退院を把握できていない；④自院内での転床年月日の記載があれば一般病床と医療・介護養型病床での在院日数を判別することができる；⑤退院先に影響する強い要因として家族の介護力があり、家族構成などの情報があれば、自宅退院、在院日数との関係を説明するうえでより精緻なモデル化が可能になると期待される。今後、医療・介護サービスの地域資源量の適正化を実証的なデータに基づいて設計していくうえで、現行の統計調査の項目の精緻化も必要であると考えられる。

V 結論

本研究では、患者調査をもとにした二次医療圏のデータセットを使用して、二次医療圏における介護資源量の変化が、一般病床に長期入院している高齢の患者の退院先（自宅退院割合）および在院日数へのどのような影響を与えたかを検証した。

分析の結果、介護保険導入初期の平成11-14年

の3年間では、先行研究でも指摘されているように、介護療養病床数が増加した二次医療圏ほど在院日数が減少していた。また、居宅介護支援事業所数が増加した二次医療圏ほど自宅への退院割合が増加していたことが確認された。しかし、同様の効果は平成14-17年の3年間では認められなかった。脳梗塞の割合が増加している二次医療圏において、居宅介護支援事業所の増加が自宅退院割合を有意に高めていたこと、老健定員数の増加は、当初3年間では自宅退院割合の低下に、後半の3年間では自宅退院割合の増加にそれぞれ寄与していることが明らかになった。以上の結果は、介護保険導入後、地域の施設介護資源利用が急速に飽和し、回転が悪くなってきており、退院してもすぐには介護施設に入所できないことを示唆している。

厚生労働省の現行方針通りに介護療養病床が廃止されると、さらに退院後の受け皿が必要となると考えられる。依然として需要が供給を上回っていることは事実であり、更に入所機能としての供給を増やすことはもちろん必要である。しかし、先述したように、施設サービスでは待機者が多く、退院後に入所を希望しても入所できるとは限らない。そのため、今後は、単に入所施設定員数の増加を図るだけでなく、在宅介護を促す要素として、老健における通所リハビリや短所入所療養介護といった、施設の在宅介護支援機能などを強化し、地域の疾病特性・ニーズを踏まえて在宅支援事業所などの機能を増大させる、あるいは不足している公的施設を民間施設であるグループホームや特定施設などの居宅系施設で補完させるなど、計画的な資源投入が必要であると考えられる。

付記

本研究は平成21年度厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（政策科学推進総合研究事業）「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究（H19-政策-一般-024）」の一環として実施された。使用したデータは「患者調査（1999, 2002,

2005年) 個票データは統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認(統発第0616001号)を得たものである。申請に従い、個票を用いたデータ処理はすべて橋本が行い、二次医療圏集約データを徳永が分析した。

謝辞

本研究の平成14年度在宅サービスの事業所数データを独立行政法人 福祉医療機構から提供いただいた。ここに記して感謝申し上げる。また、本研究執筆過程において東京大学大学院公共健康医学専攻臨床疫学経済学分野の福田敬、高田未里、松居宏樹、渡邊亮の各氏から有益なコメントを頂戴した。他にも、日本福祉大学の近藤克則、花岡智恵の各氏、京都大学の西村周三氏から有益なコメントを頂戴した。記して謝意を表したい。本稿は第5回医療経済学会(2010年7月10日;於 東京大学)で発表した論文を基に加筆された。学会において詳細なコメントをいただいた国立保健医療科学院経営科学部サービス評価室長の菅原琢磨氏、日本福祉大学の二木立氏に深謝申し上げる。当然のことながら、本稿における誤りはすべて筆者の責に帰するものである。

参考文献

- 1) 厚生労働省社会保障審議会、医療保険部会、第7回、2004.05.13、資料2。
 - 2) 花岡智恵、鈴木 亘「介護保険導入による介護サービス利用可能性の拡大が高齢者の長期入院に与えた影響」『医療経済研究』Vol.19.No.2, 2007, pp.111-127。
 - 3) 印南一路(2009)『社会的入院』の研究』東洋経済新報社, pp.3-35, pp.43-44, pp.58-65。
 - 4) 西本真弓・吉田あつし「医療療養病床と介護療養病床の選択要因:ある療養病床を有する病院の事例から」『医療と社会』Vol.19.No.3, pp.221-233。
 - 5) 介護サービス施設・事業所調査 平成14年～平成18年。
 - 6) 田近栄治・油井雄二(2006)「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』財務相財務総合政策研究所, March, pp.187-203。
 - 7) 安藤道人(2008)「介護給付水準と介護保険料の地域差の実証分析～保険者データを用いた分析～」『季刊・社会保障研究』Vol.44.No.1, pp.94-109。
 - 8) 二木 立(2001)「21世紀の高齢者「ケア」を問う－介護保険制度の点検:医療経済学と医療政策研究の視点から」『老年社会科学』22(3), 12.20, pp.319-324。
 - 9) 医療経済研究機構(2005)『療養病床における医療・介護に関する調査』pp.59-60。
 - 10) 近藤克則、戸倉直実、二木 立「脳卒中患者の発症直後の再発・進行の研究(第3報)発症早期の座位と再発・進行との関係」『リハビリテーション医学』1994; 31, pp.46-53。
 - 11) 近藤克則ら「脳卒中リハビリテーション患者の退院先決定に影響する因子の研究 多重ロジスティックモデルによる解析」『日本公衛誌』46, pp.542-550, 1999。
- (とくなが・むつみ 東京大学大学院修士課程)
(はしもと・ひでき 東京大学大学院教授)

死亡場所の差異と医療・介護サービス供給の関係の分析

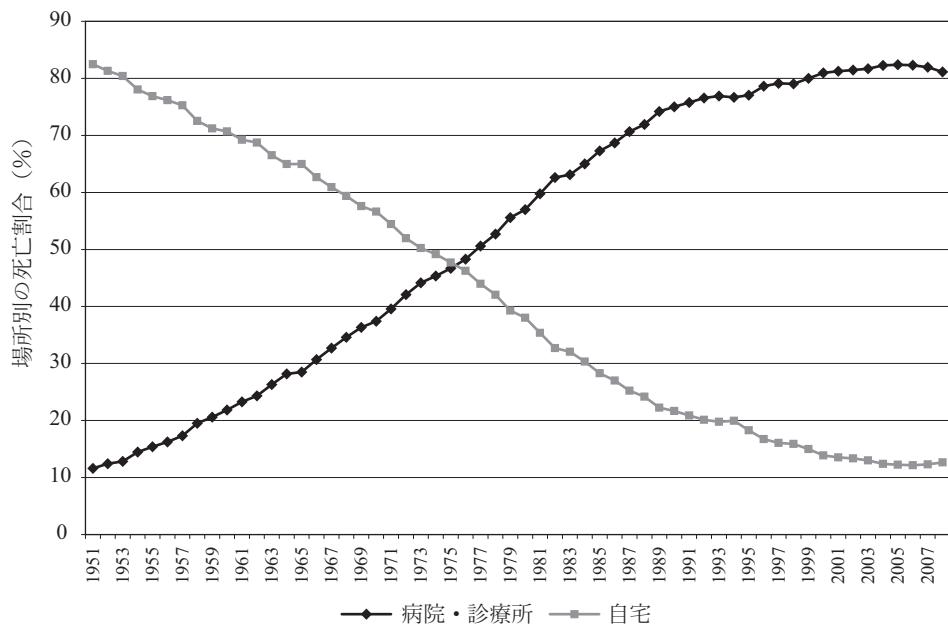
泉 田 信 行

I はじめに

本研究の目的は、二次医療圏別の自宅死亡割合が医療・介護サービス供給や社会経済的要因によってどの程度影響を受けるかを定量的に測定し、高齢化社会後に向けて我が国の医療・介護供給体制のあり方について検討することである。

死亡場所が自宅から病院などの医療機関に変化してきたことは良く知られた事実である。厚生労働省（2009）から病院・診療所における死亡の割合と、自宅における死亡の割合を算出したのが図1である。1951年に前者が11.62%，後者が82.47%であったのが、1976年には逆転し、2008年には前者は81.12%，後者は12.67%となっている。

なぜ、病院などの医療施設で亡くなるケース



出所) 厚生労働省大臣官房統計情報部編「人口動態統計」より筆者作成。

図1 病院・診療所での死亡の割合・自宅での死亡の割合

が増えたのか。根源的には亡くなる直前に病院に入院し、そのまま亡くなるという経過を辿ることが多いと考えられる。新村ほか（1989）は、人口動態社会経済面調査の結果を分析している。死亡時に入院していた高齢者は59.8%であった。入院した理由としては「医師に指示された」は70.2%が最も多いが、「病状が急変・悪化し、在宅では治療・看護ができなかった」が42.4%、「入院した方が良い医学的管理が受けられると思った」は33.8%であった。服部ほか（2001）による訪問看護ステーションに対する調査結果からも同様の理由が示唆されている。在宅死を望みながら病院で亡くなった患者の入院理由として、病状の悪化によるものが最も多かったこと、また、その事例のうち介護負担が大きいことが問題視されたことを彼らは指摘している。

他方、在宅で死亡するか否かは本人の選択によるべきである。平成14年から平成16年まで開催された「終末期医療に関する調査等検討会」は平成15年に国民や医療・介護従事者に意識調査を実施した。そこでは、「あなた自身が高齢となり、脳血管障害や痴呆等によって日常生活が困難となり、さらに、治る見込みのない疾病に侵されたと診断された場合、どこで最期まで療養したいですか。」という質問をしている。これに対して、一般国民は病院：38%，老人ホーム：25%，自宅：23%，と回答している。自宅以外を選択した者の理由は、「家族の介護などの負担が大きいから」が最も多く84%であった。次に「緊急時に迷惑をかけるかもしれないから」が46%であった。

このことは、医療・介護ニーズが大きくなり、多様化する終末期に対応できるだけの医療・介護サービス提供体制が整備されれば、国民の選択も変わり得る可能性があることを意味する。先行研究はこの視点を支持する。田宮ほか（1990）は3市町村で一定期間内に死亡した463名の高齢者の遺族に対してヒアリングを実施し、①死亡時年齢が高いほど、②往診が行われていた場合、③福祉サービスの利用が行われていた場合、において在宅死亡確率が高まるこ

重ロジスティック回帰で明らかにしている。

伊木ほか（1991）は悪性腫瘍以外で死亡した患者家族に対して訪問調査を実施し、①医療機関で亡くなるケースは配偶者1人のみで介護している割合が、②在宅で死亡の場合は医師や訪問看護師の往診を受けている割合が、高いことを示した。すなわち、家庭介護力と医療・介護サービスが在宅死亡に影響を持つことを示した。

杉本ほか（2003）は訪問看護ステーションへの郵送調査により、①在宅ターミナルケアに対して医師が積極的であること、②農山漁村であること、③入院ベッドの確保、が訪問看護ステーションの利用者の在宅死亡割合に影響を与えていることを示した。

定村・馬場園（2005）は介護保険制度施行後である2001年において、①人口あたり施設入所サービス利用者数が在宅死亡の割合を引き下げ、②人口あたり短期入所サービス利用者数が引き上げることを示している。宮下ほか（2007）は2004年時点について、①人口10万人あたり病院・診療所病床数と在宅死亡割合が有意な負の相関を、②老衰の死亡率と在宅死亡割合が有意な正の相関を、示すことを指摘した。Yang, et.al (2006) は都道府県単位の一時点のクロスセクションデータではなく、1980年から2002年のデータをプールして分析に利用している。彼らは65歳未満を基準として年齢が高いほど、死因についてはがんを基準にして脳血管疾患や心疾患の場合に、在宅で死亡する割合が高いことを示した。

本稿は上記の先行研究を受けて、二次医療圏別の自宅死亡割合が医療・介護サービス供給や社会経済的要因によってどの程度影響を受けるかを定量的に測定することを目的とする。上記の最後の3論文は都道府県単位で自宅死亡割合に対する要因ごとの影響について測定しているが、後に見るように同じ都道府県でも二次医療圏別に自宅死亡割合は異なり、医療・介護サービス供給体制も異なる。また、一時点のクロスセクションデータでの分析は観察できない地域特性（在宅死を好む地域特性等）の影響を排除できない。この点も本稿では考慮されて分析が行われ

る。

なお、本稿は医療・介護サービスの充実によって自宅での終末期を迎えることをより促進することを主張するものではない。一般的には、選択肢が多い方が多様な嗜好を持つ個人の生活がより豊かになると考えられる。それは終末期をどこで過ごし、どこで亡くなるかの選択においても同様であろう。病院で死にたいと思う個人もいれば、家で死にたいと思う個人もいるであろう。先駆的にどちらが望ましいというものではなく、個人の価値判断によるものである。

現状では病院で亡くなる方が圧倒的に多い。それが当事者やその家族の選択によるものなのか、サービスの供給制約によるもののかは明らかにされるべき課題である。その課題とは別に、在宅生活・自宅死亡という選択肢を実質的に支える効果を持つ要因があるのか、もしもあるならばそれはどれくらいの効果を持つのか、という点も検討すべき課題である。本稿の目的は後者の在宅生活・自宅死亡という選択肢を支える要因を明らかにする作業となる。

本稿は以下において次のように構成される。次節においては分析枠組みについて説明される。Ⅲにおいては使用するデータが説明され、在宅死亡割合の動向について記述的な統計により概況が説明される。Ⅳにおいては推定結果が与えられる。最後の節では考察と結論として、推定結果を吟味し結論が述べられる。

II 分析枠組み

ある t 年における二次医療圏 i における自宅死亡割合 $home_{it}$ を被説明変数とし、それに影響を与えると考えられる要因の x_{it} への回帰を考える。具体的には

$$home_{it} = \beta x_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it}$$

を考える。 x_{it} は上記で考察した変数が含まれる。すなわち、地域での高齢者の家族構成の状態（高齢者単身・夫婦世帯比率）や居住環境（都市

化の指標としての第一次産業就労者比率）、所得水準、在宅や外来での医療サービスの利用可能性（診療所数）、施設・病院サービスの利用可能性（人口当たりベッド数）、居宅介護サービスの利用可能性（居宅介護サービス事業所数）が含まれる。 μ_i は固定効果であり、個別二次医療圏の観察できない特有の効果（在宅で看取ることに対する価値付けなど）を吸収する。 λ_t は時間効果を測定する。次節で説明するとおり、今回使用するデータは1995年、2000年、2005年の3時点を含む。2000年、2005年は介護保険法が実施された後の年であるため、時間効果が大きく影響している可能性がある。 v_{it} は誤差項である。

死亡場所に影響を与える要因を検討することは、それらの要因が当事者の死亡場所を規定する可能性や、それらの要因を踏まえて当事者が死亡場所を選択している可能性を検討することを意味する。死亡という極めて医学的な事象に医療以外の要因が影響を及ぼすのか、という疑問があるかも知れない。医療以外の介護サービスや家庭介護力が実際に影響を与えていていることを先行研究は示していた。ただし、先行研究は Yang, et.al (2006) を除けば、ある特定時点のある特定地域における調査結果から導き出された結論であったり、ある特定時点の複数地域のクロスセクションデータからの導き出された結論であったりするものである。パネルデータを用いることにより、これらの先行研究が内在的に抱える課題の幾つかは解決できると考えられる。

自宅で死亡するか否か、在宅で看取るか否か、には恐らく地域的な要因が影響を与えると考えられる。地域の病床数などの影響による部分もあるが、地形的な要因による医療機関へのアクセスの違いなどのデータ上は観察されない地域固有の要因もあり得る。これらの地域固有の要因はパネルデータ分析において個別地域ごとの固定効果として吸収される。

他方、観測時点によって自宅での死亡割合が変化する可能性もある。これは死亡する当事者が属する世代（コホート）が異なることやある

時点から介護保険制度に代表されるような自宅死亡割合に影響を与える制度が導入されることなどである。これらの特定時点の影響もコントロールした上で、自宅死亡割合に影響を与える要因の純粋な効果を抽出することが重要となる。Yang, et.al (2006) では死亡時期の違いについてはコントロールされているものの、地域固有の効果はコントロールされていない。本稿での分析は二次医療圏単位の集計データをパネル化することにより、この点を克服することが可能である。

III 使用するデータ

1995年、2000年、2005年の二次医療圏単位のデータを使用する。すべてのデータで2005年時点の二次医療圏の市町村構成が過去に遡って適用されて集計されている。これは2005年までに市町村合併や二次医療圏の組み替えがあったことに対応するものである。この作業により、二次医療圏別のデータを異時点間で比較可能としている¹⁾。

自宅死亡割合については、泉田・川越（2010）によって集計・報告されたデータを用いる²⁾。自宅死亡割合は二次医療圏ごとに死亡総数に対して自宅で死亡していた割合を算出して用いている。前節で見たとおり、死亡時の年齢階級によって自宅死亡割合が異なることが考えられるため、死亡時の年齢を65歳から74歳、75歳から84歳、85歳以上、と3階級に区分して分析に供した。また、65歳以上の高齢者の死因が悪性腫瘍、心疾患、脳血管疾患である場合に限定した分析も行う。

説明変数は以下の通りである。世帯構成については、高齢者を世帯構成員に含む世帯数と単身高齢者世帯、夫婦のみ高齢者世帯数、親族以外と居住する高齢者世帯数を総務省「国勢調査」から入手し、単身高齢者世帯比率、夫婦のみ高齢者世帯比率、親族以外と居住する高齢者世帯比率を算出して変数として用いた。このほかに非親族と同居する高齢者世帯数が利用可能であ

るが、一次従属となるために変数としては投入しない。親族と居住する高齢者世帯は家族介護力が相対的に高いと一般的に想像されるが、これに対して、単身高齢者世帯、夫婦のみ高齢者世帯、非親族と同居する高齢者世帯であることがどの程度自宅で看取ることが可能になるのかを地域単位で明らかにすることになる。単身高齢者世帯比率、夫婦のみ高齢者世帯比率、親族以外と居住する高齢者世帯比率はともに負の符号を持つことが一般的に期待されるであろう。

第一次産業比率についても総務省「国勢調査」から産業別就業者数の情報を入手し、総数に占める農業・漁業・林業の就業者の割合を算出した。これは先行研究において農山漁村であることが自宅死亡割合を高めるとされているため、変数として導入した。

医療施設の利用可能性として、65歳以上高齢者あたりの病院病床数を利用した。病院病床数については、公表されている「医療施設調査」の市町村別定員数を利用した。これを二次医療圏単位に集計し、「国勢調査」から得られる65歳以上人口で除して用いる。なお、平成7年の「医療施設調査」のデータは利用可能でなかったため、平成8年のデータを利用している。65歳以上高齢者あたりの診療所数も同様の手続きの下に作成されている。

居宅介護サービス事業所数については「社会福祉施設等調査」の市町村別事業所数、および介護サービス施設・事業所統計調査名簿から市町村ごとの事業所数を計数し、二次医療圏単位に集計した。平成7年、12年についてはデータが利用可能でなかったため、それぞれ平成8年、11年の「社会福祉施設等調査」の数値によった。

所得水準については、「所得」は総務省自治税務局「市町村税課税状況等の調べ」から納稅義務者数と課税対象所得（千円）の額の情報を得て、前者で後者を除すことによって得た。この変数は自治体単位で公表されているため、二次医療圏単位に再集計することが可能である。他方、その地域の所得水準を示すものであるため高齢者の所得水準だけを示すものではない。し

表1 データの出所

変数	データの出所
65歳～74歳高齢者の自宅死亡割合	泉田・川越（2010）による計算結果 (後注2を参照のこと)
75歳～84歳高齢者の自宅死亡割合	
85歳以上高齢者の自宅死亡割合	
脳血管疾患による死亡者の自宅死亡割合	
心疾患による死亡者の自宅死亡割合	
悪性腫瘍による死亡者の自宅死亡割合	
単身高齢者世帯比率	総務省統計局『国勢調査』各年版より筆者計算
夫婦のみ高齢者世帯比率	
非親族と同居高齢者世帯比率	
第一次産業比率	
所得水準	総務省自治税務局『市町村税課税 状況等の調べ』各年版
居宅介護事業所数	厚生労働省大臣官房統計情報部編 「社会福祉施設等調査」各年版
診療所数・(病院の) 病床数	厚生労働省大臣官房統計情報部編 「医療施設調査」各年版

出所) 筆者作成。

表2 記述統計表

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
65-74歳高齢者の在宅死亡割合	918	0.105	0.029	0.013	0.270
75-84歳高齢者の在宅死亡割合	918	0.125	0.049	0.035	0.344
85歳以上高齢者の在宅死亡割合	918	0.196	0.108	0.027	0.582
悪性腫瘍患者の在宅死亡割合	918	0.157	0.089	0.017	0.507
心疾患罹患者の在宅死亡割合	918	0.235	0.067	0.034	0.443
脳血管罹患者の在宅死亡割合	918	0.076	0.037	0.007	0.319
単身高齢者世帯比率	918	0.153	0.047	0.059	0.309
夫婦のみ高齢者世帯比率	918	0.190	0.037	0.087	0.275
非親族と同居する高齢者世帯比率	918	0.001	0.000	0.000	0.004
病床数	918	0.047	0.020	0.008	0.161
診療所数	918	0.235	0.067	0.034	0.443
居宅介護事業所数	918	1.615	1.805	0.021	8.718
所得水準	918	3248	472	2487	6563
第一次産業比率	918	0.094	0.072	0.000	0.332
2000年ダミー	918	0.380	0.486	0	1
2005年ダミー	918	0.391	0.488	0	1

出所) 筆者作成。

かしながら、二次医療圏や市町村単位で利用可能な高齢者の所得水準を表す指標がほかにないためこの変数を用いた。

これらのデータの出所は表1に、記述統計は表2にまとめられている。分析に進む前に死亡の動向について使用データから確認しよう。図2a)は各年齢階層の死亡者数の動向を示したものである。65歳以上に到達して亡くなった者の総数は

2005年で80万人を超える水準となっている。65歳以上の年齢層を3階層に分けると、85歳以上で亡くなる人数が多いことがわかる。これらの死亡者のうち自宅で亡くなっている人数を示したのが、図2b)である。総数としては減少傾向にあるものの、2005年時点では8万人程度であることがわかる。また、自宅で死亡する人数としては死亡者数も多いことから85歳以上の者の数が多い

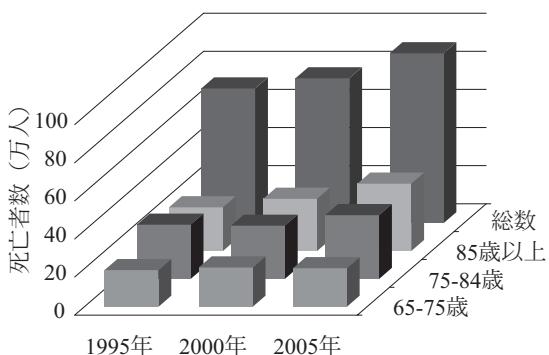


図2a) 65歳以上の高齢者の死亡数推移

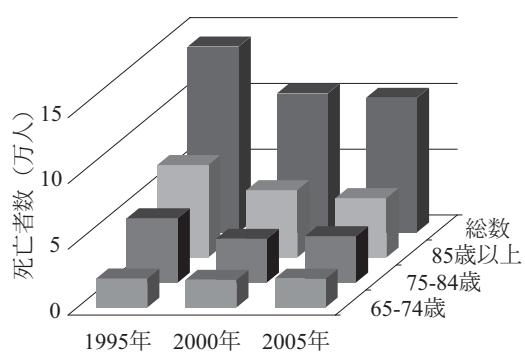
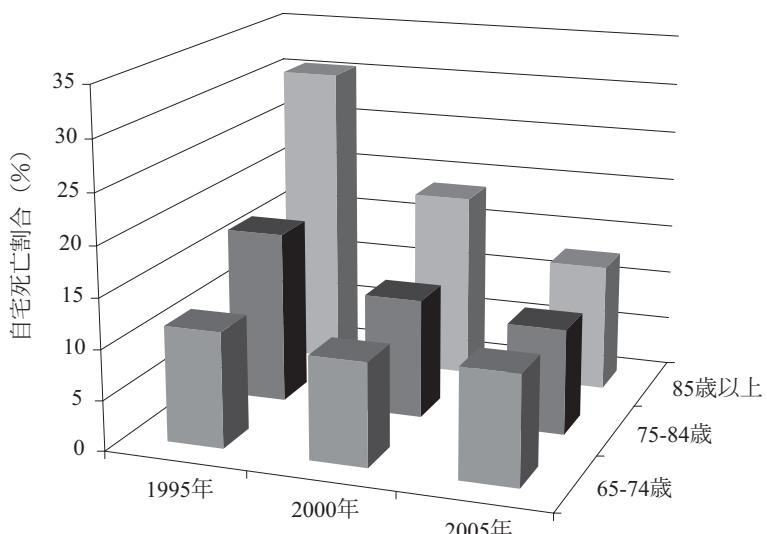


図2b) 65歳以上の高齢者の自宅死亡数推移



出所) 厚生労働省大臣官房統計情報部編「人口動態統計」より筆者作成。

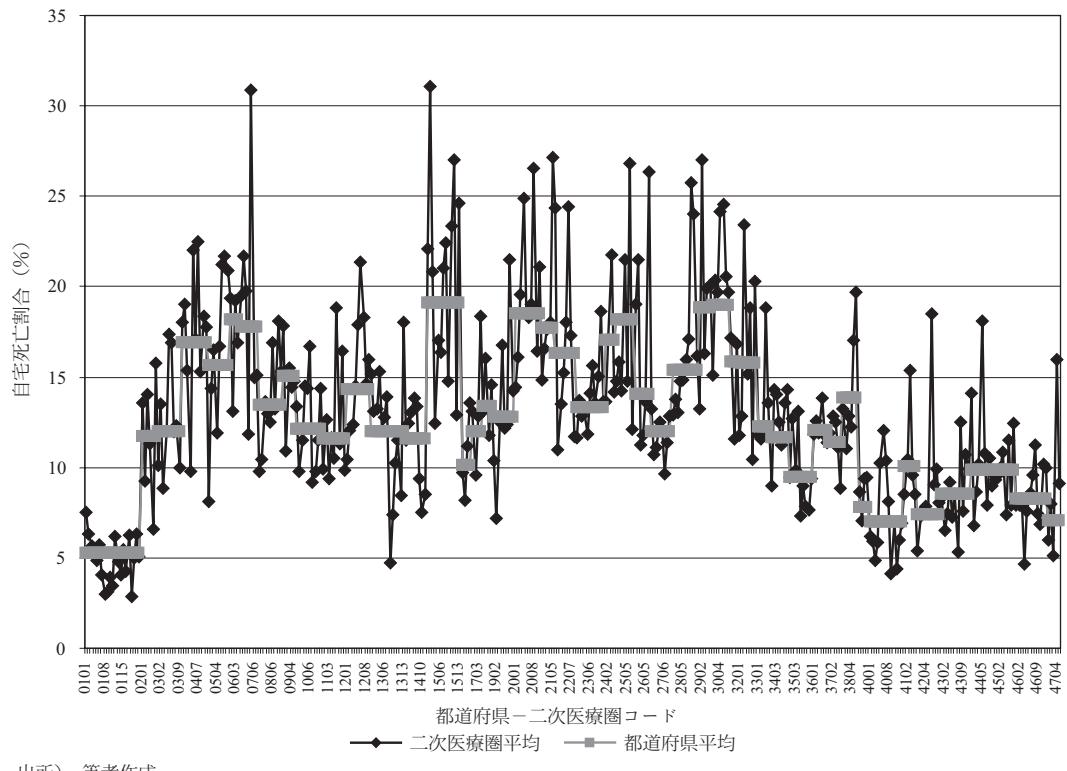
図3 自宅死亡割合の年次別年齢階級別動向

ことがわかる。

図3は図2a), b)から算出された自宅死亡割合の推移である。1995年には85歳以上の自宅死亡割合は約30%と高かったが急速に低下し、2005年には約12%程度と65歳から74歳、75歳から84歳の水準と変わらない水準に低下してきている。

なお、自宅死亡割合は同一都道府県別であつ

ても、二次医療圏が異なると数値が異なる。図4は2005年の85歳以上の死者について、二次医療圏別の数値とその二次医療圏が属する都道府県の数値を比較したものである。これをみると、都道府県単位で観察した場合と二次医療圏単位で観察した場合で自宅死亡割合が異なる場合があることがわかる³⁾。



出所）筆者作成。

図4 都道府県別および二次医療圏別自宅死亡割合（2005年；85歳以上）

IV 推定結果

推定結果は表3にまとめられている。表3は65歳以上、75歳以上、85歳以上に分けた場合の自宅死亡割合に対する効果を推定しているものである。fixed effect modelとrandom effect modelが推定されている。いずれの場合においてもHausman検定によりrandom effect modelに対して、fixed effect modelが採用される。また、Breusch Pegan検定によりPooling推定に対してfixed effect modelが採用される。さらに、固定効果の項がすべてゼロであるという帰無仮説もF-検定により棄却される。なお、表には示されていないが、年次ダミー変数がすべて0であるという帰無仮説は残差を用いたF検定により棄却されている⁴⁾。

次にfixed effect modelにおける個別の変数の効果を見ていこう。なお、年次ダミー変数以外はすべて対数化してあるため、推定値は弾力性として解釈できる。まず、第一次産業比率変数である。いずれの場合においても有意とはなっていない。それゆえ、農山漁村であること自体は、全国的に見れば、自宅死亡割合に影響を与えないと考えられた。次に所得変数は75歳～84歳のケースにおいて負で有意であったが、ほかの年齢階級については有意ではなかった。地域的な所得水準が特定の年齢階級だけに有意な影響を与える結果となっている。2000年ダミー変数と2005年ダミー変数はいずれの場合においても負で有意であった。

世帯構成を表す各変数のうち、単身高齢者世帯比率については、75歳～84歳を除いて正で有意であった。夫婦のみ高齢者世帯比率はいずれ

表3 推定結果-1

65歳～74歳の高齢者の自宅死亡割合							75歳～84歳の高齢者の自宅死亡割合							
Fixed effect				Random effect			Fixed effect				Random effect			
推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値
病床数	-0.131	-1.910	0.057	-0.177	-4.960	0.000	-0.072	-1.390	0.164	-0.254	-7.180	0.000	0.000	0.000
診療所数	0.174	1.600	0.109	0.134	2.910	0.004	0.120	1.480	0.140	0.256	5.400	0.000	0.000	0.000
居宅介護事業所数	0.095	3.410	0.001	0.070	3.050	0.002	0.099	4.740	0.000	0.096	4.970	0.000	0.000	0.000
単身高齢者世帯比率	0.681	2.090	0.037	0.228	3.230	0.001	0.171	0.700	0.482	0.137	1.820	0.069	0.069	0.069
夫婦高齢者世帯比率	-0.755	-2.460	0.014	-0.432	-4.300	0.000	-1.566	-6.840	0.000	-0.740	-6.890	0.000	0.000	0.000
非親族と同居する高齢者世帯比率	0.043	1.140	0.253	-0.013	-0.490	0.624	-0.003	-0.100	0.922	-0.041	-1.720	0.086	0.086	0.086
非親族第一次産業比率	0.002	0.020	0.986	0.000	0.000	0.999	-0.080	-0.930	0.351	0.033	1.660	0.098	0.098	0.098
所得水準	0.178	0.310	0.757	0.358	2.230	0.026	-1.141	-2.650	0.008	0.432	2.490	0.013	0.013	0.013
2000年ダミー	-0.211	-3.700	0.000	-0.178	-5.160	0.000	-0.307	-7.210	0.000	-0.372	-12.460	0.000	0.000	0.000
2005年ダミー	-0.517	-4.200	0.000	-0.378	-4.670	0.000	-0.724	-7.860	0.000	-0.788	-11.280	0.000	0.000	0.000
_cons	-3.682	-0.810	0.419	-6.040	-4.630	0.000	0.4587	1.350	0.178	-7.439	-5.320	0.000	0.000	0.000
sigma_u	0.248	0.157					0.346			0.213				
sigma_e	0.231	0.231					0.172			0.172				
rho	0.537		0.318				0.801			0.605				
Number of Obs	918		918				918			918				
Number of groups	361		361				361			361				
R-sq: within	0.097		0.085				0.670			0.645				
between	0.039		0.120				0.098			0.283				
overall	0.044		0.110				0.234			0.430				
F test that all u i=0:														
Breusch and Pegan LM test	1.980		chi2(1) = 31.24		Prob > chi2 = 0.000		4.960			Prob > F = 0				
Hausman Specification test	chi2(8) = 16.22		Prob > chi2 = 0.034		chi2(1) = 217.38					Prob > chi2 = 0.000				
			85歳以上の高齢者の自宅死亡割合		chi2(8) = 69.84					Prob > chi2 = 0.000				
85歳以上の高齢者の自宅死亡割合							85歳以上の高齢者の自宅死亡割合							
Fixed effect				Random effect			Fixed effect				Random effect			
推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値
病床数	-0.020	-0.440	0.657	-0.180	-4.720	0.000	-0.440	-2.760	0.006	-0.440	-4.600	0.000	-0.440	0.000
診療所数	-0.032	-0.450	0.651	0.148	0.084	0.084	-0.006	-1.940	0.053	-0.006	-1.940	0.053	-0.006	0.053
居宅介護事業所数	0.091	5.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
単身高齢者世帯比率	0.582	2.740	0.006	0.006	0.000	0.000	-0.790	-6.170	0.000	-0.049	-2.090	0.037	-0.049	0.037
夫婦高齢者世帯比率	-0.880	-4.400	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.338	-0.430	0.670	0.011	0.011	0.670	0.011	0.670
非親族第一次産業比率	-0.008	-0.340	0.733	-0.049	-0.049	0.000	-1.000	-1.320	0.188	0.134	0.630	0.531	0.134	0.531
所得水準	-0.075	-0.075	0.318	0.000	0.000	0.000	-0.120	-0.494	-0.494	-0.120	-0.660	0.000	-0.120	0.000
2000年ダミー	-0.610	-16.390	0.000	0.000	0.000	0.000	-15.650	-1.066	-1.066	-15.650	-1.066	0.000	-15.650	0.000
2005年ダミー	-1.259	-2.331	0.780	0.433	0.433	0.433	-0.951	-2.930	-2.930	-0.951	-2.930	0.003	-2.930	0.003
_cons														
sigma_u	0.458	0.151					0.308			0.151				
sigma_e	0.903	0.903					0.807			0.807				
rho	0.918		918				918			918				
Number of Obs	361		361				361			361				
R-sq: within	0.890		0.890				0.880			0.880				
between	0.012		0.012				0.382			0.382				
overall	0.308		0.308				0.578			0.578				
F test that all u i=0:														
Breusch and Pegan LM test	11.930		chi2(1) = 376.5		Prob > F = 0					Prob > chi2 = 0.000				
Hausman Specification test	chi2(8) = 134.71		chi2(8) = 69.84		Prob > chi2 = 0.000					Prob > chi2 = 0.000				

（出所）筆者作成。

表4 推定結果-2

	非血管疾患による死亡者の自宅死亡割合				心疾患による死亡者の自宅死亡割合			
	Fixed effect		Random effect		Fixed effect		Random effect	
	推定値 t-値	P-値	推定値 t-値	P-値	推定値 t-値	P-値	推定値 t-値	P-値
病床数	-0.116	-1.450	0.148	-0.326	-6.210	0.000	0.011	0.200
診療所数	0.231	1.820	0.070	0.265	3.800	0.000	-0.126	-1.460
居宅介護事業所数	0.131	4.020	0.000	0.111	3.750	0.000	0.082	3.720
単身高齢者世帯比率	0.664	1.750	0.081	-0.120	-1.100	0.273	0.155	0.600
夫婦高齢者世帯比率	-1.923	-5.370	0.000	-0.749	-4.800	0.000	-0.840	-3.450
非親族と同居する高齢者世帯比率	0.011	0.240	0.809	-0.075	-2.100	0.036	0.027	0.930
第一次産業比率	-0.059	-0.440	0.660	0.064	2.230	0.026	-0.085	0.351
所得水準	-0.545	-0.810	0.418	0.594	2.360	0.019	-1.336	-2.920
2000年ダミー	-0.526	-7.900	0.000	-0.535	-11.780	0.000	-0.271	5.990
2005年ダミー	-1.189	-8.260	0.000	-1.104	-10.370	0.000	-0.565	-5.780
_cons	0.426	0.080	0.936	-9.309	-4.580	0.000	8.681	2.400
sigma_u	0.433			0.298			0.312	
sigma_e	0.269			0.269			0.183	
rho	0.721			0.549			0.744	
Number of Obs	918			918			918	
Number of groups	361			361			361	
R-sq: within	0.683			0.668			0.374	
between	0.086			0.289			0.014	
overall	0.301			0.456			0.063	
F test that all u_i=0:	4.260			Prob>F=0			3.980	
Breusch and Pegan LM test				Prob>chi2=0.000			chi2(1)=162.74	
Hausman Specification test				Prob>chi2=0.008			chi2(8)= 39.56	
異性重複による死亡者の自宅死亡割合								
	Fixed effect		Random effect		Fixed effect		Random effect	
	推定値 t-値	P-値	推定値 t-値	P-値	推定値 t-値	P-値	推定値 t-値	P-値
病床数	0.073	0.920	0.356	-0.246	-4.230	0.000	0.316	3.990
診療所数	-0.107	-0.860	0.393	0.165	5.420	0.000	0.000	0.000
居宅介護事業所数	0.178	5.540	0.000	0.013	0.298	2.310	0.021	0.000
単身高齢者世帯比率	0.936	2.500	0.000	-0.952	-5.220	0.000	0.005	0.130
夫婦高齢者世帯比率	-1.662	-4.720	0.000	0.085	0.069	2.030	0.042	0.893
非親族と同居する高齢者世帯比率	0.074	1.730	0.085	-0.710	0.477	0.069	0.069	0.035
第一次産業比率	-0.094	-0.710	0.477	-1.240	-0.215	0.626	2.110	0.035
所得水準	-0.821	-5.910	0.000	-0.315	-6.630	0.000	-0.941	-8.490
2000年ダミー	-0.388	-7.310	0.000	-0.425	-9.162	-3.850	0.000	0.000
2005年ダミー	-1.035	-4.175	0.800	0.001	0.054	0.386	0.265	0.680
_cons	0.530			0.800			0.391	
sigma_u	0.265						0.166	
sigma_e	0.800						0.236	
rho	0.918						0.918	
Number of Obs	361						361	
Number of groups	361						0.391	
R-sq: within							0.166	
between							0.000	
overall							0.000	
F test that all u_i=0:							Prob>F=0	
Breusch and Pegan LM test							Prob>chi2=0.000	
Hausman Specification test							Prob>chi2=0.000	

（出所） 筆者作成。

のケースにおいても負で有意であった。他方、非親族との同居高齢者世帯比率はいずれのケースにおいても有意ではなかった。結果として、夫婦のみ高齢者世帯比率は期待通り負の符号をもったが、単身高齢者世帯比率については逆の結果となった。すなわち、単身高齢者世帯の場合、自宅死亡割合が有意に高いこととなった。

我々の興味の対象は医療・介護の供給量の増加によってどの程度自宅死亡割合に影響を与えるのか、であった。病床数は65歳～74歳の死亡については有意であったが、ほかの年齢階級については有意ではなかった。推定された係数の大きさを比較すると年齢階級が高くなるほど絶対値が小さくなるため、年齢が高くなるほど地域の病床数が自宅死亡割合に影響を与えるなくなる可能性が示唆されたといえよう。

他方、居宅介護サービス事業所数はすべての年齢階級について正となった。このため、居宅介護サービス事業所の量的な充実は年齢にかかわらず自宅死亡割合を高める可能性が示唆された。他方、診療所数はいずれの場合においても有意でなかった。

各変数の弾力性を比較すると、単身高齢者世帯比率・夫婦のみ高齢者世帯比率、所得水準、年次ダミー変数の推定値は、供給サイドの変数で有意な効果を持つ居宅介護サービス事業所数の推定値よりも相対的に大きな値が得られていた。このため、居宅介護事業所の整備により自宅死亡割合に対して与え得る影響よりも高齢者の住まい方や所得水準などの政策外の変数の影響の方が大きいと考えられた。

次に65歳以上の高齢者について、死因が脳血管疾患、心疾患、悪性腫瘍、の場合についての分析結果を検討しよう。表4を見ると、死亡時に脳血管疾患、心疾患、悪性腫瘍に罹患していた高齢者に絞っても上の結果とほぼ同様の結果が得られることがわかる。医療・介護サービスの効果だけに絞ると、すべての疾患について病床数は有意ではなかった。診療所数は脳血管疾患については正で有意であるが、ほかの場合は有意でなかった。しかしながら、居宅介護事業所

数はいずれの場合においても正で有意であった。

V 考察と結論

前節までの分析は二次医療圏別のパネルデータセットを構築し、自宅死亡割合に影響を与える要因、特に医療・介護サービス、の効果の大きさを定量的に測定することであった。すなわち、自宅での死亡を後押ししたり、抑制したりする要因を明らかにすることが本稿の分析の内容であった。しかしながら、本稿の分析の目的は在宅での看取りを推進する意図を持つものではない。個人の選択の自由が看取られる場所の選択においても行使されるのであるならば、その選択の自由を保障する体制を確保するべき、という立場である。重要であることは、自宅での死亡は本人の選択だけで実現されるとは限らないことである。秋山ほか（2007）は在宅死に影響を与える要因として療養者と介護者双方の在宅死希望が在宅死に強く影響していることを指摘している。介護者が自宅での看取りを希望しても、介護負担によって躊躇するかもしれない。在宅での医療・介護サービスの確保は介護者の介護負担軽減を通じて、在宅死も選ぼうと思えば選ぶことが可能であるという本人の選択の自由を確保するために重要な要素となるかも知れない。

どこで亡くなるか、看取るか、という選択は社会的・宗教的な影響を色濃く受けるであろう。図1でみたとおり、2008年において日本では82.4%が病院や診療所で死亡し、12.24%が自宅で死亡していた。この数値が高いのか低いのか、という点について既存文献から確認しておこう。Cohen, et.al (2008) は欧州6カ国の比較を行っている。2003年の死亡証明書（death certificates）のデータを用いて病院での死亡割合を算出したところ、オランダの33.9%からウェールズ（Wales）の62.8%やスウェーデンの62.5%（2002年）と幅があった。米国の場合 Joan, et.al (2004) による2000年時点のデータの分析結果から計算すると、18歳以上の死亡者のうち

自宅で死亡した者は30.9%，病院やNursing homeで亡くなった者は68.4%と考えられる。これらの数値よりも日本の数値は高い状況にあるが、それが問題ではない。出来得る限り個人の希望が満たされているか、という点を検討することこそが重要なのである。

今後、看取りにおいて個人の選択の自由を維持・拡大していくか、という点は定量的な観点の課題から脅かされている。国立社会保障・人口問題研究所（2006）の推計結果によると2005年時点の死者数108万人が2025年時点では154万人と約1.5倍程度となる。病院や自宅での死亡数は単純に考えると1.5倍となる。両者の実際の比率は将来異なるかもしれないが、いずれにせよ現実的に医療・介護サービスで支えられるのか否かという点は重要な検討課題となる。

この点を踏まえて本稿で得られた分析結果について考察する。本稿の分析で得られた主な結果は次のとおりである。①夫婦のみ高齢者世帯比率が自宅死亡割合に対して負の効果を持っていた。②単身高齢者世帯比率は自宅死亡割合に対して正の効果を有意に持つ場合があった。③病床数は自宅死亡割合に対して有意な効果を持つケースはほとんどなかった。④居宅介護事業所数はいずれの場合においても自宅死亡割合に対して正の効果を持っていた。⑤診療所数は有意な効果を持つケースはほとんどなかった。脳血管疾患で死亡した場合については、正で有意な効果を自宅死亡割合に与えていた。

夫婦のみ高齢者世帯比率が在宅死亡割合に対して負の効果を持つことは先見的な予測どおりである。夫婦のみ高齢者では看取りの時期を家庭介護力で支えることが難しくなるために自宅死亡割合が低下する。国立社会保障・人口問題研究所（2008）によれば、世帯主が65歳以上の高齢者である夫婦のみ世帯は2005年の約387万世帯から2025年には約673万世帯と約1.7倍に増加すると推計されている。このため高齢者世帯のうち夫婦のみ高齢者世帯の構成比率が高まるることは、本稿での推計によれば、病院での死亡数の増加要因となると考えられる。

他方、単身高齢者世帯は同推計で、2005年の約465万世帯から2025年には約599万世帯と約1.3倍に増加すると推計されている。夫婦のみ高齢者世帯比率と単身高齢者世帯比率は自宅死亡割合に対して逆向きの効果を持つため、それぞれの構成比率の伸び率と推定された係数の弾力性を考慮することが重要となってくる。いずれについても、夫婦のみ高齢者世帯の方が（絶対値が）大きいため、ほかの条件を一定とすれば今後も病院などの医療機関での死亡割合が高まっていくと考えられる。

なお、地域において単身高齢者世帯比率が高まることは地域での自宅死亡割合が高まるという本稿の結果は現実に対して重要な含意を持つかもしれない。孤独死の問題である。本稿の分析では単身の高齢者が亡くなる場合にどのように看取られているかまでの情報は利用可能でない。それゆえ、単身高齢世帯については選択としての自宅での死亡なのか、孤独死となってしまったかの識別はできない。この点についてはより精密に検討していく必要のある課題と考えられる。

病床数が自宅死亡割合に対して必ず負の効果を持つわけではないことは意外な結果であった。定村・馬場園（2005）や宮下ほか（2007）は負の効果を持つことを示唆していたため、彼らの結果とは異なる結果となっている。ひとつの可能性は本稿での分析が二次医療圏単位のデータを用いていることかも知れない。

診療所数が有意な効果を持つケースがほとんどなかったことは、看取り機能というよりも在宅診療を行っている診療所がそもそも少ないとによる可能性がある。田宮ほか（1990）は往診医があることが、杉本ほか（2003）は医師の在宅での看取りに対する積極姿勢が、自宅死亡割合を高める要因であることを指摘している。すなわち、彼らは医師の数そのものではなく、医師が往診するか否か、在宅での看取りに積極的か否かという定性的な点の影響を分析している。本稿では公表された集計データであるため、定性的な点を考慮することができず、定量的な

側面しか測定していない。このため、見た目の結果の違いが生まれているが、本稿での結果は彼らの結果と矛盾するものではないと考えられる。

居宅介護サービス事業所数はいずれの場合においても自宅死亡割合に対して有意な正の効果を持っていた。このため、定量的な側面だけしか考慮せずとも、自宅死亡割合を増加させる効果があるとも言える。我々の分析の制約はサービス供給の確保を施設サービス定員数や居宅介護サービス事業所数の確保、としている点である。居宅介護サービスについては、地域ごとの人的資源を「人日」などの単位で把握する方がより精密に地域の居宅介護サービスの利用可能性を把握できることになる。このデータ制約は今後乗り越えるべき課題であると考えられる。

より重要な問題は、人的資源のデータがより精密になったとしても、我々の分析がサービス供給の確保をハード面でのみとらえていることである。先行研究は、在宅での看取りについてのソフト面でのサービス確保が在宅での看取りを実現するための重要な要因であることを指摘している。これは学術的な側面のみならず、看取りの現場においても重要な情報となる。佐々木ほか（2008）は訪問看護師に対する調査から、要介護高齢者本人あるいは家族の意向を訪問看護師が把握している場合には、要介護高齢者の実際の死亡場所が意向通りになる割合が高いことを示している。例えば、在宅で最期を迎えたと希望する要介護高齢者本人14人中10人が、在宅では最期を迎たくないと希望する要介護高齢者本人27人中、24人が、希望を実現している。しかしながら、最期を迎える場所についての意向を、訪問看護師が明確に把握していた割合が6割であったことも報告されている。本人や家族の意向を医療従事者や介護従事者が知悉しなければ希望は実現されないかも知れない。

本稿で検討してきた施設や人材確保（ハード面での充実）のみならずソフト面での充実も終末期の本人や家族の意向を尊重するために重要である。看取りに対するハードとソフトの量的

にも質的にも一体的な充実が今後の政策的な課題であると考えられた。

謝辞

本稿は厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（政策科学総合研究事業）「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究」（研究代表者 泉田信行）の研究として実施されたものである。本特集の執筆者会議においてコメントである花岡智恵氏（大阪大学社会経済研究所）ならびに西村周三氏（国立社会保障・人口問題研究所）、近藤克則氏（日本福祉大学社会福祉学部）、ほかの参加者からいただいたコメントは本稿の改訂に非常に有益であった。記して謝意を表したい。もちろん、本稿に残る誤りなどは筆者の責に帰するものである。

注

- 1) 神奈川県横浜市と川崎市はそれぞれ3つと2つの二次医療圏に分割されている。しかしながら、ほかの変数が区単位では利用可能でないため、両市についてはひとつの市を二次医療圏として統合して分析に使用している。
- 2) 泉田・川越（2010）では厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（政策科学総合研究事業）「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究」（研究代表者 泉田信行）において厚生労働省大臣官房統計調査部による「人口動態調査」の目的外使用申請を統計法32条に基づいて行い、平成21年6月16日統発第0616001号にて承認を受けた。本稿ではその集計結果表を用いている。
- 3) 本稿の分析ではすべての二次医療圏のデータを分析に用いているが、都道府県から二次医療圏へと小地域に区分していくと、特定の年にたまたま観察された事象の影響を強く受ける可能性がある。ケース数が最少の二次医療圏でも130のケースが観測されているが、二次医療圏ごとの死亡症例数の多寡による影響なのか、同一都道府県内でも異なる二次医療圏であることによる地理的要因などの効果なのかはより厳密に分析していく必要があると考えられる。
- 4) 北村（2005），p.71を参照。

参考文献

厚生労働省大臣官房統計情報部（2009）「平成21年

- 人口動態統計」。<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortal.do>
- 終末期医療に関する調査等検討会（2004）「終末期医療に関する調査等検討会報告書—今後の終末期医療の在り方について—」。<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2004/07/s0723-8.html>
- 新村和哉・田中義枝・斎藤文子・吉田博子・中村美樹（1989）「高齢者の死亡前の受療状況について—昭和62年度人口動態社会経済面調査（高齢者死亡）よりー」『厚生の指標』vol.36, No.6, pp.18-24。
- 服部文子・植村和正・益田雄一郎・茂木七香・内藤通孝・井口昭久（2001）「訪問診療対象高齢患者における在宅死を可能にする因子の検討」『日本老年医学会雑誌』vol.38, No.3, pp.399-404。
- 秋山明子・沼田久美子・三上 洋（2007）「在宅医療専門機関における在宅での高齢者の看取りを実現する要因に関する研究—療養者の遺族を対象とした調査による検討ー」『日本老年医学会雑誌』vol.44, No.6, pp.740-746。
- 田宮菜奈子・荒記俊一・七田恵子・巻田ふき・大渕律子・大竹登志子・鎌田ケイ子・川上憲人・簗野脩一（1990）「ねたきり老人の在宅死に影響を及ぼす要因ー往診医の存在、年齢との関係を中心にー」『日本公衆衛生雑誌』vol.37, No.1, pp.33-38。
- 伊木雅之・緒方 昭・梶田悦子・藤下ゆり子・矢島鉄也・大井田隆（1991）「高齢者の療養と死亡の場所に影響する要因に関する疫学調査」『日本公衆衛生雑誌』vol.38 (2), pp.87-94。
- 杉本浩章・近藤克則・樋口京子・久世淳子・牧野忠康・宮田和明（2003）「在宅死亡患者割合に関する因子の研究—全国訪問看護ステーション調査ー」,『老年社会科学』25卷1号, pp.37-47。
- 定村美紀子・馬場園明（2005）「介護保険制度による介護資源の指標と死亡場所との関連—高齢社会にマッチした介護保険制度による資源の充実を求めてー」『厚生の指標』vol.52 (1), pp.8-14。
- 宮下光令・白井由紀・三條真紀子・羽佐田知美・佐藤一樹・三澤知代（2007）「2004年の都道府県別在宅死亡割合と医療・社会的指標の関連」『厚生の指標』vol.54 (11), pp.44-49。
- Yang L., Sakamoto N. and Marui E., (2006) "A study of home deaths in Japan from 1951 to 2002," BMC Palliative Care, vol.5, pp.1-9.
- 泉田信行・川越雅弘（2010）「自宅死亡割合に関する分析」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（政策科学総合研究事業）『医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究』平成21年度研究報告書所収。
- 北村行伸（2005）『パネルデータ分析』一橋大学経済研究叢書53, 岩波書店。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2006）「日本の将来推計人口（平成18年12月推計）」。
- （2008）「日本の世帯の将来推計（全国推計）」。
- 佐々木恵・新井明日奈・荒井由美子（2008）「要介護高齢者における死亡場所の希望と実際ー訪問看護師による把握ー」『日本老年医学会雑誌』vol.45, No.6, pp.622-62。
- Cohen J., Bilsen J., Addington-Hall J., Lofmark R., Miccinesi G., Kaasa S., Onwuteaka-Philipsen B. and Deliens L., (2008) "Population-based study of dying in hospital in six European countries," Palliative Medicine, vol.22, pp.702-710.
- Joan M. Teno, Brian R. Clarridge, Virginia Casey, Lisa C. Welch, Terrie Wetle, Renee Shield, and Vincent Mor (2004) "Family perspective on end-of-life care at the last place of care," JAMA, vol.291, No.1, pp.88-93.
- （いづみだ・のぶゆき 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部第1室長）

医療資源の偏在が受診行動範囲、診療日数、医療費に与える影響について ——国民健康保険レセプトデータに基づく実証的検証——

野 口 晴 子

I はじめに

昨今、医療制度の持続可能性をめぐる医療費適正化についての議論が活発化する一方、各方面で地域医療の崩壊に対する警鐘がならされている。こうした背景には、公立病院改革ガイドライン¹⁾に明示されているように、過疎地や不採算部門への医療サービスの提供、高度先進医療や地方への医師派遣など、民間医療機関では提供が困難な医療サービスの供給拠点として、これまで中心的役割を担っていた自治体病院が経営困難に陥っているという事情がある²⁾。また、平成18年6月15日に成立した「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」により、従来一般会計から切り離されてきた自治体病院を平成20年度決算から連結会計とすることで、既に財政状況が悪化している地方では、自治体病院の経営悪化が地方財政に更なる負荷をかけることになった³⁾。

一概に地域医療の崩壊といっても、地域住民に対するその影響の深刻度は、当該地域およびその周辺部における医療資源の集中度や日常的な住民の受診行動パターンにより大きく異なる。当該地域が医療資源の集中する都市部にあるかまたは隣接しており、代替可能な医療サービスを比較的安価な機会費用で得られる場合と、本稿が分析対象とする北海道中頓別町のように、都市部から遠く離れて代替可能な医療サービスを得る機会費用が高い場合とでは、後者の方が

はるかに深刻である。仮に、後者のような地域で、住民の受診率の高い、つまり、住民による依存度の高い医療機関が破綻すれば、受診に伴う患者の機会費用は著しく増加する。他方、たとえ遠隔地であっても日常的な患者の受診行動範囲が広く、いわゆる「町の病院」や「町の診療所」に対する受診率が低い地域であれば、地域住民に対する破綻効果はさほど深刻ではないかもしれない。無論、これは、住民の個人属性を同質とした場合の仮説であり、地域の基幹病院が破綻した場合の効果は住民間においても大きく異なる。身近な医療機関を喪失することは、体力のない高齢者や乳幼児、重篤な患者や慢性疾患をかかえた患者、情報の収集能力が所得や教育に依存するならばそうした経済的・人的資源を持たない者、公共交通機関が発達していない場合は自動車免許を持っていない住民などにとって受診の機会費用を引き上げ、ひいては、健康を損なう結果につながらないとも限らない。したがって、地域医療の現状と課題を議論する際には、当該地域の特性や住民の属性分布を考慮した地域ごとの個別な検証が必要不可欠である。

これまでも、医療費適正化の観点から、患者による受診行動の決定要因や受診行動と医療費との関係についていくつかの理論的・実証的研究が蓄積されている（井伊・別所（2006））⁴⁾。こうした先行研究では、患者の医療機関へのフリーアクセスが保障されているわが国において、医療サービス市場に特有の不確実性が原因となっ

て、施設の整備された大規模病院に患者が集中する傾向にあること（安西（1987）、島・仁田・岩崎・安達（1990）、知野（1994）、広井（1994）、吉岡・鈴木・渡邊・岡崎（1996）、中島（1998）），重篤度などの患者属性と医療機関の診療能力との間のミスマッチが医療費における非効率性を助長し、結果、大病院志向が高医療費に結びついていること（山本（2002）），医療費の地域差の無視できない部分がこうした患者行動の地域差によって説明できること（青木（2001）），したがって、フリーアクセスに対する制限や中・小規模病院の利用促進に医療費抑制効果が認められること（中泉（1995））などが指摘されている。

しかしながら、受診に伴う機会費用のうち、患者の空間的・時間的な受診行動範囲に着目して医療機関の選択を分析した研究は数が少ない（関田・藤咲・太田・横山（1983）、塚原（2002）、知野（1994）、吉岡・鈴木・渡邊・岡崎（1996）、泉田（2000））。これらの先行研究からは、わが国においても診療機関への距離や通院時間は医療機関選択の主要な要素であることがわかる。とりわけ、泉田（2000）は、市区町村の保険者機能という観点から、年齢・性別・診療日数・居住地域の属性など受診の機会費用が地理的な受診行動範囲に与える効果を分析し、そうした受診行動の蓄積として二次医療圏における実効性を検証した点で興味深い。

本稿では、泉田（2000）と同じ問題意識を念頭に置き、北海道中頓別町における国民健康保険レセプトデータ（以下、国保レセと略す）を用いて、中頓別を中心とした広域地域における医療資源の偏在が患者の受診行動と診療報酬点数でみた医療費に与える効果を定量的に検証し、仮に中頓別町内に医療機関がなかった場合どういった影響があるかについて単純なシミュレーションを行う。具体的には、まず、中頓別町と中頓別町を含む宗谷二次医療圏の実効性を検証するため、町内自治体病院と宗谷医療圏内医療機関への依存度を受診率によって測るとともに、住民の地理的な行動範囲を単純回帰によって推

定し地図上にマッピングする。第2に、患者の受診行動範囲を第1段階、診療実日数と診療報酬点数を第2段階として、操作変数法による医療資源と患者属性の効果分析を行う。わが国における先行研究では、データに制約があり、患者の地理的な受診行動に対する分析や、行動範囲を所与とした診療報酬点数（または、入院日数などの診療日数）に対する分析はあるが、その内生性を調整した研究は筆者の知る限り見当たらぬ。最後に、地域における医療機関の喪失が当該地域にもたらす影響を、患者の行動範囲と診療実日数および診療報酬点数の観点から推計する。

以下、第Ⅱ節では分析方法について述べ、第Ⅲ節では基本統計量に基づくデータの特性について概観する。第Ⅳ節で推定結果について検証した後、シミュレーションの結果を考察し、最終節では本稿の限界と今後の課題について述べる。

II 分析の方法

本稿では、記述統計的なアプローチとともに、医療資源の偏在と患者属性が患者の受診行動と医療費に与える効果を定量的に検証するため、操作変数法による2段階推定法を用いる。仮に、患者の受診行動が診療日数や医療費に与える効果を単純回帰分析（Least Square (LS)）で推定するならば、観察可能なまたは観察不能なさまざまの要因を通して受診行動と誤差項とが相関を持つ可能性が高く、LS推定量は一致性を持たない。患者の受診行動が、同居家族、所得、疾患の慢性度や重篤度など患者属性に依存し、内生的にモデル内部で決定されているならば、LS推定による受診行動範囲の診療日数や医療費への効果は過剰または過小に推計される。したがって、患者の受診行動とは相関を持つが、診療日数や医療費の推計式における誤差項とは相関を持たない外生変数を操作変数として投入することで、誤差項と相関する効果をモデルから除去することが望ましい。

推定法は下記の通りである。

$$\begin{aligned} \text{第1段階} \quad d &= Z\pi + v \quad \Rightarrow \quad \hat{d} = Z(Z'Z)^{-1}Z'd \\ \text{第2段階} \quad y &= X\beta + \hat{d}\eta + \varepsilon \end{aligned}$$

第1段階では、患者の受診行動を示す指標として、中頓別町内における患者の地区住所から受診した医療機関までの直線距離 (d) を用い、被説明変数とする。先行研究では一般的に、受診の機会費用として医療機関までの時間が用いられている。本稿において、時間ではなく距離を被説明変数とした理由は、第1に、本稿が二次医療圏と患者の地理的移動範囲の整合性を検証することを目的としているためである。第2に、中頓別町のような北海道の過疎地域では⁵⁾、都市部と比べ、電車やバスなどの公共交通機関の利便性が悪く、主たる交通手段は自家用車である。近隣の主要都市までの道路網は比較的直線的で渋滞する確率も低いことから通院時間は距離と比例していると考えられる。推計を行うに当たり、患者の地区住所は属性にかかわり無くランダムであると仮定して、緯度と経度から算出した、患者から町内の医療機関がある中頓別地区までの直線距離 (r) と方位角 (θ) を第1段階における操作変数として用いた。 θ は、中頓別町国民健康保険病院を出発点、患者の地区住所を到着点として、両者の緯度と経度から、北を0度、南を180度として算出した。第1段階における Z は、 r と θ 、患者および医療資源を中心とした地域属性（第2段階における X ）を含む説明変数である。 π はそれぞれの説明変数について推定される係数群であり、 v は第1段階における誤差項である。第2段階では、第1段階から導出された患者の移動距離の推定値 (\hat{d}) を説明変数として投入し、診療実日数と医療費 (y) に与える効果を検証する。第2段階の被説明変数 (y) は、1ヶ月当たり診療実日数、1日当たりの診療報酬点数と1カ月当たりの総診療報酬点数の3変数を用い、それぞれの被説明変数についての回帰分析を個別に行う。移動距離 (\hat{d}) が長くなるほど、医療サービスの需要に伴う機会費用としての通院コ

ストは高くなると考えられるが、これはもっぱら患者側の負担であって、医療費を示す診療報酬点数に直接的には反映されない。しかし、入院であれば家族による世話や見舞いにかかる機会費用が増加し入院日数を短縮し、入院外であれば通院回数を減らそうとするかもしれない。入院日数や通院回数の減少は診療内容を密にし、自動的に1日当たりの医療費を引き上げる可能性がある。あるいは、患者の移動距離の長さ (\hat{d}) が、患者がより質の高い医療資源を求めた行動の結果であるとするならば、入院日数や通院回数が減る以上に1日当たりの医療費が増加し、総医療費を引き上げる可能性もある。さらに、移動距離の機会費用は、入院よりも「通院」が必要となる入院外における方が高いと考えられる。 β はそれぞれの説明変数について推定される係数群であり、 ε は第2段階における誤差項である。第2段階における誤差項が操作変数と相関を持たず ($E(\varepsilon|r, \theta)=0$)、他方、患者の受診行動範囲と操作変数とが相関を持つならば、($E(d|r, \theta) \neq E(d)$)、操作変数としての要件は満たされるが、こうした条件を満たすことのできる操作変数はめったに存在しない。ここで用いる操作変数 (r, θ) の有効性については、第4節において実際の分析結果を参照しながら考察を加える。

次に、説明変数 (X) についての仮説を述べる。患者は、受診から得られる便益と受診にかかる直接・間接の費用の差が最も大きくなるように、医療機関に対する意思決定を行い、受診行動範囲を設定するだろう。患者が受ける便益は、医療機関が提供する医療サービスの量と質に依存している。医療サービスの量と質を何で測るかについては議論の分かれる点であるが、本稿では、医療資源の地域的偏在が患者の受診行動をどう誘引しているかを検証するため、次のような説明変数を推定式に投入した。まず、中頓別町に住所を置く患者が受診した医療機関が設置されている全市区町村を識別する。結果、中頓別町を入れて道内計56市区町村の医療機関を利用していたことがわかった。次に、医療サー

ビスの量を測る指標として、当該市区町村ごとに、人口10万人当たりの病床数と医師数、および、設置された特定集中治療室（以下、ICUと略す）数を用いる。質的変数としては、当該市区町村について、医療機関ごとに、診療科・検査・治療・手術に関する基準の有無に基づき主成分得点を計算し⁶⁾、さらに、その値から市区町村全体での主成分得点の平均値を算出して、推定式に投入した。

患者の受診行動や医療費は、患者個人の属性によっても影響を受ける。ここでは、性別、年齢、世帯構成員数（ただし、国保加入者数のみ）、所得効果として非課税区分、退職医療資格者の一般受診による1割差額支給の有無、「慢性期」の病態を示す指標として診療開始日からの月数が90日を越えているかどうか⁷⁾、また、診療報酬点数の改定など時系列による効果を吸収させるため年度ダミーを推定式に投入した⁸⁾。

III 基本統計量に基づくデータの特性

1 データ

本稿で用いるデータは、北海道宗谷地区枝幸郡中頓別町における5年間（2003年4月1日-2007年3月31日）、60時点（月数）を含む国保レセ（N=84,364）とWAM NET（www.wam.go.jp）の病院・診療所情報である。ここでは、病院および診療所での受診レセのみ（N=58,390）を対象とし、薬局（N=19,196）、歯科（N=5,338）、および、針灸・整骨院（N=1,209）は分析から除外した。さらに、住所などの受診医療機関属性が特定できなかったり、個人属性に欠損があつたりしたサンプル（N=15,757）を除外すると、分析対象となるのは、延べで各月に「入院のみ」のレセ数が677、「入院外のみ」のレセ数が38,832、「入院および入院外両方が発生した（入院・入院外両方）」レセ数が3,355である。1カ月間に入院と入院外の両方が発生したレセを区別したのは、医師の指示による受診行動が含まれる可能性を排除するためである⁹⁾。また、当該月に同一の患者が違う病院にかかったり、総合病

院で複数の診療科で受診したりした場合、複数のレセが観察される場合がある。本稿では、複数レセが発生した患者については、被説明変数となる診療実日数および診療報酬点数については患者ごとに各月の総計を求め、医療機関までの直線距離（d）と受診地域属性については平均値を算出し分析を行った。なお、dについては、国保レセの医療機関名に基づき個々の患者の受診医療機関に関する住所情報を、WAM NETから収集・突合させ、当該住所の緯度と経度から計測を行った。

中頓別町の人口および人口構成から、とりわけ入院外に関しては定期的に通院する高齢者の比率が高いと考えられるが、レセプトデータの特性上、当該月において医療サービスを利用しなかった者は観察不能なため、本稿では、repeated cross-sectionの枠組みで処理する。したがって、ここでは、レセプトが存在する受診患者のみを分析対象としており、移動距離が受診をするか否かの意思決定に与える影響については分析しておらず、今後の検討課題とさせていただく。結果、回帰分析の対象となる患者数は、延べで「入院のみ」が638人、「入院外のみ」が29,187人、「入院および入院両方」が1,329人であり、この3つの入院・入院外区分別に回帰分析を行った。

2 入院・入院外区分別、地区住所別、医療機関所在地別の実効率

最初に、患者の受診行動範囲を検証する基礎資料として、WAM NETから抽出した北海道内における病院・診療所の分布を、市区町村ごとの人口10分位と重ね合わせ、地図上にプロットした図1を示す。病院・診療所とともに人口規模が大きく高齢化率の低い都市部への集中がみられる。こうした医療資源の偏在は、地理情報システム（Geographic Information System：GIS）のパターン分析により、いずれもランダムではなく何らかの法則性の下に凝集して分布していることが、有意水準1%で確認されている。ここでは、受診地域を、①中頓別町、②中頓別町以

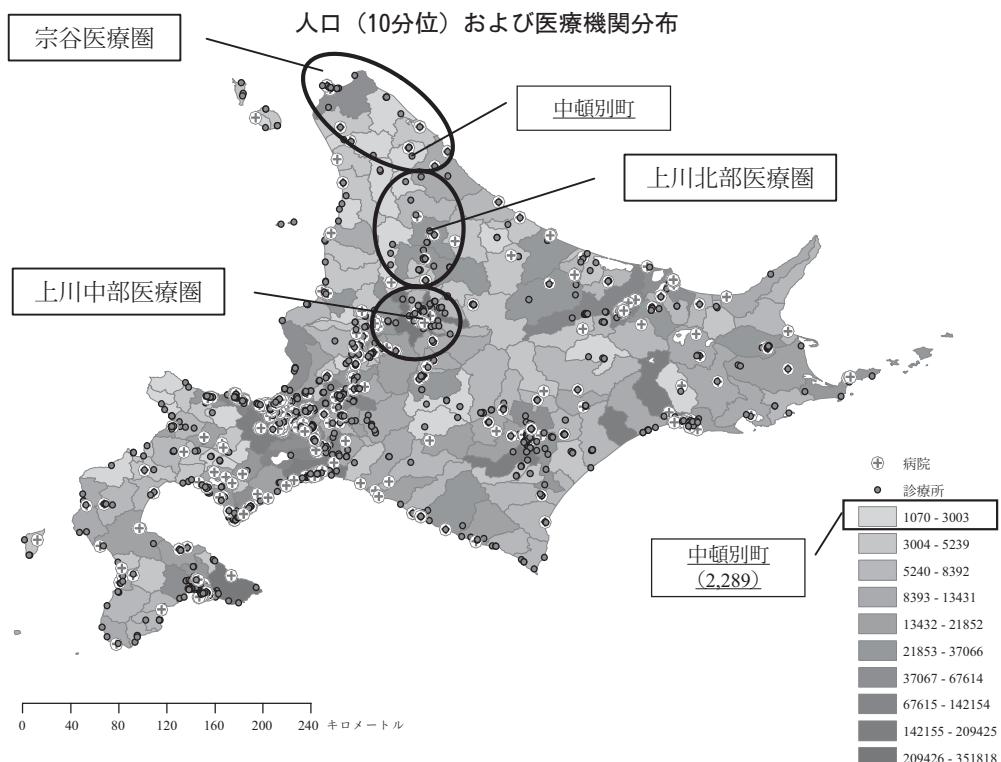


図1 北海道市区町村別人口（10分位）と医療機関分布

表1 入院/入院外区分・地区住所別・医療機関所在地別の実効率

診療報酬点数（単位：1,000点） 患者地区住所	入院のみ (N=677レセ)			入院外のみ (N=38,832レセ)			入院・入院外両方 (N=3,355レセ)		
	中頓別 町全体	中頓別 地区	中頓別 地区外	中頓別 町全体	中頓別 地区	中頓別 地区外	中頓別 町全体	中頓別 地区	中頓別 地区外
(1) 医療機関所在地別診療報酬点数									
A.中頓別町内	8,843	6,931	1,912	47,211	31,043	16,167	14,065	10,398	3,668
B.中頓別町外	17,626	9,884	7,742	14,574	7,211	7,363	28,798	19,052	9,745
B-1.中頓別町以外宗谷医療圏内	1,243	64	1,178	844	447	396	593	297	297
B-2.上川中部医療圏	8,423	5,459	2,963	3,179	1,449	1,730	9,295	5,525	3,770
B-3.上川北部医療圏	6,549	3,519	3,030	8,080	3,950	4,130	12,534	8,842	3,692
B-4.その他	1,411	841	570	2,471	1,364	1,107	6,376	4,389	1,986
C.総計	26,469	16,815	9,654	61,785	38,254	23,531	42,863	29,450	13,413
(2) 診療報酬点数から計測した実効率									
中頓別町内(A/C)	33.41%	41.22%	19.81%	76.41%	81.15%	68.71%	32.81%	35.31%	27.34%
中頓別町外(B/C)	66.59%	58.78%	80.19%	23.59%	18.85%	31.29%	67.19%	64.69%	72.66%
同一第2次医療圏(宗谷)((A+(B-1))/C)	38.11%	41.60%	32.01%	77.78%	82.32%	70.39%	34.20%	36.31%	29.56%
上川中部医療圏(B-2/C)	31.82%	32.47%	30.69%	5.14%	3.79%	7.35%	21.68%	18.76%	28.11%
上川北部医療圏(B-3/C)	24.74%	20.93%	31.39%	13.08%	10.33%	17.55%	29.24%	30.02%	27.53%

注) 上川北部は士別市、名寄市、剣淵町、美深町、音威子府村、中川町を、上川中部は旭川市、東神楽町を含む。

外宗谷医療圏¹⁰⁾、③上川支庁内・上川中部医療圏¹¹⁾、④上川支庁内・上川北部医療圏¹²⁾、⑤その他¹³⁾の5つに区分し、国保レセ患者の受診行動を考察する。

患者の受診行動範囲から中頓別町を含む宗谷医療圏の実効性を検証するため、当該5年間の診療報酬点数の総計から、中頓別町内における患者の地区住所と受診医療機関所在地別に受診率

を示したのが、表1である。「入院のみ」に関しては、中頓別町内の実効率は33%、宗谷医療圏内が38%、上川中部が32%、上川北部が25%となっている。他方、「入院外のみ」については、中頓別町内での受診率が入院よりも高まるところから、中頓別町内が76%、宗谷医療圏が78%と同一医療圏内での実効率が上昇し、上川中部が5%、上川北部が13%と、越境受診率は低下する。

表2 入院/入院外区分別の診療実日数、診療報酬点数、患者および受診地域属性

(注1)	入院のみ (N=638)	入院外のみ (N=29,187)	入院・入院外両方 (N=1,329)
A. 診療実日数と診療報酬点数			
1ヵ月当たり診療実日数合計（日）	27.43 (9.55)	2.60 (2.33)	15.54 (9.82)
1日当たり診療報酬点数（点）	1,639 (1,476)	904 (747)	2,136 (1,961)
1ヵ月当たり総診療報酬点数（点）	41,488 (37,848)	2,117 (2,213)	32,252 (38,235)
B. 患者属性			
地区住所が中頓別地区（＝1）	0.68	0.59	0.67
女性（＝1）	0.49	0.58	0.59
年齢（歳）	75.34 (12.21)	74.17 (13.07)	78.60 (12.00)
国保加入世帯員数	2.40 (1.71)	3.63 (2.47)	4.98 (2.56)
非課税区分（＝1）	0.74	0.54	0.58
退職医療資格者の一般受診による1割差額支給（＝1）	-	0.001	0.002
診療開始日からの月数>90日（中央値）（＝1）	0.47	0.60	0.46
C. 受診医療機関の設置された地域属性^(注2)			
地区住所から受診医療機関までの距離（km）	59.61 (63.07)	20.69 (38.72)	43.51 (50.03)
人口10万人当たり病床数	2,199 (362)	2,086 (495)	2,162 (429)
人口10万人当たり医師数	189 (122)	124 (79)	162 (104)
特定集中治療室設置数	0.29 (0.51)	0.06 (0.25)	0.17 (0.38)
診療科に関する基準による主成分得点	0.34 (1.42)	-0.61 (0.93)	-0.09 (1.02)
検査に関する基準による主成分得点	0.54 (1.04)	-0.11 (0.57)	0.23 (0.70)
治療に関する基準による主成分得点	-0.17 (0.65)	-0.39 (0.48)	-0.24 (0.50)
手術に関する基準による主成分得点	0.80 (1.04)	0.22 (0.74)	0.56 (0.77)

注) 1) () 内は標準偏差。連続変数についてのみ表示した。

2) 受診医療機関に関する情報については、WAM NET (www.wam.go.jp) の病院・診療所情報に基づき集計を行った。地区住所から受診医療機関までの距離は直接距離で測定した。

「入院・入院外両方」のレセが発生した場合では、中頓別町内の実効率は33%，宗谷医療圏内が34%と、同一医療圏内への受診については入院とほぼ同じ結果であったが、上川中部が22%，上川北部が29%と「入院のみ」と比較すると上川北部の比率が高まっている。表1の結果から、患者は入院と入院外とで明らかに受診行動を変化させており、おそらくは、入院に対してはより広域に存在する医療資源に、入院外の場合にはaccessibilityを優先した行動をとっていると考えられる。

この実効率は、例えば泉田（2000）によって検証された千葉県・長野県・福岡県の都市部での約8-9割からみると低いが、3県の農村部と比較すると大体同程度かまたは比較的高い実効水準となっている。患者が中頓別町以外のどこへ誘引されているかというと、中頓別町の北側に広がる同一二次（宗谷）医療圏内にはほとんど向かわらず、名寄市、士別市、旭川市などの都市部を要する南側の上川中部と上川北部へ流出している。以上のことから中頓別町を含む二次医療圏における、とりわけ入院外の実効性の高さは中頓別町内での受診に大きく依存していることがわかる。

また、泉田（2000）が実効率の都市部と農村部との違いに着目したように、全体が農村部である中頓別町内においてさえ、町内の医療機関が存在する中頓別地区とそれ以外の15地区では患者の受診行動に違いが見られる¹⁴⁾。入院・入院外区分にかかわらず、中頓別地区の患者は町内受診率と宗谷医療圏内受診率が中頓別地区以外の患者に比較して相対的に高く、他方、中頓別地区以外の患者は相対的に町外受診率、つまりは越境受診の比率が高い傾向にある。以上のことから、中頓別町内の医療機関が存在する中頓別地区から患者の地区住所までの距離が、患者の受診行動範囲に少なからず影響を及ぼしていることがわかる。

IV 分析の結果

1 患者の受診行動範囲（移動距離）と二次医療圏（宗谷医療圏）の実効性

本節では、第2節で論じた回帰モデルに基づいた分析結果を示す。まず、表2は、入院・入院外区分別に分析に用いる被説明変数と説明変数の基本統計量を示している。表2をみると、患者の移動距離は「入院のみ」、「入院・入院外両方」、「入院外のみ」の順番で長く、また、人口10万人当たりの病床数・医師数、特定集中治療室設置数、診療科・検査・治療・手術に関する基準による主成分得点のいずれの指標についても、移動距離と同様の順番で医療資源の密度が高い傾向にあることがわかる。

表3は、地区住所から受診医療機関までの距離(d)を被説明変数、患者から町内の医療機関がある中頓別地区までの直線距離(r)と方位角(θ)を操作変数とした第1段階の推定結果を示している。決定係数が0.9を超えており、操作変数法第1段階の推定式の説明力としてはまず妥当な数値であった。結果、「入院のみ」と「入院外のみ」については r がともに有意に正で、この結果は、地区住所から町内病院の立地する中頓別地区までの距離が遠いほど、患者の受診行動範囲は拡大傾向にあることを示唆している。他方、1カ月間に入院レセと入院外レセが両方発生している場合では、 r の有意性は観察されなかった。方位角については、「入院のみ」で θ が有意に負、「入院外のみ」と入院・入院外では有意に正であった。つまり、前者では中頓別地区からみた地区住所が南側にあるほど受診行動範囲は縮小し、後者では拡大傾向にある。「入院・入院外両方」について、 r は有意でなく、 θ の効果が入院とは逆であったことから、医師の指示による影響が反映している可能性も十分考えられる。したがって、表3の推定値より、「入院のみ」と「入院外のみ」については操作変数 r と θ がともに、「入院・入院外両方」については θ が、移動距離(d)に対して有意な効果を持つことが示された。

表3 患者属性と地域属性が患者の受診行動範囲に与える効果

被説明変数：地区住所から受診医療機関までの距離 (km) ^(注2)	入院のみ ^{注1)}	入院外のみ ^{注1)}	入院・ 入院外両方 ^{注1)}
<u>操作変数^(注3)</u>			
地区住所から中頃別地区までの距離 (r)	1.06 *** (0.19)	0.28 *** (0.02)	-0.15 (0.13)
地区住所からみた中頃別地区の方位角 (θ)	-0.03 *** (0.01)	0.004 *** (0.001)	0.02 *** (0.01)
<u>B.患者属性</u>			
女性 (=1)	3.11 *** (1.15)	0.18 (0.12)	3.68 *** (0.72)
年齢 (歳)	-0.05 (0.05)	0.05 *** (0.00)	-0.08 ** (0.03)
国保加入世帯員数	0.75 ** (0.33)	0.01 (0.03)	-0.06 (0.16)
非課税区分 (=1)	-1.33 (1.28)	-0.39 *** (0.13)	1.88 ** (0.78)
退職医療資格者の一般受診による1割差額支給 (=1)	- (-)	-1.32 (1.796)	-5.34 (9.012)
診療開始日からの月数>90日 (中央値) (=1)	0.49 (1.06)	-1.50 *** (0.15)	-3.11 *** (1.09)
<u>C.受診医療機関の設置された地域属性^(注4)</u>			
人口10万人当たり病床数	0.02 *** (0.002)	0.02 *** (0.0002)	0.01 *** (0.001)
人口10万人当たり医師数	-0.15 *** (0.01)	-0.15 *** (0.00)	-0.14 *** (0.01)
特定集中治療室設置数	75.45 *** (3.44)	97.69 *** (0.69)	93.82 *** (2.91)
診療科に関する基準による主成分得点	118.87 *** (2.15)	119.68 *** (0.45)	116.76 *** (1.73)
検査に関する基準による主成分得点	-103.53 *** (3.15)	-95.73 *** (0.67)	-105.17 *** (2.77)
治療に関する基準による主成分得点	-65.38 *** (2.98)	-34.05 *** (0.39)	-48.07 *** (2.03)
手術に関する基準による主成分得点	1.32 (2.24)	-26.88 *** (0.35)	-7.24 *** (1.72)
constant	37.40 *** (5.34)	48.12 *** (0.57)	54.66 *** (3.65)
<u>操作変数の弱相関の検定</u>			
Anderson's CCLM statistic	29.18	759.82	34.58
p値	0.00	0.00	0.00
Cragg-Donald Wald F statistic	14.83	389.80	17.49
<u>モデルのtest statistic</u>			
F	929.44	20861.17	1020.94
Centered R ²	0.96	0.93	0.94
Uncentered R ²	0.98	0.95	0.96
N	638	29,187	1,329

- 注) 1) ***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。なお、すべての回帰分析は年ダミーにより調整済み。
 2) 居住地区から受診医療機関までの距離は直接距離で測定した。
 3) 患者から町内の医療機関がある中頃別地区までの直線距離と方位角については、緯度と経度から算出した。
 4) 受診医療機関に関する情報については、WAM NET (www.wam.go.jp) の病院・診療所情報に基づき集計を行った。

さらに、弱相関の検定をみても、操作変数は患者の受診行動範囲と有意な相関を持つことが確認される。

次に、個人属性の移動距離への効果についてみてみると、まず性別については、「入院外のみ」を除いて、男性と比較して女性の方の受診行動範囲が広いことがわかる。これは、就労時間の面で女性の方が男性に比較すると移動距離（あるいは時間）に対する機会費用が低いことが起因していると予想される。年齢については、「入院のみ」については有意ではなく、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」で異なる結果を得た。前者ではより高齢な方が、移動距離が長く、後者では短い傾向にある。世帯人員数の代理変数である国保加入世帯員数については、「入院のみ」で世帯員数が多いほど受診行動範囲が広まる傾向がある。これは、世帯構成員が存在することにより、入院中の世話や見舞いを容易にし、受診行動を拡張しているのかもしれない。所得効果としての非課税区分は、「入院外のみ」で有意に負であり、これは低所得者層にとって移動の

機会費用が相対的に高いことを示唆していると考えられるが、他方で、「入院・入院外両方」では有意に正である。本稿では、重篤度を調整する指標がないことから、低所得者層を示す非課税区分が重篤度を示唆している可能性は否定できない。診療日からの日数が90日を越えている場合、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」において、移動距離が短い傾向にあるという結果である。この点に関しては、慢性的な病態をかかえた患者にとって、移動距離の機会費用が大きいことを示唆している。

受診した医療機関がある地域属性については、人口10万人当たり病床数、ICU設置数、診療科からみた場合の医療資源の密度が、患者の受診行動範囲を拡大する誘因となっており、とりわけ、ICU設置数と診療科の影響が大きいことがわかる。他方、人口10万人当たり医師数、検査や治療でみた場合の医療資源の密度は有意に移動距離を短くする傾向にある。手術に関する医療資源については、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」で有意で負という結果であった。検

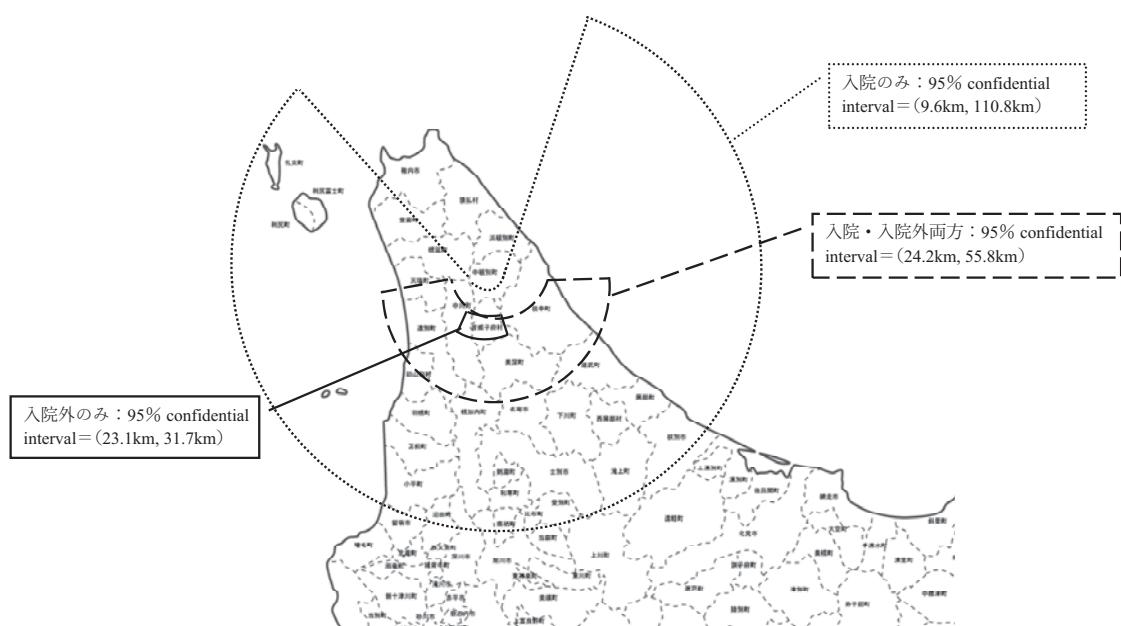


図2 医療施設選択の推定行動範囲

査基準と手術基準が移動距離に対して有意に負であったのはおそらく、こうした医療資源に対する患者のニーズが緊急性を持っているからではないかと考えられる。また、治療基準に対する主成分得点が受診行動範囲を狭めているのは、基準とした治療内容が患者にとって日常的なリハビリテーションを中心としたものであったために、地域における医療資源の密度よりも利便性を重視した結果ではないだろうか。ただし、相互に強い相関があると思われる医療資源の変数を同時に回帰分析に投入することは、多重共線性を引き起こす可能性があり、解釈には留保が必要である。

本稿では、二次医療圏の実効性を視覚的に検証するため、患者の移動距離と地区住所からみた受診した医療機関の方位角¹⁵⁾を被説明変数とする seemingly unrelated regressionで入院・入院外区分別に同時推定させた。回帰分析で用いた説明変数は、表3と同じ変数群である。距離と方位角について得た推定値の95%信頼区間を図式的に示した結果が、図2である。この結果から、「入院のみ」の方が「入院外のみ」や「入院・入院外両方」よりも患者の受診行動範囲が広い傾向にあること、中頓別町を含む宗谷医療圏が中頓別町以北に設置されているのに対して、患者の受診行動は同一医療圏内よりもむしろ、中頓別町から南側に隣接する上川支庁、とりわけ、名寄市や士別市を含む上川北部と旭川市を要する上川中部へ広がっていることがわかる。この結果は、中頓別町に限っていえば、高度医療以外の提供について圏内で完結するように設置された二次医療圏の設定と患者の受診行動にズレが生じている、という基本統計量で得た結果を裏付けるものである。

2 診療実日数と診療報酬点数に対する効果

患者の受診行動範囲、および、患者属性、受診医療機関の所在地域属性が診療実日数と診療報酬点数に与える効果について入院・入院外区分別にそれぞれまとめたものが、表4である。回帰分析Iでは1ヶ月当たり診療実日数合計(日)、

回帰分析IIでは1日当たり診療報酬点数(点)、回帰分析IIIでは1ヶ月当たり総診療報酬点数(点)がそれぞれ被説明変数となっている。

まず、回帰分析Iをみると、患者の受診行動範囲が1km拡大すると、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」において、診療実日数は有意に1ヶ月当たり約0.12日と0.66日減少する傾向にあるが、「入院のみ」については有意な影響は観察されなかった。他方、診療報酬点数については、回帰分析IIをみると、患者の受診行動範囲が1km拡大すると、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」において、1日当たりの診療報酬点数は16点と48点高くなるが、「入院のみ」については有意な影響はない。1ヶ月当たりの総診療報酬点数については、「入院外のみ」について患者の受診行動範囲が有意であり、1km当たり64点減少傾向にあることがわかる。この結果から、「入院外のみ」については、患者の受診行動の拡大が、通院回数を減少させる一方で1日当たりの診療報酬点数を増加させるが、1ヶ月間の総額では医療費を抑制する傾向にあることがわかる。

紙幅の関係上、ここではLSの結果は示さないが、2SLSによって推定された \hat{d} の効果はLSよりも大きいことから、測定誤差による下方バイアスの問題や、診療実日数が少なかったために遠い医療機関での治療が可能であった、あるいは、1日当たりの診療報酬点数が高かったために近距離にある医療機関での治療が不可能であった、といった因果関係の影響が緩和された可能性がある。また、回帰分析Iでは「入院外のみ」と「入院・入院外両方」、回帰分析IIでは「入院・入院外両方」、回帰分析IIIでは「入院のみ」と「入院・入院外両方」について、過剰識別制約の検定結果から、操作変数が第2段階の推定式の誤差項(ε)と無相関であるという帰無仮説が棄却されなかった。したがって、過剰識別について若干の不安は残るもの、 r と θ の有効性が上記の推定については検証されたことになる。

次に患者属性について、入院については、年齢が1歳上がるごとに診療実日数が0.12日、1ヶ月の診療報酬点数が491点増え、国保加入世帯員数が

表4 受診行動範囲、患者属性、受診医療機関の所在地域属性の効果（操作変数法2SLS）^(注)

従属変数	回帰分析I			回帰分析II			回帰分析III			
	1カ月当たり診療実日数合計(日)		1日当たり診療報酬点数(点)	1カ月当たり総診療報酬点数(点)		1カ月当たり総診療報酬点数(点)	1カ月当たり総診療報酬点数(点)		1カ月当たり総診療報酬点数(点)	
	入院のみ	入院外のみ	入院・入院外両方	入院のみ	入院外のみ	入院・入院外両方	入院のみ	入院外のみ	入院・入院外両方	
<u>A.受診行動範囲</u>										
地区住所から受診医療機関までの距離 (km) ^(注2)	0.06 (0.14)	-0.12 *** (0.01)	-0.66 *** (0.17)	-9 (20)	16 *** (3)	48 * (25)	735 (536)	-64 *** (8)	-510 (494)	
B.患者属性										
女性 (=1)	-0.89 (0.97)	0.05 (0.03)	3.46 *** (0.92)	204 (139)	-47 *** (9)	-149 (137)	892 (3,715)	-18 (26)	4,222 (2,716)	
年齢 (歳)	0.12 *** (0.04)	0.04 *** (0.001)	0.10 *** (0.04)	4 (6)	4 *** (0)	-7 (5)	491 *** (153)	38 *** (1)	70 (108)	
国保加入世帯員数	-0.39 (0.28)	0.18 *** (0.01)	-0.24 (0.16)	66 (41)	-7 *** (2)	-43 * (24)	-307 (1,093)	128 *** (6)	-996 *** (467)	
非課税区分 (=1)	2.87 *** (0.95)	0.64 *** (0.03)	2.64 *** (0.78)	-937 *** (137)	-78 *** (9)	-509 *** (116)	-15,256 *** (3,665)	260 *** (28)	4,215 * (2,308)	
退職医療資格者の一般受診による1割差額支給 (=1)	-0.159 (-)	1.872 (0.450)	- (8,896)	- (-)	649 *** (129)	771 (1,328)	- (-)	2,400 *** (392)	8,377 (26,357)	
診療開始日からの月数>90日 (中央値) (=1)	1.62 ** (0.79)	-0.26 *** (0.04)	-2.31 ** (1.15)	-570 *** (114)	105 *** (11)	437 ** (171)	-10,193 *** (3,054)	-15 (33)	1,998 (3,404)	
C.受診医療機関の設置された地域属性 ^(注3)										
人口10万人当たり病床数	-0.004 (0.003)	0.002 *** (0.0001)	0.01 ** (0.002)	0.5 (0.4)	-0.1 *** (0.0)	-0.8 ** (0.4)	-4.3 (11.6)	1.4 *** (0.1)	7.2 (7.2)	
人口10万人当たり医師数	0.02 (0.02)	-0.02 *** (0.001)	-0.07 *** (0.02)	-3 (3)	3 *** (4)	3 (92)	64 (56)	-12 *** (1)	-119 * (71)	
特定集中治療室設置数	-5.36 (10.63)	11.93 *** (0.88)	56.41 *** (15.87)	397 (1,527)	-1,512 *** (252)	-3,169 (2,369)	-56,718 (40,876)	6,598 *** (768)	64,017 (47,025)	
診療科に関する主成分得点	-9.31 (16.51)	14.51 *** (1.07)	78.90 *** (19.52)	1,308 (2,372)	-1,603 *** (306)	-4,851 * (2,914)	-77,195 (63,480)	8,711 *** (933)	87,391 (57,833)	
検査に関する基準による主成分得点	9.84 (14.25)	-10.99 *** (0.87)	-64.94 *** (17.81)	-615 (2,046)	1,514 *** (247)	3,772 (2,659)	80,111 *** (54,768)	-6,082 *** (754)	-81,366 (52,770)	
治療に関する基準による主成分得点	8.20 (9.49)	-3.35 *** (0.32)	-31.94 *** (8.14)	-832 (1,363)	266 *** (91)	1,289 (1,215)	48,848 (36,484)	-2,321 *** (278)	-47,018 * (24,122)	
手術に関する基準による主成分得点	-1.03 (1.70)	-3.79 *** (0.25)	-7.02 *** (2.12)	92 (245)	199 *** (72)	1,716 *** (317)	-233 (6,552)	-2,503 *** (221)	12,882 *** (6,289)	
constant	19.59 *** (6.00)	5.63 *** (0.49)	41.75 *** (10.32)	1,522 * (862)	-337 ** (140)	646 (1,340)	-23,700 (23,070)	2,607 *** (425)	51,873 * (30,575)	
<u>過剰識別制約の検定</u>										
Sargan statistic	6.83 0.01	0.63 0.43	2.76 0.10	4.72 0.03	77.57 0.00	1.07 0.30	0.33 0.56	48.79 0.00	1.77 0.18	
p値	0.90	0.62	0.54	0.64	0.61	0.59	0.60	0.49	0.45	
モデルのtest statistic										
Adj/Uncentered R ²										

注) 1) ***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。なお、すべての回帰分析はダミーにより調整済み。

2) 第1段階推定から得られた推定値 (\hat{d}_1)。

3) 受診医療機関に関する情報については、WAM NET (www.wam.go.jp) の病院・診療所情報に基づき集計を行った。

1人増えることで、入院外で診療実日数が0.18日増えることがわかる。興味深いのは、国保加入者世帯員の存在が、「入院・入院外両方」で1カ月当たりの総診療報酬点数を大幅に（996点）減少させることである。非課税区分ダミーは、いずれの場合も診療実日数を引き延ばすが、1日当たりの診療報酬点数には有意に負の効果があり、結果、「入院のみ」と「入院・入院外両方」において1カ月当たりの医療費総額を大幅に減少させている。退職医療資格者の一般受診による1割差額支給については、診療実日数に対しては影響がないものの、入院外において診療報酬点数を大きく引き上げている。診療日からの日数が90日を越えている場合、診療実日数は、「入院のみ」については増え、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」では減る傾向にある。逆に、1日当たりの診療報酬点数でみると、「入院のみ」では大幅に減り、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」では増える傾向にある。結果、慢性期の病態をかかえた患者は、入院日数は長いが1日当たりの診療密度は低く、1カ月の総額では総診療報酬点数は低い傾向にある。

医療資源の密度に関する結果で興味深いのは、「入院外のみ」について、受診地域における人口10万人当たりの病床数、ICU設置数、診療科の主成分得点が、診療実日数については有意に正、1日当たりの診療報酬点数に対しては有意に負の効果がある一方で、人口10万人当たりの医師数、検査・リハビリ中心の治療・手術の主成分得点が日数については有意に負、1日当たり点数に対しては有意に正の効果が認められたことである。1カ月当たりの総額でみると、いずれも1日当たりの点数よりもむしろ診療実日数への効果が影響し、前者については正、後者については負の効果が観察された。「入院・入院外両方」でも同様の結果が観察されるが、診療実日数以外では有意水準は高くない。また、表3で考察された通り、前者については患者の受診行動範囲拡大誘因であり、後者は縮小誘因である。仮に、医療資源の密度が当該地域における競争環境の過密さをあらわしているとするならば、1日当たりの

診療報酬点数が減り受診回数が増えるといった前者についての結果をみると、供給者誘発需要の発生も疑われる。他方、後者については、供給者間の競争の結果、1回当たりの診療密度を上げてサービス供給の回転率を高めているかもしれない。いずれにしても、本稿では、こうしたメカニズムが、供給者主導によるものなのか、あるいは、ここでは調整されていない重篤度などの患者側の要因であるのかを識別することはできない。さらには、患者の受診行動範囲に対する効果と同様に、多重共線性によるバイアスの影響も念頭おく必要がある。

3 中頓別町内に医療機関が無かった場合の患者受診行動と医療費に与える影響

ここでは、以上の回帰分析の結果を用いて、中頓別町内にある2つの医療機関がなかった場合、患者の受診行動と医療費にどういった影響があるにかについて単純なシミュレーションを行う。まず、レセプト・ベースのデータから、町内受診者と町外受診者とを識別し、町内受診ダミーを被説明変数、個人属性を説明変数とするプロビット推計を行いpropensity scoreを計算する。説明変数として用いた個人属性は、性別、年齢、世帯構成員数、非課税区分、退職医療資格者の一般受診による1割差額支給の有無、診療開始日からの月数が90日を越えているかどうか、である。算出されたpropensity scoreに基づき、最近隣マッチング(nearest-neighbor matching)を行い、町内受診者と類似したサンプルをone-by-oneで町外受診者の中から抽出し、マッチングされた町外受診サンプルによって選択された医療機関を町内受診者にimputeする¹⁶⁾。次に、こうした得られた患者の受診行動範囲(移動距離)を、再度操作変数法2SLSの回帰式に投入することによって、中頓別町内に医療機関が無かった場合の、患者1人の1カ月当たりの総診療報酬点数を推定する。そして、その結果を基にして、中頓別町全体の1ヶ月間・1年間の診療報酬点数を推計する¹⁷⁾。

結果は、図3（入院のみ）、図4（入院外のみ）、

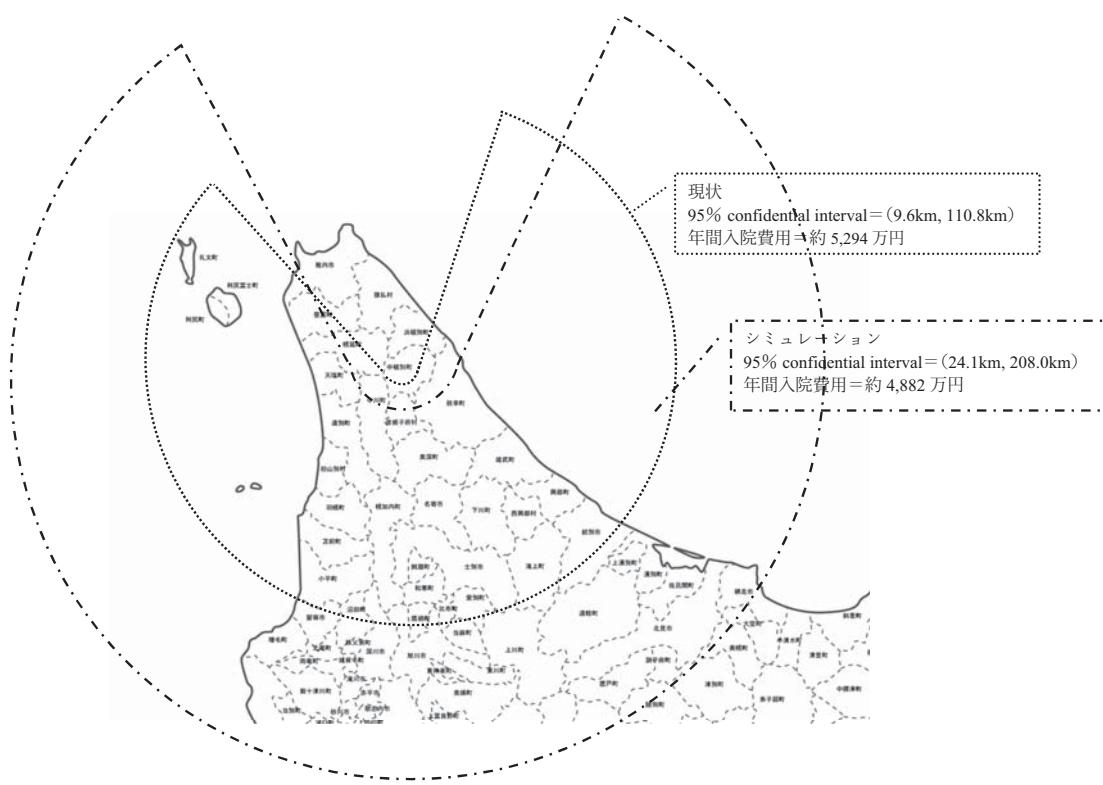


図3 シミュレーション結果 I (入院のみ)

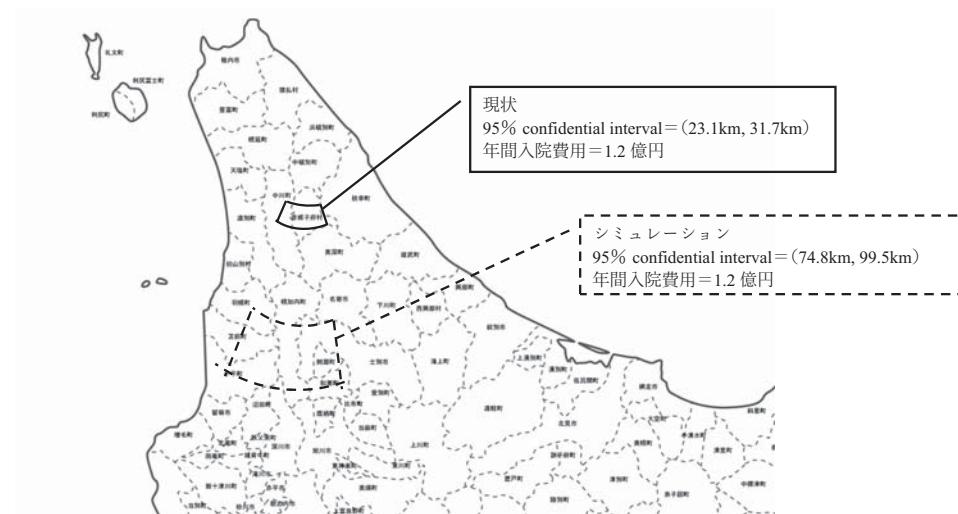


図4 シミュレーション結果 II (入院外のみ)

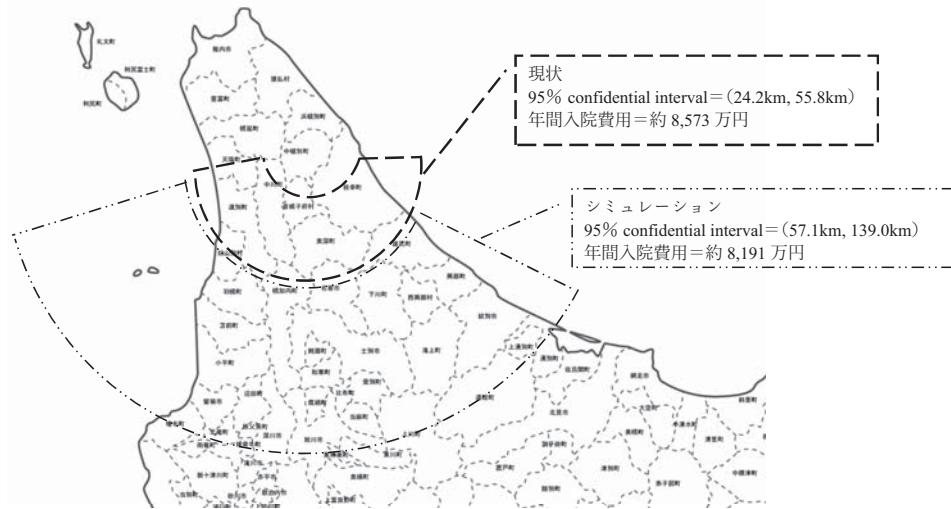


図5 シミュレーション結果III（入院・入院外両方）

図5（入院・患者両方）に示す通りである。留意すべきは、これは国保レセプトすべての診療報酬点数についてではなく、本稿で分析対象としている病院および診療所レセに限った数値であるため、薬局、歯科、および、針灸・整骨院はシミュレーションの対象には入っていない。また、入院に関しては、中頓別町内の診療所には入院施設がないため、シミュレーションにおいて病院と診療所を区別することはできなかった。

図3、図4、図5によると、仮に中頓別町内に医療機関がなかった場合、移動距離の平均値は、「入院のみ」で約60kmから約116km、「入院のみ」では約21kmから約87km、「入院・入院外両方」で約44kmから約98kmまで広がるもの、診療報酬点数については、入院・入院外区分によらず、中頓別町全体で若干減少傾向にあることがわかる。ただし、ここでは、患者の機会費用については全く考慮に入れていないことを追記しておく必要がある。

V 考察と今後の課題

本稿では、北海道中頓別町における国保レセを用いて、中頓別を中心とした広域地域におけ

る医療資源の偏在が、患者の受診行動、診療実日数、および、診療報酬点数でみた場合の医療費に与える効果を定量的に検証し、仮に中頓別町内に医療機関がなかった場合の効果について単純なシミュレーションを行った。結果は下記の6点に要約することができる。

- ① 中頓別町を含む宗谷医療圏の実効性は、例えば泉田（2000）によって検証された千葉県・長野県・福岡県の都市部での約8-9割からみると低いが、3県の農村部と比較すると大体同程度かまたは比較的高い水準にある。
- ② 中頓別町の国保患者の受診行動は、入院・入院外とともに、受診した医療機関がある地域属性のうち、人口10万人当たり病床数、ICU設置数、診療科からみた場合の医療資源の密度が、患者の受診行動範囲を拡大する誘因となっており、とりわけ、ICU設置数と診療科の影響が大きい。
- ③ 患者属性については、入院・入院外区分によって結果が異なる。「入院のみ」について、年齢や国保加入世帯員数は受診行動の拡張要因であるのに対して、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」については、年齢、非

課税区分（ただし「入院外のみ」）、診療日からの日数が90日を越えているかどうかが、受診行動の縮小要因となっている。この結果から、日常的な通院に長い移動距離が伴うと、高齢者、低所得者、あるいは、慢性的な病態をかかえた患者にとっての機会費用が高まる危険性のあることが示唆される。

- ④ 二次医療圏の実効性を視覚的に検証した結果、入院の方が入院外よりも行動範囲が広いこと、また、中頓別町を含む宗谷医療圏が中頓別町以北に設置されているのに対して、患者の受診行動は同一医療圏内よりもむしろ、中頓別町から南側に隣接する上川支庁、とりわけ、名寄市や士別市を含む上川北部へ広がっていることがわかる。泉田（2000）が指摘するように、国民健康保険における市区町村の保険者機能を考えると、これは財政上非効率的であり、二次医療圏については設定の仕方を今一度検討する必要がある。
- ⑤ 操作変数法による2SLSの結果、「入院外のみ」では、患者の受診行動の拡大が、通院回数を減少させる一方で1日当たりの診療報酬点数を増加させるが、1ヵ月間の総額では医療費を抑制する傾向にある。他方、「入院・入院外両方」についても同様の結果を得たが、診療実日数以外ではあまり有意ではなく、「入院のみ」では患者の受診行動範囲の効果は全くなかった。こうした結果は、入院に比して、日常的な通院を伴う入院外の方が移動に伴う機会費用が高いことを示しているのかもしれない。また、入院外に関して、移動距離が伸びることで患者の機会費用が上がるため、診療実日数は減るが、その分1日の診療内容が密になることで単位当たりの診療報酬点数が増加していると考えられる。1日当たりの診療報酬が増加する理由としては、遠方まで来たのだからより密度の高い医療サービスを受けることで便益を上げようとする患者主導のものなのか、供給者によって需要が誘発されているのか、

この分析からは判断できない。しかし、こうした受診行動の効果と同様、病床数、ICU設置数、診療科で見た場合の医療資源の密度が受診地域の競争環境の過密さを反映するとして、資源密度の高さが1日当たりの診療報酬点数を減らし、受診回数を増やすという結果をみると、供給者誘発需要の発生も疑われる。

- ⑥ Propensity score 法による単純なシミュレーションを行った結果、仮に中頓別町内に医療機関がなかった場合、患者の移動距離は大幅に拡張するが、診療報酬点数については、入院・入院外区分によらず、中頓別町全体で若干減少傾向にあることがわかる。

以上の結果から、薬局、歯科、および、針灸・整骨院を除けば、中頓別町内から医療機関がなくなることが、国民健康保険の保険者としての中頓別町の財政に負荷をかけることにはならない。なぜならば、医療機関の不在による患者の受診行動範囲の必然的な拡大が、とりわけ入院外での通院回数を減少させる効果が大きいためである。このことは、とりもなおさず高齢者、低所得者、慢性的な病態をかかえた患者にとっての機会費用の増大を意味する。本稿でのシミュレーションでは、住民の健康状態やQOLに対する影響を観察することはできない。しかし、國民に長く医療サービスへの平等なアクセスを保証してきたわが國の健康保険制度にとって、人口動態と医療資源の偏在がもたらす物理的な効果については、今後も注視する必要があるだろう。

昨今、地域医療のあり方が各方面で問われているが、それぞれの地域によって医療資源や住民の属性それぞれに大きな特色があり、一概に普遍的な結論を下すことが適切ではない。本稿で得られた結論は、北海道宗谷地区の過疎地域である中頓別町固有の結果であって、一般化することは決してできない。さらにいえば、本稿における統計的な検証からもわかるように、患者の受診行動、診療実日数、医療費の内生性に

ついて完全に調整されているとはいはず、当該地域に限定しても断定的な結論は出しがたい。しかしながら、地域や住民の属性にかかわらず地域医療の実態と今後の課題を客観的・実証的に検討できるような普遍的な分析のフレームワークを構築する作業は今後とも行わなければならぬ。本稿はこうした試みの1つである。

最後に、政策評価のためのデータを整備する上で課題について触れる。まず、本稿は国保レセのみを対象としたため、そもそもサンプルに偏りがありselection biasの問題を避けることはできない。レセを対象とした分析を行う場合、現状では、各市区町村や健康保険組合との協力体制の下、その被保険者を対象とした分析を行うしかなく、ある地域の住民について、就労形態にかかわりなく網羅的に分析対象とすることはできない。本稿においても、国保加入世帯員数を世帯員数の代理変数とせざるをえなかったのは、世帯内に国保と社会保険加入者と両方がいた場合は把握ができないためである。また、国保レセだけでは、生活保護世帯などの把握も困難である。この課題については、今後の日本の医療保険制度のあり方とも深くかかわる問題であり、今後の議論が待たれる。第2に、当該地域における医療提供者および患者に関するより詳細な情報の収集である。例えば、サンプルが5月レセプトの存在する患者だけに限定されているためはっきりと結論付けることはできないが、仮に疾病分類の有無を調整した場合、回帰分析の結果が大きく変わる可能性がある。つまり、このことは、性別や年齢などに加えて、DPC（診断群分類：Diagnosis Procedure Combination）データのように、患者の疾病名や重症度を調整することは、より精緻な結果を得るためにには必要不可欠な情報であることを示唆している。同様に、レセだけの情報では、患者個人や世帯についての属性が十分に調整されているとはいえない。例えば、学歴、所得、資産などの人的・経済的資源にかかわる変数は、医療需要を分析する上で本来欠かすことのできない情報である。第3に方法論についてであるが、本稿

では、患者の居住区から中頓別地区までの距離(r)と方位角(θ)によって患者の受診行動範囲が変化することから、 r と θ を操作変数として利用したが、検定量を見る限りその有効性は脆弱である。より適切な操作変数をさがすか、操作変数法以外の統計的手法を用いるかは本稿の今後の課題とするが、ここで試みたように、患者の受診行動と医療費との関係性を解明するためには、omitted variablesや内生性という統計学上の諸問題のモデルへの影響をできるだけ小さくするような工夫をする必要がある。そういう統計学上の諸問題に対処する可能性を広げる意味でも、今後、レセに代表されるような医療資源の収集・整備・活用のあり方を検討していく必要があるだろう。

謝辞

本稿は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究」（研究代表者：泉田信行）の一環として実施された研究に基づく。本稿の執筆に当たっては、多くの中頓別町民にご協力をいただいた。なかでも、中頓別町役場と中頓別町国民健康保険病院の方々には大変お忙しい中、われわれの訪問に対して、いつも心温かく出迎えていただき、感謝申し上げたい。本稿の発刊時期となる12月は、極寒の季節であろう。厳しい環境と調和し、自然と向き合いながら生き生きと生活しているいらっしゃる町民の方々に心より敬意を表しつつ、本稿が中頓別町の方々の生活にほんの少しでも資することを祈りたい。

本研究は、日本財政学会とInternational Health Economic Associationでの発表、青山学院大学・国際マネジメント研究科でのセミナーと東京大学でのシンポジウムにおいて多くの方々に貴重なご助言を頂戴した。また、国立社会保障・人口問題研究所にて開催された執筆者会議において、花岡智恵氏、西村周三氏、菅原琢磨氏から有益な御意見を多数頂戴した。記して御礼申し上げる。残るすべての誤りは筆者に帰す

るものである。

注

- 1) 総務省ホームページ、「公立病院改革ガイドライン」, http://www.soumu.go.jp/c-zaisei/hospital/pdf/191225_guideline.pdf.
- 2) (株)帝国データバンクによって実施された「医療機関の倒産動向調査」では、公立の自治体病院のみならず、中小の民間医療機関も現在厳しい経営環境にさらされていると報告されている。今世紀に入ってからの医療機関倒産件数は210件で、年別では2007年が最も多く48件(前年比3.6倍)，施設別の内訳では「病院」が53件、「診療所」が94件、「歯科医院」が63件で、県別にみると病院では大阪府と本稿で分析対象とする北海道が各7件と最も倒産件数が多く、診療所と歯科医院ではそれぞれ東京都の20件と14件が最も多い。同報告書の分析によれば、2007年までの倒産の直接的な要因は、バブル期における過剰な設備投資や各医療機関の経営事情などであった。病院経営悪化の主たる要因に関して、現在、慢性的な医師不足、診療報酬の引き下げ、そして、フリーアクセスが保障された医療体制のもとでの大規模病院への患者の集中といった点を中心に議論が展開されていが、帝国データバンクによる報告書では、こうした問題が直接要因となる医療機関の倒産ラッシュが、これから本格化する可能性が高いと分析されている(株式会社帝国データバンク、2008/02/05、「特別企画：医療機関の倒産動向調査：2007年の医療機関の倒産、48件で2001年以降最多～「病院」の倒産は前年比3.6倍に急増」、帝国ニュース)。
- 3) 総務省ホームページ、「地方公共団体の財政の健全化に関する法律案の概要」http://www.soumu.go.jp/menu_04/pdf/166_070309_2_01.pdf。
- 4) その他の先行研究については、井伊・別所(2006)に詳しい。本稿における先行研究は井伊・別所(2006)に多くを依拠している。
- 5) 人口が2,125人の中頓別町は、2000年に制定された過疎地域自立促進特別措置法第2条第1項(第32条により読み替え適用)の要件を満たし、過疎地域に指定されている。
- 6) 検査に関しては、心臓カテーテル法による諸検査の血管内視鏡検査、画像診断管理加算1、画像診断管理加算2、遠隔画像診断、ポジトロン断層撮影(PET)、単純CT撮影および単純MRI撮影、特殊CT撮影および特殊MRI撮影を、治療に関しては、心大血管疾患リハビリテーション料(I)、心大血管疾患リハビリテーション料

(II)、脳血管疾患等リハビリテーション料(I)、脳血管疾患等リハビリテーション料(II)、運動器リハビリテーション料(I)、運動器リハビリテーション料(II)、呼吸器リハビリテーション料(I)、呼吸器リハビリテーション料(II)を、手術に関しては、内視鏡下椎弓切除術、内視鏡下椎間板摘出(切除)術(後方切除術に限る)、脳刺激装置植込術、頭蓋内電極植込術または脳刺激装置交換術、脊髄刺激装置植込術または脊髄刺激装置交換術、経皮の冠動脈形成術(高速回転式経皮経管アテレクトミーカテーテルによるもの)、経皮的中隔心筋焼灼術、ペースメーカー移植術、ペースメーカー交換術、両心室ペースメーカー移植術、両心室ペースメーカー交換術、埋込型除細動器移植術および埋込型除細動器交換術、大動脈バルーンパンピング法(IABP法)、補助人工心臓、生体部分肝移植術、体外衝撃波胆石破碎術、体外衝撃波腎・尿管結石破碎術、腹腔鏡下前立腺悪性腫瘍手術を基準として、実施可能な医療機関を「1」、それ以外を「0」とする二項変数から、検査、治療、手術の3項目についてそれぞれ主成分得点を計算した。

- 7) 90日は中頓別町のセブトデータより算出した診療開始日からの日数の中央値である。
- 8) 疾病統計コードに関しては毎年5月にのみ記録されているため、5月に診療を受けた患者に分析サンプルを限定せざるを得ない。したがって、患者の病態を示す指標として疾病コードを投入することは、患者の重症度を一定程度調整する意味でも望ましいが、データの制約上セレクションバイアスの問題を回避することは難しく、特に入院患者についてはサンプルを著しく減らしてしまうため、本稿では説明変数からは除外することとした。
- 9) 入院と入院外レセ双方の発生を観察する期間として、1ヶ月間が妥当かどうかは検討の必要がある。しかし本稿では、半年間と1年間に観察期間を延長してrobustness checkを行い、結果が大きく変わらないことが確認された。
- 10) 宗谷医療圏は、中頓別町以外に稚内市、猿払村、浜頓別町、枝幸町、歌登町、豊富町、礼文町、利尻町、利尻富士町を含む。
- 11) 上川中部医療圏は、旭川市、鷹栖町、東神楽町、当麻町、比布町、愛別町、上川町、東川町、美瑛町を含む。
- 12) 上川北部医療圏は、士別市、名寄市、和寒町、剣淵町、風連町、下川町、美深町、音威子府村、中川町を含む。
- 13) そのほかは、留萌支庁・留萌医療圏(留萌市、増毛町、小平町、苦前町、羽幌町、初山別村、

- 遠別町、天塩町、幌延町）、道央（石狩、空知の2支庁）、道南（後志、渡島、檜山、胆振、日高の5支庁）、道東（網走、十勝、釧路、根室の4支庁）を含む。
- 14) 15地区とは、弥生（6.1）、寿（2.7）、旭台（2.3）、豊泉（2.5）、兵安（6.6）、神崎（9.5）、藤井（2）、上駒（1.6）、松音知（6.4）、敏音知（12.5）、豊平（13.1）、上頓別（12.8）、岩手（14.7）、小頓別（16.6）、秋田（17.8）。() 内は中頓別地区からの直線距離(km)を示す。
- 15) 患者の地区住所を出発点、受診した医療機関を到着点として、両者の緯度と経度から、北を0度、南を180度として角度を算出した。
- 16) propensity scoreを推定するための説明変数が不十分であるため、町内受診者と類似した町外受診者は、比較的重篤度が低いなど、患者属性に偏りがある可能性は否定できない。
- 17) PS推定とマッチングに基づく2段階推定法の結果は、著者による提供が可能である。

参考文献

- 青木研（2001）「患者の行動による地域差」地域差研究会編『医療費の地域差』、東洋経済新報社、第10章、pp.141-172。
- 安西将也（1987）「最近10年間における病院・診療所別入院外患者の受診行動に関する研究」、『病院管理』24、pp.27-33。
- 井伊雅子・別所俊一郎（2006）「医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ」、財務省財務総合政策研究所、ファイナンシャル・レビュー、pp.117-156。
- 泉田信行（2000）「越境受診の分析」、厚生化学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「総覧点検データによる医療受給の決定要因の分析」分担研究報告書、pp.119-133。
- （2004）「患者の受診パターンの変化に関する分析」、『医療と社会』14（3）、pp.1-19。
- 株式会社帝国データバンク、2008/02/05、「特別企画：医療機関の倒産動向調査：2007年の医療機関の倒産、48件で2001年以降最多～「病院」の倒産は前年比3.6倍に急増」、帝国ニュース。
- 総務省ホームページ、「公立病院改革ガイドライン」、http://www.soumu.go.jp/c-zaisei/hospital/pdf/191225_guideline.pdf。
- （2008）、「地方公共団体の財政の健全化に関する法律案の概要」http://www.soumu.go.jp/menu_04/pdf/166_070309_2_01.pdf。
- 島正之・仁田善雄・岩崎明子・安達元明（1990）「大病院入院外患者の受療行動に関する研究」、『公衆衛生』54（9）、pp.648-652。
- 関田康慶・藤咲達・太田拓男・横山保（1983）「患者訪医行動の分析一大都市周辺都市のケーススタディ」、『病院管理』20（2）、pp.121-135。
- 知野哲朗（1994）「タイムコストと受診行動」、『医療と社会』4、pp.1-25。
- 塚原康博（2002）「入院外患者による大病院選択の規定要因：「国民生活基礎調査」の個票データを用いた実証分析」、『医療経済研究』4、pp.5-16。
- 中泉真樹（1995）「医療における外部性とプライマリケアの活用」、鶴田忠彦編『日本の医療経済』、東洋経済新報社、第12章。
- 中島孝子（1998）「不確実な状況における患者の病院選択行動の経済分析」、『医療と社会』8（3）、pp.39-51。
- 野口晴子（2008）「医療資源の偏在が北海道中頓別町における患者の受診行動と医療費に与える影響について：過去5年間における国民健康保険レセプトデータに基づく実証分析」日本財政学会京都大学、京都（2008.10.25）。
- 広井良典（1994）「医療の経済学」、日本経済新聞社。
- 山本克也（2002）「患者の医療機関選択と診療費」、『季刊社会保障研究』38（1）、pp.25-38。
- 吉岡恵美子・鈴木莊太郎・渡邊一平・岡崎勲（1996）「医療提供システムの策定に関する研究」、『病院管理』33（1）、pp.5-17。

（のぐち・はるこ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障基礎理論研究部第2室長）

高齢期の介護ニーズが在院日数に与える影響 —福島県三春町医療・介護個票データを用いた分析—

菊 池 潤

I はじめに

高齢化の進展や逼迫する医療・介護保険財政を背景として、近年、相次いで医療・介護制度改革が行われてきたが、制度の持続可能性を不安視する声は依然として強い¹⁾。中でも最大の課題の一つは高齢者の医療費をいかにファイナンスするかという点であり、同課題を克服するためには、財源論に終始することなく、より効率的なサービス提供を実現していく必要があると思われる。

特に「社会的入院」に代表される「介護ニーズに対する医療資源の投入」については、非効率的な医療資源の利用として1970年代から問題視されていたが、介護保険制度の導入とともに医療から介護への代替が進み、問題解決へとつながることが期待されていた。しかしながら制度導入後10年が経過した現在においても、制度導入の効果は必ずしも明らかにされておらず、依然として問題視する声もある²⁾。本研究では、介護ニーズに対する医療資源投入の実態について検討し、今後のサービス提供の在り方について考察することを目的としている。

医療と介護の代替性に着目した研究は、従来、都道府県単位や市区町村単位の集計データを用いた研究が主として行われてきた³⁾。しかしながら、介護ニーズに対する医療資源投入の実態を把握するためには、介護ニーズの存在と医療サービスの利用とを直接結びつけたうえでの検討が

必要であり、そのためには個票データの利用が欠かせない。しかしながら、データの制約を主な理由として、個票データを利用した研究の蓄積はいまだ十分とはいえない、菅原ほか（2005）、花岡・鈴木（2007）、および菊池の一連の研究報告があるのみである。

菅原ほか（2005）は、栃木県大田原市の老人保健レセプトと介護保険レセプトを個人単位で接続し、医療給付と介護給付の関係について検討を行っている。そこでは、医療給付と介護給付の間には「弱い負の相関」が観察され、要介護度が高くなるほどその傾向が強くなることが示されている。また、入院外と在宅サービス、入院と施設サービスそれぞれで医療給付と介護給付の関係を見た結果、後者にのみ負の相関関係が観察されることが指摘されている。

花岡・鈴木（2007）では、富山県の国民健康保険老人医療レセプトを用いて医療と介護の代替性について検討を行っている。具体的には、入院先医療機関が提供する介護サービスの利用可能性の拡大が入院患者の退院行動に与える影響について、durationモデルを用いた推計を行っている。この結果、入院先医療機関で介護保険適用療養病床が増加することにより、高齢者の退院確率が有意に上昇するとしており、退院後の施設確保の重要性を示唆する結果が得られている。

菊池（2008, 2009, 2010）の一連の研究では、医療と介護の個票データを個人単位で接続し、介護ニーズが入院受療行動に与える影響につい

て直接検証している⁴⁾。ここでは要介護認定の有無により介護ニーズの存在を判断することによって、介護ニーズと入院受療行動の関係について検討を行っている。この結果、要介護認定を受けた高齢者の入院確率は、要介護認定を受けていない高齢者に比べて高く、在院日数も長いことが示されている。また、(在院日数を制御した上でも)認定者の1日当たり医療費が非認定者に比べて低いことから、要介護認定者に対しては診療密度の低い医療サービスが長期間にわたって提供されている可能性が高いとしている。以上の結果は、介護保険導入後も介護ニーズに対して医療資源が投入されている実態を示唆する結果ではあるが、介護ニーズと医療ニーズの間で正の相関が存在し、介護ニーズの拡大→医療ニーズの拡大という経路を通じて、入院受療の拡大につながっている可能性も否定できない。

本研究では、福島県三春町を調査対象地域として、菊池(2008, 2009, 2010)と同様のフレームワークの下で、高齢期の介護ニーズの存在が在院日数に与える影響について検討を行う。その際、入院患者の疾病情報(疾病大分類)を用いて医療ニーズを制御することにより、介護ニーズと医療ニーズの相関についても一定の考慮を行った。また、「急性期であるはずの一般病床が必ずしも急性期に特化していないことが、日本の問題である」(印南, 2009, p.26)との指摘を踏まえて、主として一般病床に入院する高齢入院患者を対象として、介護ニーズが在院日数に与える影響について検討を行った。本研究から得られた主な結果は以下の二点である。

第1に、認定者の在院日数は非認定者に比して長期化している実態が示された。認定者は非認定者に比して年齢構成が高く、両者では疾病構造なども異なると考えられる。また、同じ疾病を原因とする入院であっても認定者では治療がより困難となり、このことが認定者の在院日数を長期化させている可能性も考えられる。この点についても考慮した検討を行った結果、最も重度の要介護度である要介護5に認定された高齢者では在院日数が長いことが示された。

第2に、要介護認定者の中でも特別養護老人ホームから医療機関に入院するケースでは、ほかの要介護認定者に比して在院日数が短くなることが示された。特養入所者が医療機関に入院した際には一定期間ベッドが確保されるため、治療後の介護施設への移行が円滑に進み、結果として在院日数が短くなっていると考えられる。逆に言えば、自宅などから入院する要介護認定者の中には、治療後の入所施設が確保できないために医療機関に滞留せざるを得ない入院患者が存在すると考えられる。以上二つの結果は、少なくとも本研究の調査対象地域においては、介護ニーズに対する医療資源の投入が依然として存在することを示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。まず、次節において本研究で利用するデータについて述べる。第Ⅲ節においては、記述的分析により介護ニーズと入院受療行動との関係について検討を行う。第Ⅳ節においては、介護ニーズが在院日数に与える影響について、在院日数(退院までの日数)を被説明変数とするdurationモデルを用いて検討する。第Ⅴ節では本稿の結果をまとめた上で、今後の医療・介護制度のあり方、および本研究が抱える課題について述べる。

II 利用データ

本研究では、福島県三春町から提供を受けた国民健康保険(以下、国保)、介護保険個票データを利用する⁵⁾。同町は人口が約19,000人であり、高齢化率は23.6% (全国平均20.1%)、後期高齢化率は51.0% (同45.2%) であり、いずれの指標で見ても、比較的年齢構成が高い町となっている⁶⁾。町内の医療提供体制は、病院1、一般診療所11となっており、病院の病床はすべて一般病床となっている⁷⁾。一般病床は人口10万人当たり448床と全国平均の712床を大幅に下回っているが、比較的多くの医療機関が集積する郡山市までは車で20分程度の距離となっている。介護施設については、(分析対象期間において)特別養護老人ホームが1つあるのみであり、老人保施設、

療養型医療施設は存在しない⁸⁾。特別養護老人ホームについても、65歳以上人口10万人当たりの定員数は1,104（全国平均1,647）となっており、介護施設は比較的少ない地域と言える。この影響か、認知症対応型共同生活介護（グループホーム）の利用が高いことが同町の特徴となっている。

本稿では、三春町から提供を受けた国保被保険者台帳情報、国保診療報酬明細書情報（以下、国保レセプト）、介護保険被保険者台帳情報、介護保険要介護認定情報、および介護保険介護給付実績情報（以下、介護レセプト）の5種類のデータセットを利用する。次節以降では、65歳以上の高齢入院患者の在院日数の変動要因について検討を行うことになるが、その際、本稿では1入院単位のエピソード・データを利用する。そこで、まずはエピソード・データの作成方法について簡単に述べる。

まず、三春町から提供を受けた国保レセプト（2000年5月～2008年3月診療分）から65歳以上の「医科入院」レコードを抽出し、日数・点数について「1入院」単位での再集計を行った。ここで「1入院」とは、「同一個人の同一医療機関における入院から退院までの期間」を指している。ただし、本研究で利用するレセプト情報からは、同一個人が同一医療機関に入院したことは識別可能であるものの、異なる月の入院情報が連続

した入院であるかどうかを識別することはできない。本稿では、連続する月において同一個人の同一医療機関における入院記録が発生している場合に継続する一つの入院とみなし、各入院単位での集計を行った。このとき、同一エピソード内で最も古い診療年月を「入院年月」、最も新しい診療年月を「退院年月」と定義した。

以上 の方法で作成したエピソード・データのうち、「入院年月」、「退院年月」以外の月において、入院日数が当該月日数に満たないレコードが存在する場合には、当該エピソードを分析から除外した。例えば、「入院年月」が2005年4月、「退院年月」が同年6月である入院エピソードを考えたとき、2005年5月の入院日数が月日数である31日に満たない場合には、一度退院している可能性があるものとして分析から除外した。また、入院年月が2000年4月となるエピソードについても、2000年3月以前から入院が継続している可能性があるため分析から除外した（図1参照）。

病院の病床は、一般病床、療養病床、精神病床、結核病床、および感染症病床の5つに区分されており、このうち一般病床は主として急性期の治療を必要とする患者を、療養病床は主として長期にわたり療養を必要とする患者を入院させるための病床とされている。介護ニーズの高い高齢者は療養病床や精神病床に相対的に多く

a) レセプトデータの構成

	個人ID	医療機関	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
ケース1	A	a			20日						10日			
ケース2	B	a					15日	30日	2日					
ケース3	C	a			10日									
	C	b			2日	30日	31日	12日						
ケース4	D	a					15日	10日	2日					
ケース5	E	a	31日	18日										

b) エピソード・データの作成方法

ケース1	個人Aの医療機関aへの入院エピソード×2
ケース2	個人Bの医療機関aへの入院エピソード×1
ケース3	個人Cの医療機関aへの入院エピソード×1、個人Cの医療機関bへの入院エピソード×1
ケース4	個人Dの医療機関aへの入院エピソード×1 → 診療年月6月の日数が30日に満たないため除外
ケース5	個人Eの医療機関aへの入院エピソード×1 → 「入院年月」が対象期間の先頭月に一致しているため除外

注) 表中の数字は診療日数を表すものとする。

図1 エピソード・データの作成例

表1 分析用データの記述統計

見られ、これらの病床では在院日数が長期化する傾向があることから、介護ニーズと在院日数の関係を検討する際には、病床種別を考慮して分析を行う必要がある。また、印南（2009）は、わが国の医療制度の大きな課題として「急性期であるはずの一般病床が必ずしも急性期に特化していない」点を指摘しており、本稿でも主として一般病床に入院する高齢入院患者を対象として、介護ニーズと在院日数との関係について検討を行うこととする。ただし、本稿で利用するレセプトデータからは入院患者の病床を把握することができないため、療養病床・精神病床を有する医療機関への入院エピソードを分析から除外した⁹⁾。

以上 の方法で作成した各エピソードには、(1) 入院時の個人属性、(2) 入院時の世帯属性、(3) 入院前月の介護サービス利用状況、および(4) 当該入院に係る疾病情報の4種の変数が接続される。このうち、入院時の個人属性としては、性別、年齢、要介護度、介護保険の保険料段階（以下、所得段階）、医療保険における自己負担割合（以下、自己負担割合）などの変数が、入院時の世帯属性としては世帯構造を表す二つのダミー変数（配偶者ダミー、実子ダミー）が含まれている¹⁰⁾。介護サービスの利用状況に関しては、介護レセプト情報（2000年4月～2008年3月サービス分）を用いて入院前月の居住系・施設サービスの利用の有無を表すダミー変数を作成し、各エピソードに接続した。最後に、入院患者の疾病情報は各年5月診療分のみ利用可能となっており、同一エピソード内に疾病情報が記録されたレセプトが含まれる場合には、同情報を当該入院患者の疾病を表す情報として利用した。なお、入院期間が1年以上にわたる場合には、一つのエピソードが複数の疾病情報を保持することもあり得る。以上の方法で作成したエピソード・データから変数の欠損を含むエピソードを除いた結果、本研究で利用するサンプルは3,708エピソード、このうち疾病情報を有するサンプル（以下、疾病サンプル）は703エピソードとなっている（表1参照）。

III 介護ニーズと入院受療行動の関係

本節では、記述的方法により介護ニーズと入院受療行動の関係について検討を行うこととする。前述したとおり、本稿で検証したい仮説は、高齢者の入院受療行動、特に在院日数に対して介護ニーズが影響を与えているかどうか（介護ニーズに対する医療資源の投入が行われているかどうか）という点にある。この際、本稿では介護ニーズを表す指標として要介護度に着目する。要介護認定を受けている高齢者（以下、認定者）は、要介護認定を受けていない高齢者（以下、非認定者）に比べて、介護ニーズが大きいと考えられる。したがって、仮に介護ニーズに対して医療資源が投入されているとするならば、認定者の入院受療は介護ニーズの分だけ拡大すると思われる。そこで、以下では、認定者と非認定者の比較を通じて、介護ニーズと入院受療行動との関係についてみていくことにする。

表2-1は在院日数階級別の入院患者比率を示したものであり、同表左には全サンプルを用いた結果が、同表右には疾病サンプルを用いた結果がそれぞれまとめてある。二つのサンプルを比較すると、非認定者・認定者いずれにおいても、疾病サンプルでは在院日数20日以上の入院患者が相対的に多くなっている。これは疾病サンプルが5月診療分を含むことを条件としているためであり、疾病サンプルが相対的に長期入院患者に偏ったサンプルであることには留意する必要がある。サンプルごとに認定者と非認定者の在院日数を比較してみると、いずれのサンプルにおいても認定者では在院日数20日未満の入院患者が相対的に少なく、在院日数20日以上の入院患者が相対的に多くなっており、認定者の在院日数が相対的に長いことを示している。

表2-2は、在院日数階級別の1日当たり医療費について、認定者と非認定者で比較した結果を示している。全サンプルの結果を見ると、認定者・非認定者いずれのグループにおいても、在院日数が長期化するほど1日当たり医療費が低下

する傾向が見られるが、いずれの在院日数階級においても、認定者の1日当たり医療費は非認定者のそれを下回る結果となっている。平均値の差の検定を行った結果、「在院日数180日以上」を除くすべての階級において、両者の差がゼロであるという帰無仮説は5%水準で棄却されている。1日当たり医療費を入院患者の診療密度を表す指標として考えると、以上二つの結果は要介護高齢者の入院患者には低密度の長期入院を受けている患者が相対的に多いことを示しており、本稿の仮説とも整合的な結果となっている¹¹⁾。

認定者と非認定者の間では個人属性や疾病構造が異なり、このことが両者の在院日数に影響を与えている可能性も考えられる。表3は、入院

患者の属性を認定者と非認定者で比較した結果を示しているが、予想される通り、認定者は女性の比率が高く、非認定者に比べて平均年齢が高くなっていることが分かる（有意水準5%）。同様に、疾病構造についても両者には違いがみられる。非認定者についてみてみると、「循環器系の疾患」（28.1%）が最も多く、以下、「新生物」（19.0%）、「消化器系の疾患」（12.5%）、「呼吸器系の疾患」（8.7%）、「損傷、中毒及びその他の外因の影響」（8.2%）と続いている。一方で、認定者についてみてみると、「循環器系の疾患」（35.8%）が最も多く、「新生物」（16.5%）が2番目に多い点は非認定者と同じであるが、それ以降は、「呼吸器系の疾患」（11.4%）、「損傷、

表2-1 在院日数階級別・入院患者比率

				単位：%
全サンプル		疾病サンプル		
非認定 N=2,884	認定 N=824	非認定 N=527	認定 N=176	
10日未満	39.3	25.2	32.1	15.9
10日以上20日未満	27.3	26.0	23.9	21.6
20日以上30日未満	12.5	15.7	13.1	16.5
30日以上60日未満	14.4	20.6	16.1	20.5
60日以上90日未満	4.3	6.4	8.2	9.7
90日以上180日未満	2.0	4.3	5.3	8.5
180日以上	0.3	1.8	1.3	7.4
Wilcoxon rank-sum test				
z	-9.138		-4.992	
Prob> z	0.0000		0.0000	

表2-2 在院日数階級別・1日当たり医療費

				単位：円
全サンプル		疾病サンプル		
非認定 N=2,884	認定 N=824	非認定 N=527	認定 N=176	
10日未満	67,305	43,605 ***	77,271	42,548
10日以上20日未満	40,388	31,899 ***	42,649	36,142
20日以上30日未満	36,579	29,673 **	43,272	26,381 **
30日以上60日未満	33,709	26,371 ***	37,495	26,278 **
60日以上90日未満	34,378	26,777 **	34,752	25,587
90日以上180日未満	31,351	21,403 ***	29,732	21,309 *
180日以上	23,747	18,818	20,954	18,834

注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

表3 患者属性の比較（平均値の差の検定）

	全サンプル		疾病サンプル	
	非認定 N=2,884	認定 N=824	非認定 N=527	認定 N=176
女性ダミー	0.464	0.631 ***	0.421	0.631 ***
年齢	75.94	83.09 ***	76.66	83.82 ***
疾病ダミー				
01：感染症及び寄生虫症			0.017	0.006
02：新生物			0.190	0.165
03：血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害			0.004	0.011
04：内分泌、栄養及び代謝疾患			0.040	0.045
05：精神及び行動の障害			0.004	0.011
06：神経系の疾患			0.015	0.028
07：眼及び付属器の疾患			0.057	0.011 **
08：耳及び乳様突起の疾患			0.004	0.000
09：循環器系の疾患			0.281	0.358 *
10：呼吸器系の疾患			0.087	0.114
11：消化器系の疾患			0.125	0.074 *
12：皮膚及び皮下組織の疾患			0.004	0.017 *
13：筋骨格系及び結合組織の疾患			0.040	0.011 *
14：腎尿路生殖器系の疾患			0.046	0.023
18：症状、徵候及び異常臨床所見・異常検査所見で他に分類されないもの			0.021	0.034
19：損傷、中毒及びその他の外因の影響			0.082	0.108

注) 1) ***は1%水準、 **は5%水準、 *は10%水準で有意であることを示す。

2) 1エピソードに複数の疾病ダミーが記録されることがあるため、 疾病ダミーの平均値の和は1を上回る。

中毒及びその他の外因の影響」(10.8%)、「消化器系の疾患」(7.4%)となり、非認定者とは異なる結果となっている。

認定者と非認定者で傷病分類別・患者比率を比較すると、「眼及び付属器の疾患」で非認定者の患者比率が有意に高くなっている(有意水準5%)。同分類に含まれる代表的な疾患としては白内障があるが、日帰り手術の普及に見られるように、白内障治療のための在院日数は相対的に短いと考えられ、非認定者の在院日数が短いことの一因となっている可能性がある¹²⁾。そのほかの疾患では、「循環器系の疾患」、「皮膚及び皮下組織の疾患」で認定者の比率が相対的に高く、「消化器系の疾患」、「筋骨格系及び結合組織の疾患」で認定者の比率が相対的に低くなっている(有意水準10%)。先に見た認定者と非認定者の間に見られる入院受療行動の差異は、これらの疾病構造の差異に起因するとも考えられ、次節ではこの点も含めて検討を行うこととする。

IV 在院日数の変動要因に関する分析

1 推計モデル

前節でみたとおり、認定者の在院日数は非認定者に比べて長く、介護ニーズに対して医療資源が投入されている可能性がある。一方で、認定者と非認定者とでは個人属性や疾病構造が異なっており、このことが両者の受療行動の差異をもたらしている可能性がある。以上の点を考慮して、本節では高齢入院患者の在院日数を被説明変数とする回帰分析を行うことにより、介護ニーズが在院日数に与える影響について検討を行うこととする。

推計は、花岡・鈴木(2007)と同様に、在院日数(退院までの日数)を被説明変数とするdurationモデルを用いて行った。具体的には、在院日数の分布を対数正規分布と仮定し最尤法による推計を行った¹³⁾。このとき、対数尤度関数は、

$$\sum_i^N \{(1-d_i) \log[f(t_i | \mathbf{x}_i; \boldsymbol{\theta})] + d_i \log[1 - F(t_i | \mathbf{x}_i; \boldsymbol{\theta})]\}$$

となる。ただし、 d_i は打切りを示すダミー変数であり、本稿の分析では退院年月が2008年3月となるエピソードに関しては打切りデータとして扱われることとなる ($d_i=1$)。また、 $f(t_i | \mathbf{x}_i; \boldsymbol{\theta})$ 、 $F(t_i | \mathbf{x}_i; \boldsymbol{\theta})$ はそれぞれ確率密度関数、累積密度関数を表しており、対数正規分布を仮定した場合には、

$$f(t_i | \mathbf{x}_i; \sigma, \boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma t_i} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\log t_i - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)^2\right]$$

$$F(t_i | \mathbf{x}_i; \sigma, \boldsymbol{\beta}) = \Phi\left(\frac{\log t_i - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)$$

となる。ただし、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積密度関数、 \mathbf{x}_i は説明変数ベクトル、 $(\sigma, \boldsymbol{\beta})$ は推計パラメータである¹⁴⁾。

説明変数には、(1)入院時の個人属性、(2)入院時の世帯属性、(3)入院前の施設サービスの利用状況、(4)年次ダミー、および(5)疾病情報の5種類の変数を用いた。個人属性としては、性別、年齢、要介護度などの基本的な属性に加えて、(医療保険における)自己負担割合、介護保険における保険料段階(以下、所得段階)、死亡者を表す死亡ダミーを投入した。世帯属性としては、家族介護の能力を表す指標として、配偶者の有無を示す配偶者ダミーと実子の有無を示す実子ダミーの二つのダミー変数を利用した。入院前の施設サービス利用状況としては、入院年月の前月における施設サービスの利用状況を示すダミー変数(施設入所ダミー)を用いている。ただし、施設入所ダミーには、介護三施設に加えて居住系サービスである認知症対応型共同生活介護(グループホーム)の利用者を含め、サービス別のダミー変数を利用している¹⁵⁾。疾病情報を表す変数としては、疾病大分類に基づく疾病ダミーを投入した。

2 推計結果

回帰分析は全サンプルを用いた推計と疾病サンプルのみ用いた推計を行った。表4-1、表4-2には推計結果、および平均値で評価した限界効果がそれぞれまとめてある。はじめに全サンプルを用いた結果について検討する(表4-1、推計式1参照)。要介護度ダミーはすべての要介護度においてプラスで有意(有意水準5%、以下同じ)となっており、非認定者に比べて要介護認定者の在院日数が長期化することを示している。要介護度と在院日数との関係は必ずしも単調な関係とはなっていないが、最も重度である要介護5では、非認定者に比べて在院日数が10日程度長期化する結果となっている。

施設入所ダミーは、介護療養型医療施設を除くすべての施設において、マイナスで有意となっている。施設・居住系サービスの利用者が認定者であることを考慮すると、これらの施設から医療機関へ入院した患者では、ほかの認定者(主に自宅からの入院したケースと考えられる)に比べて、在院日数が短いことを示していると考えられる。三つの施設の中では特養入所者の在院日数が最も短く、非入所者に比べて在院日数が5日程度短くなっている。

以上の結果が得られた背景には、介護施設に対する需要が供給量を上回り(介護施設に対する超過需要)、待機者が発生している状況があると考えられる。このような状況下では、医療機関における医学的治療が完了した後の介護施設などへの円滑な移行は難しく、結果として在院日数が長期化する可能性がある。逆に、施設入所者が医療機関へ入院するケースでは、一定期間ベッドが確保されることにより退院後の移行が円滑に行われ、このために在院日数が短くなっていると考えられる。言い換えれば、認定者の一部は退院後の施設が確保できないために入院を継続しているとも考えられ、この点も介護ニーズに対して医療資源が投入されている実態を示唆していると思われる。

介護療養型医療施設ではある程度の医学的処置が可能であるため、ほかの医療機関への入院

表4-1 推計結果

	推計式1 全サンプル	推計式2 疾病サンプル	推計式3 疾病サンプル	推計式4 疾病サンプル
対象サンプル				
推計モデル	Lognormal	Lognormal	Lognormal	Lognormal
疾病ダミー	なし	なし	あり	あり
疾病ダミー×認定ダミー	なし	なし	なし	あり
女性ダミー	0.081 ** (0.040)	0.205 ** (0.097)	0.183 * (0.097)	0.207 ** (0.097)
年齢	0.004 (0.003)	0.002 (0.008)	0.001 (0.008)	0.002 (0.008)
要介護ダミー（基準：非該当）				
要支援	0.327 *** (0.108)	0.277 (0.278)	0.239 (0.272)	0.192 (0.306)
要介護1	0.303 *** (0.077)	0.396 ** (0.176)	0.357 ** (0.173)	0.304 (0.234)
要介護2	0.377 *** (0.093)	0.372 * (0.209)	0.374 * (0.207)	0.465 * (0.251)
要介護3	0.512 *** (0.109)	0.408 * (0.236)	0.440 * (0.232)	0.361 (0.264)
要介護4	0.366 *** (0.120)	0.516 * (0.287)	0.438 (0.282)	0.545 * (0.314)
要介護5	0.608 *** (0.125)	0.706 *** (0.250)	0.729 *** (0.246)	0.795 *** (0.264)
施設入所ダミー				
GH	-0.441 ** (0.225)	-0.555 (0.439)	-0.725 (0.443)	-0.785 * (0.463)
特養	-0.511 *** (0.145)	-0.781 *** (0.296)	-0.747 ** (0.293)	-0.798 *** (0.298)
老健	-0.337 ** (0.157)	-0.319 (0.346)	-0.293 (0.341)	-0.192 (0.345)
療養型	1.680 *** (0.637)	1.228 (0.808)	1.300 * (0.788)	1.225 (0.779)
自己負担ダミー（基準：1割）				
定額	-0.077 (0.124)	1.283 (1.147)	1.385 (1.121)	1.465 (1.105)
2割	-0.138 (0.106)	0.724 ** (0.348)	0.526 (0.347)	0.669 * (0.346)
3割	-0.004 (0.066)	0.000 (0.167)	-0.029 (0.165)	0.001 (0.164)
所得段階ダミー（基準：世帯課税・本人非課税）				
世帯非課税	-0.005 (0.047)	0.141 (0.110)	0.124 (0.108)	0.140 (0.108)
本人課税	-0.020 (0.069)	0.166 (0.156)	0.162 (0.153)	0.226 (0.153)
同居家族ダミー				
配偶者	-0.072 * (0.041)	-0.056 (0.098)	-0.046 (0.096)	-0.038 (0.096)
実子	0.078 ** (0.038)	-0.036 (0.088)	-0.048 (0.087)	-0.022 (0.086)
死亡ダミー	0.434 *** (0.066)	0.849 *** (0.143)	0.821 *** (0.141)	0.785 *** (0.140)
定数項	2.376 *** (0.282)	3.705 *** (0.702)	3.716 *** (0.702)	3.587955 *** 0.6978077
/ln_sig	0.078 (0.012)	0.077 (0.028)	0.050 (0.028)	0.035 (0.028)
sigma	1.081 (0.013)	1.081 (0.030)	1.052 (0.029)	1.036 (0.029)
Obs	3,708	703	703	703
Log likelihood	-5491.7	-1010.3	-991.6	-981.1
AIC	11041.3	2078.5	2071.2	2078.3
LR test (b=0)				
chi2	240.84	155.87	193.19	214.09
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 1) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示す。

2) 括弧内の数値は標準誤差を表す。

3) 年度ダミー、疾病ダミー、疾病ダミーと認定ダミーの交差項の推計結果は省略。

表4-2 推計結果（限界効果）

	推計式1 全サンプル Lognormal	推計式2 疾病サンプル Lognormal	推計式3 疾病サンプル Lognormal	推計式4 疾病サンプル Lognormal
対象サンプル				
推計モデル				
疾病ダミー	なし	なし	あり	あり
疾病ダミー×認定ダミー	なし	なし	なし	あり
女性ダミー	1.057 ** (0.530)	4.064 ** (1.942)	3.619 * (1.935)	4.094 ** (1.944)
年齢	0.048 (0.044)	0.041 (0.152)	0.024 (0.149)	0.035 (0.149)
要介護ダミー（基準：非該当）				
要支援	5.011 *** (1.930)	6.222 (7.114)	5.269 (6.703)	4.143 (7.215)
要介護1	4.552 *** (1.318)	9.313 * (4.922)	8.250 * (4.667)	6.847 (6.013)
要介護2	5.898 *** (1.735)	8.712 (5.775)	8.743 (5.742)	11.364 (7.550)
要介護3	8.611 *** (2.309)	9.744 (6.793)	10.664 (6.877)	8.428 (7.250)
要介護4	5.732 *** (2.227)	13.094 (9.243)	10.662 (8.413)	14.030 (10.369)
要介護5	10.765 *** (2.926)	19.484 ** (9.405)	20.307 ** (9.461)	22.912 ** (10.786)
施設入所ダミー				
GH	-4.684 ** (1.912)	-8.419 * (5.036)	-10.198 ** (4.314)	-10.768 ** (4.255)
特養	-5.289 *** (1.169)	-10.906 *** (2.861)	-10.572 *** (2.917)	-11.055 *** (2.839)
老健	-3.766 ** (1.486)	-5.401 (5.018)	-5.015 (5.057)	-3.446 (5.629)
療養型	57.041 (44.656)	47.310 (53.993)	52.240 (56.507)	47.060 (51.849)

注) 1) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示す。

2) 括弧内の数値は標準誤差を表す。

は比較的少なくて済むと考えられる。介護療養型医療施設からほかの医療機関へ入院するということは、患者の状態がそれだけ重篤であることを示しており、この結果、在院日数が長期化しているとも考えられる。ただし、該当するサンプルはごくわずかであり、後述するように、ほかの推計式では有意な結果が得られないことから、本稿ではこれ以上触れない。

そのほか、個人・世帯属性についてみてみると、女性ダミー、死亡ダミーについてはプラスで有意となる一方、年齢については有意な結果とならなかった。以上の点は花岡・鈴木（2007）でも同様の結果が報告されている。また、世帯構造を表す変数としては実子ダミーがプラスで有意となっている。実子ダミーは家族介護の能力を表す指標として投入されたものであるが、予想と反して、実子がいる高齢入院患者の方が入院期間は長期化する結果となった。ただし、

ほかの推計式との比較から安定的な結果とは言えず、引き続き検討が必要と思われる¹⁶⁾。

以上の結果は認定者と非認定者の疾病構造の差異を考慮しても維持されるのかどうか、最後にこの点について検討する。推計式2から推計式4はいずれも疾病サンプルを用いた推計結果を示しており、（推計式1と同様に）説明変数に疾病情報を利用しないケースが推計式2、疾病ダミーを利用した推計結果が推計式3、さらに疾病ダミーと認定ダミーの交差項を投入した結果が推計式4となっている。なお、先述したとおり疾病サンプルは相対的に長期入院患者に偏ったサンプルとなっているため、推計式2から4の結果を推計式1と直接比較することはできないことに留意する必要がある。

以上の点に留意しつつ推計式1と推計式2の結果を比較すると、要介護度ダミーの符号は依然としてプラスであるものの、推計式2では要介護

1と要介護5のみで有意な結果となっている。施設入所ダミーについても、二つの推計式で符号は一致しているものの、推計式2では特養入所ダミーのみが有意な結果となっている。二つの推計結果の違いは対象サンプルの相違に起因すると考えられるが、疾病サンプルではサンプル数が減少した上、長期入院患者に偏ったサンプルとなるため、被説明変数である在院日数自体の変動が小さくなつたことが影響していると考えられる。

次に推計式2と推計式3を比較すると、説明変数に疾病ダミーを投入したケースでも、要介護度ダミー（要介護1・要介護5）と施設入所ダミー（特養）は依然として有意な結果となっている。ただし、疾病が同じであっても介護ニーズを抱える高齢者ほど治療が困難となり、在院日数が長期化する可能性も考えられる。この点を考慮して、推計式3の説明変数に加えて疾病ダミーと認定ダミーの交差項を投入した結果が推計式4である¹⁷⁾。この場合、要介護1では認定ダミーが有意とならず、係数の値も低下する結果となった。したがって、推計式3に見られた要介護1の認定ダミーの効果は、純粋に介護ニーズに対して医療資源が投入されたというよりも、要介護状態であるために医療ニーズが拡大し、在院日数が長期化したと考えるべきかもしれない¹⁸⁾。同様に、推計式1に見られる要介護度ダミーの効果についても、同様の影響が含まれている可能性がある。

このように、認定者と非認定者とでは疾病構造が異なるうえ、要介護状態であることが医療ニーズ自体を拡大させ、結果として要介護認定者の在院日数が長期化していることは否定できない。しかしながら、これらの影響を考慮した上でも要介護5の認定ダミーは依然として有意となり、特養入所ダミーもまた有意な結果を示している。したがって、本研究の結果は、少なくとも本研究の調査対象地域においては、介護ニーズに対する医療資源の投入が行われていることを示唆していると考える。

V おわりに

本研究では、福島県三春町から提供を受けた国民健康保険・介護保険個票データを用いて、高齢期における介護ニーズと入院受療行動の関係について、特に在院日数に着目して検討を行つた。また、急性期であるはずの一般病床が必ずしも急性期に特化していないとの印南（2009）の指摘を踏まえて、主として一般病床に入院する高齢入院患者を対象として分析を行つた。本研究から得られた主な結果は以下の通りである。

第1に、介護ニーズを表わす指標として要介護認定の有無に着目し、認定者と非認定者の在院日数について比較検討した結果、認定者の在院日数は非認定者に比して長期化している実態が示された。認定者は非認定者に比して年齢構成が高く、両者では疾病構造なども異なると考えられる。また、同じ疾病を原因とする入院であっても認定者では治療がより困難となり、このことが認定者の在院日数を長期化させている可能性も考えられる。この点についても考慮した検討を行つた結果、最も重度の要介護度である要介護5に認定された高齢者では、ほかの高齢入院患者に比して在院日数が長いことが示された。

第2に、要介護認定者の中でも特別養護老人ホームから医療機関に入院するケースでは、ほかの要介護認定者に比して在院日数が短くなることが示された。特養入所者が医療機関に入院した際には、少なくとも3ヶ月はベッドが確保されることになる。このため治療後の介護施設への移行が円滑に進み、結果として特養入所者の在院日数が短くなっていると考えられる。逆に言えば、自宅などから入院する要介護認定者の中には、治療後の入所施設が確保できないために医療機関に滞留せざるを得ない入院患者が存在すると考えられる。

以上二つの結果は、少なくとも本研究の調査対象地域においては、介護ニーズに対する医療資源の投入が依然として存在することを示唆している。介護保険制度は「医療から介護への代

替」を一つの目的として導入され既に10年が経過したことになるが、導入当初の目的が達成されたとは言えず、依然として大きな政策課題となっているといえよう。

介護ニーズに対して医療資源が投入される直接的な原因是、介護施設の整備が必要の拡大に追いつかず、施設に対する超過需要が解消されない点にあると考えられる。厚生労働省調査によると、特別養護老人ホームへの入所申込者数は42万人となっており、このうち20万人が在宅で、5万人が医療機関（介護療養型医療施設を除く）で生活している状況である¹⁹⁾。このような状況の下、介護保険制度の導入以降急速に利用が拡大したサービスはグループホームや有料老人ホームなどの居住系サービスであり、このことはケアが可能な「住宅」の重要性を示している（田近・菊池（2002））。介護施設に対する超過需要の解消、ひいては医療から介護への更なる代替を進めていくためには、介護施設、居住系サービス、さらには高齢者専用賃貸住宅も含めた幅広い住宅の整備が不可欠と考える。

一方で、施設整備の拡大は介護保険財政に大きな影響を与えることになる。高齢化の更なる進展とともに介護給付費、さらには介護保険料の一層の上昇が予想されることを考えれば、利用者負担の在り方についても再度検討する必要があるだろう。また、介護ニーズの一部を高齢医療費が担っているとするならば、高齢者医療・介護は一体的に捉える必要がある。その中で、医療・介護にそれぞれ何を求めるのか、あるいは限りある資源の中で高齢期の生活の質をいかに確保していくべきか、国民的な議論が求められているのではないだろうか。

最後に本研究の課題について二点述べる。第1に、本研究は福島県三春町を調査対象地域としたものであり、当然のことながら本研究の結果は一般性を持つものではない。特に医療・介護の供給体制は地域により大きく異なるが、供給体制が受療行動に影響することによって、ほかの地域では異なる結果が得られる可能性も考えられる。この点については、調査対象地域を拡

大することにより、供給体制の影響も含めて検討を行っていく必要がある。第2に、本稿では入院患者の疾病情報として5月診療分の疾病分類を利用したため、分析対象サンプルが長期入院患者に偏ったものとなり、在院日数に与える影響を定量的に把握することが困難となっている。また、大分類に基づく疾病分類を利用しているために、入院患者の疾病構造を十分制御できていない可能性がある。本研究の結果を頑健なものとするためには、より詳細な疾病情報を用いた分析が必要であり、そのためにもより大規模サンプルによる分析が必要と思われる。

以上の課題は本研究の課題であると同時に、わが国におけるデータ整備上の課題とも言える。比較的新しい制度である介護保険では、要介護認定からレセプト情報までほぼすべての情報が全国共通フォーマットで電子化されているのに對して、研究者が利用できる医療レセプト情報の多くは、元々のレセプトに記録された情報の一部に限られており、記録形式も地域（都道府県）によって異なっているのが現状である。これらデータ整備の遅れは、わが国における「根拠に基づいた政策（evidenced based policy）」の普及を遅らせる要因となっていると考えられる。今後予定されているレセプト請求のオンライン化とともに、医療分野においてPDCAサイクルを実現するための基盤となるデータ整備が進むことを期待する。

謝辞

本研究は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究」（研究代表者：泉田信行）の一環として実施されたものである。研究を行うにあたっては、日本学術振興会科学研究費補助金「税と社会保障の一体改革」（研究代表者：田近栄治）（基盤研究(A)課題番号20243022）で作成した福島県三春町医療・介護個票データを利用した。また、本特集号執筆者会議においては、コメントーターとしてご出席頂いた菅原琢磨氏（国立保健医療

科学院), 花岡智恵氏(大阪大学社会経済研究所)をはじめ、会議出席者から多くの有益なコメントを頂いた。記して謝意を表したい。当然のことながら、本稿に残された誤りはすべて筆者の責に帰するものである。

注

- 1) Fukui and Iwamoto (2006) では機械的計算に基づいた医療・介護費推計を行った上で、現行財政方式のもとでは将来世代の負担が拡大し、世代間格差が発生するとしている。
- 2) 介護保険制度の導入が社会的入院に与えた影響について検証した研究は、筆者の知る限り畠農(2004)があるのみである。畠農(2004)では、社会的入院を6ヵ月以上の長期入院とした上で、1999年度と2002年度の比較から「公的介護保険導入にともない、療養型病床群以外の病床において長期入院患者にかかる医療費が約4千億円減少」したとしている。
- 3) 集計データを用いた先行研究については、菅原ほか(2005)を参照されたい。
- 4) 菊池(2008)では北海道の1自治体、菊池(2009)では神奈川県の1自治体、菊池(2010)では静岡県の1自治体をそれぞれ調査対象としている。
- 5) 日本学術振興会科学研究費補助金「税と社会保障の一体改革—格差問題と国際化への対応—」(研究代表者:田近栄治)の研究事業の一環として、三春町よりデータの提供を受けた。なお個人を特定する情報はすべて匿名処理を実施した上でデータの提供を受けており、本データから個人を特定することはできない(連結不可能データ)。
- 6) 総務省「国勢調査」(2005年)より。
- 7) 厚生労働省「医療施設調査」(2007年)より。人口10万人当たり病床数は、総務省「国勢調査」(2005年)の数字を用いて算出。
- 8) 分析期間外であるが、2008年7月に老人保健施設が開設されている。
- 9) 入院先医療機関の保有病床については、WAM NET (<http://www.wam.go.jp>)に掲載されている病床種別・病床数を利用した。この際、入院先医療機関の病床情報が得られないエピソード(主に診療所への入院)については分析から除外した。なお、同HPには直近の情報のみが記録されているため、病床転換を行った医療機関などでは療養病床や精神病床への入院患者が含まれている可能性がある。この点については今後の課題としたい。また、以上の方法では結核病床や感染症病床への入院患者を排除することはできないが、これらの病床を保有する医療機関への入院は分析対象となる3,708エピソード中57エピソードとなっており、大きな影響は与えないと思われる。
- 10) 世帯構造を表す変数に関しては国保被保険者台帳情報を用いて作成した。具体的には、国保被保険者証番号が同一の個人を同一世帯人員とした上で、同情報に記録される「続柄」を用いて配偶者、実子の有無を判断した。したがって、同一世帯内で国保加入者と被用者保険加入者が混在しているケースなど、本稿で定義する世帯構造は実際の世帯構造とは異なる可能性がある。
- 11) 同様の傾向は、ほかの自治体を対象とした菊池(2008, 2009, 2010)でも指摘されており、必ずしも本研究の調査対象地域にのみ観察される現象ではない。
- 12) 「眼及び付属器の疾患」に該当するエピソードは32件存在するが、約6割に相当する19件が白内障となっている。また、厚生労働省「患者調査」(2008年度)によると、退院患者の平均在院日数は65歳以上全体で47.7日であるのに対し、主傷病名が白内障の患者では6.5日と著しく短くなっている。
- 13) 対数正規分布による定式化のほかに、三つの定式化(指数分布・ワイブル分布・対数ロジスティック)による推計を行い、AIC(Akaike's Information Criterion)に基づくモデル選択の結果、対数正規分布を仮定したモデルが採用される結果となった。
- 14) 推計モデルの詳細については、Wooldridge(2002), Kalbfleisch and Prentice(2002)を参照のこと。
- 15) 居住系サービスとしては、有料老人ホームなどの特定施設への入所者が考えられるが、対象サンプルの中に同サービスの利用者は存在しなかった。
- 16) 高齢夫婦世帯では、夫が先に死亡し、その後、妻が単身、あるいは、子供との同居を始めるというパターンが多いと考えられることから、世帯構造の影響は男女によって異なる可能性がある。この点を考慮して、推計式1において男女別の推計を行った結果、女性でのみ配偶者ダミーがマイナスで有意、実子ダミーがプラスで有意となった。
- 17) 具体的には、要介護認定の有無を示すダミー変数と傷病大分類別・疾病ダミーの交差項を投入した。
- 18) ただし、疾病ダミーと認定ダミーの交差項が有意となったのは、「皮膚及び皮下組織の疾患」と「筋骨格系及び結合組織の疾患」の二つのみであり、このうち後者のみが在院日数に対して

- プラスの結果となっている。このため、疾病ダメーと認定ダメーの交差項は大分類では捉えきれない疾病構造の差異を捉えている可能性がある。
- 19) 厚生労働省「特別養護老人ホームの入所申込者の状況」(2009年12月22日)より。ただし、この中には将来的に入所を希望する高齢者も含まれていると考えられる。

参考文献

- 印南一路 (2009) 『「社会的入院」の研究 高齢者 医療最大の病理にいかに対処すべきか』東洋経済新報社。
- 田近栄治・菊池 潤 (2002) 「介護保険財政の展開—居宅給付費増大の要因—」『季刊社会保障研究』第39巻第2号, pp.174-188。
- 菊池 潤 (2008) 「高齢期の医療・介護サービス利用行動に関する考察」第65回日本財政学会報告論文 (未定稿)。
- (2009) 「高齢期の医療・介護サービスの利用行動に関する考察」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業 (政策科学総合研究事業) 『医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究』平成20年度報告書。
- (2010) 「高齢期の介護ニーズが在院日数に与える影響に関する分析—静岡県A自治体国民健康保険・介護保険レセプト個票による考察—」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業 (政策科学総合研究事業) 『医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究』平成21年度研究報告書。
- 菅原琢磨・南部鶴彦・開原成允・河口洋行・細小路岳史 (2005) 「介護保険と老人保健の利用給付関係の検討—個票データを用いた栃木県大田原市における例」, (編) 田近栄治・佐藤主光『医療と介護の世代間格差』第8章, 東洋経済新報社。
- 畠農銳矢 (2004) 「社会的入院の定量的把握と費用推計」『医療経済研究』第15巻, pp.23-35。
- 花岡智恵・鈴木 岔 (2007) 「介護保険導入による介護サービス利用可能性の拡大が高齢者の長期入院に与えた影響」『医療経済研究』第19巻第2号。
- Fukui, T. and Y. Iwamoto (2006) "Policy Option for Financing The Future Health and Long-term Care Cost in Japan," *NBER working paper series*, No. 12427.
- Kalbfleisch, J.D. and R. L. Prentice (2002) *The Statistical Analysis of Failure Time Data (2nd edition)*, Wiley Interscience.
- Wooldridge, J.M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data (2nd edition)*, The MIT Press.
- (きくち・じゅん 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部研究員)

住民ボランティア運営型地域サロンによる介護予防事業の プロジェクト評価

平井 寛
近藤 克則

I はじめに

2000年度の介護保険制度導入から、介護給付は増加の一途をたどっている。2006年度の介護保険制度改革におけるポイントの一つは、介護予防重視のシステムの導入であり、これにより介護給付費、介護保険料の高騰の抑制をはかることを目指したものであった。その具体的な方策として、厚生労働省は新たに、軽度要介護（要支援1・2）の高齢者を対象とし、重度要介護への移行を防ぐ「新予防給付」と、要介護認定を受けていない高齢者を対象とし、「地域支援事業」の中で取り組まれる介護予防事業を創設した。後者は、「生活機能が低下していて、介護が必要となる恐れのある虚弱な高齢者」である「特定高齢者」と「一般高齢者」向けの施策からなる。

しかし介護予防は期待されたようには進まなかつた。特定高齢者施策については制度がスタートした2006年度当初、基本健診参加者を対象としたスクリーニングによる特定高齢者抽出率の目標値は高齢者人口の5%とされていたが、実際には1%にも満たなかつた。また、一般高齢者施策については、地域在住の高齢者全体への介入を目指すものだったが、2006年度介護予防事業報告書の実績によれば、各事業の延べ人数（実人数のデータはない）の合計が6,735,272人で、全高齢者が約2,600万人とすると1人あたり1回の参加としてもカバー割合は約25%であり、事業

の実施規模は「全体への介入」といえるほど大きくなかった。

本稿では、介護予防の中でも要介護認定を受けていない高齢者を対象とした地域支援事業を取り上げ、特定高齢者施策の限界、一般高齢者施策の課題を整理し、これらを克服する事業として開発された愛知県武豊町における地域サロンによる介護予防プログラムを紹介し、現在までに行ったプロジェクト評価の結果を示す。

II 地域支援事業における介護予防の概要と現状の問題点

1 地域支援事業の概要

地域支援事業は「介護予防事業」「包括的支援事業」などからなり、介護予防事業は、特定高齢者施策と一般高齢者施策に分かれる。地域包括支援センター業務マニュアル（厚生労働省）によれば、特定高齢者施策は、スクリーニングによりハイリスク者を特定して事業への参加を勧めるハイリスク戦略に基づいて行われる。特定高齢者把握事業、通所型介護予防事業、訪問型介護予防事業、介護予防特定高齢者施策評価事業で構成される。特定高齢者把握事業によりスクリーニングを行って決定した特定高齢者を対象に、通所・訪問介護予防事業を実施し、そのプロセス・アウトプット・アウトカム評価を介護予防特定高齢者施策評価事業で行う。一方、一般高齢者施策は、スクリーニングを行わず地

域の全高齢者を対象とするポピュレーション戦略に基づいて行われ、介護予防普及啓発事業、地域介護予防活動支援事業、介護予防一般高齢者施策評価事業で構成される。介護予防普及啓発事業は、介護予防についての識を普及啓発するためのパンフレットの作成・配布、講演会などの開催を行う。地域介護予防活動支援事業は介護予防にかかるボランティアなどの人材育成、地域活動組織の育成・支援を行うものである。介護予防一般高齢者施策評価事業は、事業が適切かつ効率的に実施されたか、プロセス評価を中心として、原則として年度ごとに事業評価を行うものとされている。

2 地域支援事業による介護予防事業の問題点

(1) 特定高齢者施策

特定高齢者施策はハイリスク戦略に基づき、危険因子を持つ虚弱な高齢者をスクリーニングして介入しようとするものであったが、先述のように基本健診参加者を対象としたスクリーニングでは、該当者の割合が当初の目標値である5%に遠く届かないという状況であった。このような結果を招いた原因の一つは、スクリーニングを健診参加者を対象に行ったことにあると考えられる。先行研究によれば、健診受診者は非受診者に比べて主観的健康感や幸福感などの心理的指標が良好であることや、身体的に健康で、良い生活習慣があることなどが報告されている(鈴木・岩佐・吉田・金・新名・胡・新開・熊谷・藤原・吉田・古名・杉浦・西澤・渡辺・湯川 2003, 三觜・岸・江口・三宅・前田 2003, 平松・近藤・平井 2009)。つまり健診受診者には、要介護移行のリスク要因が非受診者よりも少ない、より健康な高齢者が多い。そのため意図せずしてより健康な高齢者を対象にしてスクリーニングすることになり、想定した水準の「特定高齢者」を把握できなかったと考えられる。

またスクリーニングにより決定した特定高齢者のうち、事業に参加しない者も少なくなかった。地域包括支援センター・介護予防事業担当

者会議資料(2007年3月14日開催)によれば、特定高齢者112,124名(2006年度)のうち、本人の意思による不参加が27,025名(24.1%)、その他の理由による不参加が38,043名以上(33.9%以上)(※「以上」となっているのは計算方法の制限による。実際はもっと高い)であり、両者を合わせ特定高齢者の半分以上が参加していないかったのである。事業の内容に魅力がない等の理由も考えられるほか、特定高齢者にしてみれば現在の生活に支障はなく、介護予防事業への参加の必要性を感じない、「特定高齢者」という名称や、虚弱な高齢者として「特定」されることが高齢者の尊厳を傷つける可能性を指摘する声も聞かれる。

厚生労働省は、特定高齢者の該当者が少なかつたことへの対策として該当基準を緩和することで該当者を増やそうとした(第2回介護予防継続的評価分析等検討会資料(2007年2月27日開催))。これは、健診を受診しない、より虚弱な高齢者をそのままにし、健診に参加している高齢者を対象に、より健康な方へと基準を広げて該当者を増やしたこと意味する。これでは、前年度よりもさらに健康な群を多くとらえるだけであり、本来対象とすべき人と実際に参加する人の間のミスマッチを大きくする結果をもたらしたと考えられる。

健診を通じたスクリーニングのもうひとつの問題は、高額な費用である。2010年6月15日地域包括支援センター全国担当者会議において、厚生労働省は健診による特定高齢者の把握の費用が介護予防事業(国費ベース)予算176億円の約50%を占めていることを問題点として示した。保険者負担分を含めれば、509億円のうち340億円(66.7%)と、介護予防ためのプログラム提供よりも多い額が対象者の把握のために使われていたことになる。これを踏まえ、予算のバランスの修正の必要性とともに、健診による把握が実態に即していない点についても指摘した。2010年8月6日には、スクリーニングを健診ではなく、自記式の「高齢者ニーズ調査」の実施による代替が可能であること、特定高齢者の名称

も不評として「二次予防に係わる事業の対象者」とし、各市町村で使いやすい通称の使用を推奨する通達が出されている。

特定高齢者施策の効果については、第6回介護予防継続的評価分析等検討会資料（平成21年3月26日開催）では、介護予防効果がある傾向はあるが、統計学的に有意でないことが報告されている。最も研究の蓄積が進んでいる転倒予防プログラムについて、海外のRandomized Control Trialによる先行研究のメタアナリシスをみても、転倒抑制効果（リスク比）は0.91（95%信頼区間0.82-1.02）とやはり全体としては統計学的に有意な効果が認められていない（Gates, Lamb, Fisher, Cooke, Cater 2008）。効果のあるプログラムとないものとが混在している状況である。

また、エビデンスのある事業が開発されても、問題は残る。平成19年介護予防事業報告のデータによれば、平成19年の特定高齢者は109,356人で、そのうちから要介護発生は5,394人（4.9%）であった。一方、2007年度の全高齢者約2700万人のうち要介護認定を受けていない自立高齢者は約2,300万人である（介護保険事業報告によれば2007年10月時点での要介護高齢者は約400万人強）。1年間の新規要介護認定の申請者数は平成20年度介護保険事務調査の集計結果によれば132万人であった。このうち非該当となった者の割合は3.4%（第4回要介護認定の見直しに係る検証・検討会資料）であるが、これは二回目以降の再申請を含んだ数字であり、初回申請に限定するとこれよりも少し高めになる。仮に10%とすると、申請者のうち90%が要介護認定されることになるので、約120万人前後の新規要介護発生があることになる。

つまり特定高齢者からの要介護状態の発生（約5,000人）は、年間120万人規模の新規の要介護者全体の1%未満であることになる。効果的なプログラムが開発されて特定参加者の要介護化の予防が成功しても、その規模を拡大しなければ、特定高齢者でない層から発生している要介護者数の抑制にはつながらないことになる。

以上のように、特定高齢者施策には、スクリー-

ニングの方法と費用、スクリーニングされても事業への参加が少ないと、プログラムの効果と規模（カバー割合）という限界を抱えている。これらの改善を図りつつ、代替案となる「もう一つの介護予防戦略」（＝ポピュレーション戦略）の一般高齢者施策の検討・拡充が重要であることが分かる。

（2）一般高齢者施策

特定高齢者施策には、運動器機能向上・栄養改善・口腔機能向上など対象者・事業内容が具体的に示されていたのに対し、一般高齢者施策については具体的な事業が明確に示されていなかった。また一般高齢者施策は先述のように、介護予防普及啓発事業、地域介護予防活動支援事業、介護予防一般高齢者施策評価事業で構成されるが、これらは特定高齢者施策に比べて各個人に強い影響をあたえるような集中的なプログラムではないため、効果はさらに表れにくくと考えられる。一人一人への効果は小さくともポピュレーション戦略が予防効果を発揮するのは、対象となる人口集団が大きい場合である。つまり、一般高齢者施策が介護予防効果を持つためには、事業への参加人数が多くなければならない。2007年度介護予防事業報告によれば、一般高齢者施策の参加状況は、介護予防普及啓発事業（延べ人数のみ。実人数の把握はしていない）9,185,145人、地域介護予防活動支援事業1,321,946人で、計10,507,091人となるが、自立高齢者が約2,300万人とすると1人1回参加としても46%，1人2回なら23%の参加ということになる。特定高齢者施策の参加延べ人数計1,771,528人、実人数計115,613人に比べると、一般高齢者施策は延べ人数で約6倍程度である。単純に1人当たりの参加回数が特定高齢者施策と同水準だとすると実人数は約60万人で高齢者人口の約3%の参加ということになる。事業への参加者数がこの程度にとどまっている背景には事業を提供するマンパワー不足があると考えられる。そのため、現状のまま参加人数を増やす場合は講座的なものにならざるを得ず、参加者が能動的にいきいきと参加するような事業の実施は難しい。

また、一般高齢者施策の中に評価事業が位置づけられているが、上述の介護予防事業報告以外にはほとんど行われていない。その介護予防事業報告では実人数の把握をしていないことも問題である。延べ人数だけの把握では、意識の高い一部の高齢者が活発に参加している状況と、まんべんなく多くの高齢者が参加している状況が区別できない。ポピュレーション戦略には多くの人に影響を与えることが必要であるが、現在の延べ人数での評価では、それが評価できない。

研究者による一般高齢者施策の評価の例（島貫・梅津・本田・伊藤・河西・高戸・荒山・坂本・植木・芳賀 2010）があるが少ない。また、ポピュレーション戦略の評価としては、個人レベルの変数の評価だけでなく、地域レベルのソーシャル・キャピタルなど、地域特性に着目した評価が今後進める必要があると思われる（近藤克則・平井寛・竹田徳則・市田行信・相田潤 2010）。

3 地域支援事業の現状の問題点についての小括

特定高齢者施策には、上に示したように、スクリーニング方法と費用、スクリーニングされても事業への参加が少ないと、プログラムの効果と規模（カバー割合）などの面で課題がある。一方、これらの課題を乗り越える代替案として期待される一般高齢者施策の有効利用が考えられるが、その一人一人への効果は小さい分、より多数の人を対象とすることが必要と考えられる。しかし、一般高齢者施策への参加実人数でみたカバー率は、把握すらされておらず、地域全体への介入とは言えない水準にとどまっている可能性は高い。事業の評価についても、必要なデータがなく、地域全体への介入を意識した個人レベルと地域レベルの変数を用いた適切な評価が行われていない。

以下では、これらの課題を克服することを目的に開発された、愛知県武豊町における住民ボランティア運営型地域サロンによる介護予防プ

ログラムについて紹介し、評価結果を述べる。

III 武豊町における住民ボランティア運営型地域サロンによる介護予防プログラムの概要

1 武豊町の概要

愛知県知多郡武豊町は愛知県の知多半島中部に位置し、臨海部の工業地域、内陸部の住宅地域からなる面積約25km²の町である。人口は約4万人で。高齢者人口7,000人、高齢化率、要介護認定率はそれぞれ約16%、12%（2006年度）である。

2 事業の背景

愛知県武豊町と日本福祉大学の共同研究は1999年から始まった。2003年には武豊町を含む知多圏域の7介護保険者（1広域連合と6市町）は日本福祉大学に委託し、要介護者・介護者・一般高齢者を対象とする大規模な調査を行った。この調査に参加した7介護保険者と日本福祉大学の間で、介護保険事業計画の策定を目的とした共同研究会が定期的に行われるようになった。全保険者で共通の調査票を用いているため、各保険者は他保険者との比較を行い、自保険者の状況を相対的に評価した。また、調査データの分析結果から、当時の介護予防事業には元気な人ばかりが参加していること、特定高齢者のスクリーニングに用いられる健診にもより健康な人が参加し、要介護になる恐れのある人はかえって参加しないと考えられることなど、上述したような特定高齢者施策の課題を共同研究により把握していた。

そのため、武豊町の介護予防担当者は、2005年に介護保険法の改正があり2006年から介護予防への取り組みが開始される時点で、特定高齢者施策の効果があまり期待できないと考えた。そこで、武豊町と日本福祉大学は、これまでの共同研究の成果をもとに、特定高齢者施策ではカバーできないハイリスク者を含め、高齢者全体の参加を促進する新たな一般高齢者施策のプログラムを開発するプロジェクト（以下、武豊

プロジェクト) を開始した。特定高齢者施策は具体的方策が示されているものの、一般高齢者施策の具体的方策は示されていなかったので、ソーシャル・キャピタル理論なども参考に、地域福祉、国際開発の研究者も参加して、介入プログラム理論から構想を練った。また、事後的に、特定高齢者施策がハイリスク者をほとんどカバーしていないことをデータで裏付けた。例えば、武豊町の2007年度の新規要介護発生は322名であったが、前年の2006年度の状態をみると、特定高齢者(現在より厳しい旧基準)だった者はわずか4名であり、残りの318名が2006年度の特定高齢者以外からの発生であった。これらで確信を深め、ポピュレーション戦略に立つ一般高齢者施策の介入計画と、プログラム評価の計画を立案した。

3 ソーシャル・キャピタルを意識した介入プログラム理論仮説

介入プログラムの最終目標は「介護予防」である。その最終目標を達成するために、地域サロン事業への参加による身体活動性向上、交流による、生活習慣の改善、ソーシャルサポートの増加などの個人レベルの直接的な介入効果だ

けでなく、「地域環境への介入」による間接的な効果や波及効果も期待した(図1)。具体的には、地域ボランティアを募り、サロンの立ち上げから担ってもらうことで、地域レベルの「ソーシャル・キャピタル(SC)」(Kawachi 2000, 近藤2010)の涵養を図った。ソーシャル・キャピタルとは、人間関係資本、市民社会資本などと訳される概念で、これが豊かな地域・集団ほど、住民の平均余命が長い、失業率が低い、犯罪が少ないなどの報告がなされている(内閣府2003)。

4 武豊町地域サロン事業の方針

武豊町の地域サロンは、すでに全国各地で4万ヶ所近く(2005年時)の取り組みがある「ふれあい・いきいきサロン」(全国社会福祉協議会2006)の一環であると位置づけられるが、事業の方針の設定に際しては、韓国の「敬老堂」からヒントを得た(斎藤・近藤・平井・市田2007)。それは、日本(愛知・香川・高知の15市町)と韓国(金海市)で高齢者を対象に行われたアンケートの調査結果を比較したところ、高齢者の「閉じこもり(外出頻度週1回未満)」割合が韓国で低いことがわかり、その理由が高齢者の約半数が参加するといわれている「敬老堂」である

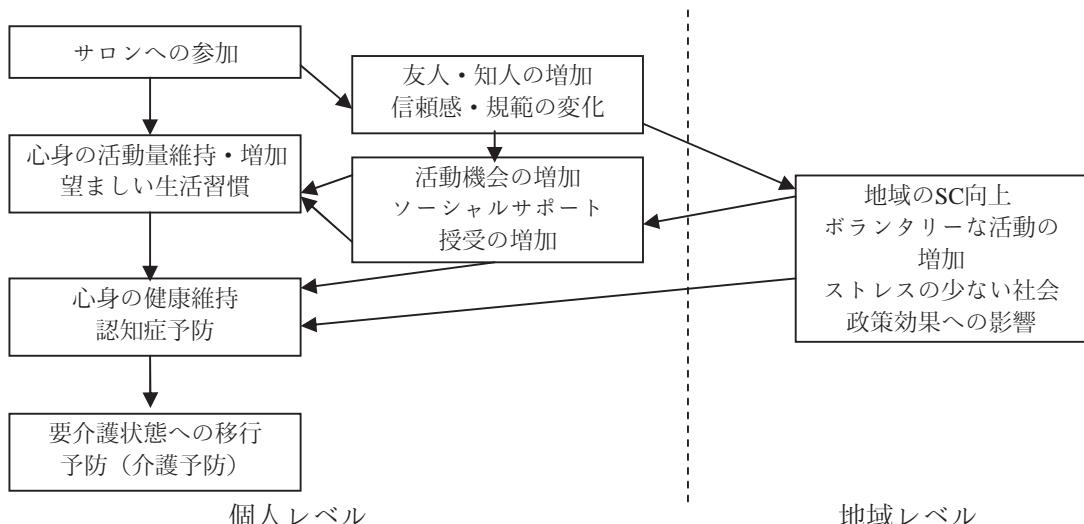


図1 武豊町地域サロンのプログラム理論仮説

と考えられたからであった。

敬老堂を参考に設定した武豊町地域サロン事業の方針は、小地域に多くの拠点を設けることによる「アクセスの改善」、「多彩なメニュー提供を行う」、「住民主体による運営と行政による支援の体制」の3つである。

「アクセスの改善」は、公民館等を用いて多拠点に地域サロンを設けることにより移動距離を短縮してアクセスを改善し、より参加しやすくすることを目指すものである。介護予防事業は通常、保健センターなど町の中心施設で行われてきた。しかし厚生労働省の介護予防モデル事業報告書においても、事業を一般化する際の課題としてあげられているように、虚弱な高齢者ほど、会場へのアクセスに問題があり、そのために参加が困難であることが考えられる。2006年に武豊町で行った調査のデータを用いた分析（平井・近藤 2008a）でも、介護予防事業の開催場所として想定される、保健センター・老人福祉センター等の町施設までの距離が短いほど、施設の利用割合が高いという結果が示された。また山村（滋賀県高島郡朽木村）で健診非受診の理由について調査した研究（山川・上島弘嗣・嘉村 1995）では、非受診の理由は、受療中（55%）、会場へ行く手段がない（31%）、健康だから（10%）の順に多かった。この結果を受け朽木村では、従来村内の1ヶ所で行われていた健診を村内17か所で行い、アクセスを改善することにより健診受診者を1.8倍に増加させている例もある。

「多彩なメニュー提供」を行う理由は、武豊町地域サロン事業は一般高齢者施策であり、健康上の悪い部分や要介護リスクを見つけて対応するのではなく、ポジティブな健康増進を目指したこと、また武豊町の高齢者を対象にしたコホート研究によって、趣味や社会的サポートがある人、社会参加している人ほど、認知症を伴う要介護認定を受けていないなどの結果も得られたからである（竹田 2007）。健康教育や身体的機能向上を目指すメニューだけではなく、心理的、社会的に生き生きと暮らすための知識・

技術・趣味活動、社会的サポート、社会参加の機会を提供する多彩なメニューを用意することを目指した。これにより、健康維持だけでなく多様な関心・趣味を持つ多くの人の参加を引き出し、効果的なポピュレーションアプローチを可能にすることを狙った。

「住民主体による運営と行政による支援の体制」という方針は、多拠点で地域全体への介入を行う上では住民の力が不可欠だという必要性とともに、住民の力を引き出しソーシャル・キャピタルあるいは「地域の福祉力」を高めようという積極的なねらいを反映している。地域全体への介入を目指す本事業では、従来よりも大規模な対象者数が必要と想定した。その事業を専門家だけに依拠して行おうとすれば、頻度や密度は小さくならざるを得ない。そのため運営を住民主導とすることで多拠点の運営を可能とし、行政は地域サロン運営の場所・資金確保、人材養成や広報などで支援を行うという事業を目指した。多彩なメニューを開発するため、武豊町モデルでは行政・社協・住民組織が計画・運営する「協働・支援事業」でメニューの開発・講師の確保・派遣を行い、「リーダー育成事業」によりサロンを運営できる人材を育成する。住民主導の自立型の事業とすることにより、住民がそのときのニーズ・地域の実情に即した地域福祉サービスを自ら生み出し提供していくという効果も期待した。

5 事業実施までの経緯

武豊町地域サロン事業の計画から実施までの過程はすでにほかで詳しく紹介している（平井 2009）ため、ここでは簡単に述べる。事業開催までの過程は大きく3つの期間に分けられる。事業の計画ができるまでの計画期（2006年2月～）、住民ボランティアを募集し地域サロンでの活動内容を決定する事業準備期（2006年10月～）、地域サロンを開催し一般参加者を集めボランティアが事業を運営する開催期（2007年5月～）である。

(1) 計画期

計画期は2006年2月のプロジェクト開始から2006年9月の計画策定までの期間である。武豊町(健康課、福祉課、企画情報課), 在宅介護支援センター、社会福祉協議会ボランティアセンターと大学の各関係者らで7回の共同会議、3回の事例視察、武豊町内の地域資源視察ツアを行った。これらを通じて従来の取り組みの問題点を明らかにし、先行事例からの示唆を引き出し、武豊町の利用可能な資源を把握するという過程を経て上述のような事業の理念・方針を固め計画書を作成した。2006年7月には、要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者全数5,759名を対象にアンケート調査を行った。調査の目的は、地域サロン事業のニーズ評価とサロン事業のボランティア募集と協力の呼びかけ、介入前後比較のための高齢者の健康や外出状況把握であった。

(2) 事業準備期

事業準備期は2006年10月から2007年5月までの期間である。2006年10月31日に地域サロン運営ボランティア募集を目的とした住民説明会を行った。説明会への参加呼びかけは町の広報に加え、2006年7月に町内の55歳以上高齢者を対象としたアンケートで「中心的な運営者として参加してもよい」と回答した住民への案内状送付や、保健推進員や食生活改善委員などの既存のボランティア組織への連絡により行った。説明会では、計画書を基に作成されたパンフレットも使って事業の理念・方針の説明とボランティア参加の呼びかけを行った。住民説明会には62人の参加があり、52人が事業への参加協力を表明した。

本事業では事業内容をボランティアが自ら創り出していく自立的事業を目指した。ボランティアは、2回の先行事例視察・3回のワークショップ、4回の代表者会議などを通して、自分たちの目指す地域サロン像、地域の課題の抽出を行っていった。ワークショップには、意志決定に役立つと思われた分析資料も適宜提示した。2007年3月の第3回ワークショップでは3拠点で事業を開始すること、会場毎に月に1~2回開催すること

と、そして事業内容を決定した。その後開催予定の3つの拠点を運営するグループに分かれ、さらに具体的な準備を進めた。各会場の運営ボランティアと共に、音楽や健康体操サークルなど多彩なプログラムを提供してくれる通称「出前ボランティア」も社会福祉協議会を通じて再組織した。

(3) 開催期

2007年5月~6月にかけて、老人憩いの家2カ所、地区公民館1カ所を会場として3拠点で事業がスタートした。開所セレモニーには、各地域サロンとも予想を上回る120~150名以上の人人が詰めかけ、町長も顔を出し挨拶した。通常開催の参加人数は1会場で20~60人程度が平均的だが大きな行事の際は100人近い参加がある場合もある。

活動内容は健康体操、脳トレ(頭の体操)、歌唱、楽器演奏、盆踊り、竹細工、アクリルたわしづくり、押し花など多彩で、ボランティア会議で新しい企画が生み出されている。子供会と共同しての映画観賞会や、ひな祭り、花見などのイベントも行われている。参加者は一般参加者とボランティアともに1回100円の参加料を支払っている。

開催日の運営、事前準備等は、地域包括支援センターや社会福祉協議会の職員のサポートのもとで、すべて住民ボランティアが行っている。開催日は会場設営、お茶等の準備、司会、駐車場で車の誘導などを行っている。事前準備として、次回開催時の役割分担、お茶菓子など物品の購入という毎回行われるもののか、季節の行事の企画や、新しいメニューの開発が行われる。

サロン会場は2007年度に3拠点でスタートして以降、2008年度に2拠点、2009年度に2拠点、2010年度に1拠点と、町全体への展開を目指し順次開設を進めている。

IV 事業の評価

1 プログラムの評価

ある望ましい結果を達成できるように新しい

プログラムを開発したり、既存のプログラムを修正するためには、事業全体を通じたプログラム評価を行う必要がある (Rossi, Lipsey, Freeman 2005)。しかしこれまで介護予防事業においてプログラム評価はほとんど行われてこなかった。平成16年に行われた全国調査の結果では、3分の2の自治体では事業評価を行っていないことが示されている (安村 2005)。

評価には大きく分けて「総括的評価」と「形成的評価」がある。総括的評価とはプログラムが実施された後に、全体的・結果的にその効果（アウトカム）・影響を計測するものである。その目的は説明責任を果たすため、あるいはPDCAサイクルを回すことにより政策の効果的な運用を可能にすることである。効果（アウトカム）を評価する性格上、その結果が得られるのは事後的になり、交絡要因の調整など客観性が重視される。一方、形成的評価とは政策プロセスのあらゆる段階で多様な主体が関わりプログラムを変容（改善）させていくことを前提に、これらの主体が評価にも参加し、その知見を利用しながら政策形成を進めていくものである。したがって、当事者による参与観察型で、客觀性を犠牲にしても、プロセスを改善することを重視する。武豊町事業では、町として説明責任と事業改良を行うため総括的評価だけでなく形成的評価も行う必要があると考えられた。そのため、事業計画書にも事業全体を通じたプログラム評価を行うことが明記されている。

プログラム評価の最終的な関心は事業の効果・アウトカムであるが、新しいプログラムを開発していく場合は特に、より効果の大きいプログラムへの改善プロセスが不可欠である。そのためプログラムの最終的な効果を評価する前に、成果に至る諸段階を含む5つの評価課題を設けるのが一般的である。5つの評価課題とは、①ニーズの評価（事業の背景となる）、②プログラム理論仮説の評価、③実施プロセスの評価、④インパクト（効果）の評価、⑤効率の評価である。この5つの評価課題は階層をなしている。最も基礎的なレベルから、①ニーズ、②プログラム理

論仮説、③プロセス、④インパクト、⑤効率の順に積み上げられるものであり、下位の評価で満足な結果が得られていることが、上位の評価を行う前提となる。例えば、プロセス評価によって、プログラムが想定されたように運営されていないことがわかれば、プログラムのインパクトを正確に測ることは無意味に近くなる (Rossi, Lipsey, Freeman 2005)。

2 プロセス評価としての5つのCoverage

健康政策の評価において、世界保健機関 (WHO) は、プロセス評価としてのEffective Coverage（効果的なカバー・普及率）を健康政策のパフォーマンス評価に用いることを提案している (Murray and Evans 2003)。臨床医学と異なり、健康政策による人口集団を対象とする介入の健康へのインパクト評価は非常に困難である。そのためそのインパクトを直接計測するものではないものの、健康へのインパクトを得るうえでの中間的なステップであり、国・地域レベル政策の継続的な実践や意思決定プロセスとしてEffective Coverageの評価が有用であるとしている。ポピュレーション戦略に基づき、地域全体への介入を目指す場合には、このようなCoverageの評価を行うことがふさわしいと考えられる。

Effective Coverageはニーズのある者に効果的な介入が届いているかを見るものであるが、その他、Effective Coverageの他に、達成を妨げる問題・障害がどこにあるかを評価するための4つのCoverageがある。全体のニーズに対する利用可能な資源の割合などを評価するAvailability Coverage、距離など利用・参加しやすい人の割合などを評価するAccessibility Coverage、文化・ジェンダー等さまざまな理由による利用の障害がない割合などを評価するAcceptability Coverage、介入・サービス提供者への接触者割合などを評価するContact Coverageがある。このような5つのCoverageの評価は、プログラム評価におけるプロセス評価に位置づけられる。本稿では、武豊町地域サロン事業のプロセス評

価として、5つのCoverageのうち既存データを用いて評価可能な、Accessibility Coverage, Contact Coverage, Effective Coverageの評価を行う。

V 武豊町地域サロン事業のプログラム評価

1 武豊町地域サロン事業のプログラム評価の全体像

武豊町地域サロン事業のプログラム評価の全体像を図2に示した。2007年5月の地域サロン開催前の2006年7月、開催8ヶ月後の2008年2月の2回、武豊町在住の高齢者のうち要介護認定を受けていない者の全数に自記式郵送調査を行っている。これらの調査データは個人レベルの外出頻度など身体活動の状況や社会参加・交流の状況とその変化などの中間アウトカム評価に用いる。これらの自記式調査以外に、町から要介護認定・死亡データの提供を受けて、サロンへの参加が要介護認定を減らす効果を検証する予定

である。

2 今回の評価に用いるデータ

今回の分析では2006年7月に行った事前調査の調査対象者、つまり要介護認定を受けていない高齢者全数5,759名のうち、調査票番号と暗号化されたIDの突合が不可能であった1名を除く5,758名を分析対象者とした。今回は、武豊町から提供された事業参加者データ（2006年、2007年の従来の介護予防事業、地域サロン事業）、住所地区データ、保険料段階データを用いた分析結果を示す。自記式調査のデータを用いた分析は、別の報告を参照されたい（平井 2009, 平井 2010）。

3 評価方法・指標

地域サロン事業は、2007年度から地域支援事業（介護予防事業）の一つとして行われているが、武豊町では、2006年度から体操や介護予防教室・講座等の従来型の地域支援事業（特定高

事業評価の全体像

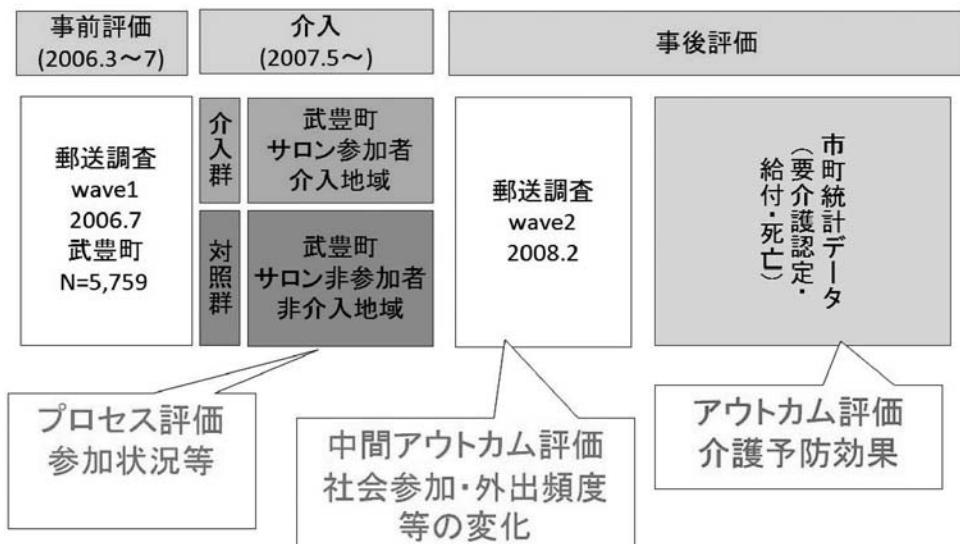


図2 「武豊町地域サロン事業」の評価の全体像

齢者施策と一般高齢者施策)も行われている。Accessibility Coverage, Contact Coverage, Effective Coverageのそれぞれについて、従来型の介護予防事業と地域サロン事業を比較し、地域全体への介入を目指した地域サロン事業のプロセス評価として、カバレッジの向上がどの程度できているかを評価した。

Accessibility Coverageの指標は、事業の開催場所からの500m圏内に住所が含まれる高齢者の割合とした。従来型の事業は、事業開催施設である保健センター、中央公民館、総合体育館、老人福祉センターの4施設から500m圏内に含まれる人数、地域サロン事業は開催拠点の500m圏に含まれる人数とした。地域サロン事業については、2007-2009の間の拠点数増加による変化をみた。地理情報システム「Arc GIS 8.3」を用いて算出した。

Contact Coverageは本来、介入・サービス提供者への接触者割合などを見るものであるが、今回の分析では、分析対象者全体に占める各事業への参加が1回以上の者(実人数)の割合とした。介護予防一般高齢者施策として重要である、地域全体への介入がどの程度達成できているかを評価した。武豊町では地域サロンを2020年までに14か所に増やし、町全体(ほとんど)を地域サロンの500m圏でカバーすることを目指すと総合計画に盛り込んでいる。その場合を想定し、参考までに分析対象を現在の地域サロンの500m圏内に絞った場合の参加割合も算出した。

Effective Coverageは、本来はその介入とマッ

チしたニーズのある者に効果的な介入が届いているかどうかを見るものである。武豊町の地域サロン事業はハイリスク者を優先的に狙ったものではない。しかし当事業には、健診未受診や参加拒否などさまざまな理由により特定高齢者施策から漏れているハイリスク者を一般高齢者施策である当事業でカバーしていくことも期待されている。ハイリスク者の参加も得られて、交流や社会参加によりその心身の健康をいくらか改善できれば、町全体でみた介護予防効果は向上すると考えられる。

今回のデータでは健康についてのデータないため、代替的に所得に関するデータを用いる。所得・教育年数・職業階層などの社会経済的地位が低い者ほど健康を損なうリスクが高く(Marmot, Shipley 1999, Kagamimori, Gainab, Nasermoaddelic 2009)、また社会的なつながりも弱くなりがちであり(Berkman, Syme 1979)、保健活動への参加も少ない(松田 2005)ことが国内外の先行研究で示されている。今回は利用可能な行政データのなかから、介護保険の保険料段階のデータを用いた。介護保険料は市町村税の課税の有無・所得の状況により定められているため(表1)、所得そのものではないが、大まかな所得レベルをみることができる。

ハイリスク群である低所得者をより多くとらえることができれば、町全体の介護予防効果を向上させる可能性を高めることができる。これについては、2006年と2007年の年度間、従来型

表1 所得段階と基準(2006)

所得段階	基準
第1段階	市町村民税非課税世帯に属する老齢福祉年金受給者・生活保護受給者
第2段階	世帯全員が市町村民税非課税で前年の合計所得金額と課税年金収入額の合計が80万円以下の者
第3段階	世帯全員が市町村民税非課税で第2段階に該当しない者
第4段階	本人が市町村民税非課税で同じ世帯の中に市町村民税課税者がいる者
第5段階	本人が市町村民税課税で合計所得金額が200万円未満の者
第6段階	本人が市町村民税課税で合計所得金額が200万円以上700万円未満の者
第7段階	本人が市町村民税課税で合計所得金額が700万円以上の者

事業と地域サロン事業間で、低所得群における参加人数、割合を比較し評価する。また、低所得者が高所得者に比べ参加しにくいという状況が武豊町の従来型事業・地域サロン事業でも起こっているかどうかをみた。これは直接的なEffective Coverageの評価ではないが、低所得者が参加しにくい事業である場合、Effective Coverageは低くなってしまうと考えられる。これについては、各事業の参加者について、低所得者が高所得者に比べて参加割合が低いかどうかをみた。

分析の際には非課税世帯である第1段階から第3段階を統合した。また第7段階の該当者が少ないため第6段階と第7段階を統合した。男性と女性で所得段階の分布が大きく異なるため、男女別に評価した。

4 評価の結果

(1) Accessibility Coverage

事業開催拠点から500m圏に含まれる人数でみたAccessibility Coverageは、従来型介護予防事業の15.2%に比べ、地域サロン事業では2007年で31.5%と2倍以上、7か所に増えた2009年では

50%弱にまで向上している。

(2) Contact Coverage

分析対象者全体に占める各事業への参加者(実人数)割合でみたContact Coverageは、町全体を対象とした分析において、地域サロン事業の参加人数は2007年度の従来事業の1.9%に対し、6.2%と3倍以上であった。参考までに地域サロンの開催拠点の500m圏に限定した分析も行った。従来型事業への参加が2006、2007年度とも2.0%と、町全体を対象とした場合とほぼ同程度であるのに対し、地域サロン事業では10.6%と、町全体を対象とした場合にくらべ1.5倍以上の値を示した。

(3) Effective Coverage

2006年と2007年の年度間、従来型事業と地域サロン事業間で、低所得群における参加人数、割合を比較し評価した(表4)。

所得段階1-3の低所得群の参加人数・割合は、2006年から2007年の変化をみると、男性では1人(0.5%)から9人(4.1%)、女性は40人(6.1%)から85人(12.9%)と人数・割合が増加していることがわかる。従来型事業と地域サロン事業間で比較すると、男女とも2006年、2007年の従

表2 従来型介護予防事業と地域サロン事業のAccessibility Coverage

		開催場所の500m圏に含まれる高齢者の人数(人)	分析対象全体(n=5,758人)に占める割合(%)
従来型介護予防事業	保健センター等4施設	876	15.2
地域サロン事業	2007年(3拠点)	1,812	31.5
	2008年(5拠点)	2,438	42.3
	2009年(7拠点)	2,816	48.9

表3 従来型介護予防事業と地域サロン事業のContact Coverage

	年度	町全体を対象とした分析		地域サロン500m圏に限定した分析	
		参加実人数(人)	分析対象全体(n=5,758人)に占める割合	参加実人数(人)	地域サロン500m圏(n=1,812人)に占める割合
従来型介護予防事業	2006	103	1.8	37	2.0
	2007	108	1.9	36	2.0
地域サロン事業	2007	356	6.2	192	10.6

表4 従来型介護予防事業と地域サロン事業のEffective Coverage (町全体)

性別	所得段階	n	2006年 (サロン開始前)		2007年 (サロン事業開始年度)					
			従来型事業		従来型事業		サロン事業		従来型または サロン事業	
			人数	割合	人数	割合	人数	割合	人数	割合
男性	所得段階1-3	219	1	0.5	4	1.8	8	3.7	9	4.1
	所得段階4	176	0	0.0	2	1.1	7	4.0	9	5.1
	所得段階5	1,426	22	1.5	12	0.8	46	3.2	53	3.7
	所得段階6-7	939	6	0.6	16	1.7	39	4.2	49	5.2
女性	所得段階1-3	659	40	6.1	24	3.6	75	11.4	85	12.9
	所得段階4	1,849	20	1.1	38	2.1	149	8.1	171	9.2
	所得段階5	381	12	3.1	9	2.4	25	6.6	33	8.7
	所得段階6-7	109	2	1.8	3	2.8	9	8.3	10	9.2

表5 従来型介護予防事業と地域サロン事業のEffective Coverage (サロン開催拠点の500m圏内)

性別	所得段階	n	2006年 (サロン開始前)		2007年 (サロン事業開始年度)					
			従来型事業		従来型事業		サロン事業		従来型または サロン事業	
			人数	割合	人数	割合	人数	割合	人数	割合
男性	所得段階1-3	75	1	1.3	4	5.3	6	8.0	7	9.3
	所得段階4	55	0	0.0	0	0.0	3	5.5	3	5.5
	所得段階5	412	4	1.0	1	0.2	20	4.9	21	5.1
	所得段階6-7	293	1	0.3	5	1.7	16	5.5	19	6.5
女性	所得段階1-3	247	16	6.5	12	4.9	47	19.0	50	20.2
	所得段階4	580	6	1.0	12	2.1	83	14.3	89	15.3
	所得段階5	119	8	6.7	1	0.8	15	12.6	16	13.4
	所得段階6-7	31	1	3.2	1	3.2	2	6.5	2	6.5

来型事業に比べ、地域サロン事業で所得段階1-3の低所得群の参加を2倍から4倍近く得られていることがわかった。

また、低所得者が高所得者に比べ参加しにくいという状況が武豊町の従来型事業・地域サロン事業でも起こっているかどうかをみた。男性についてみると、2006従来型事業では所得段階5以上の参加が中心で所得段階1-3や所得段階4の人の参加割合が小さい。2007従来型事業では所得段階1-3で参加割合が最も高い。参加人数が少

なく1人の変化が大きく反映されるので評価は難しいが、地域サロン事業では低所得群の参加割合は高所得群に比べて高くも低くもない。女性についてみると、参加割合は全事業を通して低所得群で多くなっている。

次に、地域サロンの開催拠点の500m圏に限定した分析の結果を表5に示す。所得段階1-3の低所得群の参加人数・割合は、2006年から2007年の変化をみると、男性では1人(1.3%)から7人(9.3%)に向いている。特に女性では16人

(6.5%) から50人 (20.2%) と増加し、5人に1人が参加するようになったことがわかる。

低所得群と高所得群の参加割合を比較では、男性についてみると500m圏に限定しない分析とほぼ同様であるが、女性についてみると、特に地域サロン事業で低所得ほど参加割合が高い傾向がみられる。

VII 評価の結果についての考察

Accessibility Coverageは地域サロン事業の開始により大きく向上し、2009年では50%弱にまで向上していた。これにより健康・虚弱を問わず、多くの高齢者の参加可能性を高めていると考えられる。

Contact Coverageについてみると、地域サロン事業は2006年度、2006年度の従来型事業の3倍であった。2007年度の地域サロン事業のAccessibility Coverageは従来型事業の2倍程度である。参加実人数の増加はAccessibility Coverageの向上の影響だけではなく、ボランティア運営による高い活動拠点の多さと（旧事業に比べて）高い頻度等の他の要因も寄与していると考えられる。6.2%という参加者割合は、地域全体への介入としてはまだ低い水準にあるが、この時点のサロンの拠点は3か所であり、目標の14か所のうち4分の1弱でしかない。地域サロンの開催拠点の500m圏に限定した分析ではContact Coverageが約1割と高くなっていた。今後の拠点数が増加し、500m圏に含まれる高齢者割合を高めることによりさらなる向上が期待できる。

Effective Coverageについては、今回はハイリスク者であると考えられる低所得者の参加に着目した。地域サロン事業では従来型の事業に比べて低所得者から多くの参加を得ることができていた。特に女性では高所得者に比べて低所得者の参加割合が高い傾向が見られた。その理由として、サロン参加のきっかけとして、知人友人に誘われたことをあげる者が少なくないこと、費用が1回百円と低廉であること、住まいから徒歩圏で開催されていることなどが考えられ

る。健診では逆に、低い社会階層の者ほど参加していないことが報告されている（松田 2007）。地域サロン事業は、健診をスクリーニングに用いた介護予防特定高齢者施策に比べて、健康を損ないやすい低い社会階層をカバーしやすい事業であると思われる。

評価の結果、地域サロン事業は従来の事業に比べ、全ての指標で大きなCoverageを示した。虚弱なハイリスクの高齢者、移動能力が低い高齢者ほどAccessibility Coverageの影響を受けやすいと考えられる。これらを大きくすることによって、健康な高齢者に加え、虚弱なために参加できなかった潜在的な参加者を事業参加に結びつけることで、Effective Coverageを高め、介入効果を向上させることが可能であると考えられる。

VIII おわりに

本稿では、地域支援事業における介護予防事業の現状の課題を整理し、その課題を踏まえ開発された愛知県武豊町における地域サロン事業とその評価の事例を紹介した。

特定高齢者施策は、スクリーニング方法、有効なプログラム、カバー割合などの面で困難な課題があり、厚生労働省も見直しを始めている。しかし、感染症や一部の癌などと異なり介護予防も生活習慣病と同様に、ハイリスク戦略が効きにくいと考えられる（近藤 2007）ため、介護予防一般高齢者施策による補完が必要である。本稿ではこれまでの地域支援事業の課題を克服する介護予防一般高齢者施策のモデルとして、地域高齢者の社会参加を促進することを目指した愛知県武豊町の地域サロン事業の事例を解説し、この事業を例にして行ったプロセス評価の事例を紹介した。

このような評価は、事後的な評価だけではなく、継続的な実践のための今後の計画を立てるためにも用いることができる。武豊町では第二期（2008年度）の新規開催拠点をボランティアが参加するワークショップで決定した。その際、

会場候補地の500m圏内に含まれる高齢者人数、2006年7月の事前調査で把握していた町内の地区別の要介護状態になるおそれのある者の人数を集計した資料をもとに協議を行った（平井2008b）。Accessibility CoverageとEffective Coverageに関する評価結果が意思決定のプロセスに役立てられた例である。

介護予防はまだ新しい事業であり、PDCAサイクルを回し改善する余地が大きい事業であるため、評価が必要である。評価といっても、すぐに介護予防の効果が期待できる事業ではない一般高齢者施策ではインパクト評価ばかりではなく、まずはプロセス評価が重要である。地域の予防活動を促進する場合、地域にはさまざまな文脈があり、全国のどの地域でも有効なプログラムや運営方法のモデルを示すことは難しい。そのため、現場で地域に合った取り組みが行われることが望ましい。その際に、取り組みを継続しながらPDCAサイクルを回し改善していくことを支援する形成的評価が必要である。今回行ったプロセス評価は、全て介護保険者が持っている既存のデータ、または入手可能なデータを用いたものであり、計算方法も簡便である。プログラム評価を実施しプログラムのマネジメントを行う人材がいれば、全国の保険者すぐに実施しプログラムの継続的実施と改善、意思決定等に利用可能である。

現場での評価をすすめるためには、評価を行う人材育成とともに、データ環境、介護予防の評価に適した評価の方法論の蓄積等、より質の高い評価を行える条件の整備が望まれる。現場で適切で精度の高い評価が行われることが、よりよい介護予防の実践につながると考えられる。

謝辞

本研究は文部科学省科学研究費補助金（新学術領域研究、課題番号22119506、研究代表者竹田徳則）の助成を受け、文部科学省の私立大学戦略的研究基盤形成支援事業（2009-2013）に採択された研究構想「Well-being（幸福・健康）な社会づくりに向けた社会疫学研究とその応用」

の一環として行われました。記して深謝申し上げます。

参考文献

- Berkman LF, Syme SL (1979) "Social networks, host resistance, and mortality: a nine-year follow-up study of Alameda County residents," *Am J Epidemiol.* Vol.109, No.2, pp.186-204.
- Gates S, Fisher JD, Cooke MW, Carter YH, Lamb SE (2007) "Multifactorial assessment and targeted intervention for preventing falls and injuries among older people in community and emergency care settings: systematic review and meta-analysis," *BMJ.* Vol.336, pp.130-133.
- Kagamimori S, Gaina A, Nasermoadaddeli A (2009) "Socioeconomic status and health in the Japanese population", *Social Science & Medicine*, Vol.68, No.12, pp.2152-2160.
- Kawachi I (2000) "Social cohesion, Social Capital, and Health": In Berkman LF and Kawachi I (eds.), *Social Epidemiology*, Oxford University Press, New York, pp.174-190.
- Marmot MG, Shipley MJ (1996) "Do socioeconomic differences in mortality persist after retirement? 25 Year follow up of civil servants from the first Whitehall study", *BMJ*, Vol.313, pp.1177-1180.
- Murray CJL, Evans DB, eds (2003) *Health Systems Performance Assessment: Debates, Methods and Empiricism.* World Health Organization.
- Rossi, peter H, Lipsey, Mark W, Freeman, Howard E, 大島 巍, 平岡公一, 森 俊夫, 元永拓郎監訳 (2005)『プログラム評価の理論と方法—システムティックな対人サービス・政策評価の実践ガイド』, 日本評論社。
- 厚生労働省 (2005)「地域包括支援センター業務マニュアル」。
- (2007)「第2回介護予防継続的評価分析等検討会資料」。
- (2008)「平成18年度介護予防事業報告書」。
- (2009)「平成19年度介護予防事業報告書」。
- (2009)「平成20年度介護保険事務調査の集計結果について」。
- (2010)「第4回 要介護認定の見直しに係る検証・検討会資料 資料8要介護認定に係る集計結果について（概要）」。

- （2010）「地域包括支援センター全国担当者会議資料（平成22年6月15日）」。
- 近藤克則・平井 寛・竹田徳則・市田行信・相田潤（2010）「ソーシャル・キャピタルと健康」『行動計量学』Vol.37, No.1, pp.27-37。
- 近藤克則（2007）「ハイリスク戦略の限界とそれ代わるもの」『保健師ジャーナル』Vol.63, No.9, pp.830-835。
- 斎藤嘉孝・近藤克則・平井 寛・市田行信（2007）「韓国における高齢者向け地域福祉施策—「敬老堂」からの示唆」『海外社会保障研究』Vol.159, pp.76-84。
- 島貫秀樹、梅津梢恵、本田春彦、伊藤勝久、河西敏幸、高戸仁郎、荒山直子、坂本 譲、植木章三、芳賀 博（2010）「集会所を利用したミニ・ディサービスが地域在宅高齢者の健康およびQOLに与える影響」『老年社会科学』Vol.31, No.4, pp.492-500。
- 鈴木隆雄・岩佐 一・吉田英世・金憲経・新名正弥・胡秀英・新開省二・熊谷 修・藤原佳典・吉田祐子・古名丈人・杉浦美穂・西澤 哲・渡辺修一郎・湯川晴美（2003）「地域高齢者を対象とした要介護予防のための包括的健診（「お達者健診」）についての研究 受診者と非受診者の特性について」『日本公衆衛生雑誌』Vol.50, No.1, pp.39-48。
- 全国社会福祉協議会（2006）「多様化し地域に根づく「ふれあい・いきいきサロン」」『NORMA』Vol.199, pp.2-4。
- 竹田徳則・近藤克則・平井 寛・村田千代栄（2007）「地域在住高齢者の認知症発症と心理・社会的側面との関連」『作業療法』Vol.26, No.1, pp.55-65。
- 内閣府国民生活局編（2003）「ソーシャル・キャピタル：豊かな人間関係と市民活動の好循環を求めて」。
- 平井 寛・近藤克則（2008a）「高齢者の町施設利用の関連要因分析—介護予防事業参加促進にむけた基礎的研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.55, No.1, pp.37-45。
- 平井 寛・近藤克則（2008b）「第7章第2節 介護予防プログラムの開発と評価—「閉じこもり」予防事業武豊町モデル」『福祉社会開発学』ミネルヴァ書房, 2008。
- 平井 寛（2009）「介護予防におけるポピュレーションアプローチの試み—武豊町における地域サロン事業の計画と実施」『地域リハビリテーション』Vol.4, No.1-6。
- （2010）「高齢者サロン事業参加者の個人レベルのソーシャル・キャピタル指標の変化」『農村計画学会誌』Vol.28, 特別号, pp.201-206。
- 松田亮三（2007）「生活習慣・転倒歴」『検証『健康格差社会』介護予防に向けた社会疫学の大規模調査』医学書院。
- 三觜 雄・岸 玲子・江口照子・三宅浩次・前田信雄（2003）「在宅高齢者の検診受診行動と関連する要因 社会的背景の異なる三地域の比較」『日本公衆衛生雑誌』Vol.50, No.1, pp.49-61。
- 安村誠司（2005）「地域における介護予防事業の評価と展望」『公衆衛生』Vol.69, No.9, pp.696-700。
- 山川正信・上島弘嗣・嘉村里美・角野文彦・岡山明・喜多義邦（1995）「健診受診群と未受診群の日常生活動作能力、受療状況、血圧値の比較 某山村における在宅高齢者の場合」『日本公衆衛生雑誌』Vol.42, No.9, pp.769-776。
- （ひらい・ひろし 日本福祉大学
健康社会研究センター主任研究員）
(こんどう・かつのり 日本福祉大学教授)

新予防給付導入による介護サービス利用回数変化とアウトカム ——検討会報告書と異なる分析手法による異なる所見——

徐 東 敏
近 藤 克 則

I 緒言

2005年に介護保険法改正案が成立し、2006年4月から要支援者に対し「新・予防給付」が導入された。その目的は「介護予防」、つまり「要介護・要支援状態の軽減又は悪化の防止」とされている¹⁾。

新予防給付の導入と同時に行われた介護報酬改定によって、通所介護・通所リハビリテーション（以下リハ）は、出来高払いから1ヶ月当たりの定額払いに変更された²⁾。しかも要支援1と2では給付限度額が2割～4割引き下げられた結果³⁾、通所回数を減らされる者が出了。その目的は、介護保険制度導入後に急増した介護給付費の伸び率を抑制することであった。しかし、このような改定に対して、通所介護・通所リハ（以下通所系サービス）の利用回数の実質的な制限であり、かえって「閉じこもり」になり要介護状態が悪化するのではないかと危惧する声もあった。実際、介護保険制度改定に伴う利用者への影響調査結果〔2006〕でも、通所介護で最も多かった不都合・不便として「今まで利用していた時間や回数を減らざるを得なくなった」が43.6%で最も多かった。「週2回が1回になったので家に閉じこもり身体の動かす事も少なく」なった、「去年にくらべて外出もできず困っている」などの意見が出されていた。

ところが、2008年になり発表された厚生労働

省の「介護予防継続的評価分析等検討会」（以下、検討会）報告書〔2008〕では、2つの分析結果に基づき新予防給付には介護予防効果が認められるとして、これらの危惧を否定した。1番目の分析では、導入前の要支援を比較対照とし導入後の要支援1における「要介護度の悪化した者の発生率」が1,000人当たり389人から234人へと減少したことをもって、「介護予防効果があった」としている。しかし、そこでは訪問介護、通所介護など、介護サービス種類別の検討はなされていない。一方、2番目の分析では、1番目の分析とは異なり要支援2の者も対象に含め、介護サービス種類別に、新予防給付導入後に利用回数が増加、不变に比べて、減少した者で悪化群が一番少ないことを報告している。2番目の分析では、聞き取りによって利用回数の変化データを得ており、なぜか分析方法の詳細が記述されていない、その分析結果のみを示し、介護予防効果の有無について結論を述べていない。この結果は、2006年4月以降の通所系サービスの利用回数減少によっても要介護の悪化は招いていないとすれば、新予防給付導入は利用回数の抑制によって費用を節減し同時に介護予防に望ましい効果もあったことになる。

新予防給付導入による通所系サービスの利用回数減少によって、「むしろ悪化する者が増えるのではないか」という危惧が現場にあったにもかかわらず、厚生労働省検討会は「悪化群は減った」と報告した。このような違いはなぜ生まれ



図1 分析データの抽出段階

ているのであろうか。危惧は、現場の単なる思いこみに過ぎなかつたのであろうか。2番目の分析結果に基づき「通所系サービスにおいても介護予防効果があった」と、なぜ結論していないのであろうか。検討会の2番目の分析における改善群には、「利用回数を減らしたから改善した」のではなく「状態が改善したために利用回数を減らした」という「逆の因果関係」を持つ者が少なからず含まれているのではないかという疑問も湧く。これらを考慮して分析すれば、異なる結果が得られる可能性がある。

介護保険制度の優れている点の1つは、要介護認定データや給付データが電子化されていることである。それを活用すれば、厚生労働省でなくとも、政策効果の評価は可能である。

本研究の目的は、保険者が持つデータを活用し、「逆の因果関係」を考慮して再分析し、結果の再現性を追加検証することである。そのために本稿では、まず検討会の報告書には記載されていない介護予防給付の利用回数の減少が実際にどれくらいあったのかを明らかにする。次に、より妥当と思われる分析方法によっても、利用回数が減少した人において、検討会報告書が言うように悪化群は減ったのか、それとも現場の声のように、悪化群はむしろ増えたのか、を検証する。

II 研究方法

1 分析対象

データは、A県内の7保険者から得た。日本福祉大学が開発し厚生労働省を通じて市町村に配布されている「介護保険給付分析ソフト」とび「介護保険事業実績分析ソフト2006」を用いて⁴⁾、2005年4月から2007年3月までの2年間の介護給付（2007年7月の審査分レセプトまで）データ延べ288,532人月（約12,000人×各人の観察月数）分を抽出した。それを被保険者毎に結合した給付実績データとした。

分析の対象は、2006年4月の新予防給付の導入以前から予防給付を利用していた要支援認定者のうち、2006年4月以降に新予防給付を利用しておらず要支援1と認定された者560人を抽出した。要介護状態に変化がなく介護サービス利用回数のみが変化した者を分析対象とするため、要支援と要支援1の間に要介護1以上と認定を受けたことがある者および2年間に給付の中止がある者を除いた。さらに通所系サービスあるいは訪問介護の給付実績がある者に限定した結果、分析対象は432人となった（図1）。

2 給付種類と利用回数の分類

利用していた予防給付の種類（重複あり）によって、対象は以下の5群に分けた。①訪問介護：252人、②通所介護：188人、③通所リハ：72人、

④通所介護または通所リハ（②+③、以下「通所系サービス」）：259人、⑤通所介護または通所リハまたは訪問介護（①+②+③、以下「予防給付」）：432人の5つに分けた（表1）。

この給付種類別に各被保険者が新予防給付に移行した前後の新・旧予防給付の利用（給付）回数の変化を求めた。利用回数が①増加群、②不变群、③減少群の3群に分けた。

3 要介護度変化の分類と用いた指標

要支援1に移行後の要介護度変化に着目し、要支援1を維持した者を「維持群」、要支援2以上になったものを「悪化群」とした。悪化した者の割合に関する指標として、検討会と同じ「悪化比率」と「悪化発生率」の二つを用いた。「悪化比率」とは単純に「悪化した人数/全体人数」を計算したものである。しかし、この指標は、被保険者毎に要支援1から要介護度が悪化するまでの時期の長さが異なる場合に、要支援1を維持した期間が長くても（図2の③）短くても（図2の④）同じ悪化と見なされてしまう性格がある。そこで、要支援1を維持していた期間の長さを反映する指標として、検討会も用いている「要介護度が悪化した者の発生率（以下、悪化発生率）」=悪化した人数/要支援1の維持期間（人月法）、も算出した。

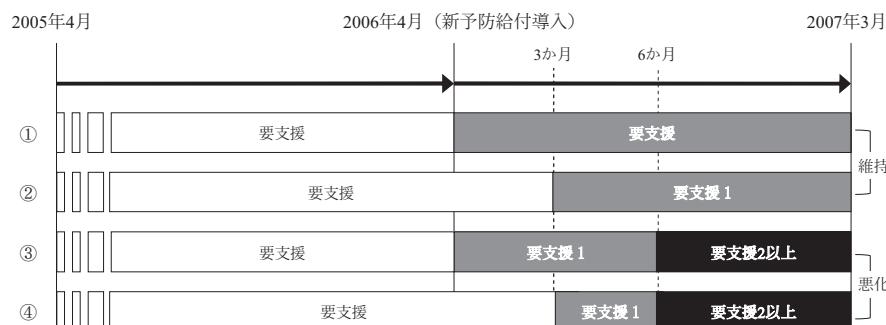
4 統計学的検定方法

まずデータが正規分布か否かを検討した結果、正規性の仮定を満たしていなかったので、対応のある標本のウィルコクソン符号順位検定（Paired-samples Wilcoxon Signed Ranks Test）を用い、移行前後において利用回数が有意に減少しているか否かを検定した。移行前後の利用回数が①増加群、②不变群、③減少群の3群間ににおける「悪化比率」の比較にはカイ2乗検定（ 3×2 ）を用いた。全ての分析は統計ソフトSPSS Ver11.5を使用した。

III 研究結果

1 新予防給付導入前後における予防給付利用回数の変化

要支援1に移行後に、予防給付の利用回数は41.7%（180/432人）で減少していた（表2）。月平均利用回数（表1）は、通所介護で4.9回→4.4回、通所リハで4.4回→4.0回、訪問介護で6.4回→5.2回と全体的に減少していた。予防給付の種類による5つのグループ別に見ると、①訪問介護、②通所介護、④通所系サービス、⑤予防給付においては有意に減少し（ $p < 0.001$ ）、③通所リハにおいても減少の傾向（ $p = 0.051$ ）を認めた。利用回数が多かった者ほど利用回数が抑えられた結果、利用回数の標準偏差は全て小さくなっ



注) この図の場合、悪化比率は50%（=悪化した2人/全体4人）、悪化発生率は0.067（=悪化した2人/要支援1の維持期間30か月）となる。1,000人を1年間追跡（12,000人月）する場合には、 $12,000 \times 0.067 = 800$ 人となり、1,000人中80%が悪化することを意味する。

図2 維持・悪化及び悪化発生率の概念

表1 新予防給付利用前後における月平均利用回数の変化

給付種類	月利用回数				(人, %, 回/月)	
		移行前(要支援)	移行後(要支援1)		利用回数変化	
⑤ 予 防 給 付*	9回以上	88 (20.4)	47 (10.9)	-41	(-46.6)	
	7~8回	114 (26.4)	108 (25.0)	-6	(-5.3)	
	人 数	5~6回	52 (12.6)	42 (9.7)	-10	(-19.2)
	3~4回	160 (37.0)	217 (50.2)	57	(35.6)	
	2回以下	18 (4.2)	18 (4.2)	0	(0.0)	
	計	432 (100.0)	432 (100.0)	0	(0.0)	
① 訪 問 介 護*	平均利用回数	6.6	5.7	-0.9	(-13.6)	
	標準偏差	3.66	2.52	-	-	
	9回以上	55 (21.8)	19 (7.5)	-36	(-65.5)	
	7~8回	43 (17.1)	61 (24.2)	18	(41.9)	
	人 数	5~6回	19 (7.5)	-2	(-10.5)	
	3~4回	115 (45.6)	142 (56.3)	27	(23.5)	
④ 通 所 系 サ ー ビ ス*	2回以下	20 (7.9)	13 (5.2)	-7	(-35.0)	
	計	252 (100.0)	252 (100.0)	0	(0.0)	
	平均利用回数	6.4	5.2	-1.2	(-18.8)	
	標準偏差	4.28	2.18	-	-	
	9回以上	15 (5.8)	9 (3.5)	-6	(-40.0)	
	7~8回	73 (28.2)	38 (14.7)	-35	(-47.9)	
② 通 所 介 護*	人 数	5~6回	40 (15.4)	-7	(-17.5)	
	3~4回	101 (39.0)	155 (59.8)	54	(53.5)	
	2回以下	30 (11.6)	24 (9.3)	-6	(-20.0)	
	計	259 (100.0)	259 (100.0)	0	(0.0)	
	平均利用回数	5.1	4.5	-0.6	(-11.8)	
	標準偏差	2.42	1.97	-	-	
③ 通 所 リ ハ ns	9回以上	3 (1.6)	6 (3.2)	3	(100.0)	
	7~8回	52 (27.7)	28 (14.9)	-24	(-46.2)	
	人 数	5~6回	32 (17.0)	-13	(-40.6)	
	3~4回	76 (40.4)	115 (61.2)	39	(51.3)	
	2回以下	25 (13.3)	20 (10.6)	-5	(-20.0)	
	計	188 (100.0)	188 (100.0)	0	(0.0)	
	平均利用回数	4.9	4.4	-0.5	(-10.2)	
	標準偏差	2.23	2.07	-	-	
	9回以上	4 (5.6)	2 (2.8)	-2	(-50.0)	
	7~8回	12 (16.7)	8 (11.1)	-4	(-33.3)	
	人 数	5~6回	11 (15.3)	3	(27.3)	
	3~4回	30 (41.7)	32 (44.4)	2	(6.7)	
	2回以下	15 (20.8)	16 (22.2)	1	(6.7)	
	計	72 (100.0)	72 (100.0)	0	(0.0)	
	平均利用回数	4.4	4.0	-0.4	(-9.1)	
	標準偏差	2.68	2.38	-	-	

注) *P<0.001

ていた。

2 新予防給付導入のアウトカム評価：利用回数の変化群別「悪化比率」と「悪化発生率」

新予防給付利用前後においてその利用回数の

変化群（増加群、不变群、減少群の3群と、増加と不变を合わせた増加・不变群、減少群の2群）間で「悪化比率」と「悪化発生率」を比較した。予防給付、訪問介護、通所系サービス、通所介護、通所リハの5つに分け、分析結果を表2に示した。

表2 新予防給付利用前後の利用回数変化による要介護度の変化

区分		要介護度		全体		(人, %)		
		維持		悪化		全体		
		維持	悪化	維持	悪化	維持	悪化	
⑤ 予 防 給 付 ^{ns}	増加	81	(90.0)	9	(10.0)	90	(100.0)	
	不变	155	(95.7)	7	(4.3)	162	(100.0)	
	(増加不变)	236	(93.7)	16	(6.3)	252	(100.0)	
	減少	164	(91.1)	16	(8.9)	180	(100.0)	
	全体	400	(92.6)	32	(7.4)	432	(100.0)	
① 訪 問 介 護 ^{ns}	増加	42	(85.7)	7	(14.3)	49	(100.0)	
	不变	98	(92.5)	8	(7.5)	106	(100.0)	
	(増加不变)	140	(90.3)	15	(9.7)	155	(100.0)	
	減少	91	(93.8)	6	(6.2)	97	(100.0)	
	全体	231	(91.7)	21	(8.3)	252	(100.0)	
利 用 回 数	④ 通サ 所 I 系ビ ス**	増加	50	(96.2)	2	(3.8)	52	(100.0)
	不变	92	(96.8)	3	(3.2)	95	(100.0)	
	(増加不变)	142	(96.6)	5	(3.4)	147	(100.0)	
	減少	95	(84.8)	17	(15.2)	112	(100.0)	
	全体	237	(91.5)	22	(8.5)	259	(100.0)	
② 通 所 介 護*	増加	39	(95.1)	2	(4.9)	41	(100.0)	
	不变	70	(95.9)	3	(4.1)	73	(100.0)	
	(増加不变)	109	(95.6)	5	(4.4)	114	(100.0)	
	減少	61	(82.4)	13	(17.6)	74	(100.0)	
	全体	170	(90.4)	18	(9.6)	188	(100.0)	
③ 通 所 リ ハ ^{ns}	増加	15	(100.0)	0	(0.0)	15	(100.0)	
	不变	24	(100.0)	0	(0.0)	24	(100.0)	
	(増加不变)	39	(100.0)	0	(0.0)	39	(100.0)	
	減少	29	(87.9)	4	(12.1)	33	(100.0)	
	全体	68	(94.4)	4	(5.6)	72	(100.0)	

注) 1) *P<0.05, **P<0.01

2) ※1: 悪化発生率の()は1,000人を1年間追跡(12,000人月)した場合、悪化する人数を意味。

予防給付全体(n=432 要支援1)の悪化比率は、利用回数増加群で10.0%と最も高く、次に減少群で8.9%，維持群が4.3%の順で、増加・不变群では6.3%であった。これは検討会の報告(n=2,265 要支援1(n=797)と2(n=1,468))と同じ傾向であったが、検討会とは異なり統計学的に有意な関連ではなかった(p=0.175)。

次に、予防給付を、通所系サービスと訪問介護に分けると、両者で逆の傾向が見られた。訪問介護に限定すると、全体と同様に、利用回数が増加した群で悪化比率が14.3%で一番高く、減少群で6.2%と最も低かったが、統計学的に有意ではなかった。悪化発生率では、増加群が0.025、減少群が0.009であった。

一方、通所系サービスでは、予防給付全体、訪問介護とは逆に、利用回数が増えた群における

悪化比率3.8%に対し、減少した者では15.2%と4倍高くなった。これは統計学的に有意であった(p<0.01)。悪化発生率でみても減少群で0.025と増加群や不变群より5倍も高かった。通所介護、通所リハ別にみても、同じであった。

IV 考察

1 分析の主な所見

要支援1に移行後に、①予防給付の利用回数は有意に減少し、②予防給付全体で見れば、利用回数減少群で悪化する者の割合は少なかったが、検討会の報告書とは異なり統計学的な有意差はなかった。また、訪問介護と通所系サービスに分けて分析した結果では、③訪問介護においては、予防給付全体と同様に利用回数が増加した

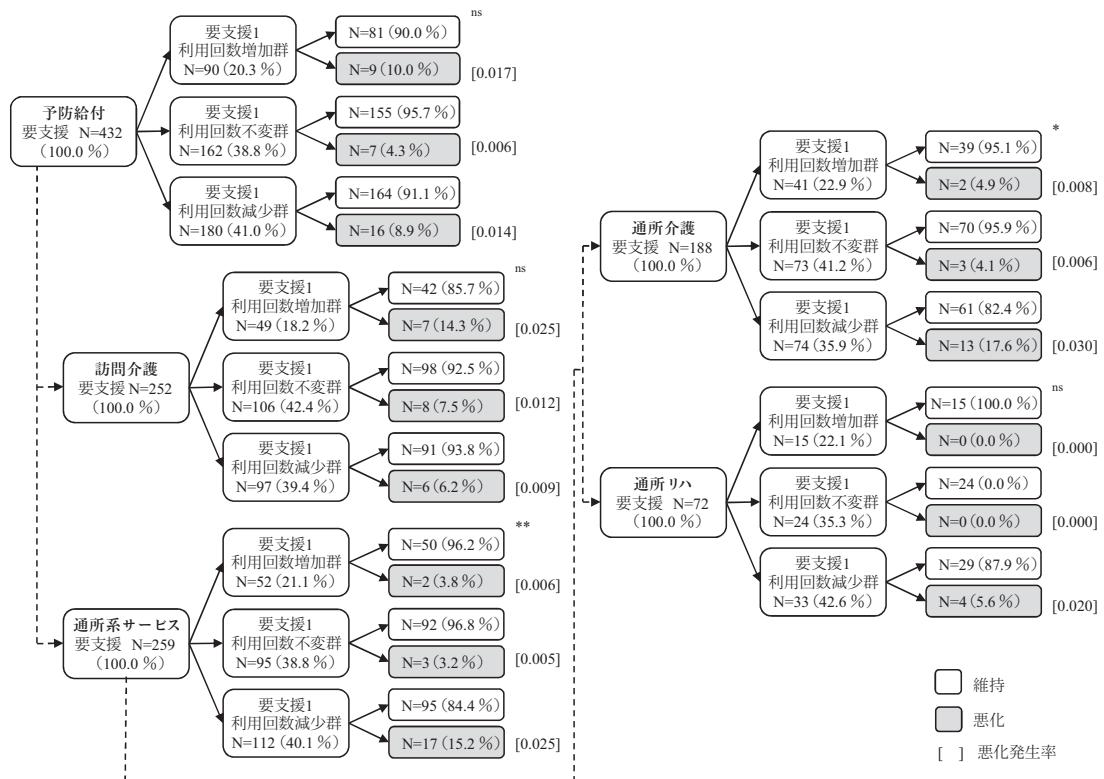


図3 新予防給付利用前後の利用回数変化による要介護度の変化

者で悪化発生率が一番高かったが、ここでも統計学的な有意差はなかった。さらに④通所系サービスでは、報告書とは反対に、利用回数が減少した者で悪化比率では4倍と有意に高く、悪化発生率では5倍も高かった。

2 本分析と検討会報告書の分析方法の違い

厚生労働省の検討会と異なる結果が得られたのは、3つの点で分析方法が異なるためと思われる。

第1に、本分析では給付実績データを用いたことである。検討会では、利用者からの聞き取りによって、移行前の利用回数と要介護度のデータを得ている。このような思い出し法では、主観による誤差が大きくなることが知られている。客観的な給付実績データを使った本分析で、利用回数の変化は1ヶ月あたり0.4~1.2回とさほど

大きなものではなかった。これは、わずかな記憶間違いにより結果に影響を与えた可能性があることを意味する。利用回数に関しては、給付実績データを用いた本分析の方が、信頼性と妥当性が高いと考えられる。

第2に、利用回数の変化と要介護度変化の両者の関連を単純に分析すると、利用回数の減少と要介護度の改善は強い関連を示すと予想される。なぜならば「利用回数の減少によって要介護度が改善した」者だけでなく、逆に「要介護度が改善したために利用回数を減らした」者もそこには含まれてくるからである。この「逆の因果関係」の混在を排除するため、本分析では、2006年4月以降初めての要介護認定で要支援から要支援1と要介護度に変化がなかった者だけを対象にした。その時の利用回数の変化だけで群分けし、その後の要介護度の変化を分析した。こ

の分析方法によって、要介護度の改善のために利用回数を減らした者は排除でき、要介護度の変化よりも利用回数の変化が先行した者だけをとらえていると考えられる。

一方、検討会の報告書〔2008b〕を読むと、要介護度の変化と利用回数の変化が同時点で起きた者も含めているように読める。実際、報告書のデータ（表3に再掲）を見ても、利用回数の減少で、増加・不变に比べ要介護度の改善が10%ポイント前後多くなっている。利用回数が減ったにもかかわらず、これほど改善が増えるとは考えにくく、「逆の因果関係」を排除しないまま両者の関連を分析した可能性が高いことを示唆している。仮に、これが「逆の因果関係」を排除した分析結果だとすれば、利用回数を減少した方が、要介護度に悪影響がないに留まらず、むしろ要介護度の改善をもたらすことを意味している。ならば、なぜこの分析結果に基づき、保険者やケアマネージャーに介護予防給付の利用回数減少を推奨しなかったのか、理解に苦しむ。

第3に、検討会の分析対象には、要支援1と2が含まれているが、本研究では要支援2を含めなかった。要支援2は、2006年4月以前には、要介護1であった者である。2006年4月前後の利用回数の変化による影響を見るためには、その前後で要介護度が不变でかつ利用回数のみが変わった者を対象にすべきと考えたからである。一方、本分析では要支援2を対象に含めなかつたために、要介護度が「改善」した者を考慮できなくなった。給付実績データでは、要支援あるいは要支援1か

ら「改善」した場合、利用中止となる。ただし観察期間中に利用を中止した者の中には、改善し自立した者だけでなく、悪化して病院に入院して利用を中断した者も含まれている。この点も考え、本分析の対象とはしなかった。

検討会の報告書〔2008a〕の中にある1番目の分析方法を見ると、同様な考察のもとで要支援1のみを対象としている。なぜ、利用サービス種類別の利用回数変化別に要介護度変化をみる時のみ、要支援2を含めたのか、分析対象と方法についての記述が見あたらない。

検討会報告書の要支援2を含んだ分析結果を見ると（表3に再掲）、確かに要介護度悪化群は利用回数が増加した者に多い（利用回数が増加・不变・減少した者別の悪化群の割合は、通所介護ではそれぞれ15.2%に対し8.5%, 5.2%, 通所リハでも12.7%に対し9.3%, 5.4%）。しかし、それは要支援2（2006年4月以前は要介護1）を対象に含めたために、要支援1への改善群が増えたことによる可能性がある。改善群の割合を、利用回数が増加・不变・減少の順に見ると、通所介護では12.4%, 17.9%, 24.7%, 通所リハでは14.1%, 18.3%, 30.0%と、利用回数が減少した者で改善群が多い（24.7～30.0%）のが目立つ。つまり、要支援2を対象に加えたために、改善群が増え、そのせいで悪化群が占める割合が（4.7～5.7%）減った可能性が否定できない。もし、報告書が言うように、本当に利用回数が減少した者で悪化群が減るのであれば、要支援1に限定しても利用回数が減少した者で悪化群も減ると期待できる。しかし、要支援1に限定した本分析

表3 新予防給付利用前後の利用回数変化による要介護度の変化（検討会の報告）

		増加				不变			減少		(%)
利用回数		維持	悪化	改善	維持	悪化	改善	維持	悪化	改善	
要介護度											
3サービスの合計 ^{*1}	72.6	13.7	13.7	71.8	10.4	17.8	68.9	4.7	26.4		
訪問介護	71.8	12.0	16.2	72.0	10.3	17.7	66.3	5.7	28.0		
通所系サービス	72.7	13.2	14.1	71.9	10.4	17.7	68.6	4.7	26.7		
通所介護	72.4	15.2	12.4	73.6	8.5	17.9	70.1	5.2	24.7		
通所リハ	73.2	12.7	14.1	72.3	9.3	18.3	64.6	5.4	30.0		

注) *1: 3サービスの合計は本研究の予防給付にあたる。

出典) 厚生労働省検討会の報告をもとに筆者が作成。

の結果では、利用回数減少群で悪化群が4~5倍も増えていた。少なくとも検討会が分析したデータにおいて、対象者を要支援1に限定した場合の内訳も示されるべきと考える。

その他、「悪化比率」に加え「悪化発生率」も見たことである。検討会も、1番目の分析結果では、人月法による「悪化発生率」も報告し、その理由として観察期間にバラツキがあるためとしている。本分析においても、観察期間に1~12ヶ月とバラツキが見られているため、「悪化比率」のみでなく「悪化発生率」も検討し、以上の結果が不变であることを確認した。

3 本分析方法の限界

稀なことと思われるが、新制度への移行後に利用回数が減らないように配慮して、一部の保険者が要介護認定の2次判定において、実際よりも要介護度を重い方へと区分変更している可能性を考えられる。この場合には、給付実績データであっても利用者の悪化の実態を反映していない可能性が残る。その可能性の大きさを検討するために、分析に用いたデータの提供保険者に対する追加的な面接調査も行った。分析対象とした7保険者のうち5保険者の介護認定担当者に訪問面接で「新予防給付への移行により利用していたサービス量が減ってしまうのを避けるために、要介護度の2次判定で配慮することがありますか。あるとすればそのタイミングはいつか」を質問した。その結果、「移行時の2次判定に考慮されることはない」との回答が4保険者で、1保険者のみ「移行時の2次判定時に考慮することはある」と回答した。そこで、この1保険者を除く4保険者のデータで再分析したが、結果は同じであった。

その他、検討会の方法と同じく、本分析も行政データを用いた後方視的な分析であるための限界があり、改善すべき余地はいろいろある。しかし、いくつかの点で、厚生労働省の検討会よりも妥当性が高いと思われる分析方法を用いた結果、異なる評価結果が得られたことに違いない。

4 新予防給付がもらしたるもの

新予防給付の導入後に予防給付の利用回数の減少がみられたのは、厚生労働省によるサービス利用抑制策の効果であろう。つまり新予防給付に適用された1ヶ月毎の定額制は、保険財源の効率化には効果があった。一方で、利用量過少を招きサービスの質低下を招く可能性もある。したがって、費用抑制の効果だけではなく、質の低下を招いていなかったかという視点からの検証も重要である。介護予防を目的とする新予防給付で言えば、もし利用の抑制によって要介護度が悪化する者が増えるようであれば、定額制導入の負の側面が出たことになる。今回の分析方法によると、通所系サービスにおいて利用回数が（週二回から週一回へなど）減少した利用者において、利用回数が不変・増加した者より、要介護度の悪化発生が4倍以上高いという結果が出た。つまり、利用の抑制が悪化の発生を増加させた可能性が高い。

一方、訪問介護では、統計的な有意差は消失したが通所系サービスとは反対の結果が出た。その原因として、①給付サービス種類の違い、②移行前と後の利用回数の水準や減少幅の大きさなどが考えられる。

①給付サービス種類の違いについては、通所系サービスでは、利用の減少が外出や身体活動の減少を招き廃用症候群を来て要介護度が悪化したが、訪問介護では、ヘルパーにしてもらっていたことを自分でやらざるを得なくなったために、むしろ身体機能が維持された可能性もある。この場合、通所系サービスでは、費用の抑制が質の低下を招いたが、訪問介護では、費用抑制と質向上の両方を実現したことになる。

②移行前後の利用回数の水準や減少幅の大きさについては、訪問介護に比べ通所系サービスでは、導入前後の変化が大きかった。例えば、要介護度が悪化した者の利用回数変化をみると、通所系サービスでは減少群において平均3.1回/月も利用回数が減少していたのに比べて、訪問介護では平均1.0回/月と3分の1の減少に止まった。また、移行前後の利用回数の増減によって

通所系サービスでは利用者間の利用回数の差が広がった（2.2回／月）が、訪問介護では逆に差が0.4回／月と縮まっていた。つまり新予防給付の導入は訪問介護に対しては相対的に「適正サービス」の利用を誘導したが、通所系サービスに対しては「過小サービス」を助長した可能性もある。

行政データを用いた後方視的な本分析だけで断定は出来ないが、より大規模なデータを用いた前方視的な評価で、同じような結果が示されるのであれば、通所系の1ヶ月あたりの定額制の導入は、サービスの質の低下を招いた可能性が高い。

5 より厳密なプログラム評価を

政策の導入は、意図した結果だけでなく、意図せざる結果、いわば副作用も招くことがある。今回の分析方法では、通所系サービスにおいて、サービスの質の低下を招いた可能性が示された。もし、これが実態を反映しているとすれば、通所系サービスだけでも1千5百億円（2007年度の介護予防サービス保険給付額）もの財源が投入されているにも関わらず、制度改正後に要介護度悪化した者が約3倍（増加・不变0.005→減少を含んだ全体0.013）に増え、全国では約2万人に悪影響が及んでいると推計できる⁵⁾。単純に計算すれば、約2万人の要介護度悪化によって年間給付額は最小約130億円増えたと試算できる⁶⁾。海外では、1億円規模の予算を割いて、より厳密なプログラム評価研究を行い、意図した効果だけでなく、意図せざる副作用についても検証をしている。一見、莫大な費用に見えるが、これほど大きな影響がある制度変更であれば、より厳密なプログラム評価を行い、それによる無駄や副作用をチェックする評価研究にかける費用は、十分に費用対効果の高いものだと考える。

分析対象の選び方や、用いる指標によって、異なる結果が得られることは我々もよく経験する。今回のように、その可能性が示された場合には、より妥当な方法によるプログラム評価によって、再評価をすべきだと考える。その時に

は、政府とは独立した第三者による再評価が必要と考える。なぜならば、医学研究の世界では、効果を期待している者（新薬であれば製薬会社）がスポンサーとなった研究では、「利益相反」が生じて「新薬が有用」とする論文が多く報告されていることが知られているからである。

福祉社会は立場の異なる多くの主体（官・企業・NPO・市民・専門職など）によって担われる社会である。立場が違えば、重視される価値・基準も異なってくる。したがって、異なる立場の評価主体による多元的な評価が必要である。今回の分析に基づけば、厚生労働省の検討会による評価だけを根拠に「介護予防給付は有効」「通所系サービスの利用回数を制限しても要介護度の悪化は招かない」と結論することには、慎重であるべきだと思われる。立場の異なる者でも納得のいくような妥当性の高い方法による第三者による再評価が望まれる。

V 結語

2006年4月の介護保険制度の見直しで、定額制の介護報酬を通所系サービスに導入したことにより、介護給付費だけでなく通所系サービスの利用回数も抑制された。7保険者の給付実績データを用いた分析の結果、通所系サービスの利用回数減少群において、要介護状態の発症・悪化が4倍以上に増えていた。

既存の給付実績データを用いたために避けられない方法論上の制約がある分析であるため、この結果から断定的な結論を下すのが我々の意図ではない。しかし、これが実態を反映しているものとすれば、検討会の報告書の結論とは異なり、通所系サービスでは、新予防給付の導入によって、全国で2万人規模で要介護度が悪化した人が出て、単純に試算すると130億円規模の給付が増えた可能性がある。

意図せざる結果を招いていないのか、より妥当性の高い方法で再評価されるべきである。それは、利害相反を避けるため、第三者の手によって行われることが望ましいと考える。

謝辞

「私立大学戦略的研究基盤形成支援事業（文部科学省）により開設された健康社会研究センターにおいて、平成22年度厚生労働科学研究費補助金（長寿科学総合研究事業）「介護保険の総合的政策評価ベンチマークシステムの開発」（H22-長寿-指定-008）の助成を受けて行った研究である。記して深謝します。

注

- 1) 改正介護保険法（第八条の二）では「介護予防」について「身体上又は精神上の障害があるために入浴、排せつ、食事等の日常生活における基本的な動作の全部若しくは一部について常時介護を要し、又は日常生活を営むのに支障がある状態の軽減又は悪化の防止をいう」と定義している。
- 2) 通所サービスの報酬が、予防プランにより回数は「必要なだけ」とされながら、要支援1は月に22,260円、要支援2は月に43,530円と月の定額に変更された。
- 3) 介護保険法改正前より要支援1は61,500円から49,700円で2割減、要介護1から要支援2への移行は165,800円から104,000円へと4割減である。
- 4) 保険者が自ら介護保険事業の実績を把握・分析することを支援する政策評価支援ソフトとして開発され、厚生労働省を通じて2001年6月に全国自治体に配布された。各都道府県の国民健康保険団体連合会から毎月提供される「保険者向け給付実績情報」をソースデータとして、介護保険サービスの利用実績を分析できるデータ形式に変換する特徴を持つ。
- 5) 通所系サービスにおける利用回数の減少がなかった増加・不变群（0.005）に比べて、減少群を含んだ全体の悪化発生率（0.013）は2.6倍高かった。新予防給付の導入によって要介護度が悪化した人数は平成21年度1月に要支援1受給者数338,900人に基づき、本研究の結果による

通所系サービス利用者割合（60%）と悪化発生率增加分（0.008）を勘案した推定値である。

- 6) $19,521 \text{ 人} \times 5,430 \text{ 単位} [\text{要支援2の} 10,400 \text{ 単位} - \text{要支援1の} 4,970 \text{ 単位}] \times 12 \text{か月}$ 。

参考文献

- 遠藤久夫・池上直己（2005）『医療保険・診療報酬制度』勁草書房。
 大阪ボランティア協会（2008）『福祉小六法2008』中央法規。
 厚生労働省（2006）『介護報酬の平成18年4月改定について』社会保障審議会介護給付費分科会。
 ———（2004）『介護保険制度改革の全体像』2009年7月現在 (<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/12/h1222-3.html>)。
 ———（2008a）『介護予防サービスの定量的な効果分析について』第4回介護予防継続的評価分析等検討会。
 ———（2008b）『介護予防サービスの利用回数の変化ごとの介護度の変化について』第4回介護予防継続的評価分析等検討会。
 国民健康保険中央会（2009）『介護保険認定者・受給者の状況』平成21年1月分。
 近藤克則（2008）『介護保険政策の評価研究』『社会政策研究』第8号、153-154頁。
 ———（2008）『福祉社会開発におけるプログラム評価』二木立代表編『福祉社会開発学：理論・政策・実際』第7章、ミネルヴァ書房。
 社会福祉法人東京都社会福祉協議会介護保険居宅事業者連絡会（2006）『介護保険制度改定の影響調査（利用者調査）報告書』『介護経営白書2006年版』第4章。
 平野隆之、 笹川 修（2008）『介護保険給付実績分析ソフトの設計思想と到達点：保険者主体の評価ツール』『社会政策研究』第8号、176-188頁。
 読売新聞（2007）『負担増に戸惑いや不安』2007年9月27日記事 (<http://www.yomiuri.co.jp/e-japan/yamaguchi/kikaku/073/5.htm>)。

(Dongmin Seo 韓国、健康保険審査評価院
審査評価政策研究所主任研究員)
(こんどう・かつのり 日本福祉大学教授)

少子高齢化、ライフサイクルと公的年金財政*

蓮見亮悟
中田大悟

I はじめに

人口構造の高齢化は、さまざまな経路を通じて経済に影響をおよぼす。特に、労働力人口の相対的な減少が、実質的に賦課方式で運用されている種々の社会保障給付にかかる負担を現役世代が生み出す国民所得では支えきれないものにしてしまうという懸念は、広く世間に認知されているところである。政府・厚生労働省が行う社会保障制度の将来見通しにおいても、将来の人口減少・高齢化の影響は主要な関心事である。財政検証（厚生労働省（2005））等の年金財政の将来見通しでは、国立社会保障・人口問題研究所（社人研）の推計人口における各ケースごとに年金財政がどのような影響を受けるかという点について多くの推計を行っている。しかし、政府によるこれらの年金財政推計には、マクロ経済のライフサイクル変動の視点が欠けていた。家計がライフサイクル仮説に従うとしたならば、人口構造の急激な変化はまた違った経路からマクロ経済に影響をおよぼす。家計が生涯効用を最大化するように、生涯の予算制約に基づき若年期・壮年期には労働市場で賃金所得を得て貯蓄を行い、老年期にはそれを取り崩す形で毎期の消費と貯蓄の動学的経路を決定するという仮説に従った行動をとるとすれば、人口構造の高齢化は、労働供給の減少が賃金価格や保険料収入に影響するだけでなく、マクロの貯

蓄の増減、すなわち資本供給量の増加・減少を介して資本市場で成立する運用利回りに影響をおよぼす可能性がある。さらに、ライフサイクル仮説の観点からは、わが国が抱える巨額の政府債務と年金純債務が世代間の移転を通して家計の生涯予算制約に影響を与え、消費・貯蓄経路が変化し、同じく生産要素市場価格のパスも変化するという効果も示唆される¹⁾。

人口構造と資本市場の関係はわが国の公的年金財政の将来見通しにおいて重要な意味を持つ。厚生労働省は、国立社会保障・人口問題研究所が2006年12月に発表した新しい将来推計人口と、足元の経済情勢の変化を将来見通しに反映させた「平成21年財政検証結果」（厚生労働省（2009））を2009年2月発表した²⁾。この財政検証では2002年推計人口に比してより厳しい見通しの2006年推計人口を用いたにもかかわらず、将来的な厚生年金モデル世帯の所得代替率が50%を維持したことに関して世論の関心が高まった。これには短期的な経済想定だけでなく長期的な経済想定が大きく変化したこと、特に、長期的な運用利回りの想定が名目3.2%（実質2.2%）から名目4.1%（実質3.1%）に引き上げられたことが大きく影響をおよぼしたと考えられる。賦課方式を基本としつつも、現時点で単年度給付額のおよそ5倍という多額の積立金を有する修正積立方式で運用されるわが国の公的年金財政は、その運用利回りに関する見通しに大きく左右されるからである。

もっとも、この経済想定の変更自体は過去の財政再計算と同様の手法によるものであるから、恣意性を問うべきものではないかもしれない。しかし、筆者らは先に述べた理由から、経済想定のあり方について、人口動態と生産要素市場との関係を明示的に考慮した議論の必要性があると考えている。わが国の年金財政の将来見通しはおおよそ100年間を推計期間とする超長期の推計であるが、その期間の大部分を一定の経済想定で推計を行うことには特に留意を要する³⁾。特に、積立金の変動が財政の持続可能性のひとつの指標とされているからには、積立金の運用利回りの長期的な変動も年金財政の将来推計において明示的に考慮されるべきであろう。

そこで、本稿では、人口構造の変化が賃金率・利子率に与える影響を、ライフサイクル一般均衡モデルの観点から見て整合的に織り込んだ上で、少子高齢化時代にふさわしい年金財政推計における経済前提のあり方に関する検討を行う。ここでは、まず、超長期のマクロ経済変動に適応可能な基本的な経済モデルとしての世代重複モデル（OLGモデル：Overlapping Generations Model）を使用し、人口動態の変化が生産要素価格の変動におよぼす影響のシミュレーションを試みる。さらに、この世代重複モデルを使用することによって得られた人口動態の変化と生産要素価格との関係に関する定量的な分析結果を、厚生労働省が作成・公表した年金財政モデルに適用することによって、家計の長期的なライフサイクル行動が年金財政に与える影響を分析する⁴⁾。

次節では、先行研究および本分析の特徴について述べる。第Ⅲ節では、本稿におけるシミュレーションの前提と方法について詳述する。第Ⅳ節ではそこから得られたインプリケーションを述べるとともに、更なる分析結果を示し、第Ⅴ節を結語とする。年金財政モデルのための経済前提の算定に使用した世代重複モデルについては、補論に詳細に示す。

II 既存研究および本分析の特徴

1 既存研究

年金財政推計の定量的モデルには、大別して2つのタイプがある。ひとつはAuerbach and Kotlikoff (1983, 1987) を嚆矢とする計算可能な世代重複モデル（OLGモデル）を用いたものであり、もうひとつは年金数理に基づいて将来の財政収支を推計する年金財政モデルである。

前者の世代重複モデルは、わが国においても政策分析、特に財政政策および公的年金政策の分析に広く用いられている。世代重複モデルをわが国の政府債務に関する問題に適用した例としては、例えば佐藤他（2004）およびKato（2002）があり、社会保障・公的年金の分野に応用した例としては、Kato（1998）、宮里・金子（2001）、橋木他（2006）および木村（2007）が挙げられる。宮里・金子（2001）は所得階層を考慮しており、橋木他（2006）は定常状態のみのモデルだが医療・介護も含む社会保障制度全体を考慮した分析を行っている。宮里・金子（2001）はその後金子他（2003, 2006, 2004）；Nakata and Kaneko（2007）と拡張されている。Sadahiro and Shimasawa（2004）は、二国間世代重複モデルを使用して高齢化が国際資本移動に与える影響を分析している。木村（2007）は静学予見型の世代重複モデルを基礎として定常状態を逐次均衡的に繋げるというモデルを使用して、2004年度年金制度改革について分析を行っている。上村（2002）はこれらのほか、わが国における世代重複モデルを使用した分析の有用なサーベイを行っている。

年金財政モデルのわが国における先駆的研究は八田・小口（1999）だろう。八田・小口（1999）で提示されたOSUモデル（大阪大学・専修大学モデル）は一般に公表されたデータを基に厚生労働省の年金財政推計をトラックすることを目的に作成され、その後、鈴木他（2005）；小口他（2005）でメンテナンスされている。また、筆者らのRIETIモデルとほぼ同時期に発

表された年金財政モデルとしては駒村（2005）があり、国民年金・被用者年金を統合する改革案の評価が行われているが、これもOSUモデルを出発点として開発されている。ほかにはニッセイ基礎研究所が類似のモデルを開発しており、臼杵他（2003）；北村・中嶋（2004）で資本収益率に関する確率的モデルに拡張し分析を行っている。確率的モデルに関しては鈴木他（2003）もOSUモデルを人口推計に関する確率モデルに拡張し分析を行っている。外国では、Modigliani and Muralidhar（2004）やDiamond and Orszag（2004）が年金数理モデルを用いた年金財政の将来推計を行っている。Diamond and Orszag（2004）の推計は、彼らの改革案を米国のSocial Security AdministrationのThe Office of the Chief Actuaryが評価したものである。

2 本分析の特徴と既存研究との相違点

本稿が問題にするのは、政府・厚生労働省の年金財政推計が、通時的に一定の経済想定をある意味アドホックに仮定してしまうがために、推計にインプリシットな甘さが入りやすくなるとともに、少子高齢化が年金財政に与える影響を過小評価しかねなくなるという問題である。ここで、厚生労働省の年金財政推計を検証するためには、それをできるだけ忠実に再現する年金財政モデル、あるいは政府・厚生労働省の年金財政モデルそのものを使ってアウトプットを比較することが好ましい。2009年2月に公表された「平成21年財政検証結果」（厚生労働省（2009））では、この政府・厚生労働省の年金財政モデルのプログラムが一般に利用可能な形で公表された。そこで、本稿では、このプログラムを利用して年金財政のシミュレーションを行うこととした。

また、既存研究では、人口推計の入れ替えによる制度改正の評価（鈴木他（2005）；小口他（2005））や年金制度の統合一元化（駒村（2005））が中心的に取り上げられるのに対し、本分析では制度上の改正は行わず、推計における経済想定のあり方そのものを俎上に上げる点

で問題意識は全く異なる。

経済想定の検討には世代重複モデルを用いる。これに対し、年金制度も世代重複モデル内に導入して分析を完結させたほうが、整合性がとれて望ましいという見方もある。例えば上記で列举したように、既存研究の多くが世代重複モデルに年金財政を組み込むという方法を採用している。しかし、現実の複雑な年金制度を、世代重複モデルのような計算可能な動学的マクロ経済モデルに精確に反映させることは事実上不可能である。

その結果、ほとんどすべての既存研究において、年金制度は極めて簡単化された形でモデル内に導入されているに過ぎない。そもそも、このような分析手法では、政府の年金財政推計との比較可能性は限りなく皆無であり、年金財政推計の経済想定の検討評価という目的は達することできない。また、人口想定などの違いが修正積立方式の年金財政に与える影響を細かく分析することができず、人口想定をより悲観的に見積もれば、より悲観的な給付代替率になるといった、現行の年金制度とは無関係に成立つ一般的なインプリケーション以上のものを得ることは難しい。そこで本分析では、世代重複モデルから算出される賃金率・利子率を、一般均衡論的見地から可能な限り整合性が保たれた年金財政推計の経済前提算出のためのツールとして用いることで、政府推計との比較可能性を保ちつつ、年金財政の経済想定のあり方を検討する⁵⁾。

III シミュレーション

1 経済前提の決定

年金財政シミュレーションに先立ち、世代重複モデルによる家計のライフサイクル行動を反映した経済前提の算出を行う。世代重複モデルには、家計のライフサイクルを通じた最適化行動を考慮しつつ、人口構造の変化を明示的に取り入れた長期推計が可能であるという元来の利点がある。そこで、2015年までの短期的な経済

想定に関しては厚生労働省（2009）の経済中位ケースと同一と仮定し（表1参照），物価上昇率についてのみ厚生労働省（2009）と同様に長期的に1.0%で一定と仮定した上で，それ以外の経済想定，すなわち賃金上昇率および運用利回りに関して，世代重複モデルによるシミュレーションによって決定した⁶⁾。

この世代重複モデルに関する詳細な説明は補論で行うが，このモデルは，労働供給が外生であり，同質の家計および1種類の生産関数のみを有する経済モデルである。経済主体は，各世代の代表的家計，同質の企業および政府である。政府は，所得税，消費税および法人税を徴収し，政府債務に関する予算制約に基づいて，政府支出として毎期全人口に平等に配分する。政府はまた，拠出建ての年金会計を有している。推計期間は1960年を初期年，1年を1期間とし，定常状態に収束するまで計算する。想定する人口は，社人研が2006年12月に公表した将来人口推計の出生低位死亡中位推計（以下，低位），出生中位死亡中位推計（以下，中位）および出生高位死亡中位推計（以下，高位）のそれぞれである。解として，完全予見解を求めている。

パラメータの決定方法に関しても，補論で詳細な説明を行った。このうち，生産性の上昇率は年率1.0%とおいている。生産関数がハロッド中立であるため，実質賃金上昇率もこの近傍で変動する。政府債務，年金積立の規模は外生的に与えている。効用関数を構成する割引因子についてキャリブレーションを行い，モデル解として求められる利子率が現実の値に近づくよう考慮している（補論における図5を参照）。

また，冒頭で述べたように，わが国の年金財政が積立金に依拠する度合いは大きく，積立金の運用利回りは資本市場に大きく左右される。人口構造の変化がマクロの貯蓄の増減を介して資本市場で成立する利子率を左右するとすれば，その効果を何らかの形で年金財政モデルに反映させる必要がある。このような観点からは，年金積立金の取り崩し自体が資本市場に与える影響も無視できないため，年金財政モデルから予

測される積立金の取り崩しスケジュールを外生的に与えることで，その効果を世代重複モデルにフィードバックさせることとした。

2 世代重複モデルによる推計結果

以下では，年金財政モデルの経済前提となる世代重複モデルによるシミュレーションの結果について簡単に説明する。図1に，それぞれの人口想定に対する貯蓄率（ R_S ），税引き後利子率（ r_t ）および賃金上昇率を示す。参考として図2に労働力人口の増加率を示す。

貯蓄率には2010年頃と2035年頃に谷があるが，これは2010年頃にいわゆる団塊の世代が，2035年頃に団塊ジュニアの世代が60歳すなわちモデル上の引退期を迎えることによって労働力人口が減少し，高齢化の速度が速まることを反映している。一方で，貯蓄率には2020年代に山があるが，これは2020年代に一旦高齢化の速度が緩和するためである。これから分かるように，貯蓄率（ S_N ）の動きは労働力人口の増加率とほぼ同期する。貯蓄率が低いということは資本蓄積力が小さいということであるが，これは経済規模が次第に小さくなっていることを意味しており，しかもその傾向は，労働力人口の減少率が最も大きい低位の場合に最も強い。

利子率は，2010年代に高水準となるが，これは，2010年頃に貯蓄率が低水準となるからである。一方で，利子率は2030年代に低水準となるが，これは上述のように2020年代に一旦高齢化の速度が弱まり，貯蓄率が高水準となるからである。利子率を決定しているのは，労働力と資本ストックの相対的な価値である。労働力が減少するときには労働力が希少となり，資本ストックの相対価格が下落するため利子率が下落する。2030年代には足元の少子化の傾向が顕在化するため，利子率の下落幅は，低位，中位，高位の順で大きい。この後の期間でも，利子率は，低位，中位，高位の順で低い。これは，資金の拠出者である高齢者人口はどのケースでも大差ないものの，資本ストックの需要は労働力人口が少ないほど小さいことも理由である。

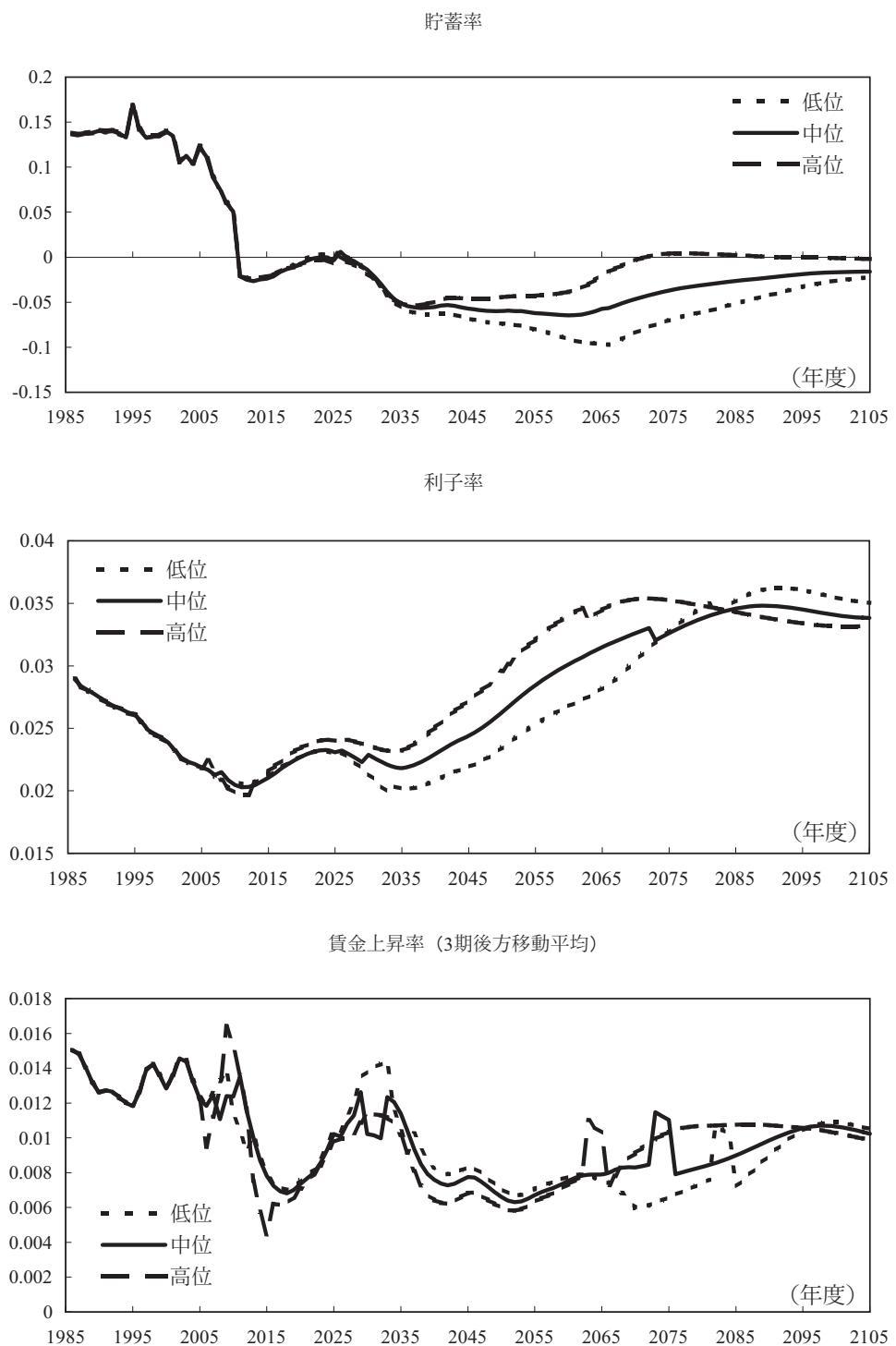


図1 シミュレーション値

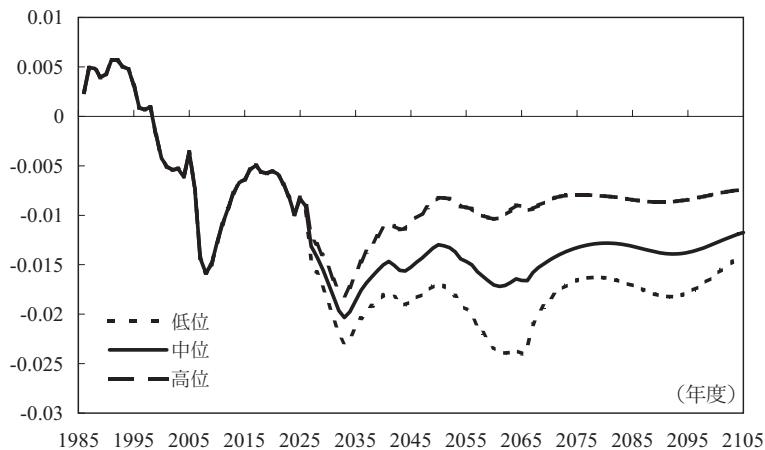


図2 労働力人口の増加率

賃金水準は、補論の(4)式および(5)式から明らかなように、技術水準で割引けば利子率の逆数に比例する。賃金上昇率についてみると、2020年代後半から2065年かけては、低位、中位、高位の順で高い。これは、上記の説明と同様に、足元の少子化の傾向が顕在化することによって、出生率がより低く推移するほど相対的に労働力が希少となり、賃金上昇率が高まるこことを反映している。一方で、利子率と賃金水準の相対的な格差は2065年ごろに最も大きくなり、その後は小さくなるため、賃金上昇率のグラフもこの時期に交差している。

3 年金財政モデルを用いた推計

以下では、年金財政モデルを用いた推計を行う。表1に示した厚生労働省（2009）の経済前提を用いた推計結果をベースラインケースとし、この経済前提を世代重複モデルによる推計によって得られた結果に設定しなおすことによって、年金財政にどのような影響が起こるのかについて分析する。その際に、政府・厚生労働省の年金財政推計と我々の推計の比較のベンチマークとして、厚生年金の積立度合とモデル世帯給付の所得代替率を採用する⁷⁾。積立度合は、現行のマクロ経済スライド制がおよそ100年後の積立度合を1にするように適用が定められていること

表1 厚生労働省（2009）における経済前提（%）

年度	2008	2009	2010	2011	
賃金上昇率	-0.1	0.05	3.41	2.66	
物価上昇率	1.4	-0.4	0.2	1.4	
運用利回り	-6.8	1.47	1.78	1.92	
年度	2012	2013	2014	2015	
賃金上昇率	2.81	2.6	2.74	2.82	
物価上昇率	1.5	1.8	2.2	2.5	
運用利回り	2.03	2.23	2.57	2.91	
年度	2016	2017	2018	2019	2020～
賃金上昇率	2.5	2.5	2.5	2.5	2.5
物価上昇率	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
運用利回り	3.39	3.65	3.85	4.0	4.1

から、財政の持続可能性に関する指標として採用する。所得代替率は、給付水準の1つのベンチマークであり、所得代替率は将来時点での現役世代の平均的な生活水準を尺度とした相対的な給付水準を表す。

図3は、人口に出生中位ケースを想定した場合の厚生年金積立金の積立度合について、ベースラインケースとシミュレーションの推計結果を比較したものである。この図において、「ベースライン」とは厚生労働省による試算を意味し、

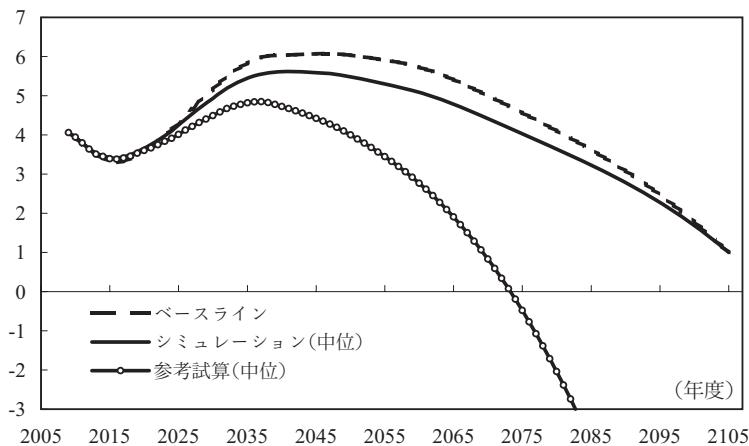


図3 積立度合の推移

表2 各ケースごとの調整最終年度、所得代替率

	ベースライン			シミュレーション		
	出生中位	出生低位	出生高位	出生中位	出生低位	出生高位
マクロ経済スライドによる						
調整最終年度	2038	2041	2033	2040	2046	2035
所得代替率 (%)	50.1	46.9	53.9	47.4	43.1	51.8
参考試算						
	出生中位	出生低位	出生高位			
マクロ経済スライドによる						
調整最終年度	2038	2041	2033			
所得代替率 (%)	50.1	46.9	53.9			
積立金の枯渇する年度	2074	2072	2067			

「シミュレーション」とは、世代重複モデルによる計算結果を経済前提とした試算であって、2105年度末に積立度合1を維持するようにマクロ経済スライド調整を行ったケースを意味する。 「参考試算」とは、世代重複モデルによる計算結果を経済前提とした試算ではあるが、ベースラインケースと同様のマクロ経済スライド調整にとどめたケースを意味する⁸⁾。

ベースライン・シミュレーション・参考試算のそれぞれについてのマクロ経済スライドによる調整最終年度および所得代替率は、表2の通り

である。参考試算については、積立金の枯渇する年度も掲載した。ベースラインケース・参考試算でのマクロ経済スライド調整最終年度は2038年度であって、所得代替率は最終的に50.1%となる(図4参照)⁹⁾。シミュレーションケースにおけるマクロ経済スライド調整最終年度は2040年度であって、所得代替率は最終的に47.4%となる¹⁰⁾。参考試算では積立金が2074年度末に底を尽き、マイナスに陥っている。この結果は、2105年度に積立度合1を維持するためには、調整最終年度以降における所得代替率の差(2.7

%ポイント) 分だけ年金の給付水準を引き下げなければならないことを意味する。

同様に、人口に低位を仮定した場合では、参考試算では積立金が2075年度末に底を尽き、これを回避するためには、マクロ経済スライド調整をベースラインケースと比較して5年延長し2046年度まで行う必要がある。この結果、調整最終年度以降における所得代替率はベースラインケースの46.9%から43.1%に3.8%ポイント下落する。人口に高位を仮定した場合では、参考試算では積立金が2067年度末に底を尽き、これを回避するためには、マクロ経済スライド調整をベースラインケースと比較して2年延長し2035年度まで行う必要がある。この結果、調整最終年度以降における所得代替率はベースラインケースの53.9%から51.8%に2.1%ポイント下落する。

ここで注意しなければならないのは、人口想定で出生高位を用いた場合よりも、中位や低位のケースの方が所得代替率のベースラインからの乖離(%ポイント)が大きいという点である(図4)。ベースラインケースでは人口想定の違いにかかわらず、同一の経済想定(表1)を用いているのに対して、我々の推計では、将来の高齢化の程度を織り込んだ家計の合理的なライフサイクル行動を反映した経済想定を用いるため、

それぞれの人口想定に整合的な経済想定が異なっているからである。出生率が低く推移するほどベースラインケースで約束される所得代替率は低いが、運用利回りなどに人口構造の変化の効果を取り込むと、ますます実現可能な年金の給付水準が低くなってしまう。

これらの結果から、2030年代という積立金の残高が最も積み上がる時期に起こりうる運用効率の低下が、年金財政の持続可能性に無視できない影響を与える可能性が示唆される。この年代が資本ストックの労働力に対する量が最も高い時期に相当することがその主要な要因であり、背景には2030年代に労働力の減少がピークを迎えることがある。人口の減少および高齢化の進行によって、積立金が積み上がるのと同時に運用利回りが低下する可能性があり、このような場合には、長期的な運用利回りの平均を一定と仮定した場合に予期される運用成果を得ることは困難であるからである。そして、これらの年金財政の悪化は人口推計が中位から下振れした場合にさらに大きくなる。結果として、年金財政の維持を制約条件とした下で約束できる年金の給付水準も、さらに下落する可能性がある。

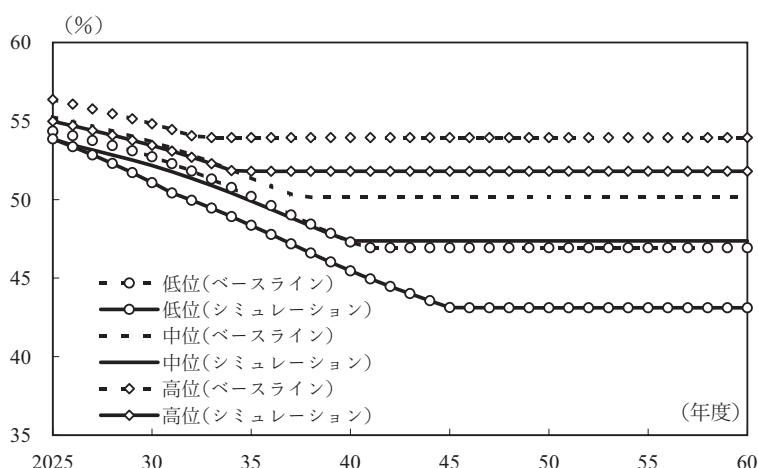


図4 所得代替率

IV インプリケーション

シミュレーションの結果から明らかなように、年金財政の維持には人口動態が決定的な要因となる。まず、純粋な賦課方式年金を前提とすれば、人口の減少率が大きくなるほど実現可能な給付水準は低くなる。この人口の急激な減少という予測に対して、わが国の現行制度は純粋な賦課方式ではなく、賦課方式に積立方式の要素も加味した修正積立方式を採用することで対処している。しかし、このような修正積立方式のもとでは、最大で当該期の給付額の約6倍という多額の積立金を準備することとなり、制度維持の可否そのものが運用利回りの影響を受けやすくなる。加えて、人口動態は運用利回りにも影響を与え、その程度は出生率が低い場合のほうがより深刻である。すなわち、家計のライフサイクルを通じた貯蓄計画をも加味すると、積立金の残高が積み上がる時期に運用効率の低下が起りうるという効果の存在が示唆される。

修正積立方式の採用自体は、世代間の負担格差を緩和するという観点から基本的には望ましいと考えられる。しかし、運用利回り次第では保険料の引き上げ上限を定めて約束した給付水準が守れなくなるリスクを考慮すれば、見込み運用利回りは慎重に決定する必要がある。さらに、積立金残高が相対的に最も大きくなる2030年代に運用利回りが低調に推移する可能性があることが考慮されていない点には、特段の注意を要すると筆者らは考えている。

人口減少に対しては年金制度に積立方式を少なくとも部分的に導入することが有効であるというのが一般的な見解である（例えば、八田・小口（1999））。しかし、積立方式あるいは修正積立方式による年金制度にも当然脆弱性は存在する。積立方式または修正積立方式を取れば、被保険者数の減少という少子高齢化の直接的な影響には対処できるが、高齢化が進むにつれて運用利回りが低下し、しかもその程度は出生率が低調に推移するほど大きいという間接的な影

響は回避することができない。加えて、シミュレーションによれば、わが国の公的年金制度の積立金の残高が積み上がる時期に運用効率の低下が起りうることが明らかになった。したがって、年金の給付水準を長期にわたって維持しようとする場合には、このようなリスクをも充分に織り込んで対処をすべきである。

その対応策として考えられるのは、年金財政の持続可能性を考える際に、全期間に一定の運用利回りを想定するのではなく、運用利回りの長期変動というリスクも考慮すること、および人口想定ごとに異なる見込み利回りを設定することである。さらに、特に人口の動向がより低調に推移することが予期される場合には、運用の安全性という点において国民の理解を得られる範囲において、積立金の外国における運用割合をより大きくする必要もあるかもしれない。

V おわりに

本稿では、政府・厚生労働省の年金財政モデルを利用して、現行の公的年金制度の持続可能性について分析を行った。その経済前提を設定するために、計算可能な一般均衡マクロ動学モデル（世代重複モデル）を使用することによって、人口動態と経済変数の関係を明示的に導出した。その結果、人口の減少および高齢化の進行は、被保険者数の減少という直接効果に加えて、高齢化が進むにつれて運用利回りが低下するという間接効果を通じて修正積立方式の年金財政に不利に作用することが示された。従来から、コホート人口の先細りによって高齢化率が上昇することにより、年金財政の維持が困難になるとされてきたが、出生率がより低位に推移する場合には積立金の運用利回りも悪化するので、この意味においても少子高齢化は年金財政の持続可能性に不利な影響を与える可能性があるという結果を得た。

さらに、年金財政の維持を制約条件とした下で、どのような水準の年金給付が約束できるかの分析を行った。その結果、所得代替率や内部

収益率で測った将来の年金の給付水準は、人口構造の変化による運用利回りなどの変化を考慮すると、さらに低くなることが明らかになった。しかも、その落ち方は、出生率が低く推移するほど大きい。

年金財政の維持には、人口構成の変動が決定的な要因となる。人口減少に対しては年金制度に積立方式を少なくとも部分的に導入することが有効であるというのが一般的な見解であるが、本稿による分析結果は、修正積立方式による年金制度の運営にもなお留意すべき点があるということを示している。

本稿で指摘したようなリスクに対応するには、例えば消費税を財源とするなど年金財政の基盤の安定化が考えられる¹¹⁾。しかし、現実の年金制度を出発点とした場合、(非ポンチスキームを前提とすれば)すべての世代にとって利益のある制度変更はほとんどありえず、必ずといっていいほど世代間の利害対立が生じる。このような利害対立までを踏まえたリスクへの対処法を本稿で論じることは、紙面の都合上困難であるため、今後の課題としたい。

これまで、人口動態が運用利回りに大きな影響を与えるという可能性は、あまり着目されてこなかった。しかし、現代の日本のように労働力人口の急激な先細りと長寿化の進行が予測される場合には、このような効果は無視することができない。本分析の結果は、年金財政の持続可能性を探るための年金財政推計について、それがおよそ100年という超長期のタームを対象としているが故に、高齢化とライフサイクルというダイナミックなマクロ変動のリスクをより考慮する必要性があることを示唆している。

補論 世代重複モデル

モデル

以下では、年金財政モデルによる分析の基礎数を得るために構築した世代重複モデルについて詳述する。この世代重複モデルは、同質の家計および1種類の生産関数のみを有する。経済主

体は、各世代の代表的家計、同質の企業および政府である。政府は、所得税、消費税および法人税を徴収し、政府債務に関する予算制約に基づいて、政府支出として毎期全人口に平等に配分する。モデルは政府会計と別個に拠出建ての年金会計を有し、年金債務の規模は外生的に与える。また、政府債務と企業の資本は、家計にとって投資対象として差異がないものとする。労働供給は外生で与える¹²⁾。

家計主体の期待形成を完全予見とし、自己の死亡確率も既知とするが、実際に死亡するかに関しては全く不確実であるものとする。死亡確率に関するもの以外に、確率変数は使用しない。家計はコホートごとすべて同質であり、 $s_0=20$ 歳で労働市場に登場し $s_r=59$ 歳を最後の期として労働市場から引退するものとする。家計の毎期の死亡率を q_j とし、 s 歳まで生存する確率を p_s とおくと、

$$p_s = \prod_j^s (1 - q_j),$$

である¹³⁾。このような想定のもと、 c を消費の列とする場合の効用関数 $U(c)$ を、

$$U = \sum_s p_s \beta^s \frac{c_s^{1-\frac{1}{\gamma}}}{1 - \frac{1}{\gamma}}, \quad (1)$$

とおく。これは、時間に関して分離可能な相対的危険回避度一定型(CRRA)効用関数であり、 β は割引因子、 γ は異時点間の代替の弾力性(相対的危険回避度の逆数)である。完全予見ではあるが自分が実際にいつ死ぬかについては未知であるとの想定のもとで、このような効用関数を仮定する場合、消費水準は長生きによって相対的に低下するが、消費がゼロに落ち込むことはない。また、自分が実際にいつ死ぬかについては未知であるので、遺産が発生する。

t 期における s 歳の家計の予算制約は、1単位の s 歳の家計の t 期における期初の貯蓄を $a_s(t)$ 、単位あたり賃金水準を $w(t)$ 、税引き後利子率を $r_t(t)$ とおき、 τ_c を消費税率、 τ_w を所得率、 ρ を

年金保険料とすると、 $s_0 \leq s \leq s_r$ に対して、

$$\begin{aligned} a_{s+1}(t+1) &= (1 + r_\tau(t))a_s(t) + b(t) \\ &\quad + (1 - \tau_w - \rho)w(t) + g(t) - (1 + \tau_c)c_s(t), \end{aligned} \quad (2)$$

と定まる。ただし $b(t)$ は、 s 歳の家計が t 期において受け取る遺産であり、毎期生産年齢人口に平等に配分される。 $g(t)$ は政府消費であり、毎期全人口に平等に配分される。すべての家計の最初期の貯蓄 $a_1(t)$ はゼロとおいている。一方、 $s \geq s_r + 1$ に対する予算制約は、

$$\begin{aligned} a_{s+1}(t+1) &= (1 + r_\tau(t))a_s(t) + g(t) \\ &\quad + h(t) - (1 + \tau_c)c_s(t), \end{aligned} \quad (3)$$

である。ただし $h(t)$ は、 t 期の年金額である。したがって、すべての t について賃金水準 $w(t)$ 、税引き後利子率 $r_\tau(t)$ および遺産 $b(t)$ が既知のもと、家計の最適化行動、すなわち(2)式または(3)式を制約条件として(1)式を最大化するように s 歳の家計が t 期の消費 $c_s(t)$ を決定する結果、最適消費経路は

$$c_{s+1}(t+1) = \left\{ \left(\frac{p_{s+1}}{p_s} \right) \beta (1 + r_\tau(t)) \right\}^\gamma c_s(t),$$

と決定される。

次に、すべての企業が同質で完全競争下にあるものとし、企業部門の生産関数 $Y(t)$ を

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha},$$

とおく。ただし、 $A(t)$ は労働生産性、 $K(t)$ は総資本、 $L(t)$ は労働供給であり、 α 資本分配率である。これは、ハロッド中立なコブ＝ダグラス型生産関数である。

このような型の生産関数は、いわゆるカルドアの定型化された事実と整合的である。家計が供給する労働には年齢・コホートにかかわらず差異がないものとするため、 t 期における s 歳の人口を $n_s(t)$ とおけば、

$$L(t) = \sum_{s=s_0}^{s_r} n_s(t),$$

である。 $S_h(t)$ を家計の貯蓄、 $D(t)$ 、 $S_p(t)$ をそれぞれ t 期の政府債務および年金積立金とする、

$$S_h(t) = \sum_s a_s(t)n_s(t) = K(t) + D(t) - S_p(t),$$

である。この式は、資産市場の均衡式であり、これが成り立つように各期の利子率 $r(t)$ が決まる。マクロの消費 $C(t)$ は、

$$C(t) = \sum_s c_s(t)n_s(t),$$

である。 δ を資本減耗率とすると、資本の遷移式は

$$K(t+1) = (1 - \delta)K(t) + Y(t) - C(t),$$

である。このとき、完全競争下における企業部門の利潤最大化行動により、単位あたり賃金水準 $w(t)$ および利子率 $r(t)$ が

$$w(t) = (1 - \alpha)A(t) \left(\frac{K(t)}{A(t)L(t)} \right)^\alpha, \quad (4)$$

$$r(t) = \alpha \left(\frac{K(t)}{A(t)L(t)} \right)^{\alpha-1} - \delta, \quad (5)$$

と定まる。貯蓄率 $R_s(t)$ は、

$$\begin{aligned} R_S(t) &= \frac{\Delta S_h(t) + \Delta S_p(t)}{Y(t)} \\ &= \frac{S_h(t) - S_h(t-1) + S_p(t) - S_p(t-1)}{Y(t)}, \end{aligned}$$

で与えられる。

政府の予算制約は、政府債務の利回りを $r_g(t)$ とおくと、

$$D(t) = (1 + r_g(t))D(t-1) + \sum_s g(t)n_s(t) - T(t),$$

である。ただし、モデル上政府の債務と企業の資本は家計にとって投資対象として差異がないものとするため、 $r_g(t) = r_\tau(t)$ である。 $T(t)$ は t 期の税収であり、 r_t を法人税率とすると、

$$T(t) = \tau_c C(t) + \tau_w \sum_{s=s_0}^{s_r} w(t) n_s(t) + \tau_r r(t) K(t),$$

である。家計が直面する税引き後利子率 $r_\tau(t)$ と、利子率 $r(t)$ との関係は、

$$r_\tau(t) = (1 - \tau_r)r(t),$$

となる。同様に、年金会計の予算制約は、

$$\begin{aligned} S_p(t) &= (1 + r_\tau(t))S_p(t-1) \\ &+ \rho \sum_{s=s_0}^{s_r} w(t) n_s(t) - \sum_{s=s_r+1} h(t) n_s(t), \end{aligned}$$

である。なお、この種のモデルはガウス＝ザイデル法によって計算可能であることが知られている¹⁴⁾。

仮定とパラメータの設定

推計期間は1960年を初期年、1期間を1年とする。資産の初期値、この場合初期（1960年）の各世代の期初資産は、任意に設定する必要がある。今回の計算では、まず生存率が初期から第2期にかかるものと同一であり、かつ人口増加率が0であるという設定のもとで初期定常状態を作り、この結果を初期値としている。なお、いずれかの時点から人口増加率（ n' ）および生産性の増加率（ A' ）が一定となれば、状態変数は定常な状態に収束するので、特に最終年度を設ける必要がない。特に、このシミュレーションで想定する人口は、2210年度以降いずれも変化率ゼロかつ同一の人口構成とするので、どんな人口を選んだとしても、収束する経済は規模の違いを除いて同一である。

このシミュレーションのためにあらかじめ決定すべきパラメータは、人口（ $n_s(t)$ ）、生産性（ $A(t)$ ）または生産性の増加率（ A' ）、割引因子（ β ）、異時点間の代替の弾力性（ γ ）、資本分配率（ α ）、資本減耗率（ δ ）、政府債務の規模（ $D(t)$ ）、税率（ τ_w , τ_c , τ_r ）および年金保険料率（ ρ ）である。まず、人口に関しては、2004年度以前の人口は総務省統計局の推計人口を利用し、将来人口は国立社会保障・人口問題研究所（2006）

を基礎とする。これによると、2005年度から2055年度にかけて合計特殊出生率（TFR）が一定値に収束し、その後の「参考推計」では、TFRが一定であると仮定している。本稿の分析では2105年度までは社人研の低位推計、中位推計および高位推計のそれぞれを使用し、その後の出生数は2105年度と同一とする。2106年度以降の期間に関しては、2104年度のコホートに対する2105年度の同一コホートの比率を求め、この関係が将来も変わらないものとして計算している。結果として、2210年度以降に人口構成および総人口が一定の人口構成に関するある1つの定常状態に入る。

政府債務の規模（ $D(t)$ ）については、まず、日本銀行『資金循環統計』から08年度までの政府債務対名目GDP比の実績を求め、内閣府見通しなどを参考に09年度150%，10年度160%と置き、その後2105年にかけて対生産量（ $Y(t)$ ）比1まで線形で減少するもの仮定してあらかじめ静学予見解を求めた¹⁵⁾。次に、その際に内生的に定まった政府支出の金額（ $g(t)$ ）と政府債務の規模（ $D(t)$ ）が与件であるとの想定の下で完全予見解を求めている。税率は、所得税率 $\tau_w = 0.22$ 、消費税率 $\tau_c = 0.05$ 、法人税率 $\tau_r = 0.4$ とおく。所得税率は、厚生年金モデル世帯の想定年収が560万円であり、このときの所得税・住民税の実効税率が約0.22であることによる。消費税率および法人税率は現行の実効税率による。年金保険料率（ ρ ）は、現行の厚生年金の最終保険料率に合わせて0.183とおく。年金債務（ D_p ）の扱いは、政府債務とほぼ同様であり、『資金循環統計』から対名目GDP比の実績を求め、将来期間について、人口想定別に年金財政モデルによって計算された積立金の減少率に合わせて、対生産量（ $Y(t)$ ）比で減少するよう与えた。

将来の政府債務の置き方には恣意性が介入せざるを得ないので、本稿のシミュレーション結果を確認する意味で、ベースケース以外に、「政府財政別シナリオ」として政府債務を2010年の水準で維持したケース、「積立金なし」としてベースケースから積立金を省略したケースの計算を

行った（図6）¹⁶⁾。この図における「政府財政別シナリオ」ではシミュレーション期間の後半でベースケースに比べて利子率がやや高くなる傾向にあり、「積立金なし」ではやや低くなる傾向にあるが、本稿の定性的な結論に影響を与えるほどの大きな差は生じないことが確認できる。

生産性の増加率 (A') に関しては $A'=1.01$ (年率1.0%成長) を仮定し、異時点間の代替の弾力性は $\gamma=1$ 、資本分配率は $\alpha=0.391$ 、資本減耗率は $\delta=0.089$ とおく¹⁷⁾。異時点間の代替の弾力性 (γ) を1とおくのは、異時点間の代替の弾

力性と割引因子との間の識別性が乏しいため、モデルの制御変数としては割引因子 (β) のみで充分であると考えるからである¹⁸⁾。生産性の増加率、資本分配率および資本減耗率は、2009年財政検証と整合的になるように決定した。

一方で、割引因子 (β) に関してはキャリブレーションによって求める。具体的には、割引因子 (β) を一定に固定した上で、人口に中位推計を仮定した場合の1987年から2006年までの期間にかかる税引き後利子率 $r_t(t, \beta)$ の推移をモデルにより計算し、実際の実質利子率 (r^{obs}) との誤差

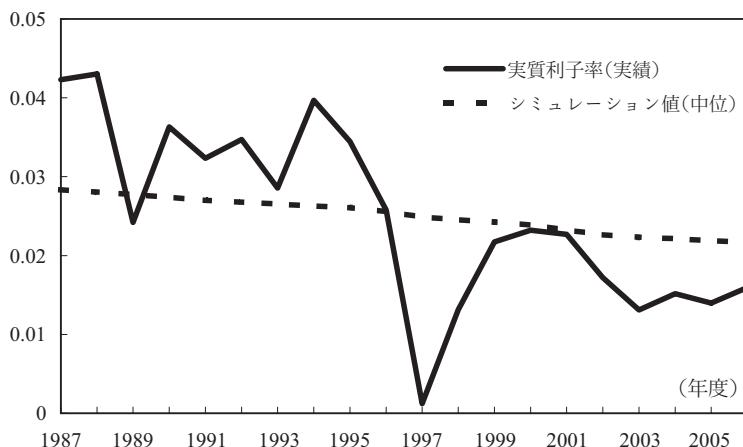


図5 シミュレーション値の実績値との比較（利子率）

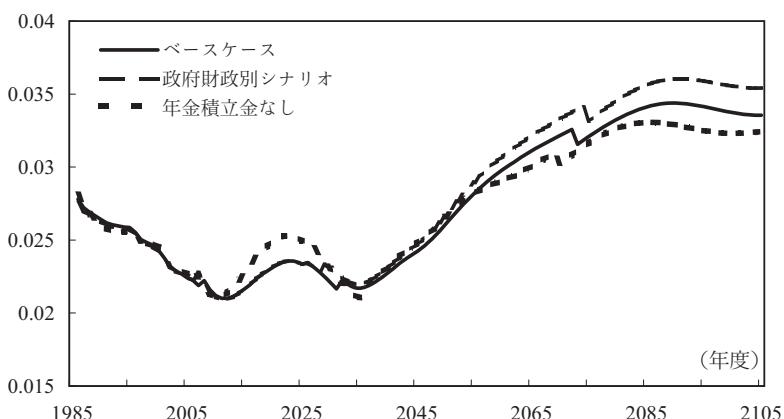


図6 シナリオ変更時のシミュレーション値の比較

表3 主なパラメータの設定値

代替の弾力性	γ	1
割引因子	β	0.986
生産性の増加率	A'	0.01
資本分配率	α	0.391
資本減耗率	δ	0.089
所得税率	τ_w	0.22
消費税率	τ_c	0.05
法人税率	τ_r	0.4
年金保険料率	ρ	0.183

の2乗和を最小にするような割引因子 (β) を選択するという方法を採用した。すなわち、

$$\arg\min_{\beta} \sum_{t=1987}^{2006} (r_t(t, \beta) - r^{\text{obs}}(t))^2,$$

の値を β の設定値とした。このとき、名目利子率を東証国債先物利回り（出所：日本銀行）、物価上昇率を消費者物価指数の上昇率（出所：総務省統計局）とし、各年の1月におけるこれらの差をその年の実質利子率とみなして計算した。キャリブレーションの結果、このシミュレーションでは割引因子 (β) について $\beta = 0.986$ とおくこととした。図5に利子率の実績値 ($r^{\text{obs}}(t)$) とシミュレーション値 $r_t(t, 0.986)$ を示す。バブル期から足元までの低金利化傾向は完全には追えていないものの、シミュレーション値も右下がりのスロープを描いていることが分かる。

表3に主なパラメータの一覧を示す。世代重複モデルによる推計結果は本文第IIIの2節を参照されたい。

(平成21年9月投稿受理)
(平成22年4月採用決定)

付記

* 本稿は深尾他（2007a）に大幅な加筆・修正を加えたものである。本論文における見解は筆者個人の学術的見解であり、筆者の属する機関の見解を示すものではない。また、本論文で示される各種の推計結果も筆者個人の責任の下に行った分析の結果である。本稿のありうべき誤りはすべて筆者に帰するものであ

る。なお、本研究において、中田は日本学術振興会科学研究費補助金（若手研究B）（課題番号20730199）の助成を受けている。

注

- 1) 現行の公的年金制度には、マクロ経済スライドという形で年金給付水準の自動調整メカニズムが組み込まれている。マクロ経済スライドは、年金純債務を内生的に縮小させる仕組みであるといえる。
- 2) これに先立ち、厚生労働省は2007年2月に「人口の変化等を踏まえた年金財政への影響（暫定試算）」を公表している。
- 3) 通常の経済学、特に動学的マクロ経済モデルの上では、生産要素価格は人口の関数として扱われる。しかし、政策立案に使用される一般的なマクロ計量モデルはせいぜい数年の短期予測を対象とし、中長期のモデルであっても高々20～30年の予測が限界であるため、50～100年程度の超長期をタームとした家計のライフサイクル仮説を前提とした関係が、現実の政策立案の際に明示的に意識されることはある。
- 4) 経済主体の合理的なライフサイクル行動を重視する立場からは、現行の実質的な賦課方式年金制度から積立方式への制度移行と年金純債務の解消を志向した分析が多いが（八田・小口（1999）；麻生（2005a, b）等）、本稿の目的は、あくまで現行の制度を前提とした上で、ライフサイクルの観点を導入すれば、従来は考慮されなかった少子高齢化のリスクが明らかになることを、政府推計との比較を通じて示すことになり、財政方式の転換といった問題は本稿の射程外にある。
- 5) そもそも年金財政モデルによる分析では、種々の基礎率・基礎数および経済前提はモデル外部の推計に依拠せざるをえず、そこでは、各想定間で一般均衡的な整合性が保たれる保証はない。本分析の主張は、少子高齢化時代の年金財政推計では可能な限り一般均衡論的に整合的な想定を採用すべきであり、経済想定の推計に世代重複モデルを用いることで、これまで注目されてこなかったリスクが評価できる、ということにある。
- 6) 短期的な経済想定と長期的な経済想定を別々の経済モデルから導出し用いることは、政府の財政再計算ないしは財政検証でも用いられる手法であるが、本稿でもこれを踏襲している。本稿が議論しているのは一定の長期的経済前提の妥当性であること、および得られた推計結果において、短期的経済前提と長期的経済前提の間

- に特に大きな乖離が見られなかったからである。
- 7) 積立度合とは、当年度の支出合計を分母に、前年度末積立金を分子に取った倍率である。所得代替率とは、現役世代の手取り賃金に対する年金給付額の割合をいい、以下では特に断りのない限りモデル世帯の所得代替率を意味する。モデル世帯とは、夫（または妻）が20歳から60歳までの40年間厚生年金の被保険者であって、その間の標準報酬月額が全被保険者の平均であり、その配偶者が3号被保険者（いわゆる専業主婦ないし主夫）である世帯をいう。現実にはモデル世帯に該当する家計はまれであるが、モデル世帯の新規裁定時の給付水準は年金の給付水準のベンチマークとしてわが国では一般的であるため、本稿でもこれに倣うこととした。
 - 8) すぐ後で示すように、参考試算では、2074年度末に積立金が枯渇することになる。これは、公的年金制度の実質的な破綻を意味しているが、この参考試算は、経済前提の差異が年金財政の持続可能性に与える影響を、端的に示すために推計された仮想的なケースであることに注意されたい。現実には、積立金枯渇が予見された時点で給付と負担の再設計などの施策が講じられ蓋然性が高い。
 - 9) マクロ経済スライド調整最終年度は、報酬比例部分と定額部分で異なる。報酬比例部分の調整は2019年度に終了するが、定額部分の調整はそれより後の2038年度に終了する。
 - 10) 報酬比例部分と定額部分両方のマクロ経済スライド調整最終年度が後ずれする（報酬比例部分は2026年度、定額部分は2040年度）。
 - 11) 世代重複モデルを前提とすれば、資産蓄積の観点から年金の財源は消費税が望ましいという結論が事実上のコンセンサスとなっている。
 - 12) 労働供給を内生的に与えた場合には、マクロ的貯蓄の利子彈力性が高くなるので、それに応じて市場で決定される利子率の変動は小さくなる可能性がある。
 - 13) q_j は、社人研の推計人口に合わせて各年各歳別に外生的に与えた人口から逆算される形で決まる。
 - 14) 具体的な解法については上村（2002）、Judd（2001）、Heer and Maussner（2005）等を参照されたい。
 - 15) 政府債務対名目GDP比の2008年度実績は139.4%である。統計については、適宜接続、補間を行った
 - 16) パラメータ β は、後述のキャリブレーション方法によりそれぞれ別個に設定している。
 - 17) これらの数値は、厚生労働省（2009）における経済前提の前提となるパラメータに可能な限

り一致させた。先行する研究においても、コブ＝ダグラス型の生産関数を仮定する場合の各パラメータの選択値は、おおむね $0.2 \leq \alpha \leq 0.4$, $0.05 \leq \delta \leq 0.1$ 程度である。なお、本稿の手法でキャリブレーションを行うと、生産性の上昇率を変化させても最も重要な変数である利子率にはほとんど違いが現れない（深尾ほか（2007a）の補論参照）。

- 18) パラメータの識別性の問題に関しては、深尾ほか（2007b）の補論を参照されたい。

参考文献

- Auerbach, Alan J. and Laurence J. Kotlikoff (1983) "An Examination of Empirical Tests of Social Security and Savings," in E. Helpman, A. Razin, and E. Sadka eds. *Social Policy Evaluation: An Economic Perspective*, New York: Academic Press.
- (1987) *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Diamond, Peter A. and Peter R. Orszag (2004) *Saving Social Security: A Balanced Approach*: Brookings Institution Press.
- Heer, Burkhard and Alfred Maussner (2005) *Dynamic General Equilibrium Modelling*, Berlin - Heidelberg: Springer Verlag.
- Judd, Kenneth L. (2001) *Numerical Methods in Economics*, Cambridge: MIT Press.
- Kato, Ryuta (1998) "Transition to an Aging Japan: Public Pension, Savings, and Capital Taxation," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.12, No.3, pp.204-231.
- (2002) "Government Deficit, Public Investment, and Public Capital in the Transition to an Aging Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.16, No.4, pp.462-491.
- Modigliani, Franco and Arun Muralidhar (2004) *Rethinking Pension Reform*: Cambridge University Press.
- Nakata, Daigo and Yoshihiro Kaneko (2007) "Covering part-time Workers by Employee's Pension Insurance: A Simulation Analysis with Overlapping Generations Model," Economic and Social Research Institute. International Forum of the Collaboration Projects on Studying Economic and Social System in the 21st Century.
- Sadahiro, Akira and Manabu Shimasawa (2004) "Ageing, policy reforms and international

- capital flow in a computable two-country OLG model," ESRI Discussion Paper Series 97, Economic and Social Research Institute.
- 麻生良文 (2005a) 「年金財政の現状と問題点(1)」, 『法学研究』, 第78(6)巻, 慶應義塾大学法学研究会。
- (2005b) 「年金財政の現状と問題点(2)」, 『法学研究』, 第78(7)巻, 慶應義塾大学法学研究会。
- 上村敏之 (2002) 「社会保障のライフサイクル一般均衡分析: モデル・手法・展望」, 『経済論集』, 第28巻第1号, 15-36頁, 東洋大学経済研究会。
- 臼杵政治・北村智紀・中嶋邦夫 (2003) 「厚生年金財政の予測とリスクの分析: 保険料固定モデルの議論を中心に」, 『ニッセイ基礎研究所所報』, 第29巻, 1-56頁。
- 小口登良・鈴木 巨・松崎いづみ (2005) 「公的年金財政の評価」, 『社会保障財政の全体像と改革の方向』, 社団法人日本経済研究センター。
- 金子能宏・石川英樹・中田大悟 (2004) 「非正規就業者増大のもとでの厚生年金適用拡大と国民年金の経済的効果」, 『季刊社会保障研究』, 第40巻第2号, 153-165頁, 国立社会保障・人口問題研究所。
- 金子能宏・中田大悟・宮里尚三 (2003) 「年金と財政—基礎年金給付の国庫負担水準の影響」, 『季刊家計経済研究』, 第60巻, 20-28頁, 財團法人家計経済研究所。
- 金子能宏 (2006) 「厚生年金における保険料水準固定と財源選択の効果」, 府川哲夫・加藤久和 (編) 『年金改革の経済分析—数量モデルによる評価』, 日本評論社。
- 北村智紀・中嶋邦夫 (2004) 「2004年厚生年金改革案のリスク分析」, 『ニッセイ基礎研究所所報』, 第32巻, 1-20頁。
- 木村 真 (2007) 「平成16年財政再計算のライフサイクル一般均衡分析—改革が経済を通じて年金財政の将来見通しに与える影響—」, 『季刊社会保障研究』, 第43巻第3号, 275-287頁, 国立社会保障・人口問題研究所。
- 厚生労働省 (2005) 「厚生年金・国民年金平成16年財政再計算結果」。
- (2009) 「平成21年財政検証結果」。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2006) 「日本の将来推計人口(平成18年12月推計)」。
- 駒村康平 (編) (2005) 『年金改革安心・信頼のできる年金制度改革』, 財團法人社会経済生産性本部生産性労働情報センター。
- 佐藤 格・中東雅樹・吉野直行 (2004) 「財政の持続可能性に関するシミュレーション分析」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第74巻, 125-145頁。
- 鈴木 巨・小口登良・小塙隆士 (2005) 「年金財政モデルによる2004年年金改正の評価」, 『社会保障財政の全体像と改革の方向』, 社団法人日本経済研究センター。
- 鈴木 巨・湯田道生・川崎一泰 (2003) 「人口予測の不確実性と年金財政: モンテカルロシミュレーションを用いた人口予測の信頼区間算出と年金財政収支への影響」, 『会計計算研究』, 第28巻, 101-112頁。
- 橋木俊詔・岡本 章・川出真清・畠農鋭矢・宮里尚三・島 俊彦・石原章史 (2006) 「社会保障制度における望ましい財源調達手段」, RIETI discussion paper series, 独立行政法人経済産業研究所。
- 八田達夫・小口登良 (1999) 『年金改革論積立方式へ移行せよ』, 日本経済新聞社。
- 深尾光洋・中田大悟・蓮見 亮 (2007a) 「遺族年金改正のシミュレーション分析」, RIETI discussion paper series, 独立行政法人経済産業研究所。
- 深尾光洋・蓮見 亮・中田大悟 (2007b) 「少子高齢化、ライフサイクルと公的年金財政」, RIETI discussion paper series, 独立行政法人経済産業研究所。
- 宮里尚三・金子能宏 (2001) 「一般均衡マクロ動学モデルによる公的年金改革の経済分析」, 『季刊社会保障研究』, 第37巻第2号, 174-182頁, 国立社会保障・人口問題研究所。

(はすみ・りょう 社団法人
日本経済研究センター研究員)
(なかた・たいご 独立行政法人
経済産業研究所研究員)

投稿(研究ノート)

現物給付供給に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響について ——OECD18カ国のパネルデータを用いた実証分析——

古市将人

I はじめに

戦後、先進各国は政府消費・公的資本形成への支出を増大させ政府規模を拡大してきた。政府規模の拡大を福祉国家の拡大過程ととらえ、各國の政府移転支出・社会保障支出の収斂や差異を説明する試みがなされてきた。特に、中央政府による福祉政策である老齢年金、失業給付という現金給付が分析対象として選択される傾向があった。福祉国家の質と類型を測定するEsping-Andersen [1990] の試みは、その代表例である。年金や失業給付を考察対象としていたためか、福祉国家論において地方政府が説明要因としてとらえられてこなかったのである。しかし、戦後の各國の福祉政策拡大過程において地方政府の役割は拡大している (Rose [1985])。地方政府の機能拡大は1980年代からの地方分権の流れとなり、1985年に欧州地方自治憲章として結実した。豊かな福祉を供給している北欧諸国において地方政府が対人社会サービスのような福祉サービスを供給し、アメリカで

は州政府が開発政策を推進していた (Bogason [1987])。このような福祉政策に対する地方政府の役割を踏まえた福祉国家の比較分析は、未だ十分になされているとはいえない。

表1は、1980-1998年のOECD18カ国¹⁾の政策分野別公的・社会支出²⁾の各国間の格差を変動係数の推移で示したものである。公的・社会支出総額において格差は縮小傾向にあるのに対して、高齢・障害現物給付、家族現物給付の散らばり具合が最も高い。つまり、老齢現金給付のような現金給付の格差に比べて、現物給付の各国間の格差は依然として大きいことがわかる。

しかし、多くの福祉国家研究は現金給付の多い国は現物給付も多く支出する傾向にあるとし、現物給付を分析する独自の枠組みを提示するには至ってはいないと評価されている（Jensen [2008:151]）。財政学において、住民の選好を把握できる地方政府が現物給付のような対人社会サービスを供給していることが、地方政府の重要な役割として度々指摘されている（持田 [2004:81-84]）。現物給付のような対人社会サービスは住民のニードを正確に把握する必要があ

表1 OECD18カ国の政策分野別公的・社会支出（GDP比）の変動係数の推移

	老齢： 現金給付	障害： 現金給付	業務災 害補償	傷病 手当金	高齢・障害： 現物給付	家族： 現金給付	家族： 現物給付	積極的 労働政策	失業	保険 医療	住宅	その他	公的会 支額	
1980	0.32	0.77	0.77	1.11	1.12	0.79	0.53	1.17	0.69	1.09	0.22	0.94	0.97	0.29
1990	0.32	0.71	0.89	0.99	1.15	0.79	0.50	1.15	0.61	0.74	0.15	0.91	1.02	0.25
1998	0.37	0.53	0.83	0.81	1.06	0.80	0.47	0.89	0.58	0.63	0.13	0.88	1.04	0.23

出所) OECD [2006]。

るため、より住民に近い地方政府が供給する必要がある³⁾。したがって、現物給付支出を比較論的に分析するためには、説明変数としての地方政府を評価することが求められている。本稿は、以上の問題意識の下、公的部門全体の現物給付支出に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響についての計量的分析を試みる。

II 現物給付供給と地方財政の実証分析

1 先行研究の検討—地方分権の指標と社会保障支出の関係

本節では、地方財政と社会保障の関係を計量的に分析した先行研究と、地方政府における公共サービスと税の関係を分析している研究を整理し、分析のための論点を提示したい。

Castles [1999] は、説明変数として歳入に占める地方税の割合で定義される財政の地方分権の指標を、被説明変数として社会保障費総額の1969-93年間の増加幅を採用し計量分析を行い、両者の負の相関関係を示した。彼は地方の財政的比重が高まることは社会保障負担の比重が小さくなることを意味するため、社会保障支出と財政の地方分権の指標には負の関係があると指摘した。財政学の研究では政府規模と財政的分権の関係を問うことが多いのに対して、政府支出の内訳に財政的分権化の与える影響を分析したのがFiva [2006] である。彼は、Castles [1999] 同様、税収に関する地方分権の指標（課税自主度⁴⁾）は社会保障移転の対GDP比に負の影響を与えることを示した。Fivaは分析の頑健性を確かめるために、地域レベルへと分権化されることがほとんどない老齢年金⁵⁾を公的支出総額から除外した非年金社会支出と所得の純代替率⁶⁾を被説明変数として用いた分析をさらに行なった。その結果から、Fivaは社会保障移転と公的支出に占める年金支出の割合の高さが課税自主度の効果をゆがめている可能性に言及しつつも、税収の分権化は小さな福祉と小さな政府をもたらすと結論した。

地方政府が関与する傾向のある支出のデータ

を用いた研究がBusemeyer [2008] である。彼は地方政府が供給する傾向のある教育への支出を用いて、財政の分権化が教育費と正の相関がある点を計量分析によって示した。Busemeyerは、財政の分権化が政府支出に与える影響について実証的に合意が得られていないのは、数多くの研究が政府支出総額に注目しているためだと指摘している (Busemeyer [2008:452])。政府支出の内訳をみれば、年金のような地方分権の負の影響を受ける支出や、教育費のような正の影響を受ける支出もある点を示したのである。

公共サービスを支える地方政府の税構造のあり方について、財政学では税源配分論⁷⁾と機能配分論の視点から研究が積み重ねられてきた。ここでは2つの立場を整理したい。Musgraveに代表される伝統的財政連邦主義は、固定資産税を望ましい地方税として挙げた。まず、課税対象である土地が移動しないため、地方政府は課税ベースの地域間移動に制約されることなく税収を徴収できる。さらに、土地の価格には公共サービスによる便益が反映されやすい。移動性の高い課税対象は税率引き下げによる租税競争を地方政府間で発生させるため、効率的な資源配分を達成させるためには移動性の低い課税対象への地方政府による課税が必要になる (Musgrave [1983])。この税源配分論に対して、ヨーロッパの地方政府の実態を踏まえた上で、「地方政府固有財源の十分性」、「便益に比例した居住地課税」の重要性を指摘し、固定資産税のような非弾力的な税ではなく、地方政府が供給する対人社会サービスの財源に適した地方比例所得税が地方政府の税制としてふさわしいという議論が近年なされている (Bird [1999])。

先行研究の整理から2点指摘できる。第1に、社会保障と地方分権の指標との間に負の相関関係が示された原因が、年金に代表される地方政府の関与が少ない経費が大部分を占める社会保障支出総額を被説明変数に用いた点にあることである。第2に、地方政府の供給する財・サービスの財源を調達する税制構造についてである。租税競争を回避できる固定資産課税と、弾力性

に富む所得課税が主に地方税として望ましいと指摘されており、地方政府の課税能力が公共サービスに与える影響は、地方税の種類によって異なる可能性があることが予測される。

本稿では、地方政府の関与する割合が大きい現物給付への支出を用いることで、地方政府の課税能力と福祉供給の関係を考察したい。この戦略的利点は地方政府の課税能力が異なる支出に与える影響を測定することのみではない。現物給付に着目することで、福祉供給を支える地方政府の課税能力という分析視角から、現金給付の分析が大部分を占める比較福祉国家研究に対して、地方財政という変数の重要性を指摘することができるものである。

2 仮説形成—課税自主度と現物給付への支出の関係について

前節の先行研究の整理を踏まえて、本稿で検証される仮説を具体的に設定したい。地方政府の課税能力を示す変数と現物給付の定量的な関係を検討し、その観察結果と先の先行研究整理を元に仮説を設定する。

本稿において現物給付への支出はOECDのデータである公的 sociale 支出の対GDPのうち現物給付に分類される支出と積極的労働市場政策への支出の合計によって定義される。次に、地方政府の課税能力に関しては、近年構築された地方政府の収入の分権化の指標を用いる。OECD [1999] は、各国の地方税をそれぞれ租税権限の度合いに応じて次のように分類した⁸⁾。

- a：地方政府が地方税の税率、課税ベースを設定できる。
- b：地方政府は地方税の税率だけを設定する（課税ベースは中央）。
- c：地方政府は地方税の課税ベースだけを設定する（税率は中央）。
- e：中央政府が税率、課税ベースを設定する。
- d：地方税収は中央政府との共有税。
- d1：地方政府が、地域間配分の取り分を決定。
- d2：中央政府の承諾によって、地方政府が地方税収の取り分を決定。

d3：立法によって地方政府への配分は固定されているが、中央政府に調整権限が存在する。

d4：中央政府が決定できる。

従来、地方政府の自主的な課税能力は、一般政府の税収に占める地方政府の税収で測られてきた。この指標に対して、Stegarescu [2006] は地方政府の全税収ではなく、地方税の中から地方政府が自主的に税率や課税対象を変更できる税のみを分子に含めるべきだと指摘した。StegarescuはOECD [1999] のデータを拡張し、分類された地方税収の一般政府に占める割合を算出した。本稿では、OECD18ヵ国にわたり国際比較可能な長期のデータが存在し、Stegarescu [2006] においていくつかの指標のうち最も妥当である評価されている地方政府の自主的な課税能力（収入面）による地方分権度指標である課税自主度（TD1）を使用する。この指標は次のように定義される⁹⁾。

$$TD1 = \frac{OECD\text{の地方税分類}a,b,c\text{の税収合計}}{\text{一般政府の総税収}}$$

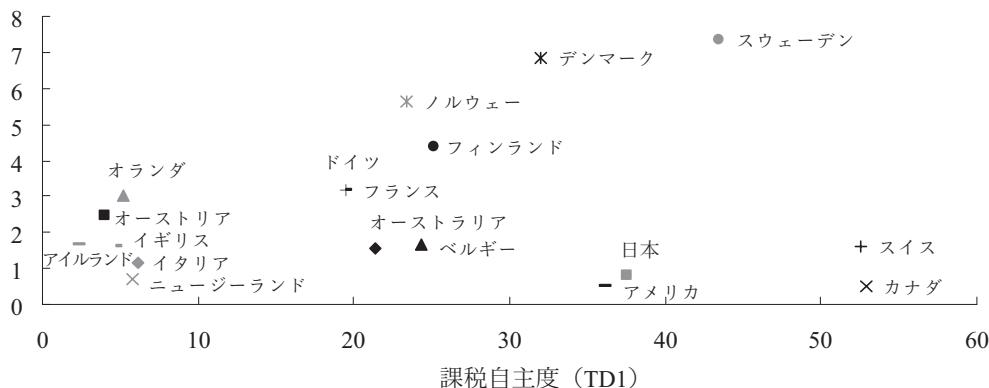
さて、上記のように定義した現物給付支出と課税自主度との関係を1980年から1998年までの両データの平均値を用いて作成された図1によって考察しよう。図1から指摘ができるることは次の点である。まず、おおよそ現物給付と課税自主度が正に相関しているグループと、両者の間に弱い相関が見られるグループ、特に相関関係がみられないグループに分かれている。この相関関係がみられないグループは、日本を除けば全て連邦国家である。

このグループと各国の州・地方税の構成比の1980-98年の平均値の関係を簡単にまとめたのが次の表2である¹⁰⁾。

一般的に地方税制を分類すれば、中央と地方が別々の税源に課税する分離型と、同一の課税標準を複数のレベルの政府が共有する重複型にわかれるとしている¹¹⁾。その上でこの表から解るのは次の点である。

まず、現物給付と地方分権の指標との関係が、

現物給付



出所) OECD [2006], Stegarescu [2006] より作成。

図1 現物給付と課税自主度の関係

表2 現物給付と地方税構造の関係

現物給付と自主的課税力の相関			個人	法人	給与	固定資産	一般消費	個別消費	その他
正に相関（水準高）	単一制	スウェーデン	100.0						0.0
		デンマーク	91.4	2.4		6.2		0.1	0.0
		ノルウェー	82.9	7.3		7.7			2.0
		フィンランド	77.8	18.0		3.9		0.0	0.3
		フランス			4.6	50.3		6.5	38.6
	連邦制	ドイツ	州	43.0	6.6	5.4	38.2	1.8	5.0
			地方	63.0	16.1	15.0	4.8	0.5	0.6
明確な相関関係はみられない	単一制	日本	26.5	20.7		31.1	7.1	8.5	6.1
		アメリカ	州	34.2	6.5	3.8	32.7	15.1	7.8
			地方	5.2	1.0	71.5	11.3	4.8	6.1
		オーストリア	州			23.8	30.2		17.4
			地方	27.0	6.4	19.3	9.6	19.7	28.5
	連邦制	カナダ	州	39.9	9.4	5.7	6.1	19.4	15.8
			地方				92.1	0.1	3.6
		スイス	州	63.5	10.8		18.2		1.2
			地方	74.6	9.3		15.8		6.3
		ベルギー	州	53.9	0.2		6.0	37.7	0.2
正に相関（水準低）	単一制	アイルランド				100.0			0.0
		イタリア	0.0	0.0	17.3		8.2		74.5
		イギリス				100.0			0.0
		オランダ				55.8			44.2
		ニュージーランド				90.8		1.3	7.9
	連邦制	オーストラリア	州	38.5	9.6	0.8	31.2	5.1	14.8
			地方			100.0			0.0

出所) 図1とOECD [2003] より作成。

正に相関（現物給付水準高）しているグループは課税ベースが相対的に重複しておらず所得課税に特化している。ただし、単一制国家であるフランスは固定資産税に特化し、連邦国家であるドイツは個人所得税に特化しているが、ほかの課税ベースの割合も高い。次に、相関関係がはっきりとはわからないグループは、単一の課税ベースに特化しているというよりも、いくつかの課税ベースから税収を得ている。さらに州と地方において課税ベースが相対的に重複している。日本は単一制の国家であるが、課税ベースがバランスよく重複している。Keen [1998] が指摘する通り、連邦制度の税制は重複課税に特徴がある。図1で日本と連邦制国家が一つのグループを形成していたのは、重複課税という要素を共有しているためだとも解釈できる。カナダは課税ベースが重複していないが、資産課税に特化している。最後に、正に相関しているが、現物給付の水準の低いグループの特徴は、地方税の構成比が固定資産税に特化している点である。財政的分権の程度と供給サービスの関係を観察すると、基幹税として税収のほとんどを固定資産税か所得税から獲得している様子が見えてくる。以上の整理は、既存の地方税構造に関する先行研究とも整合的である。持田 [2004] は、OECD各国¹²⁾ の地方税構造を比較し、分離型において固定資産税を主として地方に配分する国、所得税の大半（比例税部分）を主に地方に配分する国、連邦、州、地方の異なるレベルの政府が同一の課税標準を共有する重複型に分類した。上記の表は、これらの分類が現物給付の供給の差異と対応付けられることを示している。つまり課税ベースの重複が多いか否か（または連邦制か否か）、所得課税または資産課税に特化しているか否かで、租税構造が類型化される。

そこで本稿では、課税自主度が現物給付水準に与える影響は租税構造によって異なるという仮説を検証したい。租税構造の類型化に絶対的な基準はないが、これまでの議論を踏まえて以下のように分類した。

所得課税に特化している国（以下グループ1）は、デンマーク、フィンランド、ノルウェー、スウェーデン、課税ベースが重複または連邦制（所得課税特化、以下グループ2）の国は、日本、ドイツ、オーストリア、イタリア、スイス、ベルギー、課税ベースが重複または連邦制（資産課税特化、以下グループ3）アメリカ、カナダ、フランス、資産課税に特化している国（以下グループ4）は、イギリス、アイルランド、オランダ、ニュージーランド、オーストラリアというように分類した。

本稿における仮説は、次のように示せる。各の公共部門が供給する現物給付への支出は地方政府の課税能力（課税自主度）の影響を受ける。課税自主度の現物給付水準に与える効果は、各の地方政府の租税構造によって異なる。その租税構造は、課税ベースの所得課税または資産課税への特化、課税ベースの重複（または連邦制かどうか）によって分類される。課税自主度が現物給付支出に与える影響の大きさは、およそグループ1>グループ4>グループ2>グループ3（ただし、グループ2、3は係数が負、統計的に有意にならない可能性がある）になると予想される。次節では、この仮説を計量分析によって検証する。

3 推定方法・使用データ

この節では、前節において設定した仮説を計量分析によって検証する。分析には1980年から1998年までのOECD18カ国のパネルデータを使用した。被説明変数は、OECD [2006] の公的社会支出の高齢、障害、家族への現物給付の合計に積極的労働市場政策を加えたものである。説明変数は、先に指摘した通りOECD [1999] による地方税の分類に即してStegarescu [2006] によって作成された地方政府の自主的な課税能力を示す課税自主度（TD1）を使用した¹³⁾。前節において、課税自主度の現物給付への影響は各の租税構造によって異なる可能性が指摘された。この租税構造を示す変数を説明変数に加える。

前節の租税構造の整理を参考にした類型をダミー変数として表現する。主要な地方税が所得課税であるときに1, それ以外のときは0をとる所得課税ダミー変数 (D1), 地方税がある税に特化しているときに1, そうではない場合0をとる分離課税ダミー変数 (D2) の2つの変数を使用する。本稿では, 分権化指標の現物給付への影響は, 租税構造によって多様な影響が見られるという想定に基づき, このダミー変数と分権化指標との交互作用項を導入する。

ほかの要因をコントロールするためにいくつかの変数も導入した。先行研究であるFiva [2006]との比較のため, Fiva [2006]とほぼ同様のコントロール変数を加えた。具体的には, ①保守派閣僚比率, ②左派閣僚比率, ③14歳以下人口比率, ④65歳以上人口比率(高齢化比率), ⑥総人口, ⑦総人口の2乗, ⑧郊外人口比率, ⑨失業率, ⑩1人当たりGDP(2000年USドル基準, 単位は10,000), ⑪貿易開放度¹⁴⁾を使用した。データの出所は, ①②がthe Comparative Political Data Set (Armingeon et al., [2004])であり, ③～⑪はWorld Development Indicatorsである。記述統計量は表3に記している。

本稿で分析する推定式は次のように定式化できる。

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 TD1_{it} + \beta_2 D1 + \beta_3 D2 + \beta_4 (D1^* TD1)_{it} \\ + \beta_5 (D2^* TD1)_{it} + \beta CONTROL S_{it} + \varepsilon_{it}$$

CONTROLSはコントロール変数のベクトルであり, ε_{it} は搅乱項である。仮説検証のために, 分権化指標の限界効果とその限界効果の標準誤差を計算した¹⁵⁾。租税構造の違いによって分権化指標の現物給付供給への効果が異なることを検証するのが目的であるので, 租税構造によって現物給付の水準の違いを説明するわけではない。そのためダミー変数の有意性が問題になるのではなく, 分権化指標の限界効果の有意性が問題になる。

つまり, $\frac{\partial y_{it}}{\partial TD1} = \beta_1 + \beta_4 D1_{it} + \beta_5 D2_{it}$ とこの標準誤差を計算し, 統計的検定を行った。ダミー変数によって地方税構造を表現しているため, 前節に提示した仮説は「地方税がある税に特化し, その税が所得課税であるときに地方政府の課税自主度は公的部門全体の現物給付支出に強い正の影響を与える」という仮説として解釈することになる。

表3 記述統計量

変数名	出所	標本規模	平均	標準偏差	最小値	最大値
現物給付支出	A	341	2.0	2.0	0.0	8.6
課税自主度 (TD1)	B	341	21.9	17.2	0.2	58.7
中道政党閣僚比率	C	341	0.1	0.3	0.0	1.0
左派政党閣僚比率	C	341	0.3	0.4	0.0	1.0
14歳以下人口比率	D	341	19.9	3.0	15.0	31.0
65歳以上人口比率	D	341	13.6	2.2	9.0	18.0
総人口	D	341	40,775,661	60,254,976	3,113,000	276,000,000
郊外人口比率	D	341	25.3	10.6	3.0	45.0
失業率	D	341	7.0	3.6	0.2	17.9
一人当たりGDP	D	341	20,521.2	5,988.3	10,073.0	36,792.3
経済成長率	D	341	2.5	2.1	-6.0	11.0
貿易開放度	D	341	63.9	30.5	16.1	161.6

注) (A) OECD's Social Expenditure Database, (B) Dan Stegarescu's data set (2006),
(C) the Comparative Political Data Set (Armingeon et al., 2004),
(D) the World Development Indicators.

ダミー変数を説明変数に含めているため、基本的に個別主体の固定効果モデルを用いない。誤差項の分散不均一性に対処するために、White [1980] によるロバストな標準誤差を算出した。さらに、課税自主度と交互作用項の内生性を考慮し、二段階最小二乗法 (TSLS) を実行した。使用した操作変数は、課税自主度の1期ラグ、租税構造のダミー変数と課税自主度の交互作用項の1期ラグを用いた。グループ分けの基準に連邦制という要素が入ってきていたため、補助的な分析として分離課税ダミーを、連邦制を示すダミー変数と取り替えて分析を行った。連邦制ダミーを使う場合でも仮説は大きく変更されない。連邦制ダミー (Fed) は、連邦制の国は1（ベルギーは1993年から）を、それ以外の国は0を示すダミー変数である。連邦制と課税自主度の交互作用項を推定式に導入し、連邦制と

所得課税ダミーによる課税自主度の限界効果 $\frac{\partial y_{it}}{\partial TD1} = \beta_1 + \beta_4 D1_{it} + \beta_5 Fed_{it}$ を計算し、その標準誤差を計算した。このときも二段階最小二乗法による分析を行った。操作変数として、課税自主度の1期ラグと課税自主度と連邦制ダミーの交互作用項の1期ラグを使用した。具体的な分析は次節にて行う。

4 推定結果

まず、租税構造を示すダミー変数を除いた推定式を分析し、課税自主度と現物給付の関係を検討しよう。ダミー変数を説明変数には加えていないため、主体固定効果を考慮し分析した¹⁶⁾。分析結果は表4の通りである。推定式1, 3, 4, 5で課税自主度の係数は正を示し、統計的に有意である。Fiva [2006] の結論とは異なり、課税

表4 現物給付と課税自主度：推定結果

推定方法	推定式1		推定式2		推定式3		推定式4		推定式5	
	OLS		OLS		TSLS		OLS		TSLS	
説明変数	係数	標準誤差								
課税自主度 (TD1)	0.043 ***	0.012	0.003	0.009	0.055 ***	0.014	0.021 ***	0.008	0.022 ***	0.008
連邦制ダミー							-1.510 ***	0.175	-1.494 ***	0.182
中道政党閣僚比率	0.104	0.108	0.709 **	0.285	0.127	0.125	0.627 **	0.246	0.580 **	0.253
左派政党閣僚比率	0.122	0.123	0.474 *	0.246	0.080	0.131	0.572 **	0.230	0.567 **	0.241
14歳以下人口比率	0.142 ***	0.041	0.061	0.047	0.117 ***	0.044	-0.049	0.044	-0.052	0.048
65歳以上人口比率	-0.243 ***	0.059	0.499 ***	0.071	-0.298 ***	0.066	0.372 ***	0.060	0.389 ***	0.064
総人口	0.000 *	0.000	0.000 ***	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
総人口^2	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
郊外人口比率	0.045 **	0.018	-0.014 *	0.008	0.053 ***	0.019	-0.014 *	0.007	-0.013 *	0.008
失業率	0.185 ***	0.021	0.149 ***	0.034	0.191 ***	0.023	0.108 ***	0.030	0.112 ***	0.031
一人当たりGDP	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
経済成長率	-0.005	0.019	0.048	0.041	0.001	0.020	0.055	0.038	0.080 **	0.039
貿易開放度	-0.014 ***	0.005	-0.015 ***	0.004	-0.019 ***	0.006	-0.014 ***	0.003	-0.015 ***	0.003
主体固定効果	有		無		有		無		無	
時間固定効果	有		有		有		有		有	
修正済み決定係数	0.926		0.466		0.926		0.567		0.567	
N	341		341		322		341		322	

注) 1) データは1980年～1998年。ただしTSLSの場合は、1981年～1998年のデータを用いている。

2) TSLSは二段階最小二乗法を指している。

3) データには欠損値がある。被説明変数は現物給付支出。

4) Whiteのロバスト標準誤差を使用している。

5) ***、 **、 *、 は、それぞれ、1%有意、5%有意、10%有意（すべて両側検定）を示す。

6) 定数項は省略した。

自主度は社会保障に関する指標と正に相関している。主体別の固定効果を用いなかった推定式2において課税自主度の係数は有意ではなかった。これは現物給付への支出を説明するほかの要因が、推定式に含まれていないことを示唆している。本稿の仮説に従えば、その要因とは地方税構造である。連邦制ダミーを説明変数に含めた推定式4では、連邦制ダミーの係数の符号が負であり統計的に有意である。さらに、推定式2と同様に主体固定効果を含んでいないのにもかかわらず、課税自主度の係数の符号は正であり統計的に有意である。連邦制の影響をコントロールすると課税自主度の係数が統計的に有意になることがわかる。Fiva [2006] の分析結果では、

連邦制ダミーを説明変数に含んでいる推定式において、課税自主度と連邦制ダミーは社会保障移転に対して負の影響を示していた。これらの推定結果より、現物給付に課税自主度は正の影響を、連邦制は負の影響を与えることが分かった。

表5は、さきほどの推定式に地方税構造の特性を示したダミー変数と、課税自主度との交互作用項を加えた推定式の推定結果である。本稿の仮説は、課税自主度の係数の限界効果によって検証される。課税自主度の限界効果を計算したのが次の表6である。

まず地方税の分離課税ダミーと所得課税ダミーを考慮した課税自主度の限界効果を計算した推

表5 現物給付と課税自主度・地方税構造：推定結果

推定方法	推定式6		推定式7		推定式8		推定式9	
	OLS		TSLS		OLS		TSLS	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
課税自主度 (TD1)	-0.037 ***	0.009	-0.042 ***	0.010	0.092 ***	0.007	0.095 ***	0.007
所得課税ダミー (D1)	-1.206 ***	0.313	-1.385 ***	0.356	-1.081 ***	0.271	-1.185 ***	0.300
分離課税ダミー (D2)	-1.685 ***	0.338	-1.904 ***	0.393				
連邦制ダミー (Fed)					1.512 ***	0.283	1.609 ***	0.309
TD1*D1	0.025 **	0.012	0.030 **	0.013	0.021 *	0.011	0.025 **	0.012
TD1*D2	0.178 ***	0.012	0.186 ***	0.014				
TD1*Fed					-0.131 ***	0.009	-0.134 ***	0.010
中道政党閣僚比率	0.069	0.176	0.057	0.190	0.397 **	0.172	0.375 **	0.180
左派政党閣僚比率	-0.136	0.217	-0.220	0.238	0.005	0.188	-0.015	0.198
14歳以下人口比率	-0.052	0.036	-0.054	0.040	-0.139 ***	0.040	-0.146 ***	0.044
65歳以上人口比率	0.043	0.055	0.042	0.060	0.191 ***	0.049	0.196 ***	0.053
総人口	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
総人口^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
郊外人口比率	0.016 ***	0.006	0.016 ***	0.006	-0.006	0.006	-0.006	0.006
失業率	0.063 **	0.025	0.063 **	0.027	0.157 ***	0.026	0.160 ***	0.028
一人当たりGDP	0.000 *	0.000	0.000 *	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
経済成長率	-0.062 **	0.028	-0.048	0.030	0.021	0.031	0.037	0.032
貿易開放度	0.016 ***	0.002	0.016 ***	0.002	-0.004	0.003	-0.004	0.003
時間固定効果	有		有		有		有	
修正済み決定係数	0.787		0.787		0.740		0.739	
N	341		322		341		322	

注) 1) データは1980年～1998年。ただしTSLSの場合は、1981年～1998年のデータを用いている。

2) TSLSは二段階最小二乗法を指している。

3) データには欠損値がある。被説明変数は現物給付支出。

4) Whiteのロバスト標準誤差を使用している。

5) ‘***’, ‘**’, ‘*’, は、それぞれ、1%有意、5%有意、10%有意（すべて両側検定）を示す。

6) 定数項は省略した。

表6 課税自主度の限界効果

推定式6			
分離課税ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
有	有	0.165 ***	0.012
有	無	0.140 ***	0.008
無	有	-0.013	0.008
無	無	-0.037 ***	0.009
推定式7			
分離課税ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
有	有	0.174 ***	0.014
有	無	0.144 ***	0.008
無	有	-0.012	0.009
無	無	-0.042 ***	0.010
推定式8			
連邦制ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
無	有	0.114 ***	0.012
無	無	0.092 ***	0.007
有	有	-0.017 *	0.009
有	無	-0.038 ***	0.008
推定式9			
連邦制ダミー	所得課税ダミー	限界効果	標準誤差
無	有	0.119 ***	0.013
無	無	0.095 ***	0.007
有	有	-0.015	0.010
有	無	-0.040 ***	0.008

出所) 表5の推定結果より筆者計算。

定式6と7を検討する。推定式6と7において、課税自主度の限界効果は、おおむね仮説と適合的な結果である。つまり、ある税に特化している場合、係数の符号は正であり統計的に有意である。そして、地方税が所得課税に特化している場合は係数の値が高くなる。一方、分離課税ダミーの代わりに連邦制ダミーを使用した推定式8と9の限界効果を見てみよう。推定式8と9において、非連邦制の場合、所得課税特化の有無にかかわらず、係数の符号は正であり統計的に有意である。そして、所得課税に特化すれば係数の値は最も大きくなる。推定式8を見ると、連邦制である場合、所得課税かどうかを問わず係数の符号は負である。二段階最小二乗法を用いた推定式9では、連邦制かつ所得税中心の課税自主度の限界効果は統計的に有意ではなくなった。連邦制国家における課税自主度の現物給付に与え

る影響は負であるといえる。以上の分析結果より、本稿における仮説が計量的に支持されることが示された。

III おわりに

本稿の目的は、現物給付支出に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響を検証することであった。本稿の実証分析は、次の点において新たな分析を行った。第1に計量的分析による先行研究では十分に検討されていない現物給付と地方政府の関係を考慮した。特に、地方政府がより関与する傾向のある支出を被説明変数にしたことで地方政府の課税自主度と現物給付という福祉サービスとの正の相関関係を示した。第2に、課税自主度と地方税構造の相互作用を考察することで、課税自主度と現物給付の単一的な関係のみではなく、複合的な関係を持つことを検証した。すなわち、地方税が所得税に特化している場合、課税自主度は現物給付支出に対して正の効果を与え、係数の値は劣るが地方税が所得税中心ではなくても、ある税に特化している場合に正の効果が与えることを示した。

本稿の結論を元に、福祉国家の財政基盤という論点を考えてみよう。Kato [2003] の成果を元に加藤 [2005] は、「北欧諸国に代表される成熟した福祉国家において逆進的課税への依存が高いことが租税の専門家の間の常識である一方、福祉国家研究においては、長らく成熟した福祉国家と累進的所得課税が結びつけて考えられてきた」¹⁷⁾と指摘し、適切にも福祉国家研究における財政基盤の重要性と付加価値税の貢献を指摘した。ただし、北欧諸国の財政基盤として注目を浴びているのは国税の付加価値税だけではなく地方比例所得税であり¹⁸⁾、その弾力的な課税能力を活かして福祉サービスを地方政府が供給しているというスウェーデン財政研究の指摘がある（藤岡 [2001:158ff]）。戦後のスウェーデン政府支出の拡大は地方政府部門でのことであり、その財源は地方税の税率の上昇によって賄われてきた点を考慮すれば、福祉供給を支える地方

政府の課税能力の重要性が窺い知れる。

本研究は従来の福祉国家論に対して、地方財政からの視点を提供した。しかし、本稿の分析結果多くの限界を抱えている。第1に、推定方法についてである。本稿の内生性への対処において、1期ラグ以外の操作変数を探すことによって推定精度を高められる余地がある。第2に、地方税構造の定式化にダミー変数を用いているため固定効果モデルを使用できなかった点である。時間的変動の少ない制度的変数を連続変数にすると、固定効果モデルにおいて説明力を失うことが指摘されている (Kittel and Winner [2005])。そのため本稿の地方税構造の定式化にも一定の合理性があるが、地方税構造を操作化については、先の問題点とともに筆者の今後の課題としたい。以上より、本稿の分析結果は必ずしも頑健とは言えない。しかし、現物給付支出を地方政府の課税力と税構造から考察することは、比較福祉国家論的に十分検討に値する仮説であると示すことができたと考えられる。

(平成21年9月投稿受理)
(平成22年8月採用決定)

謝辞

本稿の作成段階において、小林正人教授（横浜国立大学）、本誌レフェリーから非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本文中における一切の誤りはすべて筆者に帰するものである。本稿は科研費（特別研究員（DC1）研究奨励費・課題番号20・5185）の助成を受けた研究成果の一部である。

注

- 1) 本稿では、オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、アイルランド、イタリア、日本、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカといったOECD18カ国を分析対象とする。これは、データの制約が主要因である。
- 2) 本稿はOECDのSocial Expenditure database の公的社會支出の対GDP比を使用する。
- 3) 現在、多数の先進国では現物給付は各との地

方政府によって供給される傾向にある（林正義 [2006]）。歴史的に、ヨーロッパ各地方政府は高齢者向けケアを供給していたと指摘される (Alber [1995])。

- 4) 具体的には、OECD [1999] の定義による地方税の分類からStegarescu [2005] が構築したデータを用いている。
- 5) 実際は高齢、障害、遺族給付を公的社會支出総額から除外した変数である。
- 6) 正確には課税後、失業給付、社会扶助給付、家族給付、住宅給付の所得の純代替率である。
- 7) 税源配分論については、持田 [2004:76-94] の整理を特に参照した。
- 8) この指標が正確に地方政府の自主的な課税能力を反映しているのかということについては、いくつかの指摘がある。この分類では、日本の地方税は市町村税の92%、都道府県税の81%がカテゴリーbに分類され、課税の自立性の高さは北欧諸国並みになる（持田 [2004:74]）。林 [2000]、宮島 [2001] はOECD分類のうちb分類が、日本の実態に即していないと論じている。持田 [2004:74] は林・宮島の仮説を検証し、標準税率を超えて超過課税を実施している法人住民税や法人事業税を除けば、個人住民税、地方消費税、固定資産税の分類はbではなく、d3またe分類であると指摘した。このように、この指標に関してはいくつかの問題点があるが、現在国際比較を行うのに適した数少ない指標であり、先行研究との整合性を考え本稿ではこの指標を用いる。ただし日本をデータセットから除外しても、後に示される本稿の分析結果は変わらなかった。地方政府の自主的な課税力の指標に関する詳細な議論はStegarescu [2006] を参照せよ。
- 9) TD1の分母の一般政府は、中央政府、地方政府と社会保障基金の総計を指している。
- 10) 分析の見通しを良くするために用意した図表であるため、厳密にこの類型になるというわけではない。
- 11) 持田 [2004:70-71]。
- 12) 具体的にはオーストラリア、カナダ、ドイツ、アメリカ、日本、デンマーク、スウェーデン、フランス、イタリア、イギリスの10カ国である。
- 13) データ自体はStegarescu [2006] を参照せよ。林 [2002] は、OECD [1999] の定義による課税自主度のデータを1991年から1994年にわたり独自に構築し、分析を行っている。
- 14) 正確な定義は、輸入額と輸出額のGDP比を足し合わせたものである。
- 15) 本稿の仮説に従えば、ダミー変数の有意性ではなく、分権化指標の限界効果が統計的検定の対象になる。

- 16) ウー＝ハウスマン・テストの結果は固定効果モデルの選択を支持した。
- 17) 加藤 [2005:28]。
- 18) Kato [2003], 加藤 [2005]において地方政府税にまったく注意が払われていないわけではない。

参考文献

- Alber, J. (1995) "A framework for the comparative study of social services," *Journal of European Social Policy* 5, pp.131-149.
- Armingeon, K., Leimgruber, P., Beyler, M., and Menegale, S. (2004) Comparative Political Data Set 1960-2002, Institute of Political Science, University of Bern.
- Bird, Richard M. (1999) "Rethinking Sub-national Taxes: A New Look at Tax Assignment," *IMF working Paper*, WP/99/165.
- Bogason, P. (1987) "Capacity for welfare: local governments in Scandinavia and the United States," *Scandinavian Studies* 8, pp.184-202.
- Busemeyer, Marius R. (2008) "The impact of fiscal decentralization on education and other types of spending," *Swiss Political Science Review* 14(3), pp.451-481.
- Castles, Francis.G. (1999) "Decentralization and the Post-War Political Economy," *European Journal of Political Research* 35(5), pp.27-53.
- Esping-Andersen,Gøsta (1990) The Three World of Welfare Capitalism.Princeton:Princeton University Press=2001. 岡沢憲美・宮本太郎監訳『福祉資本主義の三つの世界 比較福国家の理論と動態』ミネルヴァ書房。
- Fiva, J. H. (2006) "New Evidence on the Effect of Fiscal Decentralization on the Size and Composition of Government Spending" *FinanzArchiv Public Finance Analysis* 62(2), pp.250-280.
- Jensen, C. (2008) "Worlds of Welfare Services and Transfers," *Journal of European Social Policy* 18(2), pp.151-162.
- Kato,Junko (2003) Regressive Taxation and the Welfare State: Path Dependence and Policy Diffusion Cambridge University Press.
- Kittel, B. and Winner, H. (2005) "How reliable is pooled analysis in political economy? The globalization-welfare state nexus revisited," *European Journal of Political Research* (44), pp.269-293.
- Musgrave, Richard A. (1983) "Who Should Tax, Where and What ?" in Charles E. Mclure, Jr.(ed.), *Tax Assignment in Federal Countries*, Canberra: Centre for Research on Federal Financial Relations, Australian National University.
- OECD (1999) "Taxing Powers of State and Local Government" OECD Tax policy Studies No.1. Paris: OECD.
- (2003) *Revenue Statistics 1965-2002*. Paris: OECD.
- (2006) *Social Expenditure Data Base*, Paris: OECD.
- Rose, R. (1985) "From government at the center to nationwide government," in Meny, Wright (ed.), *Center Periphery Relations in Western Europe*, George Allen & Unwin, London, pp.22-23.
- Stegarescu, D. (2005) "Public Sector Decentralization: Measurement Concepts and Recent International Trends," *Fiscal Studies* 26(3), pp.301-333.
- (2006) Decentralised Government in an Integrating World, ZEW Economic Studies, Bd. 34, Heidelberg.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48(4), pp.817-838.
- World Bank (2006) World Development Indicators Database, Washington, D.C.
- 加藤淳子 (2005)「福祉国家は逆進的課税に依存するか—OECD18カ国の比較研究から得られる含意」北岡・田中編『年金改革の政治経済学』東洋経済新報社, pp.19-44。
- 北村行伸 (2005)「パネルデータ分析」岩波書店。
- 林 健久 (2000)「OECD『州・地方政府の課税力』を読む」『地方財政』39巻4号。
- 林 正義 (2002)「租税外部性と租税負担」日本地方財政学会(編)『財政危機と地方債制度』日本地方財政学会研究叢書 8(0), pp.206-225。
- (2006)「国と地方の役割分担：再分配的歳出を中心とした国際比較」『主要諸外国における国と地方の財政役割の状況：総論・連邦国家4カ国編(3分冊の1)』財務省財務総合政策研究所, 1-59。
- 藤岡純一 (2001)「スウェーデンの財政」有斐閣。
- 宮島 洋 (2001)「地方分権論の検討」『地方財政をめぐる諸問題』金融調査研究会報告書26号, pp.1-21。
- 持田信樹 (2004)「地方分権の財政学—原点からの再構築」東京大学出版会。

(ふるいち・まさと
横浜国立大学大学院博士課程後期
日本学術振興会特別研究員DC1)

平成20年度 社会保障費 ——解説と分析——

国立社会保障・人口問題研究所 企画部

2010年（平成22年）11月12日「平成20年度社会保障給付費」^①を公表した。本稿では第1部で公表結果の解説を行う。第2部では社会保障給付費とSNAの関係について説明する。

第1部 解 説 編

I 平成20年度社会保障給付費の概要

- 1 平成20年度の社会保障給付費は94兆848億円であり、過去最高となった。対前年度増額は2兆6,544億円、伸び率は2.9%で、近年では平成13年度（4.2%）に次ぐ高さであった。
- 2 社会保障給付費の対国民所得比は、平成19年度を2.61%上回る、26.76%となった。
- 3 国民1人当たりの社会保障給付費は73万6,800円で、対前年度伸び率は3.0%であった。
- 4 社会保障給付費を「医療」、「年金」、「福祉その他」の部門別にみると（表1）、「医療」が29兆6,117億円で総額に占める割合は31.5%、「年金」が49兆5,443億円で同52.7%、「福祉その他」が14兆9,289億円で同15.9%であった。
- 5 「医療」の対前年度伸び率は2.3%であった。平成20年度は診療報酬改定が△0.82とマイナス改定であった一方、老人保健・後期高齢者医療制度^②、組合管掌健康保険等で増加し、全体では6,654億円の増加となった。平成20年度に老人保健制度から移行した後期

高齢者医療制度は、制度が異なるために単純な比較は難しいが、老人保健は平成14年度10月から対象年齢引き上げに伴い受給者数の減少傾向にあったが、平成18年10月に75歳への引き上げが完了し、平成20年度は受給者数が対前年度比1.8%となり、結果として医療給付も増加したものと考えられる。

- 6 「年金」の対前年度伸び率は2.6%であった。増加に最も影響を与えたのは、国民年金（寄与率68.72%）、次いで厚生年金（寄与率21.89%）であり、両制度ともに受給者の増加により給付が増加した。また、厚生年金基金等（寄与率11.12%）は厚生年金基金数の減少の程度が緩やかであったため、給付が増加した。公的年金給付全般については、平成19年度の物価スライドは0.0%^③、および老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢（男子）^④が据え置かれる中で、受給者数の増加により平成19年度2.0%を上回る伸びとなつた。
- 7 介護保険、児童手当、生活保護、雇用保険、社会福祉などからなる「福祉その他」の対前年度伸び率は5.1%であった。増加に最も影響を与えたのは、介護保険（寄与率40.52%）、次いで社会福祉（寄与率33.87%）である。介護保険は対前年度伸び率4.6%となつた。

表1 部門別社会保障給付費

社会保障給付費	平成 19年度	平成 20年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	億円 914,305 (100.0)	億円 940,848 (100.0)	億円 26,544	% 2.9
医療	289,462 (31.7)	296,117 (31.5)	6,654	2.3
年金	482,735 (52.8)	495,443 (52.7)	12,707	2.6
福祉その他	142,107 (15.5)	149,289 (15.9)	7,182	5.1
介護対策（再掲）	63,727 (7.0)	66,669 (7.1)	2,942	4.6

注) () 内は構成割合である。

た。平成20年度には制度改正がなく、受給者数の伸び（対前年度比3.9%）によるものと考えられる。一方、社会福祉は対前年度比8.4%の伸びであり、障害者自立支援給付費の増加等が主な要因である。

機能別（表2）で最も大きいのは老齢年金や老人福祉サービス給付費などからなる「高齢」であり、47兆2,649億円、総額に占める割合は50.2%であった。2番目に大きいのは医療保険や老人保健などの医療給付などからなる「保健医療」であり、29兆521億円、総額に占める割合は30.9%であった。これら上位2つの機能分類の合計が、総額の81.1%を占めている。

対前年度伸び率では「障害」が7.1%と最も高いが、これは障害者自立支援給付費負担金うち介護給付費・訓練等給付費（寄与率44.52%）、障害者自立支援対策臨時特例交付金（寄与率43.63%）⁵⁾が主な増加項目である。また、「失業」が対前年度比で5.2%、「生活保護その他」も3.5%増加し、いずれも平成19年度にはマイナスの伸びであったものがプラスに転じている。これらは、景気後退による雇用環境の悪化などを背景として、一般求職者給付の受給者数の増加、および生活保護の被保護世帯数の増加が影響している。そのほか、給付費全体の伸びに最も影

表2 機能別社会保障給付費

社会保障給付費	平成 19年度	平成 20年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	億円 914,305 (100.0)	億円 940,848 (100.0)	億円 26,544	% 2.9
高齢	457,900 (50.1)	472,649 (50.2)	14,749	3.2
遺族	65,755 (7.2)	66,298 (7.0)	542	0.8
障害	27,760 (3.0)	29,720 (3.2)	1,960	7.1
労働災害	9,738 (1.1)	9,620 (1.0)	△118	△1.2
保健医療	283,993 (31.1)	290,521 (30.9)	6,528	2.3
家族	30,733 (3.4)	32,043 (3.4)	1,310	4.3
失業	11,871 (1.3)	12,482 (1.3)	612	5.2
住宅	3,611 (0.4)	3,762 (0.4)	151	4.2
生活保護その他	22,943 (2.5)	23,753 (2.5)	810	3.5

注) () 内は構成割合である。

響を与える「高齢」は3.2%の増加、「保健医療」は2.3%の増加を示した。

II 平成20年度社会保障財源の概要

- 1 平成20年度の社会保障収入総額は101兆5,378億円で、対前年度伸び率は1.1%の増加であった。なお、収入総額には、社会保障給付費の財源に加えて、管理費および給付以外の支出の財源も含まれる。
- 2 大項目では「社会保険料」が57兆4,476億円で、収入総額の56.6%を占めている。次に「公費負担」が32兆7,015億円で、収入総額の32.2%を占めている。
- 3 収入額の伸びを見ると、「国庫負担」が対前年度伸び率5.8%と大きく増加に寄与する一方で、「資産収入」の減少が対前年度伸び率

表3 項目別社会保障財源

	平成 19年度	平成 20年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	億円 1,004,289 (100.0)	億円 1,015,378 (100.0)	億円 11,088	% 1.1
I 社会保険料	568,740 (56.6)	574,476 (56.6)	5,736	1.0
事業主拠出	272,010 (27.1)	273,261 (26.9)	1,251	0.5
被保険者拠出	296,730 (29.5)	301,215 (29.7)	4,485	1.5
II 公費負担	310,368 (30.9)	327,015 (32.2)	16,647	5.4
国	221,900 (22.1)	234,670 (23.1)	12,770	5.8
地方	88,468 (8.8)	92,345 (9.1)	3,878	4.4
III 他の収入	125,181 (12.5)	113,886 (11.2)	△11,295	△9.0
資産収入	20,363 (2.0)	7,601 (0.7)	△12,761	△62.7
その他	104,818 (10.4)	106,285 (10.5)	1,467	1.4

注) 1) () 内は構成割合である。

2) 「他の収入」については、公的年金制度等における運用実績により変動することに留意する必要がある。また、「その他」は積立金からの受入を含む。

では△62.7%と大きく、全体として対前年度比1.1%増にとどまった。

「社会保険料」については、「事業主拠出」が1,251億円（0.5%増）、「被保険者拠出」は4,485億円（1.5%増）増加した。「事業主拠出」、「被保険者拠出」の増加に最も影響を与えたのは、厚生年金である⁶⁾。これは、被保険者数減少の一方で、それ以上に保険料率の引き上げ⁷⁾による効果が上回ったためと考えられる。

「公費負担」については、対前年度比で「国」は5.8%の増加、「地方」は4.4%の増加を示した。「国」の増加に最も影響を与えた制度は、社会福祉（寄与率29.07%）、次いで老人保健・後期高齢者医療制度（寄与率26.08%）、厚生年金（寄

与率23.44%）である。社会福祉のうち、主として増加に寄与しているのは、子育て支援対策臨時特例交付金（厚労省、文科省分計）、障害者自立支援対策臨時特例交付金、妊婦健康診査臨時特例交付金である。つぎに、老人保健・後期高齢者医療制度については、国庫負担の割合が3分の1で老人保健制度当時と基本的には変わらない中、高齢者医療給付費が1.3%の伸びを示したことによる影響している。また、厚生年金に係る国庫負担増は、高齢化に伴う受給者数、および給付の増加によるものと考えられる⁸⁾。

「地方」の増加に最も影響を与えたのは、老人保健・後期高齢者医療制度（寄与率88.90%）、次いで介護保険（寄与率24.93%）、社会福祉（寄与率20.07%）である。老人保健・後期高齢者医療制度については、地方負担の割合が6分の1（都道府県12分の1、市町村12分の1）で老人保健制度当時と基本的には変わらない中、高齢者医療給付費が1.3%の伸びを示したことにより、「地方」も増加したものと考えられる。つぎに、介護保険については、制度改革は無く、給付が4.6%の高さで伸びたことにより、「地方」も増加（967億円増、4.94%増）したものと考えられる。社会福祉について、主として増加に寄与しているのは、障害者自立支援給付費負担金、介護給付費・訓練等給付費、児童保護費等である。

「資産収入」の減少には、主として地方公務員共済（寄与率66.16%、△8,443億円）、次いで農林共済（寄与率17.54%、△2,238億円）、国家公務員共済（寄与率14.22%、△1,815億円）が寄与している⁹⁾¹⁰⁾。

「その他」の増加に最も影響を与えたのは、農業者年金基金等（寄与率291.94%）、組合健保（寄与率200.33%）、国民年金（寄与率121.19%）である。このうち国民年金基金については積立金の繰入、農業者年金基金については新規借入金の受入によるものである。つぎに、組合健保については新たな前期高齢者納付金、後期高齢者支援金の負担に備えた繰入金の増加、また国民年金についても積立金の繰入が増加に寄与している。

第2部 分析編

I 社会保障給付費の国際比較性の向上をめぐるニーズ

2009年4月より新しい統計法が施行されることになったが、それに伴い、「公的統計の整備に関する基本的な計画」が閣議決定された。これは公的統計が「社会の情報基盤」としての役割を十分に果たすことを目指したものである。この閣議決定においては、福祉・社会保障を総合的に示す公的統計の整備が必要であること、現在の社会保障給付費と国民経済計算（以下SNAと表記）との整合性の向上が必要であることなどが指摘され、SNAを含めた各種の国際基準に基づく統計との整合性の向上が求められることになった。このような背景に基づき、社会保障給付費とSNAについて、どのような相違点があるか、また今後どのように改善していく必要があるのかということについて簡単に説明する。

我が国の社会保障に関する収入や支出を扱う統計としては、社会保障給付費とSNAが存在する。SNAは一国全体の経済活動について記述した統計であり、「統合勘定」「制度部門別所得支出勘定」「制度部門別資本調達勘定」「主要系列表」などに分け、消費や貯蓄、投資の大きさ、あるいは所得配分の状況、経済活動別の生産額などを明らかにしている。また経済主体を「非金融法人企業」「金融機関」「一般政府」「家計（個人企業を含む）」「対家計民間非営利団体」などに分けて、それぞれの経済活動の状況についても詳細を記述している。さらにSNAは、「付表」において、家計や政府の目的別支出の詳細も明らかにしている。特に付表9（一般政府から家計への移転の明細表（社会保障関係））と付表10（社会保障負担の明細表）は社会保障の状況について記述されており、付表9（一般政府から家計への移転の明細表（社会保障関係））では一般政府から家計へどのような給付がなされているか、付表10（社会保障負担の明細表）では雇

主や雇用者がどのように社会保障の負担を行っているのかということが記述されている。このように、SNAは社会保障給付費と並び、我が国の社会保障に関する収支を扱う重要な統計であり、それぞれ独立して整備がなされているが、両者は必ずしも一致せず、項目や値には相違がある。本稿においてはこれらの相違について簡単に説明を行うとともに、今後の課題についても触ることにする。

II 社会保障給付費とSNAの相違点

社会保障給付費は、名前の通り、社会保障に関する支出額・収入額が示されている統計である。一方SNAにおいても、付表9および付表10をはじめとして、社会保障に関する支出額・収入額が示されている。

もちろん広義では同じ「日本における社会保障」について扱っている以上、両者の値はある程度一致しているのが自然であると考えられる。しかし表4に見られるように、さまざまな考え方の違いなどにより、同様の項目があったとしても、必ずしも値が一致しているとは限らない。

表4は、社会保障給付費の第12表（平成19年度 ILO第19次社会保障費用調査による社会保障給付費 基礎表）および第13表（平成19年度 ILO第19次社会保障費用調査による社会保障財源 基礎表 II）とSNAの付表9および付表10をもとに作成した、社会保障に関する支出額・収入額（うち社会保険料）に関する、社会保障給付費とSNAとの対照表である。なお、すべての項目を列挙するには紙幅が足りないため、一部の要素のみを抜粋している。

表4からわかる通り、支出側はいずれの項目も、社会保障給付費とSNAではわずかながら数値のずれが発生している。また収入側も、厚生年金において値が一致しているものの、その他の項目ではわずかなずれが発生している。また厚生年金基金や石炭鉱業年金基金は、少なくとも社会保障関係の支出・収入を表すSNAの付表9および付表10では数値が計上されていない。さら

に、この表には掲載していないが、社会保障給付費においては公費負担額なども計上されているのに対し、SNAの付表10においては、純粋に保険料負担の部分のみが計上されている。

このように、社会保障給付費とSNAには値や項目など、さまざまな違いがあるが、これにはいくつかの理由が存在する。第1の理由は、現金主義と発生主義の違いである。社会保障給付費は毎年度の決算データなどに基づく集計を行っているため、現金主義をとっていることとなるのに対し、SNAは発生主義により値を求めている。したがって、これが値の相違を発生させる原因の1つとなっている。

第2の理由は、両者の性格の違いである。社会保障給付費は、各年度の決算データに基づく全体集計を通じて、社会保障に関連する費用や負担の全体像をとらえ、その規模や経年推移を示すことを目的としている。したがって、社会保障的な性格をもつ給付や財源について集計することが要求される。しかしSNAは一国経済全体を把握するためのものである。明らかに社会保障的な性格をもつ支出・収入がある一方で、社会保障的な側面をもつものの、企業や一般政府、あるいは金融機関の行動の一環ととらえられるものも存在する。重複を避けつつ集計を行えば、社会保障的な側面をもっていても、必ずしも社会保障に分類されるとは限らない項目が発生す

る。

例えばSNAにおいては、「社会保障基金」には、(1)政府による支配が行われていること、(2)社会の大きな部分を占めること、(3)強制的であること、の3つの要件がある。社会保障給付費に含まれている厚生年金基金や国民年金基金は、(1)と(3)を満たさないために、SNAにおける「社会保障基金」からは除外されるとの説明がなされている。

別の例を挙げよう。保育サービスの費用について、社会保障給付費では「社会福祉」に計上されているが、SNAでは公立保育所を「個別的非市場財・サービスの移転」に、私立保育所を「一般政府から対家計民間非営利団体への移転」にそれぞれ計上しているため、付表9や付表10には計上されない。また、教員の児童手当は、社会保障給付費においては「児童手当」に計上されている。しかしSNAにおいては、地方政府の政府最終消費支出に分類されるため、同じく付表9や付表10には計上されない。

他方、公費負担については、社会保障給付費においては財源の一部として扱われる。これは社会保障給付費が給付にかかる費用とその財源を漏れなく計上することを目的としていることによる。一方SNAの付表10は一般政府と家計との関係をとらえるものであるため、政府内部の移転である公費負担については計上されない。

表4 社会保障給付費とSNAとの比較対照表

(10億円)										
	政府管掌健康保険		組合管掌健康保険		国民健康保険		老人保健		介護保険	
	給付費	SNA	給付費	SNA	給付費	SNA	給付費	SNA	給付費	SNA
支出	4,233.5	4,320.0	3,284.0	3,493.3	8,801.8	8,812.8	10,280.7	10,293.3	6,305.3	6,296.7
収入	6,779.3	6,267.8	6,679.5	6,155.7	4,270.1	3,961.3	-	-	1,321.6	2,840.3
	厚生年金保険		厚生年金基金等				国民年金			
			厚生年金基金		石炭鉱業年金基金					
	給付費	SNA	給付費	SNA	給付費	SNA	給付費	SNA	給付費	SNA
支出	22,317.9	22,312.0	1,672.0	-	1.2	-	16,159.9	16,156.7		
収入	21,969.1	21,969.1	1,507.4	-	0.0	-	1,858.2	1,818.9		

注) 「政府管掌健康保険」はSNAにおいて「健康保険」、「老人保健」はSNAにおいて「老人保健医療」、「厚生年金保険」はSNAにおいて「厚生年金」と表記される。

出典) 『平成19年度社会保障給付費』第12表・第13表、『平成22年版国民経済計算年報』付表9・付表10をもとに筆者作成。

もちろん今後の改訂により、これまでのSNAの集計に係る考え方についても、その一部が変更される可能性はある。例えば浜田〔2003〕にあるように、従来、給付と負担にリンクのあるものについては社会保障基金から除外されていた。したがって、石炭鉱業年金基金などは社会保障基金には含まれていなかった。しかし今後は給付と負担のリンクがあったとしても、必ずしも社会保障基金から排除されないことになるため、石炭鉱業年金基金は社会保障基金に分類される予定である。なお、現在の検討では、厚生年金基金や国民年金基金は引き続き社会保障基金の対象とはならない方向にあり、社会保障給付費との間の整合性という観点からは、わかり易い説明が求められるところである。

ここまで2つの理由を挙げ、社会保障給付費とSNAで値の相違が発生する理由を説明してきたが、特に第2の理由は重要である。何を社会保障に分類するか、またその基準は何か、ということについては、それぞれの考え方に基づくものであり、何が正しいのかということをきめるこ

とは難しい。しかし一方で、同じような項目でありながら全く異なる値になっているのは、統計を利用する立場としては混乱を招くのではないかとの指摘も見られる。ただし、社会保障給付費とSNAとの間には、先ほど2つの理由として述べたような違いもあるため、両者の集計の考え方や整理を形式的に揃えようすることはやはり困難であると考えられる。したがって、統計上の目的や使途に応じて、両者の間で合理的と考えられる相違についてはその理由をユーザーに対してわかり易く説明していくとともに、相互の整合性を図っていくという対応こそが望ましいのではないか。当研究所としても、社会保障給付費の基幹統計化に向けた検討を進めるに際しては、このような基本認識に立って、SNAとの間の整合性の向上という要請に取り組んでいく考えである。

最後に、現在、内閣府においては、政府支出の機能別分類であるCOFOG (Classification Of the Functions Of Government) (表5)について、従来の1桁分類に基づき10項目の値を公表し

表5 COFOG (政府の機能別分類) 二桁分類のイメージ

一桁分類		
01	General public services	一般公共サービス
02	Defence	防衛
03	Public order and safety	公共の秩序・安全
04	Economic affairs	経済業務
05	Environment protection	環境保護
06	Housing and community amenities	住宅・地域アメニティ
07	Health	保健
08	Recreation, culture and religion	娯楽・文化・宗教
09	Education	教育
10	Social protection	社会保護
二桁分類		
10.1	Sickness and disability	傷病と障害
10.2	Old age	老齢
10.3	Survivors	遺族
10.4	Family and children	家族・児童
10.5	Unemployment	失業
10.6	Housing	住宅
10.7	Social exclusion n.e.c.	その他の社会的排除
10.8	R&D Social protection	研究・開発（社会保護）
10.9	Social protection n.e.c.	その他の社会保護

資料) UN <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=4> (2010年11月7日)

上記より一部抜粋して翻訳。

ていたところを、新たに2桁分類に対応することを目指して作業が行われている。他方、平成21年3月に閣議決定された「公的統計の整備に関する基本的な計画」では、社会保障給付費の基幹統計化に向けた検討を進めるに際して、内閣府との連携が求められている。SNAにおけるCOFOG 2桁分類化作業に際しても、当研究所が有するOECDのSOCXデータの政策分野別分類の整理や考え方などを、参考情報として提供していくことなどを通じて、双方の集計に関する考え方方がより詳細なレベルで共有化されなければ、自ずと社会保障給付費とSNAとの間の整合性を図る方向に議論が進展するものと期待されるところである。

注

- 1) 国立社会保障・人口問題研究所（2010a），同内容は研究所ホームページに全文掲載している。
なお、本稿第1部では、日本の結果のみを扱い、国際比較については別稿（国立社会保障・人口問題研究所2010b）に解説を掲載した。
- 2) 平成20年度4月より老人保健制度から後期高齢者医療制度へ移行したにもかかわらず、「老人保健・後期高齢者医療制度」として、老人保健を残す表記としている理由は、平成20年度決算には老人保健制度の平成20年度3月分の医療給付額等を含むためである。
- 3) 平成19年平均の全国消費者物価指数の対前年比変動率は0.0%であった。したがって、平成20年度において物価スライドは実施されなかった。
- 4) 老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢（男子）は、平成18年度62歳、平成19年度63歳、平成20年度63歳。
- 5) 障害者自立支援対策臨時特例交付金は平成18年度に最初の基金造成があり、平成20年度はその積み増し（855億円）である。
- 6) そのほか、「被保険者拠出」の増加に寄与が大きかったのは、老人保健・後期高齢者医療制度であるが、高齢者本人から保険料負担を求める制度の創設により、現役世代からの被保険者拠出（および事業主拠出）を軽減させる効果も生じるため、全体としてどの程度の寄与度であつ

たかは、社会保障給付費の集計に際して現在得られているデータのみでは直ちには判断できない。

- 7) 平成20年10月1日より14.996%から15.530%へ引き上げられた。
- 8) 平成20年度の国庫負担割合は平成19年度と変わらず、3分の1に32/1,000を加えた割合（約36.5%）である
- 9) ただし、いずれも簿価ベースである。平成20年5月の社会保障審議会年金数理部会などにおいては、各共済組合の運用収入を「参考数値」として時価ベースで推計しており、当該推計によれば平成20年度は国共済、地共済、私学共済についても赤字が計上されている。
- 10) なお、厚生年金、厚生年金基金、国民年金、農業者年金基金等、存続組合については、運用収益よりも損失が上回っている。しかし、社会保障給付費の集計においては、これらの「運用収益よりも損失が上回る制度」については「両者の相殺額を運用損失に計上する」という整理としているため、いずれも資産収入はゼロになっており、当該年度における「資産収入」の減少要因としてはとらえていない。

参考文献

- 国立社会保障・人口問題研究所（2010a）『平成20年度社会保障給付費』
[\(http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/kyuhuh20/siryou.html\)](http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/kyuhuh20/siryou.html)
 　　（2010b）「社会保障の国際比較統計－SOCX2010ed.の解説と国際基準の動向－」『海外社会保障研究』173号。
- 総務省（2009）「公的統計の整備に関する基本的な計画」（閣議決定）
[\(http://www.soumu.go.jp/main_content/000011360.pdf\)](http://www.soumu.go.jp/main_content/000011360.pdf)
- 内閣府経済社会総合研究所（2010）『平成22年版国民経済計算年報』
- 浜田浩児（2003）「ILO基準社会保障費との比較で見たSNA社会保障統計」，ESRI Discussion Paper Series No.49，内閣府経済社会総合研究所

（ひがし・しゅうじ 企画部長）
 （かつまた・ゆきこ 情報調査分析部長）
 （たけざわ・じゅんこ 企画部研究員）
 （さとう・いたる 社会保障基礎理論研究部研究員）

社会保障法判例

太田匡彦

身体障害者が介護者の介護を受けて鉄道・バスに乗車する際、介護者に対しても運賃割引があることを説明しなかった行為につき、身体障害者福祉法9条4項2号に定める情報提供義務違反があるとされた事例

東京高裁平成21年9月30日判決（平成20年（ツ）第80号、損害賠償請求上告事件、破棄差戻し）『判例時報』2059号68頁、『判例タイムズ』1309号98頁、『判例地方自治』327号73頁、『賃金と社会保障』1513号19頁

I 事実の概要

1 X（原告、被控訴人、上告人）の長女Aは、平成18年1月30日頃、Y市（被告、控訴人、被上告人）の健康福祉部福祉課職員から、Xを通じて訴外S県発行の身体障害者手帳（以下、「本件手帳」）の交付を受けた。本件手帳には、Aの氏名等のほか、「旅客鉄道株式会社旅客運賃減額第1種」の記載と「要介護」という押印がある。

Xが平成18年1月30日頃にY市の福祉課職員から本件手帳を受領した際の事情は、次のように認定された。Xは同課職員Bから本件手帳を受領し、その際BからY市が発行していた「障がい者のてびき」（以下、「旧てびき」という）に記載された障がい区分・等級（程度）別制度表を示されつつ、福祉の制度について大まかな説明を受け、またAの鉄道運賃・バス運賃については5割引になるとことなどの各種割引制度について説明を受け、旧てびきを受け取り、重度医療担当

職員からAの医療費はすべて公費負担となることなど医療費免除の説明を受けた後、再びBのところに戻り、障害者の鉄道運賃・バス運賃の割引制度について質問したが、障害者が介護者の介護を受け鉄道・バスに乗車する場合の介護者の運賃についての割引制度（以下、この割引制度を「本件割引制度」または「介護者運賃割引制度」と呼び、身体障害者本人に対する割引制度を「身体障害者運賃割引制度」と呼ぶ）に關し直接的な質問はせず、Bも介護者運賃割引制度について説明しなかった。同制度を利用すると、身体障害者を介護して鉄道・バスに乗車する場合の介護者の鉄道運賃・バス運賃は5割引きとなる。また、旧てびきには、「JR（鉄道・バス）私鉄（鉄道）の運賃の割引」という欄に「第1種身体障害者（介護付）……5割」という記載があった。

2 後に介護者運賃割引制度を知ったXは、その説明がなかったことはY市職員の説明義務（情報提供義務）違反に当たるとして、国家賠償

法1条1項ないし民法715条1項に基づき、Xが同制度を知らずにAを介護して鉄道・バスに乗車した際に支払った運賃と同制度を利用した際に支払う必要のあった運賃との差額を損害として、Y市に対して損害賠償請求訴訟を提起し、訴状は平成19年2月1日にYに送達された。

3 訴え提起後の平成19年6月14日ころ、Y市からXに送付された「障がい者福祉のてびき」(以下、「新てびき」という)の「JR運賃の割引」の欄には、「第1種障害者とその介護者」を対象として割引率が「50%」という記載がある。

4 第1審さいたま簡判平成19年9月28日賃社1513号23頁は、Xの請求を全部認容した。これに対し、控訴審さいたま地判平成20年6月27日賃社1513号28頁は、Yの控訴を認容し、Xの請求を棄却した。Xより上告。

II 判旨

破棄差戻し。

(1) 「身体障害者福祉法は、身体障害者の福祉の増進を図るため、同法9条1項において、同法に定める『援護』を行う主体が『市町村』であることを定めた上、同条4項本文及び1ないし3号において、市町村が行うべき『援護』の内容として、『身体障害者の発見及び相談・指導』(1号)、『福祉に関し、必要な情報の提供』(2号)、『生活の実情、環境等の調査に基づく更生援護の必要の有無及びその種類の判断並びに社会的更生の方途の指導等』(3号)の各業務を行うべきことを定めているものである。

(2) 以上によれば、身体障害者福祉法9条4項2号は、市町村に対し、身体障害者の福祉の増進を図るために、行うべき業務として『身体障害者の福祉に関し、必要な情報の提供を行うこと』を課しているものと解される。もっとも、「同条項をもって、行政の制度に関する情報であると民間の制度に関する情報であるとを問わず、身体障害者に提供する義務を市町村に広く課したものと解することは、行政に事実上不可能な

義務を課すこととなるという不都合が生じる。そこで、同条項にいう『身体障害者の福祉に関し、必要な情報』が何を意味するかを判断するに当たっては、身体障害者福祉法の目的である身体障害者の福祉の増進を図るという観点から、同法及びその施行規則並びに障害者自立支援法の各規定の趣旨に照らし、問題となる個々の事項について『身体障害者の福祉に関し、必要な情報』に該当するか否かを判断するのが相当である。

(3) ……身体障害者福祉法施行規則5条2項は、身体障害者手帳の様式について、別表4号のとおりと定めているが、その別表4号には『旅客鉄道株式会社旅客運賃減額』と記載されており、身体障害者の鉄道運賃の減額について記載すべきことが明示的に定められている。

思うに、人が社会生活を営むうえにおいて、用務のため、あるいは見聞を広めるため、移動することの重要性は多言を要しないところである。その意味で、移動の自由の保障は、憲法13条の一内容というべきものと解するのが相当である。ところが、身体障害者は、健常者と異なり、程度の差こそあるものの移動の自由が損なわれている。したがって、身体障害者にとっての移動の自由は、健常者と同様に、場合によれば健常者より以上に、その自立を図り、生活圏を拡大し、社会経済活動への参加を促進するという観点からは、大きな意義があるというべきであり、身体障害者に対し移動の自由を保障することはその福祉増進に資するものとして、政策的に支援することが求められるのである(身体障害者福祉法3条)。このような観点から、身体障害者福祉法施行規則5条2項の別表4号の定めの意義を考えると、身体障害者の鉄道運賃の減額を身体障害者手帳に明記することにより、身体障害者が、民間の旅客鉄道を利用した場合の運賃について割引があることを身体障害者及びその介護者に告知するとともに、この手帳を示された民間の公共交通機関の職員にも周知させる意味を有するものと解される。なお、別表4号には、『鉄道株式会社旅客運賃減額』とのみある

が、身体障害者の移動の自由を確保するという趣旨からは、最寄り駅までのバスの運賃につき、同様の割引があるべきところ、各バス会社において、鉄道に準拠して割引制度が定められている。このように身体障害者の移動の自由の保障は、憲法13条に由来するものであり、これを経済的負担を軽くするという趣旨において保障する運賃割引制度について、付隨的なものであると過小評価することは相当ではない。

また、……障害者自立支援法は、同法2条1項柱書及び2号において、市町村は、障害者の福祉に関し、必要な情報の提供を行う責務を負うべきとし、また同法5条1項において、『福祉に関し、必要な情報』である『障害福祉サービス』のうちの一つとして、『行動援護』を定め、同条4項において、『行動援護』の内容として、障害者であって常時介護を要するものについての外出時における移動中の介護等の便宜供与をすべきこととしているのである。これは、常時介護を要する障害者について、その移動の自由の保障につき配慮し、かかる重度の身体障害者は介護者がいなければ、移動することはできないことから、当然に必要となる介護者による介護等の便宜供与が明記されているものと解される。

(4) ……①憲法13条の趣旨から身体障害者についても移動の自由が保障されるべきであり、運賃割引制度にはその経済的負担を軽減することにより、移動の自由を保障するという実質的な意義があるところ、②身体障害者福祉法施行規則5条2項の別表4号により、身体障害者自身についての鉄道運賃の減額を身体障害者手帳に明記すべきとされており、③介護を要する身体障害者が移動の自由を確保するためには、介護者による介護が不可欠であることを考慮し、併せて、④障害者自立支援法2条1項柱書及び2号により、市町村は、障害者の福祉に関し、必要な情報の提供を行う責務を負っており、同法の定める『障害福祉サービス』のひとつである『行動援護』の内容である常時介護を要する障害者についての外出時における移動中の介護等の便宜供与が『福祉に関し、必要な情報』と定められ

ていること（同法5条1項、4項）を総合考慮すれば、本件割引制度は、身体障害者福祉法9条4項2号にいう『身体障害者の福祉に関し、必要な情報』に該当する」。

(5) 「①……Yの職員である福祉課のBは、Xに対し、旧てびきの10頁の障がい区分・等級（程度）別制度表を示して、福祉の制度について大まかな説明をし、またAの鉄道運賃及びバス運賃について5割引になることの説明をしたもの、……本件割引制度について説明していないこと、②……Yが発行していた旧てびき」の記載「を一読して障害者が介護者の介護を受けて鉄道・バスに乗車した場合の介護者の運賃が5割引きとなるものと理解することは困難であること、③……平成19年6月14日ころ、XがYから送付された新てびき」の記載は「一読しただけで、本件割引制度が理解され得ることが重要であるところ、これらを総合すれば、Yは、Xに対し、『身体障害者の福祉に関し、必要な情報』というべき本件割引制度についての情報を提供したものとは認められない」。

III 検討

判旨賛成。

本判決は、地方公共団体の身体障害者に対する情報提供義務違反を認めた点、しかも提供されるべき情報が行政主体の行う給付ではなく民間事業者の提供する運賃割引制度に関する情報であった点で興味深い。本判決は、情報提供義務の根拠を身体障害者福祉法（以下、「法」）9条4項2号に求め（判旨(1)と判旨(2)の冒頭）、当該義務の及ぶ情報の範囲に関する判断枠組みを簡単に述べた上（判旨(2)）、介護者運賃割引制度に情報提供義務が及ぶことを認め（判旨(3)(4)）、さらにYの職員の行為が情報提供義務に違反することを認める（判旨(5)）。以下、この順に沿って検討する。

1 情報提供義務の根拠

(1) 本判決は情報提供義務の根拠を法9条4項2号という実定法規定に求めており、これ自体、一つの特色をなす。もちろんこれは、そのような規定が見出されるという法の特徴に由来する。窓口での情報提供・広報・援助・助言（以下、包括的に情報提供と呼ぶ）のあり方が問題となつた先例として、児童扶養手当に関する①京都地判平成3年2月5日判時1387号43頁、②大阪高判平成5年10月5日判例自治124号50頁（①の控訴審）、③神戸地判平成15年12月24日判例自治278号65頁、④大阪高判平成17年6月30日判例自治278号57頁（③の控訴審）、生活保護に関する⑤広島高判平成18年9月27日賃社1432号49頁をさしあたり指摘できるものの、これらは情報提供義務に係る明確な根拠条文がない事案であった。とはいえた、手がかりとなる規定があるにもかかわらず、本件第1審が条理上の情報提供義務を認めそれを前提に法9条4項2号の情報提供義務も認め「条理上ないし実定法上」の損害賠償責任をYに認めるという議論を行つたこと、原審が一般的判断枠組みとしては「説明義務を規定する法令の有無、当該事柄の内容・性質、住民と行政の相談・交渉の経緯等の具体的な事情を総合して判断する」総合考慮の枠組みを採用したことと比較すれば、情報提供義務の存否を法9条4項2号の解釈問題に収斂させた本判決の態度は、やはり特徴的である。

(2) 実定法上の根拠規定になりうるものがある際にそれに着目して議論を行うことは非難されねばならない。この議論手法が、冒頭で確認した明確に分節された議論構造を本判決にもたらしており、このこと自体は評価に値する。

(3) とはいえた、本判決の示す法9条の解釈は、結論に影響はないにせよ、問題を含む。判旨(1)にあるように、本判決は援護の内容を法9条4項各号に掲げる業務としており、援護をこの各業務とイコールに理解したように見える。

しかし法9条は、4項以外の各項を見る限り、「この法律に定める身体障害者又はその介護を行う者に対する援護」（法9条1項）を行う行政主体、

それと関わる行政機関等の管轄・相互関係を定める。この点に鑑みると、法9条1項にいう「援護」が念頭に置くものは、法13条以下の各「更生援護」であろう。そう理解しなければ、例えば法18条の措置を行う市町村の管轄を定める規定が欠けてしまう。したがつて、本判決が、法9条の援護の内容を9条4項各号の業務と理解したかに見える記述を行つた点は不適切である¹⁾。

(4) もっとも、法9条4項各号を通覧すると、身体障害者の発見あるいは身体障害者からの相談により行政と身体障害者の具体的接触が始まり（1号）、必要な情報が行政から提供され（2号）、その情報を踏まえた相談と身体障害者の実情とに応じて更生援護の必要の有無・必要な更生援護の種類に関する判断等がなされるという一連のプロセスが予定された上で、このプロセスを形作る重要な活動が市町村のなすべき業務として各号に規定されたと考えられる。すると、法9条4項は身体障害者福祉活動の入り口を規律する重要な意味を与えられており、同項各号の業務は、更生援護ではないものの、法に基づく市町村の義務と理解されるべきであろう。したがつて、法9条4項2号により情報提供義務が市町村に課されているという結論の限りにおいて本判決は妥当である。

2 介護者運賃割引制度と情報提供義務

次に判旨(2)～(4)を検討する。本判決の議論構造に従い、情報提供義務の範囲の判断枠組みと、本件割引制度が同義務の射程内にあることの2点に分けて検討する。

(1) 情報提供義務の範囲

(a) 判旨(2)の示した、ある情報が情報提供義務の及ぶ情報か、つまり法9条4項2号にいう「身体障害者の福祉に関し、必要な情報」（以下、「福祉必要情報」と呼ぶ）に該当するかを判断するための枠組みについては、何故このように限定する必要があるのか、限定方法として本判決の提示した方法は妥当かといった問題が生じる。もっとも、限定の必要は、本判決の指摘する通りであろう。むしろ、その範囲設定のあり方が

問われる。

(b) 法9条4項によれば、「この法律の施行に関し」(同項柱書),「身体障害者の福祉に関し,必要な情報の提供を行うこと」(同項2号)が市町村に義務づけられる。原審は,法9条4項柱書を重視してか,法9「条は,『援護』(同条1項)に関する条文であるから,同号〔=法9条4項2号。筆者注〕の情報提供義務は……法に基づく『援護』の措置²⁾に関する情報提供義務を定めたものと解され,本件割引制度のような民間企業の割引制度等に関する情報提供義務を定めているとは解されない」とするけれども,妥当でない。原審の議論では身体障害者運賃割引制度自体まで福祉必要情報該当性を認められなくなりかねず,身体障害者手帳の記載事項に鑑みても,それは不当であろう。むしろ1(4)で見た法9条4項が持つ意味からすれば,身体障害者であることが意味する事項について幅広に情報を提供する必要がある。この観点からは,法9条4項柱書の文言も法と無関連な情報の提供を義務づけられることはないという程度に理解すればよく,同項2号が「福祉に関し,必要な情報」と提供すべき情報の範囲を広めに定めていることを重視すべきである。

とはいえる,身体障害者福祉のための中核制度は,法と障害者自立支援法(以下,「支援法」)が提供する諸制度であり,行政は,まずは,これらの管理運営を通じて身体障害者の福祉の実現を図る立場にある。したがって,福祉必要情報に該当する情報の範囲を探るとすれば,行政が提供すべき情報は中核をなす法と支援法が提供する諸制度を出発点としてどの範囲の情報にまで及ぶかという思考の下で考えていかざるを得まい。

(c) この観点からすると,本判決の示した判断枠組みは,ある意味で素直である。法・その施行規則・同法に密接に関連する支援法の目的と趣旨に照らして,重要な事柄には福祉必要情報該当性を認め,重要でない事柄には認めないという判断を,問題となる個々の事項毎に行おうとするものと考えられるからである³⁾。ここで

は関連して2点検討する。

第1に,支援法も併せ考慮している点は,支援法が障害者に対する給付のあり方を具体的に定めること,法第1条に支援法との関連が明示されていることから適切である。他方,他の法律——例えば障害者基本法——も関連法規として併せ考慮されるべきかは別途問題となる。法に明示されていない一事でもって排除されるべきではないものの,関連性を主張される法規範の具体的性格にも着目する必要があり,関連法規の範囲に関する検討は今後の議論に委ねられている。

第2に,本判決のいう個々の事項毎の判断が身体障害者の持つ具体的な事情に応じた個別の判断まで意味しているかは,やや疑わしい。原審はこの点に関し1(1)で見たように総合判断の枠組みを採用し,当てはめでも,Xの関心事など具体的な事情を確認の上,Yの情報提供義務を否定した。これに対し,本判決が個々の事項毎に福祉必要情報該当性を判断するとき,その趣旨は,障害者・介護者にとっての具体的な必要性によって同該当性を判断するよりは,介護者運賃割引制度等の各制度毎に法の目的・趣旨に照らして一般的・客観的に同該当性を判断する趣旨に見える。判旨(2)~(4)においてXおよびAの具体的な事情に触れるところがないからである。

本判決の態度は,一般的には,情報提供義務の課される範囲の客観化・安定化に資そう。また,不知の制度に対して関心は持ちえず,これに起因する無関心を根拠に情報提供しなくてよいとしかねない原審の議論は適切でない。他方,身体障害者の具体的ニーズを無視して情報を提供しさえすればよいわけでもない。それでは法9条4項2号に続く同3号が個々の身体障害者毎の対応を求めていることと整合しない。このため福祉必要情報該当性の判断に際しては,制度毎の判断を基本としつつも,該当性拡張方向への微調整のための要素として身体障害者の抱える具体的な事情も考慮事由と位置づけるべきだろう。判旨(2)の判断枠組みもこのような考慮を禁止しないと考えられる。

(d) しかし、本判決の判断枠組みが素直だとしても、その適切さはさらなる検討を要する。この枠組みの特質は、法の趣旨・目的に照らした実質的重要性判断を個別事項毎に行う点にあるところ、この判断のための基準である法と支援法に、身体障害者の福祉に関わる有益な情報全般から福祉必要情報を限定する（切り出す）合理的根拠を見出せるか、法の趣旨・目的という包括的な要素に依拠した実質的重要性判断を要求する枠組みが実務の利用に耐えうる安定性を持つか等の疑問が生じうる。

もっとも、これらの問題は、本判決の判断枠組みを用いた実際の判断の検討も踏まえて考察する方が適切であろう。そこで、本判決の示した介護者運賃割引制度の理解・福祉必要情報該当性に関する具体的判断を先に検討する。

(2) 介護者運賃割引制度の位置づけ

(a) 判旨(4)は、介護者運賃割引制度が福祉必要情報に該当することを、そこに掲げられた①～④の総合考慮によって基礎づける。①と②の要素は判旨(3)の初めの2つの段落に、③と④の要素は判旨(3)の第3段落に見出される。①③④それ自体は、誤りを含むとは考えられない。これに対し②は、若干不適切である。というのも、第1種身体障害者は当然に介護者を付けることができるため（注6）を参照）、法施行規則5条4項別表4号は、身体障害者のみならず介護者も運賃割引を受けられることを第1種身体障害者という表示を通して示そうとしていると考えられるからである。

(b) 判旨(3)(4)の最大の特色は、①の要素、すなわち「移動の自由」の保障の重要性を語り、それを基礎に介護者運賃割引制度の重要性を論じた点にある。この議論の直接の目的は、「身体障害者の医療費の免除や身体障害者自身の公共料金の減免の制度に比して、本件割引制度は付随的な制度にとどまる」と評価した原審への反駁にあろう。確かに、憲法的価値と結びつけたこのような重要性の論証は、当該制度の憲法上の基礎を明らかにする言明として歓迎すべきかもしれない⁴⁾。また、判断の直觀性を緩和する機

能をある程度期待できるかもしれない。しかし、以下の点を指摘しておく必要がある。

第1に、身体障害者の「移動の自由を保障する」という実質的な意義」を介護者運賃割引制度に認めるることは適切としても、憲法上の基本権との関連づけが福祉必要情報該当性判断に対して持つ意味については、別途慎重な考慮を要する。本判決が本件割引制度を「移動の自由」の保障との関連で理解できた原因は、同制度が運賃割引制度でしかなく、制度によって対応しようとするニーズが断片化され特定されている点にある。これに対して、金銭給付にしばしば見られるけれども、社会保障給付にはニーズをそれほど断片化せず包括的に設定しているものがある。このような社会保障給付は、この包括性が仇となって、ニーズに着目した憲法上の基本権との関連づけにかえって困難を来すかもしれない（たとえば児童扶養手当はどうだろう）。しかし、この点に着目して包括的なニーズに対応する制度の福祉必要情報該当性を消極にみる判断はやはり不合理だろう。生活上のニーズに広く対応する機能を持つ制度こそ生活保障に重要な意味を持つとも考えられ、この場合、同該当性を認める方向に評価しなくてはならない。

第2に、介護者運賃割引制度が「移動の自由」の保障に関連するとしても、その保障の形態は「国家からの自由」の保障として制限を禁止・撤廃する形の保障ではない。本件割引制度はあくまでも給付（助成）による保障の連続線上に理解されるべきものである⁵⁾。したがって、自由の保障に関わる福祉制度の方が、生存権などの保障に関わる社会保障制度に比べて福祉必要情報該当性を認められやすくなるという関係も想定すべきでない。

以上からすれば、「移動の自由」を用いる論証、つまり「国家からの自由」を想起させる憲法上の自由を保障する制度であることの論証は、福祉必要情報該当性の基礎づけに必須の要素ではないと考えるべきである。原審が無造作な実質的重要性判断を行い本件割引制度の重要性を低く見たことから、本判決はその重要性を強調す

べく、さらには民間企業が提供する割引制度であっても福祉必要情報該当性を基礎づけるべく判旨のような議論を行ったと考えれば足りる。

(3) 本件で行うべき最低限の論証

(a) 以上からすると、憲法上の基本権も動員して実質的重要性判断を行い福祉必要情報該当性を判断する手法は、ニーズとの関係から見た社会保障給付の相互関係・序列等に攪乱要因をもたらす危険もあり、同該当性判断のために第一に用いるべき手法とは思えない。移動の自由と関連づけられて介護者運賃割引制度の福祉必要情報該当性が認められたことも、同該当性に関する判断手法の一例と理解するに止めるべきだろう。また、同該当性を限定する要素として法や支援法に措定される要素も、本件では同該当性が認められたため明らかでない。この状況下ではむしろ、安定的・客観的に同該当性判断を行うために、2(1)(b)で述べた思考方法をそのままトレースし、法と支援法が用意した中核的制度からの距離——中核的制度との目的共通性や制度的関連性の有無・程度——によって同該当性を判断するという基準が優先的に利用されるべきであろう。

(b) この基準でも、本件割引制度に関する情報は福祉必要情報該当性を認められよう。本判決も指摘するとおり、身体障害者手帳の様式を定める法施行規則5条2項別表4号において、鉄道運賃割引に係る事項は同手帳の要記載事項とされており、障害等級の次に記載される。他人に提示する必要の高い情報から掲載された結果とも考えられるけれども、末尾に付録のごとく記載されるのではないこの順序は、身体障害者・介護者に対する運賃割引制度が公的な性格を持つ——民間事業者がたまたま設けた制度ではない——と理解されてきたことも示していると考えるべきだろう。この割引制度は、法律上の義務とも関わる旧日本国有鉄道の制度に由来し、国鉄民営化の後も各旅客鉄道株式会社に引き継がれたものである^⑥。今となっては民間会社の提供する制度であるけれども、これまでの経緯に身体障害者・介護者に対する運賃割引制度を縮

小・変容させる意図も認められず、同制度は現在でも当初の公的性格を失っていないと考えるべきである。

加えて、本判決の指摘するように、身体障害者に対する移動の機会の保障・支援法の行動援護を十全ならしめるためには移動にかかる費用も軽減する必要があり、そのためには身体障害者のみならず介護者の移動コストの軽減が必要である。とすれば、身体障害者運賃割引制度・介護者運賃割引制度・支援法の提供する行動援護の目的共通性・制度的関連性は高く、介護者運賃割引制度と法・支援法の定める中核的制度との距離は近いと評価すべきであり、本件割引制度に関する情報も福祉必要情報と認めるべきであろう。こう考えるならば、判旨(4)の指摘する②～④の事情だけで（②については先述のように若干の修正が必要）同制度の福祉必要情報該当性を論証できたし、それで十分だったのではないか。

3 Yの行った情報提供のあり方について

(1) 判旨(5)は、①～③の事情を指摘して、Yによる介護者運賃割引制度の情報提供があったとは認められないとする。①と②の事情はこの評価を基礎づける事情であるけれども、③は当初の情報提供に関わる事情ではない。③の事情は、本件割引制度の存在をY市も知っていたか容易に知りうべきものであり、容易に提供できる情報でもあったことを示すために指摘されていると思われる。

(2) Y市の行動を、判旨のように情報提供の不作為の文脈で理解することもできる。しかし別のようにも評価できないか。端的に言って、Y市の情報提供は誤解を与えるものだったと考えられる。身体障害者運賃割引制度のみ説明され、介護者運賃割引制度の説明を受けず、旧てびきの記載を見れば、介護付きで乗車する第1種身体障害者に5割の運賃割引があり、それだけであると誤解する危険は高いと思われる。つまり、Y市の情報提供のあり方は単純な不作為ではなく不十分な説明という作為の文脈でも理解でき

る。第1審はこのような観点から「Y（市）が身体障害者手帳の交付という業務の遂行に関連して誤った情報を教示した場合と同様である」と理解したと考えられ、それは適切に思われる。

一般的な情報提供義務について消極的态度を示した②判決も、「市民が役所の担当窓口で制度について具体的に質問し相談しているのにこれに的確に答えないで誤った教示をするなど」した場合には損害賠償義務を肯定できると判示していた。Xは本件割引制度について直接的な質問をしていないけれども、知るための端緒さえなければ質問のしようがなく、この点を重視すべきでない。他方Yは、X（A）に「旅客鉄道株式会社旅客運賃額第1種」の記載と「要介護」という押印がなされた身体障害者手帳を交付している。この手帳への記載と押印は、本判決も指摘するとおり、身体障害者・介護者・鉄道会社職員に対して何かを示す記号であり、これが意味するものについては記号を用いる側、つまり交付する側が過不足なく説明する義務を負うと考えるべきである⁷⁾。こう考えると、本件は誤った説明を原因として損害賠償が求められた事案であり、「誤った法令の解釈を教示してはならないといった、およそ行政活動一般に共通する最低限の行為規範」（神橋（2008）215頁）が守られなかったケースとも理解でき、Y市の義務違反は否定し難い。

IV 結び

1 以上からすると、本判決は、本件事案につき牛刀を以て鶏を割くかの如き議論を行ったとも言える。しかし、そこで示された牛刀あるいはその使い方に重大な過誤があるわけではない。Ⅲ2で検討したありうべき副作用を抑え込む必要はあるけれども、それは後の判決と学説の任務である。したがって、判旨に賛成することになる。

2 本判決の射程は多少複雑となる。情報提供義務を実定法上の根拠条文によって基礎づけたため、当該義務の存否に関しては同様の規定

（老人福祉法5条の4第2項2号、知的障害者福祉法9条4項2号など）がある場合に直接の射程が及ぶ。もっとも、社会保障ひいては行政活動全般に関する法の整合的発展を図る観点から、十分な明文規定がない場合にも本判決の示した議論を応用していく必要がある。

他方、当該義務の対象情報の範囲画定に用いた手法は広く利用可能で、この点に係る射程は広く解されるけれども、当該義務の射程はそれぞれの根拠規定が位置する法と関連法規の目的・趣旨に依存し、本判決から何らかの具体的帰結を導くことは困難だろう。

3 差戻控訴審に対する拘束力はY市の情報提供義務違反の存在にのみ生じるので、損害・因果関係のほか過失についても差戻控訴審は自ら認定しなくてはならない（本件は国家賠償法1条1項が適用される事案であろう）。しかし、判旨(5)の③の事情を考えると、過失は否定し難いだろう（Ⅲ3(2)参照）。

注

- 1) 確かに、法では援護と更生援護という言葉が使い分けられているかにも見える（例えば法11条）。しかし、幾次にもわたる改正の中で類似する用語が特に定義されることもなく次々に用いられたこと等に鑑みて法が用語の厳密な使い分けにどこまで意を払っていたか疑問が残る。むしろ、社会福祉に関する立法として似た地位を占め法9条に相当する規定を持つ老人福祉法・知的障害者福祉法と合わせた解釈をする観点からも、本文で述べたように解すべきであろう（法9条に相当する規定として参照、老人福祉法5条の4、知的障害者福祉法9条）。
- 2) 法第2章の更生援護を念頭に置いていると考えるべきだろう。
- 3) 木下（2010）6頁は、本判決の示した、移動の自由、身体障害者・介護者の移動に係る公共料金割引の重要性の評価と「説明義務違反認定とが相互補完的な関係になっている」と指摘する。
- 4) 歓迎の一例として瀧澤（2010）15頁。
- 5) 民間企業の提供する割引措置であるという特殊性は後の(3)(b)で検討する。
- 6) 身体障害者・介護者に対する運賃割引制度は、制定時の身体障害者福祉法（昭和24年法律第283号）50条により、国有鉄道運賃法（昭和23

年法律第112号)に第5条の2として「前3条〔鉄道の普通旅客運賃・航路の旅客運賃・定期旅客運賃を定める。筆者注〕の運賃は、政令の定める身体障害者で介護者を同行しなければ乗車又は乗船することの困難な者が介護者を同行する場合には、当該身体障害者及び介護者につきそれぞれ半額とする。」との定めが追加されたことを契機とすると考えられる。管見の限り同条にいう政令は定められなかったようであるものの、昭和25年4月1日の身体障害者福祉法施行に先立つ同年2月4日日本国有鉄道公示第20号で最初の割引制度が定められた。この制度は、制度の対象となる障害者を政令でなく日本国有鉄道公示で定めたことを除けば、割引のあり方は国有鉄道運賃法5条の2と一致していた。その後、同条は改正されないまま、身体障害者旅客運賃割引規程(昭和27年4月8日日本国有鉄道公示第121号。後に昭和42年3月15日日本国有鉄道公示第135号第6条により身体障害者旅客運賃割引規則と題名が改められた)によって先の公示は廃止され新しい運賃割引制度が定められた。この制度は、身体障害者手帳の交付を受けた身体障害者を第1種身体障害者と第2種身体障害者に区分し、第1種身体障害者及び定期乗車券を使用する12才未満の第2種身体障害者は介護者を付けることができるとした上で介護者・身体障害者の両方について5割の運賃割引を行うだけでなく、それ以外の身体障害者が単独で乗車船する場合にも運賃割引を行うこととし(単独乗車船の場合は片道営業キロが100km以上の乗車をする場合などの制限がある)、国有鉄道運賃法5条の2の定める範囲以上に割引を行った。これ

により現在まで続く制度の骨格が定められ、これを基礎に種々の改正が重ねられた後、国鉄民営化に伴い日本国有鉄道の「身体障害者旅客運賃割引規則」は各旅客鉄道株式会社に引き継がれた(参照、「身体障害者に対する旅客鉄道株式会社等の旅客運賃の割引について」(昭和62年3月28日社更第63号通知)。例えば、現在のJR東日本については、「JR東日本身体障害者旅客運賃割引規則」が定めている(http://www.jreast.co.jp/reg_hc1/index.htmlで参照可能(2010年9月17日最終確認))。また、ほかの鉄道会社の多くも類似の割引制度を設けている。

7) 同旨、木下(2010)5頁。作成・交付主体は県であるけれども(法15条)、申請・交付は福祉事務所の長又は町村長を経由して行われ(法施行令4、8条)、作成・交付主体でないという一事で市町村が説明義務を免れるとは考えられない。行政主体間の協働として市町村が説明義務を負うと考えるべきである。

参考文献

- 神橋一彦「児童扶養手当制度に関する国の広報・周知義務」西村健一郎=岩村正彦編『社会保障判例百選(第4版)』有斐閣pp.214-215。
 木下秀雄(2010)「福祉行政の障害者割引制度の説明義務と損害賠償責任」賃金と社会保障1513号pp.4-9。
 潧澤仁唱(2010)「障害者の移動の自由の保障」賃金と社会保障1513号pp.10-18。

(おおた・まさひこ 東京大学教授)

書評

中野敏子著

『社会福祉学は「知的障害者」に向き合えたか』

(高蔵出版, 2008年)

岡 部 耕 典

向き合われてこなかった「知的障害者」

知的障害者福祉法には「知的障害の定義」は記されておらず、身体障害者福祉法にあるいわゆる「別表」や全国統一の手帳制度も存在しない。それでよしとされてきたのは、この国の福祉行政においては「福祉の対象となる知的障害者=施設入所者」だったのであり、知的障害者福祉政策がソーシャルワークではなくレジデンシャルワークと一体化して進められてきたことも大いに関係しているのではないかとつねづね思っている。

脱施設化の進捗も含め、戦後の知的障害者福祉はつねに身体障害者福祉の周回遅れであった。それが現在も変わらないことは、「三障害統合」を標榜する障害者自立支援法において、知的障害者福祉法に「知的障害の定義」が存在しないにもかかわらず、その対象者が「知的障害者福祉法にいう知的障害者」とされることにも現れている。制度設計側としてはどうせ近い将来の介護保険との統合によって障害手帳制度は実質的には障害程度区分=要介護度によって一元化・代替されるだろうという目論見もあってのことだったと思う。そもそも介護保険の要介護度認定の方法論で知的障害の生きづらさを測定できるのかという根本的問題を描くとしても、「知的障害」をミッシング・ピースとしたままで「制度の一元化」というパズルを完成させるという方法論はいかがなものか。

また、近年注目を集めている「発達障害（developmental disability）」についても、歴史的にはそれが知的障害を中核とする包括的な障害概念であることを一般の人たちがどれほど知っているのだろうか。その責任の一端は、2005年に制定された発達障害者福祉法において主として教育行政からの要請によって法の対

象者として切りだされていったのが「知的障害を持たない発達障害者」であり、知的障害者を対象としない法にその名が冠されたことにあるのではないかと思う。

個人的には学問的な定義にこだわりはない。また、時代ごとの政策の意図や財政制約に基づき政策の「対象者」の恣意的なカテゴライズが行われあるいは放棄されるということは今に始まったことではないし、福祉や障害の分野に限ったことでもないとも思う。しかし、かつての自閉症の「発見」や「動く重症児」という整理も含め、知的障害者福祉という領域においては、それがあまりにも時の政策や福祉の現場のある意味「ご都合主義」で行われてきたことは否めないのではないか。そして、社会福祉学/ソーシャルワークはそのことに対して何を言い何をしてきたのだろうか。

一方で、障害を治療の対象とするリハビリテーションとその専門家支配に対抗する障害学や「当事者主権」を唱える自立生活運動などの障害者運動も基本的には「身体障害者」の立ち位置からのものであることは否めない。このように考えてみれば、知的障害者は——少なくとも結果的には——制度の面からも学の側からも運動の側からも「向き合われてこなかった」存在といえる。

本著の構成と概要

本著は、社会福祉学における知的障害者福祉論の位置関係とそこに横たわる問題を確認する「障害者福祉と知的障害者福祉論の視角」と、知的障害者福祉という領域において「当事者」をどうとらえるかという共通テーマのもとに論じられる「知的障害者福祉をめぐる当事者への視角」の2部から構成されている。

第1部が文献研究に基づく書き下ろしであり、第2部は近年執筆した論文の再構成である。全編を通じ、

「社会福祉学は『知的障害者』に向き合えたか」という問い合わせ基底音のように響くなかで、筆者がこれまで研究分野としてきた知的障害者福祉論を「当事者」という視角によって自ら問い合わせ直しつつ、返す刀で社会福祉学というディシプリンを再検討するという営みが繰り返し丹念に積み上げられている。時系列では先に書かれた第2部の論文を第1部で確認した枠組のもとに読み込み、その上で第1部の問題意識を再度掘り下げて確認するという再帰的な読み込みも有益であるように思う。

第1部は4つの章から構成される。まず、序章「知的障害者福祉論検討にあたって」において本書のねらいが示され、障害学が生まれ「三障害統合」が標榜される現在でも社会福祉において「知的障害」と規定される人々を対象化する視角が確立できていないことが本書の問題意識の中核に据えられる。以降の第1章「社会福祉の視角と障害者福祉研究」、第2章「障害者福祉論と理論形成の軌跡」、第3章「知的障害者福祉形成と知的障害者福祉論」、第4章「障害者福祉論の構造と知的障害者福祉論の所在」においては、障害学や社会学、障害者運動などの近接領域の視角を含む先行研究が丹念に辿られ、社会福祉と障害者福祉、そして障害者福祉論と知的障害者福祉論の位置関係が確認されていく。

そこに一貫しているのは、「社会福祉には、…（中略）…実践が基盤にある。そこにあるのは、その実践から理論を体系化し、同時に、その理論を実践によって検証し、生活する人へ返していくフィードバックの姿勢である」（p.29）、「社会福祉学が構築した知見の体系と方法という枠組を基盤に、障害者という対象を明らかにしようとするのが障害者福祉論である」（p.30）という認識である。そして、俎上に載るのは、それにもかかわらず、「知的障害者」というその人のもの、そしてその個別の「生活」というものをきちんと対象化することなく、「知能が低い」ことを基点にする医学的・心理学的領域から「知的障害」をとらえ、「適応行動」という「生活の問題」だけを焦点化してしまいがちな社会福祉学と知的障害者福祉論の視角である。

第2部では第1部で提起された問題の枠組を踏まえた各論が展開される。第1章「知的障害者福祉と障害定義の課題」、第2章「知的障害者福祉とソーシャルワーク」、第3章「障害者の権利擁護とケアマネジメント—「本人」という呼称との関連から—」は、古くて新しい問題である知的障害の定義問題、社会福祉基礎構造

改革以降急速に注目を集めようになってきた知的障害者に対する相談援助や権利擁護に対して一定程度距離を置く立ち位置から詳細に論じている。続く第4章「知的障害者福祉研究と参加型研究」、第5章「知的障害のある人の『利用者主体』の実現と『サービス評価』」、第6章「戦後障害者福祉調査にみる『生活困難』把握と当事者への視角」は、長年「知的障害」ではなく、「知的障害者」、対処されるべき「生活の問題」ではなくその人固有の「生活」そのものを対象としていた筆者の視角から、参加型研究の在り方や「利用者主体」概念のとらえなおしを通じて、「当事者の視角」を確認する作業が行われている。

社会福祉学が「当事者」と向き合うために

363ページに及ぶ大著であるにもかかわらず、本書には問題意識を詳述した序章はあれども「まとめ」にあたる終章がない。「社会福祉学は『知的障害者』に向き合えたか」という自らたてた問い合わせに対しては、著者は「あとがき」で、『向き合うための手がかりを得た』と述べておきたい（p.349）と簡潔に自答するのみである。「手がかり」をどう読み込むかはそれぞれの読み手に対して開かれているということなのだろう。そこで、この問題を中心的に論じている第2部の各章において評者が「手がかり」とした部分を抜書きしておくので、読者の参考としていただければ幸いである。

まず、「向き合ってこなかった」ことの象徴である「定義」（第1章）について。「『障害』は社会が作り出すという社会モデル的な見方をすれば、これまで『知的障害』という定義の不在を社会が存続させてきたのは、ある意味当然ともいえる」（p.225）という指摘は知的障害の定義を「周回遡れ」転じて「トップランナー」とする可能性を示唆する視角かもしれない。一方で、「当事者にとっての『特有のニーズ』とは、ラベリングされたことによる、すなわち、社会によってつくられた部分にこそ生まれてくるものである。知的障害者福祉サービスにおいては、それが実践的に明確にされていかなくてはならない」（p.227）、とも言う。「知的障害のある人の生活支援という行為に必要な『障害定義』には、社会モデルの指摘するところを視野に入れながら、生活の支援過程における、支援関係性を展開する方向をさらに検討していく必要がある」（p.227）というように、具体的な生活支援との関係のなかで「知的障害の定義」を考えることが重要である。

続いて、筆者が専門とする「ソーシャルワーク」（第2章）にかんして。求められるソーシャルワークの機能について、「知的障害者福祉分野では『リハビリテーション』サービスよりも『治療教育』に基盤があるゆえに、あるいは『保護』という実践実態が先行したゆえに、身体障害者分野ほど議論はないともいえる。」（p.238）しかし、それが「知的障害者福祉サービスが『更生』と『保護』を柱として成り立ってきたこと、それが、ソーシャルワークという機能を『更生』あるいは『保護』へ向けて一定のプログラムを提供する『施設』への『橋渡し』に限定してしまったともいえる。」（p.243）今後については、「障害者自立支援法の下で組織化が進められている地域自立支援協議会によるサービス調整や市町村の相談支援事業にある総合相談が、サービス提供者側の効率重視に陥らないためにも」（p.247）、「『利用者中心のソーシャルワークとは何か』の十分な検討が必要であるといえよう。」（p.247）

さらに、社会福祉基礎構造改革において喧伝された「ケアマネジメント」（第3章）に対して。自立支援法において、「これまでのケアマネジメント手法よりも、市町村の相談支援事業をサービス提供側と利用者の接点として位置づけるとなったことは、支援費制度下以上に、サービス利用内容とその効果を大きく左右する要素として、利用者のマネジメント力が要求されているということである。その意味で、サービスの質を担保するにあたっては、『本人の意向』、『本人のニーズ』に関する議論を十分に行う必要があるといえる。」（p.255）しかし、「ケアマネジメント過程に知的障害のある人、つまり、『本人』を位置づけることによって、ソーシャルワークの『クライエント中心』原則を、知的障害のある人に対して適用できるのであるか」（p.259）という問題は残されている。ケアマネジメントのオルタナティブとして「人を中心とした計画（Person Centered Planning）」を用いるとしても、『人を中心としたアプローチ（Person Centered Approach）』がめざす調和（congruence）と、あるがままを捉えること、そして共感を実践として統合していくことが求められている。だが、…（中略）…ソーシャルワーク機能に内包されているコントロールとしての権力と、当事者がサービスをコントロールすることがどのように実施されているかは実践レベルの課題として残される。『人を中心とした計画』は、当事者自身が『中心』となることへの向き合い方という課題も導

くのである。」（pp.265-266）

そして、「研究」（第4章）・「評価」（第5章）においては以下のようない記述も。「量的研究か、質的研究かの議論以前に、知的障害のある人自身が社会福祉施策への発言者として位置づけられてこなかったという歴史を見逃すことはできない。言い換えれば、根底には、常に『家族による介護』という文脈と切り離せない現実把握がある。結果として、知的障害のある人ではなく、『介護』施策を分析対象とし、そしてその施策展開へ向き合う研究姿勢がみえてくる。」（p.273）一方で、「利用者（顧客）満足度調査に代表される『利用者によるサービス評価』は、果たして、利用者による正当な評価と位置づけられるのであろうか。」（p.293）「今日の社会福祉法における『利用者主体』という理念の背景には、福祉サービス供給への『市場原理』の導入があることを忘れてはならないだろう。」（p.299）

最後に、当事者の「生活」（第6章）にかかわる際に筆者が前提とする「社会福祉」の在り方について。それはまず「社会の方策としての『自立支援』」であり、「『自立支援』という機能を導く要素として、①『生活過程で直面する生活困難』と、この生活困難に、②『主体的に回復・維持・向上に向き合う人』に着目する」ことである。そして、「③その困難を社会の方策として認識し（対象規定）、その人へ側面的な支援を提供するもの」であり、「その提供にあたり、④具体的な手続きと、⑤支援活動を併せ持つ社会の方策という社会システムを準備すること」（p.320）でもある。

筆者はどのように「知的障害者」と向き合ってきたか

読み始めたときは「視角」という言葉が多用されることになんとなく抵抗があった。視角=「眼差す立ち位置」が連想されてしまったからかもしれない。しかし、読み進むうちにそれは変化していく。そして、改めて「はじめに」を読み直し、「本書に取り組む背景には、筆者のこれまでの研究と教育、そして極めて浅薄であるが実践を通して常に出会ってきた『生活を支援すること』に対する困難さと戸惑いという体験的課題がある」（p.1）と記されていたことにも気づく。研究であれ、実践であれ、それが拡がり繋がり合っていくために必要なのは、搖るぎなく「困難さと戸惑い」にとどまり続ける「視角」なのではないか。そのようなことも感じさせる緻密かつ骨太の本である。

（おかべ・こうすけ 早稲田大学准教授）

『季刊社会保障研究』執筆要項

1. 原稿の分量

原稿の分量は原則としてそれぞれ下記を上限とします。図表については各1つにつき200字に換算するものとします。

- | | |
|-------------------|------------------|
| (1) 論文：16,000字 | (4) 判例研究：12,000字 |
| (2) 研究ノート：16,000字 | (5) 書評：6,000字 |
| (3) 動向：12,000字 | |

2. 原稿の構成

(1) 見出し等

本文は、必要に応じて節、小見出しなどに分けてください。その場合、I II III … → 1 2 3 … → (1)(2)(3) … → (1)(2)(3) … の順に区分し、見出しを付けてください。

(2) 注釈

注釈を付す箇所に上付きで1) 2) … の注釈番号を挿入し、注釈文などは本文末尾に一括して記載してください。

注釈番号は論文末までの通し番号としてください。

(3) 参考文献

• 論文の末尾に参考文献を列举してください。表記の方法は下記を参考にしてください。

天川 晃 (1986) 「改革の構想—道州制の文脈」大森 彌・佐藤誠三郎『日本の地方政府』東京大学出版会。

毛利健三 (1990) 『イギリス福祉国家の研究』東京大学出版会。

本澤巳代子 (1991) 「ドイツの家族機能と家族政策」『季刊社会保障研究』Vol.27, No.2.

Ashford, Douglas E. (1986) *The Emergence of the Welfare State*, Basil Blackwell.

Heidenheimer, A. (1981) "Education and Social Entitlements in Europe and America", in P.Flora and H.Heidenheimer eds., *The Development of Welfare state*, Transaction Books.

Majone, G. (1991) "Cross-National Sources of Regulatory Policy Making in Europe and the United States", *Journal of Public Policy*, Vol.11, Part 1.

• インターネットのサイトを引用する場合は、そのページのタイトル、URL、および最終確認日を明記してください。

(例) United Nations Development Programme (2010) Human Development Report 2010,

<http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2010/> (2010年10月5日最終確認)

3. 引用方法

本文または注釈において、ほかの文献の記述を引用する、または、参照する場合は、その出典を以下のように引用文の末尾に亀甲括弧で明記してください。この場合、当該引用文献を論文末尾に参考文献として必ず挙げてください。

(例) … [西尾 (1990), p.45] … [Derthick (1991), p.91]

… [平岡 (1990), pp.57-59] … [McCurdy (1991), pp.310-311]

ただし、本文中における、ほかの文献の引用または参照について、その出典を注釈で示す場合は、亀甲括弧は必要ありません。

(例) 1) 西尾 (1990), p.45

また、注釈などで、参考文献として列挙しない文献を挙げる場合は、上記の参考文献の表記に準じてその著者名、著書・論文名、頁などを記載してください。

(例) 1) 西尾勝 (1990) 『行政学の基礎概念』東京大学出版会, p.45。

4. 表記

(1) 年号

原則として西暦を用いてください。元号が必要な場合は西暦の後に括弧書きで挿入してください。ただし、元号を用いることが慣例となっている場合はその限りではありません。

(2) 敬称

敬称は略してください。

(例) 宮澤健一教授は→宮澤は 貝塚氏は→貝塚は

5. 図表

図表にはそれぞれ通し番号および表題を付け（例参照）、出所がある場合は必ず明記してください。図表を別ファイルで作成した場合などは、論文中に各図表の挿入箇所を指定してください。

(例) <表1>受給者数の変化 <図1>社会保障支出の変化

6. 原稿の提出方法など

(1) 原稿の提出方法

投稿論文を除き、本誌掲載用の原稿は原則としてデータファイルを電子メールに添付する方法で提出してください。ファイル容量などの理由により、電子メールに添付する方法での提出が困難な場合は、CD-Rなどの媒体に記録の上、郵送で提出してください。また、当方で受信したファイルの読み込みができない、あるいは、特殊文字の認識ができないなどの場合には、紙媒体による原稿の提出をお願いすることができますので、その際にはご協力ください。

原稿のデータファイルが存在しない場合は、紙媒体の原稿を郵送にて提出してください。

(2) 図表について

図表を別ファイルで作成している場合は、当該図表ファイルも提出してください。提出方法は、原稿の提出方法と同様です。データファイルが無い場合は、図表を記載した紙媒体の資料を郵送してください。

(3) 投稿論文の提出方法

投稿論文については、『季刊社会保障研究投稿規程』に従い、紙媒体に印字したものを郵送により提出してください。審査を経て採用が決定した場合には、前2項に従って当該論文のデータファイルを提出していただくことになります。

海外社会保障研究 No.173

目 次

特集：諸外国の就学前教育・保育サービス

－子どもの「育ち」を保障する社会のしくみ－

特集の趣旨	高橋重郷
日本の就学前教育・保育の状況と政策の方向	
－諸外国と比較しつつ日本の今後を考える－	小宮山潔子
※論文：日本およびニュージーランドにおけるプレイセンターの ソーシャルキャピタル効果に関する事例研究	
－参加する親たちの精神性や行動特性を手がかりにして－	佐藤純子
※論文：スウェーデンの児童ケアサービス拡充期における 財源調達に関する一考察－1975年政府案の背景と思想－	秋朝礼恵
※研究ノート：スウェーデンの“EDUCARE”モデルの 形成過程と政策視座	訓覇法子
※研究ノート：韓国における保育費用と母親の就業	曹成虎
※研究ノート：就学前児童の健康状態が教育に与える影響について －諸外国のデータを用いた実証研究のサーベイ－	
中室牧子・星野絵里	
(※公募)	

動向

社会保障費の国際比較統計－SOCX2010ed.の解説と国際基準の動向－	
.....	国立社会保障・人口問題研究所 企画部

書評

新川敏光・篠田徹編著 『労働と福祉国家の可能性－労働運動再生の国際比較－』	後藤玲子
メリー・デイリー/キャサリン・レイク著、杉本貴代栄監訳 『ジェンダーと福祉国家－欧米におけるケア・労働・福祉』	滋野由紀子

季刊社会保障研究 投稿規程

1. 本誌は社会保障に関する基礎的かつ総合的な研究成果の発表を目的とします。
2. 本誌は定期刊行物であり、1年に4回(3月、6月、9月、12月)発行します。
3. 原稿の形式は社会保障に関する論文、研究ノート、判例研究・評釈、書評などとし、投稿者の学問分野は問いません。どなたでも投稿できます。ただし、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。
4. 投稿者は、審査用原稿1部とコピー1部、要旨2部、計4部を送付して下さい。
5. 採否については、編集委員会のレフェリー制により、指名されたレフェリーの意見に基づいて決定します。採用するものについては、レフェリーのコメントに基づき、投稿者に一部修正を求めることがあります。
なお、原稿は採否に関わらず返却しません。
6. 原稿執筆の様式は所定の執筆要項に従って下さい。
7. 掲載された論文等は、他の雑誌もしくは書籍または電子媒体等に収録する場合には、国立社会保障・人口問題研究所の許諾を受けることを必要とします。なお、掲載号の刊行後に、国立社会保障・人口問題研究所ホームページで論文等の全文を公開します。
8. 原稿の送り先、連絡先——〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3
日比谷国際ビル6F
国立社会保障・人口問題研究所総務課業務係
電話 03-3595-2984 FAX 03-3591-4816

編集後記

近年、さまざまな政策分野において政策評価が重視されてきていますが、医療・介護政策に關してもその例外ではありません。本号では、医療・介護政策に関して実証的に検証した論文によって、特集を構成させて頂きました。いずれの論文も、今後の医療・介護制度について検討する上で、貴重な貢献であると考えております。同時に、政策評価の基盤となるデータ整備の面で依然多くの課題を抱えていることも事実であります。今後、データ整備面での諸課題が解消され、「科学的エビデンスに基づいた政策立案」が根付いていくことを期待します。

(J.K.)

編集委員長

西村周三（国立社会保障・人口問題研究所所長）

編集委員

岩田正美（日本女子大学教授）

岩本康志（東京大学教授）

遠藤久夫（学習院大学教授）

小塙隆士（一橋大学経済研究所教授）

菊池馨実（早稲田大学教授）

新川敏光（京都大学教授）

永瀬伸子（お茶の水女子大学教授）

高橋重郷（国立社会保障・人口問題研究所・副所長）

松本勝明（同研究所・政策研究調整官）

東修司（同研究所・企画部長）

勝又幸子（同研究所・情報調査分析部長）

金子能宏（同研究所・社会保障基礎理論研究部長）

阿部彩（同研究所・社会保障応用分析研究部長）

編集幹事

川越雅弘（同研究所・企画部第1室長）

野口晴子（同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長）

西村幸満（同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長）

佐藤格（同研究所・社会保障基礎理論研究部研究員）

菊池潤（同研究所・社会保障応用分析研究部研究員）

黒田有志弥（同研究所・社会保障応用分析研究部研究員）

季刊

社会保障研究 Vol. 46, No. 3, Winter 2010 (通巻190号)

平成22年12月25日発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 (03) 3595-2984

<http://www.ipss.go.jp>**印刷**

大和綜合印刷株式会社

〒102-0072 東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号

電話 (03) 3263-5156 FAX (03) 3263-0470