

季刊 社会保障研究

Vol. 49

Winter 2013

No.3

研究の窓

震災後の社会保障……………宮田 智 254

特集：震災後の社会保障

東日本大震災に伴う人口移動傾向の変化

—岩手・宮城・福島の県別，市区町村別分析—……………小池 司 朗 256

震災における被災者生活再建支援のあり方—制度の変遷と課題—

……………田近 栄 治，宮崎 毅 270

東日本大震災の就業，健康への影響とその後の変化

……………樋口美雄，小林 徹，何 芳，佐藤一磨 283

脆弱性をもつ世帯への災害の複合的影響：

住宅・就労・ケア・移動にかかわる問題に焦点をあてて

……………田宮遊子，土屋 葉，井口高志，岩永理恵 299

投稿（論文）

介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響

……………湯田道生，鈴木 亘，両角良子，岩本康志 310

家族・就労の変化と所得格差

—本人年齢別所得格差の寄与度分解—……………四方 理 人 326

判例研究

社会保障法判例……………江口 隆 裕 339

—居宅生活支援費の支払に係る損害賠償請求住民訴訟事件—

書評

松田晋哉・伏見清秀編

『診療情報による医療評価—DPCデータから見る医療の質』

……………石川 ベンジャミン光一 350

季刊
社会保障研究

Vol.49 Winter 2013 No.3

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

震災後の社会保障

2011年3月の東日本大震災による死者・行方不明者は19千人、建物の全半壊は399千戸、直接的な被害額は16～25兆円に達し、1995年1月の阪神・淡路大震災の死者・行方不明者6千人、全半壊249千戸、被害額10兆円と比べても極めて甚大な被害を広い地域に与えた。本特集は東日本大震災が被災者の生活や健康、さらには地域そのものに与えた影響を把握し、それに社会保障制度がいかに対応すべきかを論じようと企画された。

言うまでもなく大震災が被災地のみならず日本全国に（あるいは深刻な原発事故が世界に）与えた衝撃の全体を包括的に捉えるにはもっと学際的大規模研究が必要であるし、これを社会保障に焦点を絞った場合でもいくつかの困難があると感じる。まず客観的な分析に欠かせない官庁統計調査の多くが被災地では実施されず、基礎的なデータが欠落してしまう。次に社会保障制度は基本的には平時のシステムであり、災害時には別のシステムが発動する。法制度的には災害救助法、被災者生活再建支援法等、人的資源としては警察・消防や自衛隊、自治体の災害復旧本部等々であるが、これらは社会保障の根拠たる憲法第25条の定めるところを緊急時において担っているし、何より被災者たちにとって緊急時と平時は連続的かつ重複的であって、社会保障関連諸科学が通常扱う領域であるか否かは関係ないはずである。さらに、福島第一原発事故によって、生まれ育ち、生活基盤でもあった地域を奪われた人々は二重に被害を受け続けていると言えるが、アプローチのしにくさから十分な考察の対象となっていないように思える。

各論文について簡単にコメントをしておこう。小池による「東日本大震災に伴う人口移動傾向の変化」は住民基本台帳に基づく人口を用いて、被災地における人口移動、特に地域による様相の違いを浮き彫りにしたものであり、県別、市町村別に転出入人口の差異を見ることによって、復興の様相の落差に気づかされる。また、男女別、年齢階層別などの人口移動も地域の今後を考える際に極めて重要なものであり、阪神・淡路大震災などでも既に明らかになっているように震災の影響は長期的かつ複合的なものであることから、息の長い研究を期待したい。

田近らによる「震災における被災者生活再建支援のあり方」は被災者生活支援制度が阪神・淡路大震災の教訓からどのように成立したか、その経緯と内容を丁寧に紹介したものである。その中では個人財産である住宅再建に公費支出を認めるか否かといった多くの論点を含む問題を提出するとともに、東日本大震災の被害を踏まえて、この制度の改善策が示されている。その現実可能性は種々議論のあるところだろうが、田近らが言うように単なる自治体の互助だけでは到底大震災の被害に応えることもできないし、また南海トラフ巨大地震や首都直下地震にどのように備えるのか、避難所、仮設住宅、住宅再建支援という従来のメニューでよいのかは早急な検討が必要であろう。

樋口らによる「東日本大震災の就業、健康への影響とその後の変化」は「慶応義塾家計パネル調査(KHPS)」及び「日本家計パネル調査(JHPS)」と、これらの対象者向けに行った2回の「東日本大震災特別調査」による分析で、同一個人の前後の就業状態、健康状態などの変化を見ることができ極めて価値の高いものとする。例えば正規就業者については労働力の活用が抑制されていた反面、非正規労働者については震災直後では継続就業率に減少が見られる一方で、労働時間は増加していたといった分析は示唆に富むもので

あろう。ただ災害救助法の適用地域か否かに限って比較分析しているので、震災がどのような影響を住民に及ぼしたか、被災地域ごとの違い、特に原発事故の影響はどうだったかといった生活実態に肉迫するために貴重なデータを生かした研究がさらに望まれる。

田宮らの「脆弱性をもつ世帯への災害の複合的影響」は、5世帯7名へのインタビューをコアにしたもので、一般化して政策的な議論を行うには十分ではないかもしれないが、全盲を含む視覚障害者、統合失調症患者、高齢者といった災害に対して脆弱性をもつ人々に視点を当てて、家族の問題を含めて1年間にわたりインタビューを行った努力は高く評価できるだろう。これらの人々が住宅再建、雇用、移動などにおいて困難を抱えているだけでなく、その脆弱性の質や家族との関係、経済環境の変化と複雑に絡み合っていることがヴィヴィッドに描き出されている。

震災前の地域と住民がどのような将来像を描き、日々を送っていたのか、そしてそれが震災によっていかに破壊され、そこからどのようにして復興・生活再建しようとしているのか、あるいはできないでいるのか。それは我々が阪神・淡路大震災から何を教訓として汲み取り、16年の間、どう備えてきたか、あるいはして来なかったか、それはなぜかという問いと直結するのではないか。この特集に寄せられたマクロ的、ミクロ的な研究をより包括的な視点から統合し、常に震災の危機と隣り合わせの我が国において強靱な社会保障を構築していくことに結びつくよう期待したい。

宮 田 智

(みやた・さとる 国立社会保障・人口問題研究所政策研究調整官)

東日本大震災に伴う人口移動傾向の変化 ——岩手・宮城・福島の県別，市区町村別分析——

小池 司 朗

I はじめに

2011年3月11日に発生した東日本大震災は広範な地域に甚大な被害をもたらし、震災に伴う死者・行方不明者は、岩手・宮城・福島の3県を中心に18,537人にのぼっている¹⁾。さらに、震災によって引き起こされた津波や福島第一原子力発電所の事故は、被害の大きかった地域を中心とする社会経済に多大な影響を及ぼした。とくに震災発生後に生じた人口移動傾向の変化は、各地域の生産活動や雇用問題にも直結しており(峯岸 2012)、その動向と要因について分析することは重要な課題である。

東北地方の太平洋沿岸部では、津波によって多数の住宅が全半壊の被害を受けたことから、震災前に浸水地域に居住していた人々は、他地域で生活するために移動せざるを得ない状況となった。また、福島第一原子力発電所の事故に伴う放射性物質の拡散によって、発電所に近い地域においては帰宅困難区域や居住制限区域などの避難指示区域が設定され、これらに該当する地域に居住していた人々も他地域での避難生活を余儀なくされている(筒井 2013)。その一方で仙台市などでは、震災前から市に通勤していた人々が市内に転入するなどして、震災後人口が増加していることが報告されている(山田 2012)。このように、震災が人口移動に及ぼした影響はきわめて広範囲にわたったが、なかでも上記3県内の被害の大きかった地域の人口移動傾向は震災前から著しく変化した。今日、震災発生後約2年半が経過し、各地域

におけるその後の人口移動傾向を分析することは、近い将来の人口移動パターンや人口分布を見通すだけでなく、復興計画の実現可能性を検討するうえでも必要不可欠である。

以下では、震災前後の岩手・宮城・福島の3県の県別、市区町村別の人口移動傾向について、総務省統計局の「住民基本台帳人口移動報告」や総務省自治行政局の「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」(以下、「住民基本台帳に基づく人口」)等を利用した分析を行う。震災後の人口移動状況が把握可能な資料は現時点で限定的であり、これらのデータも人口移動の全容を明らかにしうるものではないが、全国の地域を対象とした統計であるため広域な地域間の比較が可能という利点がある。また「住民基本台帳に基づく人口」では市区町村別に男女5歳階級別人口が得られ、近年「住民基本台帳人口移動報告」では年齢別の移動集計結果が表象されるようになったことから、男女年齢別の移動傾向に関して一定の把握が可能であり、移動の全体像を捉えるには十分であると考えられる。

II 震災と人口移動に関連する研究動向

本論に入る前に、本章では震災と人口移動との関連に着目した既往研究について述べる。東日本大震災が人口移動に及ぼした影響は大きく、個別に行われた調査から得られたデータを利用した分析も散見されるが、以下では公的統計を利用した研究を取り上げることとする。

震災後1年間における人口移動と雇用の動向に

関する分析を行ったものとして、峯岸（2012）が挙げられる。峯岸（2012）は、「住民基本台帳人口移動報告」を利用した分析の結果、震災直後は3県において大幅な転出超過となったが、2011年7月以降は福島県においてのみ転出超過が継続し、岩手県・宮城県においては回復傾向がみられること、震災後の雇用環境は交通の要衝や産業集積地では良好である一方で、津波の被害が大きかった沿岸部を中心としてその他の地域では改善傾向が弱いことを指摘している。また阿部隆（2012）においては、同様に「住民基本台帳人口移動報告」を利用して震災前後の3県の人口移動傾向を分析しているが、年齢別の傾向の違いについても考察を行っている。その結果、震災後1年が経過した以降の段階で、14歳以下と25～49歳において宮城県では転入超過、福島県では転出超過となっており、総人口ベースでは福島県から宮城県への移動が卓越していることから、両県の間で転職等による移動が多く発生した可能性を指摘している。和田（2012）は、震災前後における福島県の人口動態データから、同県の人口減少の主因が震災前の自然減から震災後は社会減にシフトしており、県外への人口流出が家計消費支出や県内総生産額の減少に大きく影響しているとしている。周（2012）は、過去の国内外における災害からの復興状況が、被災した地域が災害前に成長していたか、あるいは停滞していたかによって大きく異なるとしている。そのうえで、震災前から停滞基調で震災後の人口流出が著しい福島県では、他の2県と比較して復興に要する時間が長引く可能性を指摘し、その妥当性を震災後約1年間の各県の景気動向指数や総人口の推移等から検証している。さらに中川（2013）は、震災前後の人口移動傾向について「住民基本台帳人口移動報告」を用いた分析を行い、震災後は仙台市への集中傾向が強まったと指摘している。これを踏まえ、復興政策のなかに人口移動を明示的に組み込み、結果的に無駄の多い完全な復旧ではなく効率的な復興を目指すべきであると述べている。

上記の文献において入手可能なデータは、震災後約1年間のものに限定されているが、いずれも

原発事故の影響が大きい福島県の転出超過が震災直後から著しく、その後も継続している一方で、岩手県と宮城県では回復が早いことが指摘されている。しかし各県の県内においても、被害が非常に大きかった地域と比較的軽微であった地域、直接的な被害を受けなかった地域が混在しており、これらの地域によって人口移動傾向が大きく異なると考えられる。図1は、各県の公表資料をもとに、総人口に占める震災による死亡数（関連死を除く）および行方不明数の割合（千分比：‰）を示したものであるが、震災の直接的な被害は沿岸部の自治体に集中しており、同一県内でも被害状況に大きな差があることが知られる。また自治体単位でみて同程度の被害であったとしても、地域の主産業や地形などの地理的条件によって様々な復興計画の方向性が考えられ（寺崎 2012, 三船 2012）、それに伴って転出超過の回復傾向に差が生じることも想定される。

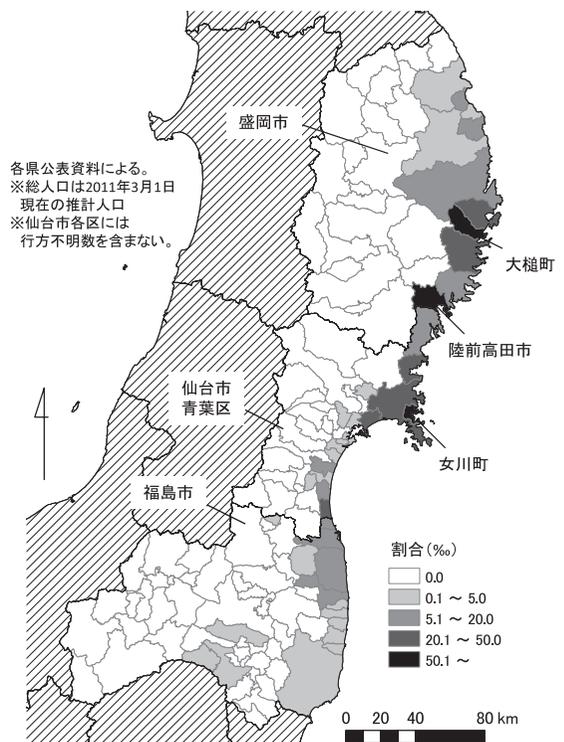


図1 3県の市区町村別、東日本大震災による死亡数・行方不明数の総人口に占める割合

津波による被害が大きかった自治体においては、一部地域を除いて震災前から人口減少・少子高齢化が急速に進行している。図2は、国勢調査による2005→2010年の人口増減率を示したものであるが、図1と重ね合わせると、全体として震災前の段階から人口減少率が高い地域で被害の大きかったことが知られる。こうしたなかで地域の復興計画を実現するためには、当該地域の人口移動の状況がきわめて重要な要素となるが（中川2013）、これまでの公的統計を用いた研究において、震災後の3県の人口移動傾向を市区町村別に分析したものは管見の限り存在しない。また、年齢別にみた人口移動の分析は、現在のところ上記の阿部隆（2012）が挙げられるのみであり、これに関しても市区町村別に行われたものは存在しない。原発事故に伴い、福島県では母子や若年層での人口流出の割合が高い可能性が指摘されているが（和田2012）、岩手県や宮城県の市区町村を含めて統計データから把握することは可能である

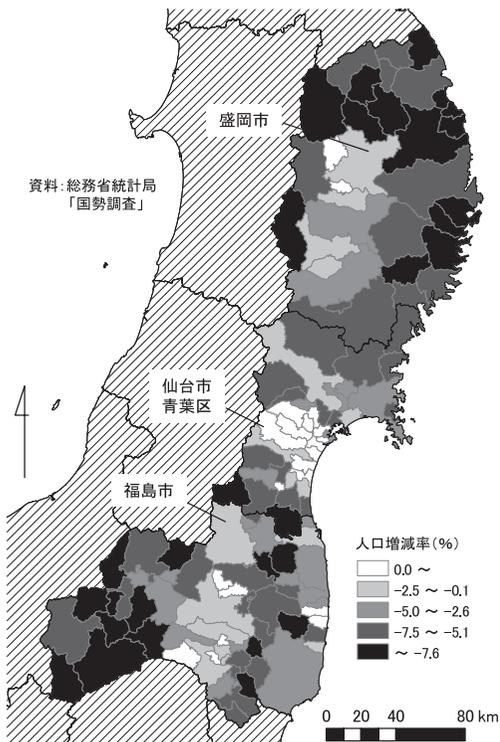


図2 3県の市区町村別、人口増減率（2005→2010年）

か、また福島県内の市町村別にはどのような傾向が観察されるか、などについては検証された例がみられない。しかし、市区町村別・男女年齢別に人口移動傾向を分析することは、復興計画なかでもとくに地域の雇用対策を立案するうえで不可欠である。

以下では、「住民基本台帳人口移動報告」による3県別の直近の人口移動傾向の分析に続き、「住民基本台帳に基づく人口」を利用し、震災前後における市区町村別の移動傾向の変化について男女年齢別に把握することを試みる。

Ⅲ 県別にみた人口移動の傾向

本章では、「住民基本台帳人口移動報告」から、震災前後における県別の人口移動状況を概観する。「住民基本台帳人口移動報告」は住民票に基づく移動のデータであるため、移動全体について把握できるものではない。さらに阿部隆（2012）等においても指摘されているとおり、震災後に制定された「原発避難者特例法」によって、原発事故による避難者は、住民票の異動がなくとも避難先で行政サービスの提供が受けられるようになっている。このため、とくに震災後は実際の移動状況との乖離の可能性が大きいことにも注意を払う必要がある。しかし、2010年の国勢調査以降今日に至るまで、現住人口に関する包括的な調査が実施されておらず、現時点で地域を網羅する人口移動データとしては、「住民基本台帳人口移動報告」が唯一のものである。また先述のように、「住民基本台帳人口移動報告」においては2010年より年齢別の集計結果も公表されるようになっており、とくに都道府県単位では男女各歳別の転入数・転出数も表象されるなど、集計項目も充実していることから、以下ではこの統計をもとに直近の人口移動傾向を観察することとする。

1 転入超過数および転出者・転入者の地域分布の変化

図3は、2008年1月から2013年6月までの3県の月別転入超過数を示したものである。年間を通して

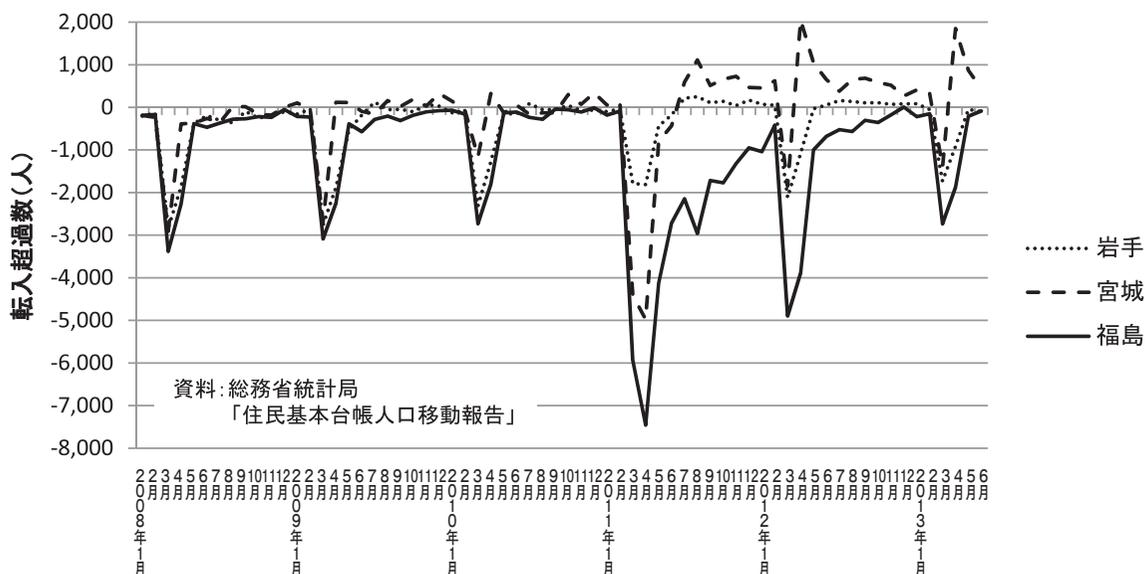


図3 3県の月別転入超過数（2008年1月～2013年6月）

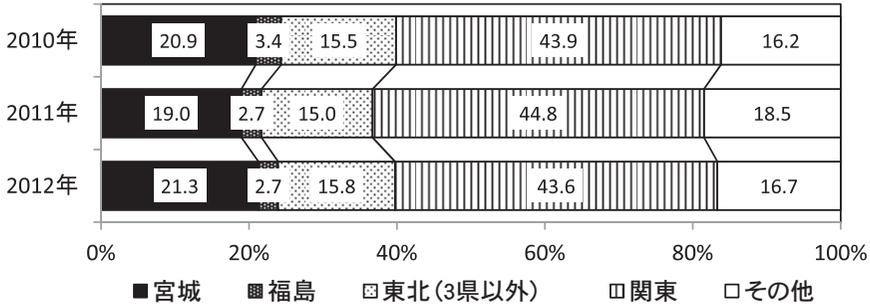
みると、2008年から2010年にかけては3県ともに転出超過となっているが、その絶対数はやや縮小気味で推移している。しかし、震災の発生した2011年3月以降をみると、その傾向は大きく変化している。震災直後においては、とくに福島県で転出超過が大幅に拡大し、宮城県でも3～6月にかけては転出超過が拡大している。一方、岩手県では目立った変化がみられない。その後をみると、宮城県では一転して転入超過の月が目立つようになり、2012年では年間でも6,069人の転入超過となった。宮城県において年間で転入超過となるのは1999年以来13年ぶりであり、転入超過数の規模としては1995年以来となる。岩手県においてはその後も大きな変化はないが、年間の転出超過数は引き続き縮小しており、県全体でみれば震災前からの傾向が概ね継続している。福島県においては大幅な転出超過が継続しているものの、その規模は2012年、2013年にかけて縮小しており、2013年の1～6月においては震災前の2010年とほぼ同水準の転出超過数となっている。このように、震災前は同じ傾向がみられた3県であるが、震災後はそれぞれ全く異なる傾向が観察される。

また2010～2012年の各年間における3県からの

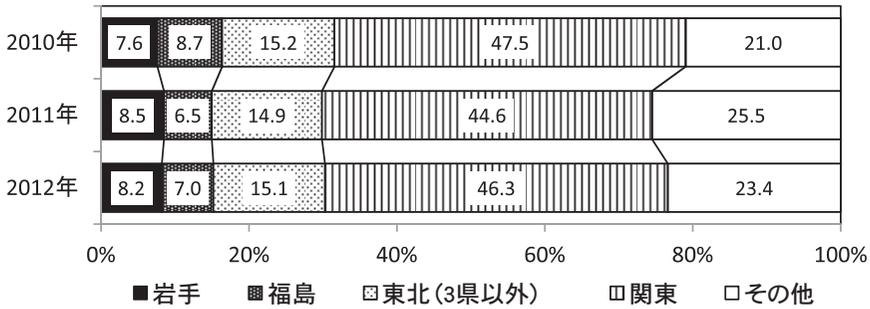
転出者の地域分布をみると（図4）、2010年から2011年にかけては3県ともに「その他」（東北・関東以外の地域）への転出割合が上昇しており、震災後は比較的遠距離の移動が増加したことが察せられる。3県のなかでは福島県で最も割合の上昇幅が大きく、原発事故を受けて遠距離移動を余儀なくされたケースが多かったものと考えられる。しかし、2012年におけるその他地域への転出割合は、3県とも2011年と比較して低下に転じている。また2010年から2011年にかけて、宮城県と福島県においては関東地方への転出割合が低下したが、2012年には回復傾向となるなど、3県の2012年における転出者の地域分布は、概ね震災前の状況に回帰しつつあるように見て取れる。

続いて、3県への転入者の地域分布を示したのが図5である。2010年から2011年にかけて、岩手県では宮城県・福島県からの転入者割合が上昇し、とくに宮城県からの転入者割合の上昇が大きい。また宮城県では、福島県からの転入者割合が大幅に上昇している。こうした変化は、震災による避難者の移動を少なからず反映しているものとみられる。同期間において、福島県では転入者の地域分布に大きな変化がないが、これは震災によって

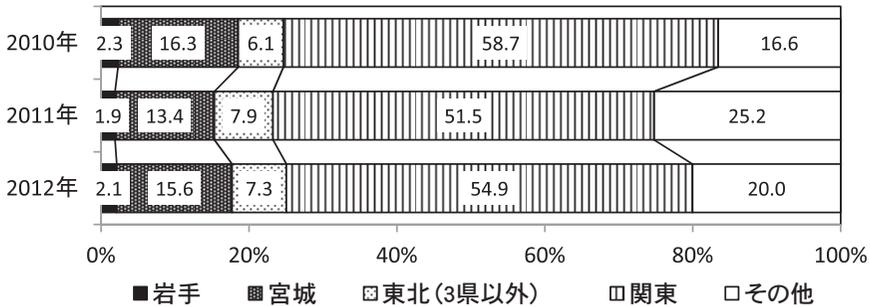
○岩手



○宮城



○福島

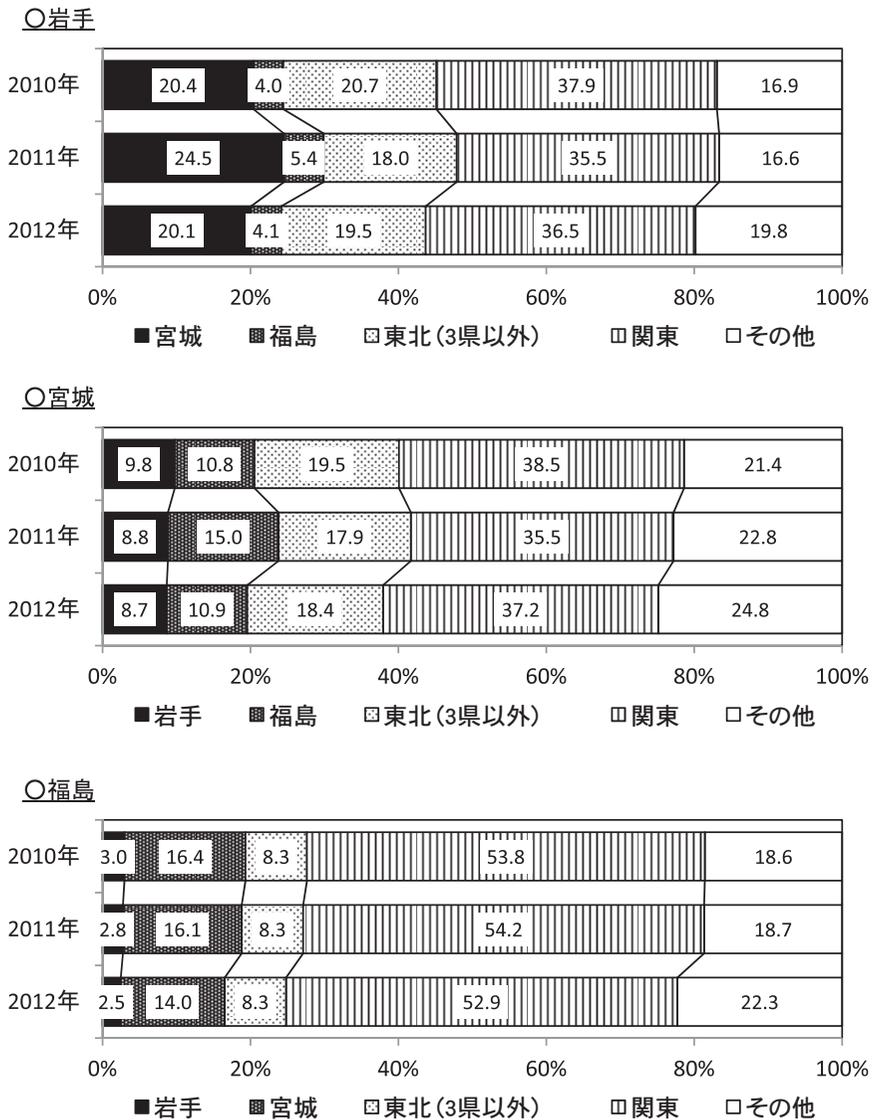


資料：総務省統計局
「住民基本台帳人口移動報告」

図4 3県からの転出者の地域分布（2010年・2011年・2012年）

宮城県や岩手県から福島県に避難するケースが少なかったことが影響していると考えられる。一方、2011年から2012年にかけては、3県ともその他地域からの転入者割合が大幅に上昇している。この一因として、2011年にその他地域へ転出した人々の一部が2012年に県内へ帰還したことが考えられ

るが、同時に、震災前はその他地域に住んでいた人々が震災復興事業等に伴って転入していることによる影響もあると思われる。また岩手県・宮城県においては、2012年の福島県からの転入者割合が2010年とほぼ同じ割合に戻るなど、東北・関東地方からの転入者割合は震災以前の状況に回帰し



資料：総務省統計局
「住民基本台帳人口移動報告」

図5 3県への転入者の地域分布（2010年・2011年・2012年）

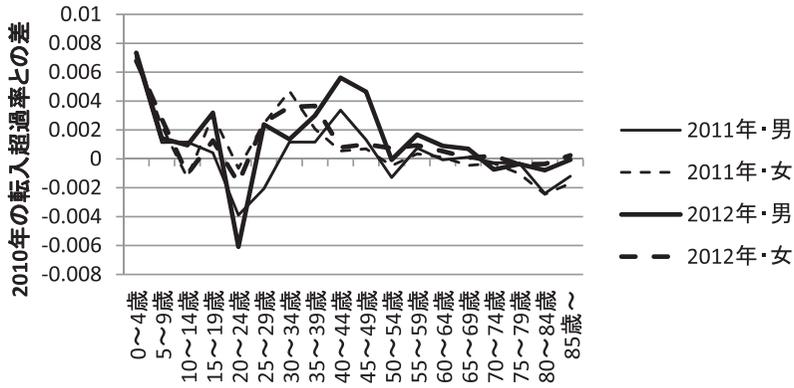
つつある一方で、福島県においては2011年から2012年にかけてはじめて転入者の地域分布に大きな変化が生じている点は注目に値する。

2 男女年齢別の移動傾向

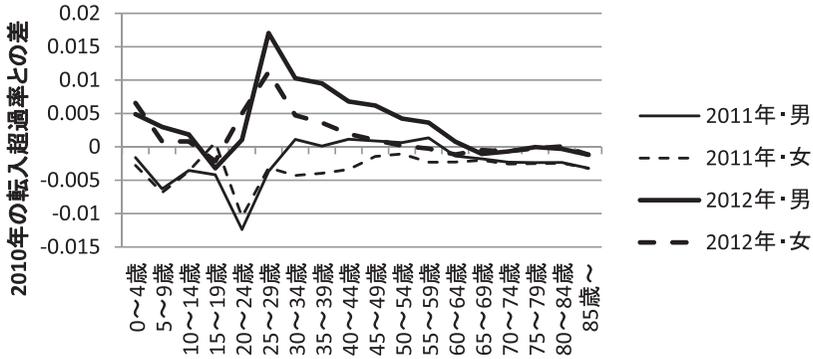
次に、男女年齢別の移動状況についてみる。図

6は、3県について、2010年における男女5歳階級別転入超過率を基準として、2011年および2012年の男女5歳階級別転入超過率との差を求めたものである。岩手県では、男女年齢別にみても震災前と震災後で大きな変化はみられない。ただし、男女とも震災前と比較して20歳代後半～40歳代後

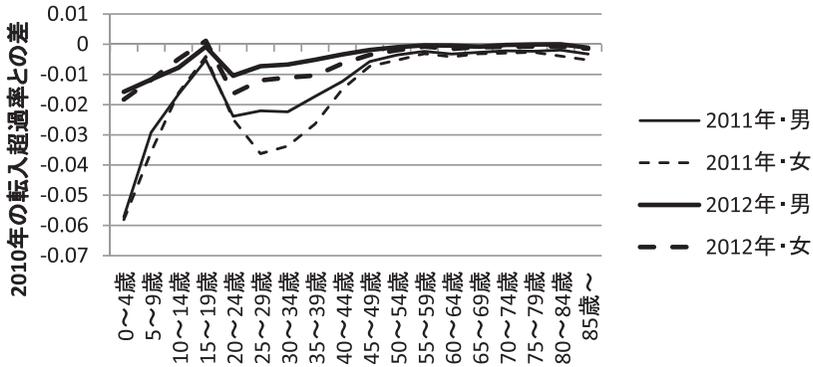
○ 岩手



○ 宮城



○ 福島



資料：総務省統計局
 「住民基本台帳人口移動報告」

図6 3県の男女年齢別転入超過率の2010年との差（2011年・2012年）

半と0～9歳の子どもにおいて転入超過率が上昇しており、子どもを持った若年層夫婦が県外から避難してきていることによる影響が考えられる。宮城県では、2011年では若年層を中心として2010年よりも転入超過率が低下する傾向がみられたが、2012年には男女ともほぼすべての年齢において上昇に転じ、とくに男性の上昇が著しい。宮城県内では建物の被害が3県のなかでも最も大きかったが、これらの建て直しをはじめとする復興需要が、男性を中心とする転入超過傾向を支えている可能性がある。一方福島県では、震災後は震災前と比較してほぼすべての男女年齢において転入超過率が低下しているが、20歳代前半～40歳代前半と0～9歳の子どもにおける低下が大きく、前者については女性の低下が著しい。これは、福島県では震災後、母子や若年層における人口流出の割合が高い可能性があるという和田（2012）等の指摘を裏付けているとみられる。2012年には、男女各年齢とも転入超過率は回復に向かっているものの、上記の傾向は依然として残っている。このように、震災後の人口移動傾向の変化は若年層が中心となって発生していることが察せられるが、高校・大学への進学に相当する15～19歳においては、3県とも震災前後で転入超過率の大きな変化はみられない。震災が発生した2011年3月11日の時点では、既に2011年度からの進学の大半が内定しており、2012年度の進学においては震災後約1年が経過したことによる一定の落ち着きが現れているものと考えられる。

以上のように、県別にみた場合、とくに福島県と宮城県において震災前後で大きな人口移動傾向の変化が起きていることが明らかになった。震災後の2011年から2012年にかけては、全体的には震災前の状況に回帰する傾向があるものの、宮城県では震災前を大幅に上回る転入超過が観察されるなど、2012年以降新たな変化も確認された。しかし先述のように、3県の内部においては地域によって被害状況が異なるうえ、様々な人口規模や産業基盤、地理的条件を持った自治体が存在する。とくに震災の被害が大きかった地域の人口移動は、復興事業等にも直結する重要な要素であるが、県

別のデータでは十分に把握することができない。県単位でみて人口移動傾向に大きな変化がみられない岩手県においても、県内を自治体別にみれば多様な動きが発生していることが想定される。以下では、現段階で利用可能な統計データを利用し、震災前後における市区町村別男女年齢別の人口移動傾向の変化について観察することとする。

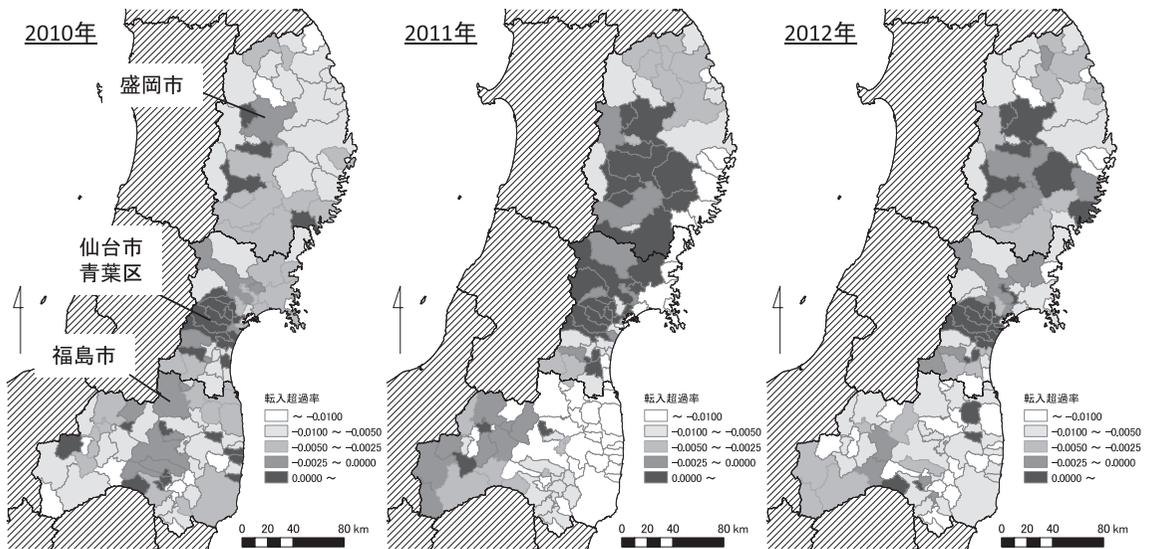
Ⅳ 市区町村別にみた人口移動の傾向

以下ではまず、「住民基本台帳人口移動報告」をもとに、震災前後における岩手・宮城・福島の3県の市区町村別の転入超過率の傾向を概観する。続いて「住民基本台帳に基づく人口」を用い、震災前後における男女年齢別移動傾向の違いの把握を試みる。

1 転入超過率の動き

「住民基本台帳人口移動報告」では、市区町村別の転入超過数が表象されており、これをもとに2010～2012年の市区町村別転入超過率を各年別に算出した（図7）²⁾。2010年において、岩手県ではほぼ全域的に転出超過であり、わずかに北上市・陸前高田市・滝沢村・紫波町の4市町村で転入超過となっている。宮城県では県のほぼ中央部に相当する仙台市とその近郊で転入超過となっているが、北部や南部ではおしなべて転出超過である。福島県では転入超過の市町村も散見されるものの、内陸部を中心として転出超過の市町村が目立っている。全体としては、各県の中心都市やその近郊で転入超過あるいは若干の転出超過となっている一方で、その他の地域では転出超過率が高い傾向があるが、その較差はさほど大きくない。

しかし2011年になると、震災による影響が各地に現れるようになる。岩手県・宮城県では、津波の被害が大きかった沿岸部の市区町村において軒並み大幅な転出超過となる反面、内陸部に位置する市町村の多くで転入超過となるなど、県内でも大きな較差が観察される。また福島県では沿岸部のみならず、原子力発電所に近い市町村において、大幅な転出超過となっているが、原子力発電所か



資料：総務省統計局
「住民基本台帳人口移動報告」

図7 3県の市区町村別，転入超過率（2010年・2011年・2012年）

ら距離がある会津地域では転出超過傾向の弱まりが認められる。2012年では、前年の2011年において一様に大幅な転出超過となっていた沿岸部の市区町村の人口移動傾向に差が生じている。具体的には、仙台市宮城野区・若林区のほか、岩手県大船渡市や宮城県多賀城市などでは転入超過に転じているのに対し、岩手県山田町・大槌町、宮城県山元町・南三陸町、福島県南相馬市などでは大幅な転出超過が継続している。内陸部の転入超過傾向はやや弱まっているが、仙台市近郊に加え、2010年以前は転出超過傾向であった岩手県盛岡市・遠野市でも引き続き転入超過となるなど、震災前とは異なる人口移動傾向が継続している。福島県では、会津地域の一部などを除いてほぼ全域的に転出超過傾向である。

以上のように、同一県内でも市区町村別に人口移動状況を観察すると、震災前後で大きな変化が生じている。なかでも最大の特徴は、沿岸部の転出超過拡大と内陸部の転入超過傾向であり、震災後は沿岸部から内陸部への人口移動が多く発生したことが推察される。「住民基本台帳人口移動報告」では、市区町村別の転入元・転出先を示すデー

タが表象されていないため、この点について必ずしも明らかにされ得ないが、岩手県と福島県においては県内の年間の市町村間移動がOD表の形で公表されており³⁾、いずれからも震災後は沿岸部から内陸部への県内移動が急激に増加したことが明らかとなる。県を単位としてみると震災前後で人口移動傾向に目立った変化がなかった岩手県であるが、県内を市町村別にみると、震災前の2009年10月～2010年9月から震災時を含む2010年10月～2011年9月にかけて、三陸沿岸の市町村から盛岡市や北上市などを中心とする県央・県南の市町村への移動数が約2倍に増加しており、福島県においても内陸部の会津を着地とする県内移動数の増加が認められた。

また宮城県石巻市の事例で報告されているように、津波の被害が大きかった地域では、同一自治体内の賃貸住宅や仮設住宅等に移住するケースも多く発生しており（阿部和夫 2012）、「住民基本台帳人口移動報告」には掲載されない移動も震災前と比較して大幅に増加したとみられる。

2 男女年齢別の移動傾向

続いて、男女年齢別の人口移動状況についての把握を試みる。「住民基本台帳人口移動報告」においては、市区町村別の転入数・転出数は男女別に表象されているが、年齢別には3区分別（0～14歳、15～64歳、65歳以上）の表象に限定されている。たとえば県単位でみた場合、上述のように、福島県では20歳代後半～40歳代前半の転入超過率が低下している一方で、15～19歳の転入超過率は大きく変化していないことなどが年齢別のデータから把握可能であるが、15～64歳の区分ではこうした点について明らかにすることができない。そこで、毎年3月31日現在の市区町村別・男女5歳階級別の人口が表象されている「住民基本台帳に基づく人口」を利用し、より詳細な年齢別移動傾向の推定を試みることにした⁴⁾。その手順は下記のとおりである。

まず、震災前の期間として2005～2010年の5年間を設定する（以下、基準期間とする）。次に、基準期間の期首と期末の人口から男女年齢別のコーホート変化率を算出する。すなわち、ある市区町村の「住民基本台帳に基づく人口」による t 年の性 s （男・女）、年齢 $x \sim x+4$ 歳人口を $P(t)_{s,x}$ とすると、2005→2010年の性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳→ $x+5 \sim x+9$ 歳のコーホート変化率 $CR(05)_{s,x}$ は、

$$CR(05)_{s,x} = \frac{P(10)_{s,x+5}}{P(05)_{s,x}}$$

として算出される。ただし、「住民基本台帳に基づく人口」では最高年齢階級が80歳以上となっているため、最高年齢階級のコーホート変化率は2005年の75歳以上人口と2010年の80歳以上人口との間で算出する。すなわち、

$$CR(05)_{s,75+} = \frac{P(10)_{s,80+}}{P(05)_{s,75} + P(05)_{s,80+}}$$

ここで、 $CR(05)_{s,75+}$ は2005→2010年の性 s 、75歳以上→80歳以上のコーホート変化率、 $P(05)_{s,80+}$ と $P(10)_{s,80+}$ は、それぞれ2005年と2010年の性 s の80歳以上人口である。

以上と同様の計算を、震災を含む期間である2008→2013年（以下、震災期間とする）の間でも行い⁵⁾、男女年齢別のコーホート変化率について、基準期間で算出された値との差を求める。すなわち、震災期間で算出された性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 歳→ $x+5 \sim x+9$ 歳のコーホート変化率を $CR(08)_{s,x}$ とすると、基準期間の同じ性年齢のコーホート変化率との差 $CRS(05,08)_{s,x}$ （以下、年齢別変化率差とする）は、

$$CRS(05,08)_{s,x} = CR(08)_{s,x} - CR(05)_{s,x}$$

と求められる。

年齢別のコーホート変化率は、当該年齢における生残率と転入超過率（純移動率）に分解できる（濱・山口1997）。したがって、基準期間と震災期間における男女年齢別生残率の差が無視できるとした場合、両期間の年齢別変化率差 $CRS(05,08)_{s,x}$ は、当該年齢階級における両期間の転入超過率の差を表していると解釈できる。仮に年齢別変化率差が0であれば、当該年齢階級における両期間の転入超過率は同一水準であるといえる。ただし、震災による被害が大きかった自治体では、死亡の影響により震災期間における生残率が低下しており、年齢別変化率差が転入超過率の差から乖離する点に留意する必要がある。

年齢別変化率差と併せて、総人口を対象とした変化率差（以下、総変化率差とする）を算出した。総変化率差 $CRS(05,08)$ の算出式は、下記のとおりである。

$$CRS(05,08) = \frac{\sum_{s,x} P(13)_{s,x+5}}{\sum_{s,x} P(08)_{s,x}} - \frac{\sum_{s,x} P(10)_{s,x+5}}{\sum_{s,x} P(05)_{s,x}}$$

すなわち総変化率差は、基準期間と震災期間における期首の総人口に対する期末の5歳以上人口の比の差となる。両期間における男女年齢別生残率の差が無視できるとした場合、総変化率差 $CRS(05,08)$ は、期間中に出生して期末に0～4歳となる人口を除く両期間の総人口の転入超過率の

差を表していると解釈できる。紙幅の都合上、以下では特定の自治体について算出した年齢別変化率差・総変化率差の結果を記す。

まず、3県の県庁所在地（盛岡市・仙台市・福島市）における年齢別変化率差の値を図8に示した。総変化率差は、盛岡市が+0.011、仙台市が+0.012、福島市が-0.018となっている。盛岡市は、男女ともほぼすべての年齢階級において変化率差がプラスとなっている。震災後は幅広い年齢層にわたって転入超過傾向となったことが察せられ、上述の沿岸部からの転入超過が強く影響していると考えられる。仙台市は、20歳代～30歳代の若年層における変化率差が大幅なプラス値となっており、とくに男性の上昇が大きい。一方で、0～4歳や5～9歳においては小幅な上昇にとどまっております。10～14歳・15～19歳においては若干ながらマイナス値となっている。仙台市においては震災後に有効求人倍率が上昇しているが、求人が多いのは建設や保安など災害の直接的な復旧に関わる業種に偏っていることが報告されている（山田2012）。上記のような男女年齢別の移動傾向はこうした復興需要と関連している可能性が高い。盛岡市や仙台市とは対照的に、福島市では男女ともに変化率差がマイナスとなる年齢階級が目立って

いるが、なかでも0～4歳の男女と20歳代～30歳代の女性における低下が大きい。ただし、高齢者の変化率差は小さくなっている。このように、福島県全体としてみられた震災後の人口移動傾向は、県庁所在地である福島市においても同様に観察される。

2010年国勢調査において総人口が10万人以上の福島市を除く福島県内の市（会津若松市・郡山市・いわき市）の年齢別変化率差は、図9のとおりである。福島県は、阿武隈高地と奥羽山脈によって、東から浜通り、中通り、会津の3地域に分類され、いわき市、福島市および郡山市、会津若松市はそれぞれの中心都市に相当する。総変化率差は、会津若松市が+0.002、郡山市が-0.027、いわき市が-0.020となっている。郡山市においては、福島市と同様に子どもと20歳代～30歳代女性のマイナスが大きいですが、福島市と比較すると20歳代～30歳代の男性の低下も大きくなっている。福島第一原子力発電所と距離的に近いいわき市においても、郡山市より若干変化は小さいが、同様の傾向が認められる。一方、会津若松市では若年層や子どもを中心として、変化率差がプラスとなる年齢階級が多くなっている。震災後、福島県内においては浜通り・中通りから会津への移動が増加した

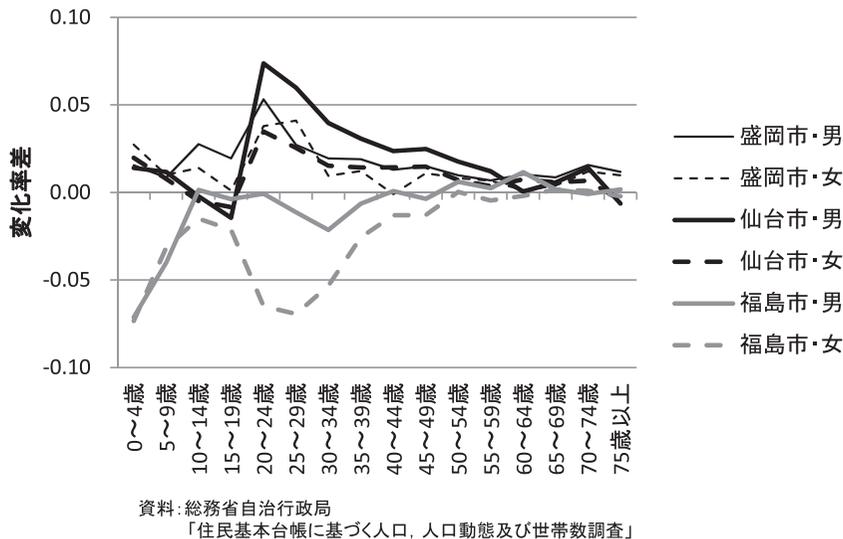


図8 基準期間と震災期間の年齢別変化率差（盛岡市・仙台市・福島市）

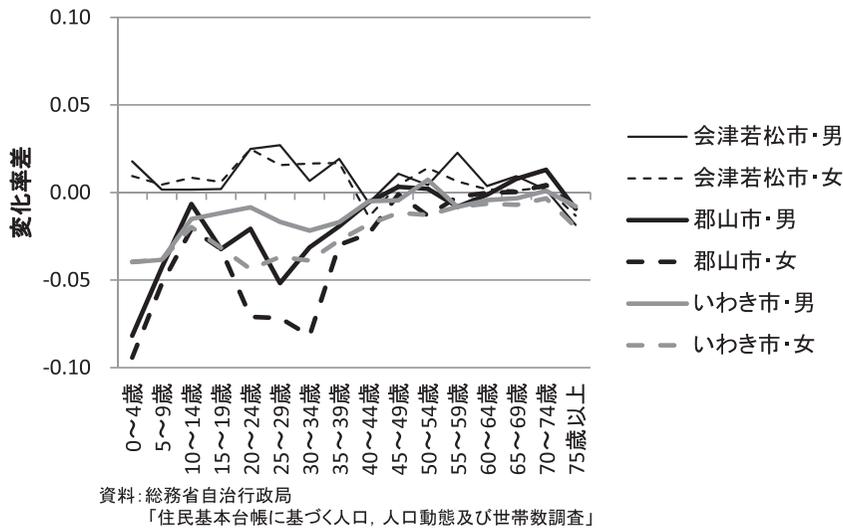


図9 基準期間と震災期間の年齢別変化率差（会津若松市・郡山市・いわき市）

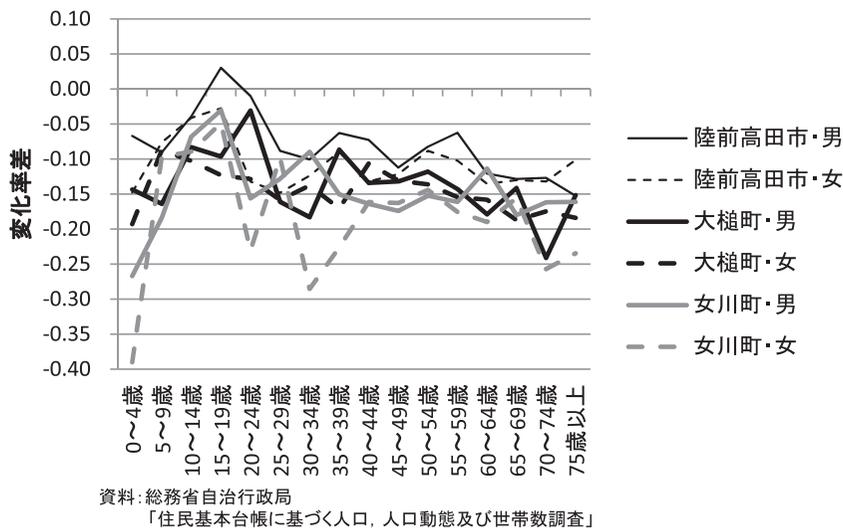


図10 基準期間と震災期間の年齢別変化率差（陸前高田市・大槌町・女川町）

が、とくに子どもを持つ若年夫婦の移動が増加したことを表していると考えられる。

また、自治体を単位とした場合に最も人的被害が大きかった岩手県陸前高田市・大槌町・宮城県女川町の変化率差を図10に示した。陸前高田市・大槌町・女川町では、震災による死亡者の総人口に占める割合がそれぞれ7.6%，8.1%，8.6%であり⁶⁾、未だに行方不明となっている人も多く残さ

れている。総変化率差は、陸前高田市が-0.105，大槌町が-0.152，宮城県女川町が-0.175であった。いずれも死亡者・行方不明者数を勘案しても低い値となっており、震災後のいっそうの人口流出傾向が窺える。年齢別変化率差をみても、各市町ともほぼすべての男女年齢階級において大幅なマイナス値となっているが、なかでも女川原子力発電所が立地する女川町の若年女性と子どもの変

化率差の低下が著しく、福島第一原子力発電所の事故が心理的な影響を及ぼし、転出超過傾向を促進させている可能性もある。

以上のように、年齢別の人口移動データが得られない場合でも、期間別のコーホート変化率の差を算出することによって、年齢別の移動傾向の変化について相当程度把握することが可能である。「住民基本台帳に基づく人口」は現住人口と異なり、とりわけ福島第一原子力発電所に近い地域では実情と大幅に乖離している可能性があるが、その他震災による死亡数が少なかった地域では、コーホート変化率差の算出は男女年齢別の移動傾向を推定するのに有効な手法であるといえよう。

V おわりに

本稿では、「住民基本台帳人口移動報告」、「住民基本台帳に基づく人口」等のデータを利用し、震災前後における岩手・宮城・福島の3県の県別および市区町村別の人口移動傾向の変化をみてきた。その結果の概要をまとめると、おおよそ下記の点を指摘することができる。

県別の人口移動については、震災直後に大きな変化がみられたが、その後は全体としては震災前の状況に回帰しつつある傾向が認められた。とくに福島県では、2011年に大幅な転出超過となったが、2012年・2013年にかけて転出超過数は縮小しており、2013年上半期の転出超過数は震災前の2010年とほぼ同じ水準となっている。一方で宮城県では、2012年に13年ぶりの転入超過となり、2013年上半期もその傾向が継続するなど、新たな動きも観察された。こうした人口移動の状況は、阿部隆（2012）による報告の段階から、さらに変化が生じていることを示している。また同一県内においても、市区町村別の人口移動傾向には大きな違いがみられた。各県とも、津波の被害が大きかった沿岸部では震災後に転出超過の傾向が強まった一方で、内陸部では転入超過となる自治体が多く観察され、岩手県の市町村間の移動データからは、震災後に沿岸部から内陸部への移動が急増したことが明らかとなった。しかしその後は、

復興の進捗状況等を反映して、沿岸部の自治体の間でも人口移動傾向に違いが生じている。また「住民基本台帳に基づく人口」から、コーホート変化率差によって震災後の男女年齢別人口移動傾向を推定した結果によれば、福島県における20歳代～40歳代の女性と子ども的大幅な転出超過傾向は、原子力発電所と距離的に近い浜通りと中通りにおいて顕著であるが、距離が離れた会津では逆に転入超過傾向となっており、浜通り・中通りから会津への親子での移動が少なからず発生したことが窺われた。反面、仙台市ではとくに20～30歳代の男性において大幅な転入超過が観察されたが、災害の直接的な復旧に関わる作業員の有効求人倍率が高いことから、主に復興需要が転入超過傾向を支えているものと推察された。

1995年に発生した阪神・淡路大震災の折には、大きな被害を受けた神戸市の人口は一時的に減少した後急速に回復しているが、今日までの仙台市の人口の動きはこれに近い状況にある。仙台市は東北地方の広域中心都市であり、宮城県のみならず岩手県や福島県を含めた復興事業の拠点として、少なくとも短期的には今後も転入超過が見込まれると考えられる。また、津波の被害を受けた沿岸の自治体では、一部で震災前の人口移動傾向に回帰する動きがみられており、今日なお大幅な転出超過が継続している自治体においても、復興事業の進捗とともに近い将来には転出超過は縮小し、長期的には震災前の人口移動傾向に回帰していくと考えられる。ただし、建築制限や費用の問題などから避難している人々が元の居住地に戻る見通しは立っておらず（菅野 2012）、震災前とは自治体内の人口分布が大きく変化する可能性がある。

一方福島県では、原子力発電所の事故という未曾有の事態を受け、今後の人口移動傾向は事故の収束如何によるところが大きく、不透明といわざるを得ない。とりわけ境域の大半が帰還困難区域等に指定されている自治体においては、住民基本台帳人口と現住人口との乖離が大きく、現状の把握もきわめて困難である。原発災害避難者のパネル調査からの分析を行い、3回目の調査結果をま

とめた今井（2012）は、避難者は避難先での生活に徐々に慣れつつある一方で、元の居住地に戻りたいという意向は薄れてきており、若年層ほどその傾向が強くみられると指摘している。こうした移動の意向と実際の人口移動との関連も、今後明らかにしていくべき課題である。

2015年の国勢調査においては、東日本大震災の前後の時点における人口移動状況の把握を目的とし、これまで簡易調査の年には存在しなかった「現在の居住地における居住期間」及び「5年前の住居の所在地」の設問が予定されている。本設問は、現住人口および地域間移動状況の正確な把握を可能にすると同時に、復興計画を着実に推進させていくための基礎資料としての活用が期待される。復興計画の実現可能性には、地域人口の動向が大きなカギを握っており、また復興の進捗状況によって、人口移動の流れは変化していくことが想定される。今後もその要因を含めた継続的な分析が必要不可欠である。

注

- 1) 2013年9月11日警察庁公表資料。
- 2) 分母となる人口は、2010年は平成22年国勢調査による総人口、2011年・2012年は各年10月1日現在の推計人口（総人口）である。なお2011年9月26日に、岩手県藤沢町が同県一関市に編入されているが、図7においてははすべての年で編入後の境域に基づいた転入超過率を表示している。
- 3) 岩手県人口移動報告年報および福島県現住人口調査年報。
- 4) 「住民基本台帳に基づく人口」では住民票上での人口が表象されているため、「住民基本台帳人口移動報告」と同様、実際の移動状況とは異なる点に注意が必要である。
- 5) 2013年3月31日現在の「住民基本台帳に基づく人口」においては、2012年7月9日から住民基本台帳法の適用対象となった外国人が含まれることと

なったが、本稿では期間中の整合性を保つため、日本人に関する集計結果を利用した。

- 6) 2011年3月1日現在の推計人口を分母とした値。

参考文献

- 阿部和夫（2012）「東日本大震災による近世村落の崩壊：石巻市雄勝地区の場合」、『宮城史学』31号、pp.71-83。
- 阿部隆（2012）「東日本大震災と人口変動」、『統計』63巻11号、pp.9-15。
- 今井照（2012）「原発災害避難者の実態調査（3次）」、『自治総研』402号、pp.24-56。
- 周燕飛（2012）「大震災で東北3県の人口と労働市場はどう変わるか：既存の災害研究からの知見」、『日本労働研究雑誌』54巻5号、pp.31-45。
- 菅野拓（2012）「東日本大震災避難世帯の被災1年後の状態と生活再建への障壁：仙台市の応急仮設住宅入居者へのアンケートから読み解く生活・居住・就労」、『貧困研究』9号、pp.86-108。
- 筒井のり子（2013）「東日本大震災における仮設住宅等入居被災者の生活支援のあり方：生活支援相談員に求められる役割と課題」、『龍谷大学社会学部紀要』42号、pp.54-67。
- 寺崎友芳（2012）「東日本大震災被災地における住宅供給の未来像」、『住宅』61巻5号、pp.43-46。
- 中川雅之（2013）「被災前後の人口動向からみた復興政策の検証」、『都市住宅学』81号、pp.71-76。
- 濱英彦・山口喜一編著（1997）『地域人口分析の基礎』古今書院。
- 峯岸直輝（2012）「東日本大震災から1年間の人口移動と雇用動向」、『信金中金月報』11巻7号、pp.4-12。
- 三船康道（2012）「三陸地域の復興計画：土地利用計画からの検証：東北地方太平洋沖地震の被災地を訪ねて（第5報）」、『まちづくり』35号、pp.96-101。
- 山田文雄（2012）「仙台市の復興の現状について」、『建築とまちづくり』412号、pp.6-10。
- 和田賢一（2012）「震災後の人口流出が福島県経済に及ぼす経済波及効果について」、『福島の進路』357号、pp.16-23。

（こいけ・しろう 国立社会保障・人口問題研究所
人口構造研究部第2室長）

震災における被災者生活再建支援のあり方 ——制度の変遷と課題——

田 近 栄 治
宮 崎 毅

I はじめに

阪神・淡路大震災の後、生活再建のための支援策として被災者生活再建支援法が1999年に成立した。阪神淡路大震災では、収入や資産の不足により事前の保険加入、住居等の耐震化や事後の生活再建を行えない人々が多数存在した上に、義捐金は1戸当たり数十万円が限界であったために、被災者に対する必要最小限の公助（セーフティネット）の必要性が指摘された¹⁾。この経験を踏まえ、市民立法や知事会の要望、国会における超党派の議論により、1999年に被災者生活再建支援制度が創設され、生活必需品に対して最高100万円まで支給されるようになった。

表1は、被災者生活再建支援法の発足の背景からその後の改変を示したものである。2004年4月1日の改正では、住宅の再建・補修や賃貸住宅への入居などを支援の対象とする居住安定支援制度が創設され、生活関連経費と合わせて支給限度額が100万円から300万円に引き上げられた。この改正では、住宅ローンの利子や住宅の解体撤去費に関連する支出も認めているが、改正以前には個人財産への公費の支出には問題があるとの見方もあった。しかし、2002年7月の中央防災会議報告「防災体制の強化に対する提言」は、「行政としては、住宅の所有・非所有に関わらず、真に支援が必要なものに対し、住宅の再建・補修、賃貸住宅への入居に係る負担軽減などを含めた総合的な居住確保を支援していくことが重要」であり、「国は、

現行の支援に加えて、安定した居住の確保のための支援策を講じるべきである」とし、住宅の所有・非所有に関わらず必要に応じて多様な支援施策を提示すべきであると述べている。この結果、住宅の再建に係る経費について上限200万の支出を認めた居住安定支援制度の創設に至った。

その後、支給要件の緩和などをめぐる様々な議論を踏まえて、2007年12月には改正被災者生活再建支援法が成立した。この改正によって、住宅の再建にかかる費用だけではなく住宅本体への支給が認められた。すなわち、これまで対象となる経費は生活必需品の購入、住居移転費(引越し代)、賃貸住宅の家賃、住宅の解体撤去費、住宅ローンの利子などであったが、用途の制限がなくなり、住宅本体への支給が認められた。

被災者生活再建支援法は、全国知事会の主導の下、災害時の都道府県の共済の仕組みとして発足した。その運用は、都道府県の積立金をもとにして、国は支援金の支給時にその半分を補助するというものであった。しかし、2011年3月の東日本大震災では、この国と地方の負担の仕組みを大きく変え、都道府県の負担を大幅に縮小して、国が80%、地方が20%とされた。東日本大震災の特例措置とされているが、これは被災時の生活支援のありかたを根本から問い直すこととなった。そのほか、液状化などを理由に住宅の損壊の基準の見直しなども行われた。その結果、2013年6月の時点で支援金の支給実績額は、ほぼ2730億円となっている。

わが国では、震災によって住宅が全半壊した場

表1 「被災者生活再建支援法」成立前の動向と成立後の改正

雲仙・普賢岳噴火災害（1991年）	・義捐金による個人住宅再建支援
阪神・淡路大震災（1995年）	・現物支給に加えて、現金支給の強い要望があり、復興基金から最高100万円（1世帯）の支給を行った。
被災者生活再建支援法の成立（1999年4月1日）	・年齢と所得要件を課したうえで、生活必需品に対して最高100万円まで支給。 ・都道府県の積立金（600億円）を原資にし、支給時には国が支払額の2分の1を補助することになった。
被災者生活再建支援法 2004年4月1日改正	・生活関係経費支援（100万円）上限に加えて、居住関係経費支援（200万円）が認められた。ただし、居住関係経費は、住宅解体・撤去・整地、住宅ローン利子などに限定。
被災者生活再建支援法 2007年12月4日改正	・支払における年齢、所得要件の廃止。 ・居住関係費として住宅本体経費を認めた。 ・能登半島地震、新潟中越沖地震などにも週及適用。
被災者生活再建支援法 2011年7月15日（2011年第2次補正予算。「東日本大震災に対処するための特別の財政援助および助成に関する法律」の一部改正により対応）	・東日本大震災に限り、国の補助率を50%から80%に引き上げる特別措置を設ける。また、都道府県負担分（20%）は、特別交付税で全額負担 ・全壊・大規模半壊戸数を20万と想定し、国負担分3520億円、地方負担分342億円（交付税負担）を予算化。 ・被災者生活再建支援法の支給実績額（2013年6月30日現在）は、基礎支援金1496億円、加算支援金1233億円。合計2729億円となっている。

出所）田近（2011）をもとに直近の支給実績額を加えた。

合に、災害救助法によって仮設住宅が提供されるなどの「現物」に重点の置かれた支援が行われてきた。それに対して、被災者からは生活再建支援のための現金給付の必要性が強く訴えられ、上記のように被災者生活再建支援法が成立した。その発足以降すでに多くの改正を経てきたが、そのすべては支援金額の増加や支給要件の緩和であり、財政的にも国への依存を大幅に増大させている。今後、東日本大震災を超える被害規模の震災も予想されるなかで、これまでのようなその場しのぎの対策を続けることはできない。

本稿では、被災者生活再建支援法の制度の変遷を明らかにしつつ、真の生活再建を目指して課題の整理を行いたい。以下では、まず表1に示された制度改正の背景と内容を明らかにする。その後、現行制度の問題点を指摘し、あるべき制度について検討する。

II 阪神・淡路大震災と被災者生活再建支援

ここでは、被災者生活再建支援制度がどのような経緯で設立したのかをみていくこととする。1995年1月に発生した阪神淡路大震災では6,400名の命が失われ、約10兆円の経済的損失をもたらした。このような大災害に対して、国は防災基本計

画に基づき現物給付が中心の災害救助法、死亡者に対する災害弔慰金、また災害による重度の障害を受けた被災者に対する災害障害見舞金など、様々な被災者支援制度を設けている。しかし、被災者が多数に上る阪神淡路大震災では義捐金の一人あたりの配分額が少なかったこともあり、生活再建を始めるには十分な支援ではなかったという声が強かった。

このような被災者の声を反映して、1995年9月の防災問題懇談会では全国地方公共団体が毎年度一定の額を拠出して積み立てておき、被災地の支援を行う基金の検討が必要という提言をまとめたほか、兵庫県は住宅所有者が掛け金を拠出し、全壊に対して1,700万円給付する「住宅再建に関する共済制度」を提示するなど、様々な被災者生活再建支援に対する制度が提案された。このような状況を踏まえ、被災地では国の災害援護資金とは別に小口資金貸付や災害援護資金貸付、転宅資金貸付からなる生活福祉資金（社会福祉協議会が主な実施主体）や、民間金融機関と連携して創設した生活復興資金貸付などの制度を設け、被災者の生活再建を支援してきた（表2）。しかし、これらの資金貸付は額が小さいか貸付の審査が厳しいなど使い勝手の悪さが指摘された。

一方、兵庫県は「恒久住宅への移行のための総

表2 阪神・淡路大震災における被災者支援制度

生活福祉資金	小口資金貸付	社協	厚生省要綱・通知	平成7年1月～2月	趣旨：被災直後の立ち直りと生活安定のために定額の貸付 限度額：10万円（特例20万円）、 貸付期間：5年（据置2年以内）、貸付利率：3%	5.4万件 77億円
	災害援護資金貸付	社協	厚生省要綱・通知	平成7年5月～10月	趣旨：災害弔慰金の貸付対象とならない世帯への貸付 限度額：150万円、 貸付期間：8年（据置3年以内）、貸付利率：3%	594件 6億円
	転宅資金貸付	社協 復興基金	厚生省要綱・通知	平成8年8月～12年3月	趣旨：恒久住宅への転宅資金を低所得者に貸付（復興基金が利子補給） 限度額：50万円、 貸付期間：6年（据置1年以内）、貸付利率：3%	4,511件 20億円
生活復興資金貸付	県復興基金 金融機関	県・復興基金要綱	平成8年12月～12年3月	趣旨：中間所得層を対象とする貸付（復興基金が利子補給） 限度額：300万円、 貸付期間：7年（据置1年以内）、貸付利率：3% その他：金融機関審査あり、連帯保証人1名必要	2.8万件 516億円	
生活再建支援金	復興基金	県・復興基金要綱	平成9年4月	趣旨：高齢者及び必要援護世帯の恒久住宅移行後の立ち上がり経費を支給 給付額：月額1.5～2.5万円（最長5年）	14.7万世帯 1,415億円	
被災中高年恒久住宅自立支援金	復興基金	県・復興基金要綱	平成9年12月	趣旨：恒久住宅移行後の中高年世帯に立ち上がり経費を支給 給付額：月額1.5～2.5万円（最長2年）		
被災者自立支援金	復興基金	県・復興基金要綱	平成10年7月～17年3月	趣旨：被災者生活再建支援法と同程度の被災世帯に対する支援金の給付 給付額：複数世帯50～120万円、単身世帯37.5～90万円		

出所）兵庫県（2009, P89）。

合プログラム」を策定して持ち家再建支援を拡充するなど、居住を前提とした生活再建支援を行ってきたが、高齢世帯、低所得世帯に対する給付制度が必要となってきた。そこで、住家を失った高齢及び必要援護世帯の恒久住宅移行後の立ち上がり経費を支給するために、復興基金を3,000億円増額して、1997年4月に「生活支援金」を創設した。また1998年12月には、教育費等の経済的負担が大きい恒久住宅移行後の中高年世帯を対象とした「被災中高年恒久住宅自立支援金」を創出した。これら2つの生活再建支援制度の概要は表2の通りである。

一方、被災地からの提案のみならず、様々な団体による署名活動及び国会における生活再建支援制度に対する理解の高まりにより、1998年5月には被災者生活再建支援法が議員立法により成立した。将来発生する災害にも対応するため、被災直後の世帯に災害により失った家財道具等の購入に対して支援金を支給するという、生活再建支援金をモデルとした制度である。詳しい同制度の概要は表3の通りである。同制度では、支給条件として年齢要件や年収要件が設けられているほか、経

費が通常経費と特別経費に区分され、それぞれ支出可能な対象項目が限定されていた。通常経費は通常被災世帯が必要となる経費に充てるものであり、特別経費は被災世帯の居住する地理やまた世帯の特性により必要となる経費である。なお、支出前の概算支給も可能である。同法の附則には「住宅が全半壊した世帯に対する住宅再建支援の在り方について総合的な見地から検討」という附則があるほか、「法施行後5年を目途として総合的な検討を加え必要な措置を講ずる」という付帯決議も設けられている。なお、本制度は国の指定を受けた被災者生活再建支援法人が、都道府県が拠出した基金を活用して支援金を支給するものであり、当初基金の供出額は300億円であった。基金が支給する支援金の1/2に相当する額を、国が補助することとなっている。

本制度は震災への遡及適応は認められなかったが、法の付帯決議において「本法の生活支援金に相当する程度の支援措置が講じられるよう国は必要な措置を講ずること」とされていたことから、被災地では生活再建支援金と被災者中高年恒久住宅自立支援金を統合し、復興基金で「被災者自立

表3 被災者生活再建支援制度（1998年5月）

■支援対象災害

1. 災害救助法施行令第1条第1号又は第2号に該当する被害が発生した市町村
2. 10世帯以上の住宅全壊被害が発生した市町村
3. 100世帯以上の住宅全壊被害が発生した都道府県

■支援金の支給対象

- 住宅が全壊した世帯、または住宅全壊世帯と同等の被害を受けたと認められる世帯
- 支給額は世帯の年収、構成及び世帯主の年齢などにより異なる

■支給限度額及び対象経費

年収等	支給限度額			
	複数世帯		単数世帯	
	通常経費	特別経費	通常経費	特別経費
年収が500万円以下の世帯	70	30	55	20
世帯主が45歳以上又は要援護世帯で 年収が500万円を超え700万円以下である世帯	35	15	35	15
世帯主が60歳以上又は要援護世帯で 年収が700万円を超え800万円以下である世帯				

注：単位は万円。要援護世帯とは、心神喪失・重度知的障害者、1級の精神障害者、1、2級の身体障害者などを構成員に含む世帯。

■支援金の使途（支出前の概算支給可）

- 通常経費：通常被災世帯が必要となる経費に充てるためのもの
 - ◆被災世帯の生活に通常必要な物品の購入費または修理費
例：電気洗濯機、テレビ、寝具など
 - ◆住居の移転費
- 特別経費：被災者世帯の居住する地理特性（寒冷地など）や、被災者世帯の特性（世帯構成員に乳幼児がいるなど）により必要となる経費
 - ◆被災世帯の居住地域又は被災世帯に属する者の特別な事情により生活に必要な物品（冷暖房器具等）の購入又は修理費
 - ◆住宅を賃借する場合の礼金等

注）内閣府資料を基に筆者作成。

表4 被災者自立支援金

支給対象	阪神・淡路大震災			
基準日	平成10年7月1日（但し、世帯主が被災していること）			
支給額	総所得金額等 ～ 346万円	年齢要件等 年齢間わない	複数世帯 100万円	単身世帯 75万円
	346～510万円	45歳以上	50万円	37.5万円
	510～600万円	60歳以上	50万円	37.5万円
	非課税	62～64歳	100万円	75万円
	々	65歳以上	120万円	90万円
	*震災時の市町から他の市町に移転した世帯には月額5千円を加算			
使途	生活再建に要する経費（実績報告不要）			
支給方法	分割又は一括支給			
その他	<ul style="list-style-type: none"> ・既存制度を統合・整理して制度化 ・県外居住被災者等のために申請期限を延長（平成12年4月） ・大阪高裁判決を受けて特例制度実施（平成14年10月） 			

出所）兵庫県（2009, P91）。

支援金」を創出することとなった。被災者自立支援金制度の概要は表4の通りである。なお、地主(2005)が「当時でも、なお仮設住宅の入居者は13,789世帯という状況であり、仮設住宅から恒久住宅へ移行して生活再建をするということが喫緊の課題であったことから、被災者自立支援金制度は、被災時の世帯を支援する支援法とは異なり、旧2制度と同様に、恒久住宅移行後の世帯の生活再建を支援し、移行後の生活再建に伴う追加的支出に助成するものとして、被災時ではなく、制度実施日である平成10年7月1日を支給要件の基準日と定め、旧2制度と同様、世帯主が被災していることが要件とされた」と述べているように、被災者自立支援金制度と被災者生活再建支援法は恒久住宅への移行を条件とするかに関して異なる制度であった。

また、現金給付による個人給付を認めるかどうか、あるいは個人財産である住宅再建に公的支出を用いるのかに関して法学の立場からいくつかの意見が出された。従来、「国が国民に対して金銭を直接給付するのは公的収用による損失補償、公務員の違法行為による国家賠償、社会保障、行政による給付に限定されてきた。災害による被害は国には法的には責任はなく、その被害を補てんする制度は必要ない」と考えられてきた。しかし、その後震災という自然災害に対する個人補償への

考え方は変化し、阿部(1995)は生活再建支援は憲法に基づくわけではなく、また損失補償ともいえないが、立ち上がりの支援としての制度を肯定している。住宅再建についても、棟居(1995)は災害からの復興、復旧は財産権を含む自由権の保障であり、住宅再建補助もそれなりに正当化されると述べている。

Ⅲ 住宅再建支援に対する公的支援

その後、2000年10月には鳥取県西部地震の被災者に対して、鳥取県が住宅再建支援のための補助金制度を設けた。鳥取県西部地震は過疎の中山間地域で発生し、人的被害はほとんどなかったものの多くの木造家屋が倒壊するなど住宅への被害が大きかった。当時の鳥取県知事片山善博氏は、「中山間地域の高齢化率の高い集落は崩壊の危機に瀕している。国の現行支援制度は道路や河川など公的な復興には手厚いが、住宅の部分はない。住宅支援に手を付けなければ、道路やがけ崩れを直しても人が住まなくなる」として、元住んでいた居住地域内に住宅を再建することを条件に、住宅建設や住宅補修及び液状化建物復旧に対して補助金を支給した。つまり、人口減少という問題を抱えた中山間地域における、地域全体の復興を見据えた補助金ということができる。

表5 鳥取県の住宅再建支援制度

(1) 対象者

り災住宅を所有する被災者又は当該被災者と同一の世帯に属する被災者で、り災住宅に代わる住宅の建設・補修、液状化建物復旧及び石垣・擁壁の補修等を行う者。

*年齢、年収要件はない

(2) 支給限度額及び対象経費

		住宅建設	住宅補修及び液状化建物復旧	石垣・擁壁補修
補助対象限度額		300万円	150万円	150万円
補助率	県	2 / 3	補助対象経費が50万円以下：1 / 2 補助対象経費が50万円超150万円まで：1 / 3	1 / 3
	市町村	1 / 3	補助対象経費が50万円以下：1 / 2 補助対象経費が50万円超150万円まで：2 / 3	2 / 3

注) 鳥取県HPより、筆者作成。

制度の詳細は、表5を参照されたい。住宅建設は限度額300万円、住宅補修及び液状化建物は限度額150万円、石垣・擁壁補修は限度額150万円を支給し、住宅再建に対する支給であったことが大きな特徴である。他にも、この制度には2つの特徴がある。まず、補助金の支給要件として年齢制限や所得制限を設けていなかった。また、県が概ね1/2、市町村が1/3を負担しており、国による補助金は一切ない。そのため復興復旧で財政状況が厳しい中、更なる負担を強いられる市町村にとっては財政的に厳しいとも言われた。例えば、高齢化率の高い日野町では県の支援に上乘せて家の補修経費の自己負担分を肩代わりするなど独自の支援策を決めているが、財源をどうするかは未定であり、足りなければ起債や基金の取り崩しも覚悟しなければという状況にあった²⁾。都道府県及び市町村の負担をなるべく小さくするため、片山知事は各省庁に特別交付税による支援を要請していた³⁾。

この鳥取県の決断は、住宅再建支援をめぐる議論に大きな影響を与えた。国会議員らで作る「自然災害から国民を守る国会議員の会」(災害議連)や住宅再建支援の必要性を訴えている団体などは、「鳥取県のような小さい自治体が現状に穴をあけてくれたことは評価したい。ただ県レベルで対応するのでは限界があり、国が制度を整えるべきである」と述べている。また廣井脩(東京大学)氏は、「住宅は個人財産という考えの一方で、地域社会という意味では公共性がある。今回の支援策は住宅の公共性を認めた画期的な決断だが、国の対応は後手にまわり自治体がやらざる得ない部分もある」と述べている⁴⁾。

だが一方で、個人財産の形成に税金を投入することに対する懸念もある。例えば鳥根県は、公的資金は個人の財産に投入するのはふさわしくないという考えに基づき、高齢者がいるかどうかという条件を設けたうえで、修繕費等の補助制度を設けた。また当時全国知事会の中にも、鳥取県の制度設立が国による住宅再建支援制度創設に及ぼす影響を懸念し、制度設立に戸惑いがあったようである。このように、住宅再建支援に対する税金の

導入について、当時はまだはっきりとしたコンセンサスは得られていなかった。なお、2000年12月に国土庁「被災者住宅再建支援検討委員会」(委員長：廣井脩氏)でまとめた報告書では、災害議連のまとめた大枠を自民党や全国市町村会、大蔵省などが掛け金の徴収方法や国の財政支援などをめぐって反発をしたため、住宅再建のための共済制度創設にまでは言及できなかった⁵⁾。ただ同報告書では、「大規模災害時の住宅再建の支援は対象となる行為そのものに公共の利益が認められること、あるいはその状況を放置することにより社会の安定の維持に著しい支障を生じるなどの公益が明確に認められるため、その限りにおいて公的支援を行うことが妥当である」として、住宅再建支援への公金投入を否定はしなかった。

なお、住宅再建に対する被災者支援のあり方については、その後様々な議論がなされた。肯定的意見としては、2002年6月に衆院災害対策特別委員会(衆・災対特委)において片山善博鳥取県知事(当時)が、「地域が崩壊するのを防ぐために、その地域を守るために、住宅再建を支援する。そういう仕組みを全国的なレベルでぜひ作っていただけたらと思っています」と述べているほか、同衆・災対特委において石川嘉延静岡県知事(当時)は「住宅再建の問題につきましても、……、一定規模以上のものは国が何らかの制度を用意して国民に安心感を与える点これを大事だと思います」と述べている。また、2002年6月には、「自然災害から国民を守る国会議員の会」(災害議連)は全壊世帯に対して750万円を支給する全額公費による被災者住宅再建支援法の骨子を策定している。

一方、住宅再建支援に対して中間的な意見として、2000年12月国土庁「被災者の住宅再建支援のあり方に関する検討委員会報告書」では「公益性が認められる限りにおいて公的支援を行うことが妥当である」と述べられている。2002年7月中央防災会議の「防災基本計画専門調査会報告」は、「行政としては住宅の所有非所有に関わらず真に支援が必要なものに対し、住宅の再建補修、賃貸住宅への入居等に係る負担軽減などを含めた総合

的な居住確保を支援していくことが重要。国は現行の支援に加えて安定した居住の確保のための支援策を講じるべきである」と述べている。

否定的な意見として、2004年2月の衆・災対特委において井上喜一国務大臣は、「個人の持ち物、私有財産である住宅につきましては、助成が難しいというのが従来からの考えであります」と発言しているほか、同年11月の同委員会における村田吉隆国務大臣の発言として「一つの哲学といたしまして、個人の財産の形成に税金を使わない。こうゆうことで今まで政府の施策は原則として動いてきたわけでございまして、そこが要するに一つの哲学としての境になっているというふうに私は思います」という意見がある。また、目黒公郎東大教授は2004年11月の参・災対特委において「今一部の行政が展開されている事前に行政がお金を用意して、このお金の中でやってくださいという制度はうまくいきません」と述べており、自助努力が大切であると訴えている。

このように住宅再建支援への公金投入については、当時様々な意見が混在していたが、徐々に被災者生活再建支援制度創設時よりも公的支援に肯定的な考えが強くなってきた。その後、全国知事会が住宅再建支援制度の創設に向けた動きを強め、2004年4月に改正居住安定支援制度、つまり住宅への支援を盛り込んだ新しい被災者生活再建支援制度が創設された。

IV 被災者住宅再建支援制度における住宅再建支援

被災者住宅再建支援制度における2004年度改正の特徴は、次の通りである。まず今回の改正では、住宅の再建補修や賃貸住宅への入居などを支援の対象とし、住宅ローンの利子や住宅の解体撤去費に関連する支出も認められた。また、生活関連経費と合わせて居住関係経費が新たに設けられることにより、支給限度額が100万円から300万円に引き上げられた。一方、年収及び年齢要件は引き続き維持され、被災によっては所得が減少しても前年の所得で算定されるために支給の対象とならな

いことがある。そのため、所得の一万円の差が支援金の大きな差につながる、世帯員による限度額の差が単身世帯と複数世帯の2種類しかなく、大人数になるほど一人あたりの支援額が減少する、世帯員が多いと収入の合計額がすぐに所得制限にかかってしまう、という問題も指摘されるようになった。また、両経費とも使途に制限があり、居住関係経費では全壊でも補修する世帯は申請できないし、住宅の新築・購入等がなされないと居住関係経費は上限まで使用できないという点も指摘された。なお、制度の詳細は、表6を参照されたい。

地方自治体にとっては、年収・年齢要件、使途の制限などがあるため申請書類が多く事務的な負担が大きいということも言われている。例えば、旧長岡市では新潟県中越地震の際、市長事務部局職員1,022名に対して被災者相談窓口関係職員52名、り災証明職員13名、被害認定職員31名の計96人を動員、つまり1割近い職員を動員した。これらの職員は財務企画部局から都市関係部局まで幅広い部局から動員された。ほかにも他市町村などから計297名の応援を擁していた。能登半島地震では、輪島市において市長事務部局職員525名に対し12.2%を占める64名が配置され、他市町村から117名の応援を必要とした。中山間地域では高齢者が多く、複雑な制度を説明するのに多大な時間・コストを浪費するため、複雑な制度は地方自治体にとって大きな負担となっている。また、同制度の被害認定に関しては、被災状況を住家の被害判定のみで判断するため、地盤災害が甚大であっても支援対象とならないという問題も指摘されていた。

その後2007年制度改正に向け、「被災者生活再建支援制度に関する検討会」では住宅本体への支給に関する議論、現行制度の問題点などが議論された。2007年5月の同検討会において、泉田新潟県知事は、「現在の制度では支給要件や使途等が細かく定められており、地域特性や被災者ニーズに合わせた迅速な対応が困難である。特に住宅本体への改築補修費の支援、及び自宅を再建できない世帯に対する解体撤去整地費の支給を改正すべきである」と述べた。また、制度が複雑であるた

表6 改正被災者生活再建支援制度（2004年4月）

- (1) 支給対象災害
1. 災害救助法施行令第1条第1項第1号又は第2号に該当する被害が発生した市町村
 2. 10世帯以上の住宅全壊被害が発生した市町村
 3. 100世帯以上の住宅全壊被害が発生した都道府県
 4. 1～3の区域に隣接し、5世帯以上の住宅全壊被害が発生した市町村（人口10万人未満に限る）
- (2) 対象世帯
全壊・解体世帯、長期避難世帯、大規模半壊世帯
- (3) 支給限度額及び対象経費（支給限度額まで概算払い可能）

世帯主の年収、年齢等	世帯人数	生活関係経費	居住関係経費		合計	
		①～④	⑤～⑧		全壊世帯	大規模半壊世帯
		全壊世帯	全壊世帯	大規模半壊世帯		
年収500万円以下	複数	100	200	100	300	100
	単数	75	150	75	225	75
世帯主が45歳以上又は要援護世帯で、 年収が500万円より大きく700万円以下	複数	50	100	50	150	50
	単数	37.5	75	37.5	112.5	37.5
世帯主が60歳以上又は要援護世帯で、 年収が700万円より大きく800万円以下	複数	50	100	50	150	50
	単数	37.5	75	37.5	112.5	37.5

注：内閣府資料より作成。単位は万円。大規模半壊世帯は居住関係経費のみ支給対象となる。

※被災住宅が自己所有でない場合には、居住関係経費（家賃を除く）は1/2となる。

※被災時に居住していた都道府県以外（隣接市区町村を除く）に移転する場合には、支援金は1/2になるが、限度額は変更されない。

①生活に必要な物品の購入費又は修理費、②自然災害により負傷し、又は疾病にかかった者の医療費、③住居移転費又は交通費、④住宅を賃貸する場合の礼金、⑤民間賃貸住宅の家賃・仮住まいのための経費（50万円が限度）、⑥住宅の解体（除去）・撤去・整地費、⑦住宅の建設、購入のための借入金等の利息、⑧ローン保証料その他住宅の建替等に係る諸経費

- 生活関係経費：生活用品経費、医療費、交通費、礼金
- 居住関係経費：家賃、住宅の解体などの費用、住宅ローンの利子等

(4) 支援金の申請期間

- 支援金の申請期間は被災日から起算し、申請期間内に申請をしない場合、支援金を受給できなくなる。
- 概算支給申請により受けた支援金は、「支援対象期間」内に経費の支出を完了し、その結果を「使途実績報告書提出期間」内に市区町村に提出する。

(5) 基金の財源

- 国の指定を受けた被災者生活再建支援法人が、都道府県が拠出した基金を活用し、支援金を支給（基金の拠出額：600億円）。
- 基金が支給する支援金の1/2に相当する額を国が補助。

め地方自治体では制度運営に多大な時間と労力を割かれていることも指摘している。同知事は、被害額に応じて国が資金を給付し、地方の裁量で執行することが、国及び地方においてもメリットがあるということを強調している。同検討会におい

て、森長岡市長は経費区分及び支給条件等の制限の撤廃、全壊大規模半壊の被害認定ではなく被害件数に応じた支援、収入要件・年齢要件の見直しなどを提案している。

こうした議論を踏まえ、2007年7月被災者生活

再建支援制度見直しの方向について、「被災者生活再建支援制度に関する検討会中間報告」では「①被災者からみてわかりやすく、被災者の自立意識、生活再建意欲を高める制度に、②被災者に対して支援の気持ちがストレートに伝わるような制度に、③非常体制となっている被災自治体に加重な事務負担をかけない制度に、④全体としての公費負担低減に寄与する制度に」という方向性を掲げている。ただ一方で、首都直下地震では2兆8,000億円の支払いが必要という試算があり、制度のフィジビリティについて整理する必要があるとともに、自助努力の妨げとならないことへの留意も記載している。特に、耐震化などの自助努力が進めば全体としての公費負担の増大も抑えられる点も強調されている。

その後、年収要件800万円以下、国の補助割合1/2とする与党案、年収要件は800万円以下とするが、全壊世帯に対して最大500万円を用途を限定した上で支給するほか、国の補助払いを2/3

とする民主党案が提出され、これらを踏まえて2007年11月に与党、民主党合意案が可決成立した。その後2007年12月に改正被災者生活再建支援法は施行されることとなった。

表7が、2007年に改正された被災者生活再建支援法の概要である。生活関係経費、居住関係経費という区分が廃止され、住宅の被害程度に応じて支給する「基礎支援金」、及び住宅の再建方法に応じて支給する「加算支援金」の合計が支給額となる。本制度の特徴はまず、所得及び年齢要件がすべて撤廃されたことである。また、大規模半壊で住宅を購入した場合支援金は最大250万円となるが、半壊では支援金は支給されないため、半壊か大規模半壊かにより支援金支給額に大きな差が生じることになる。住宅被害の程度及び住宅の再建方法に応じて支援金が支給され、経費の用途に関する区分がなくなったため、支援金の自由度が増している。経費の用途が自由となった上に、所得・年齢要件が撤廃されたことから、市町村の事

表7 改正被災者生活再建支援制度（2007年12月）

(1) 制度の対象となる被災世帯

1. 全壊世帯：住宅が「全壊」した世帯
2. 半壊解体世帯：住宅が半壊、又は住宅の敷地に被害が生じ、その住宅をやむを得ず解体した世帯
3. 長期避難世帯：災害による危険な状態が継続し、住宅に居住不能な状態が長期間継続している世帯
4. 大規模半壊世帯：住宅が半壊し、大規模な補修を行わなければ居住することが困難な世帯

(2) 支援金の支給額

■支給額は、2つの支援金の合計額となる

*世帯人員が1人の場合は、各該当額の3/4の額

①住宅の被害程度に応じて支給する支援金（基礎支援金）

全壊、解体、長期避難	100万円
大規模半壊	50万円

②住宅の再建方法に応じて支給する支援金（加算支援金）

建設・購入	200万円
補修	100万円
貸付（公営住宅以外）	50万円

*一旦住宅を賃借した後、自ら居住する住宅を建設・購入（又は補修）する場合は、合計で200（又は100）万円

注) 内閣府資料を基に筆者作成。

務負担が軽減されている。

一方、所得・年収要件が撤廃され、以前の居住関係経費に相当する経費の自由度が増したことから、支援金の支給額は大幅に増加すると考えられる。例えば、新潟県中越地震では、新潟県において生活関係経費の執行率は91.8%であるが、居住関係経費は未申請を含む全世帯に対して執行率35.6%で、特に居住関係経費の申請世帯のうち限度額の満額まで申請した世帯は24%となっており、居住関係経費の執行率は生活関係経費に比べ非常に低い。長岡市においても居住関係経費は平均でも上限額の38%の額しか支給されていない⁶⁾。したがって、所得・年齢要件が撤廃され使い勝手が良くなった2007年改正以降の同制度では、大幅に支給額が増加することが予想される。

V 東日本大震災と被災者生活再建支援制度

2011年2月から、2011年度の被災者生活再建支援制度改正に向けた検討会が始まった矢先、2011年3月11日に東日本大震災が発生した。今回の震災では、未曾有の規模の震災に対する特別措置として、2011年7月に「東日本大震災に対処するための特別の財政援助及び助成に関する法律の一部を改正する法律案」が公布された。東日本大震災に限り、国の補助率を50%から80%に引き上げる特別措置を設け、都道府県負担分については全額特別交付税で措置することとなった。なお、全壊・大規模半壊戸数を20万戸と想定し、第1次・第2次補正予算において国負担分3,520億円、地方負担分342億円（交付税負担）を予算化した。都道府県の積立金600億円（ただし、取り崩しが行われた結果、2010年3月末の残高は538億円）と国の補助600億円を合わせて1,200億円までしか支払い能力がなく、今般の震災によって、巨大地震時には制度を維持できないことが明らかとなった。

なお、これまでの住家被害認定の調査判定方法について、東日本大震災の液状化による住家被害の実態にそぐわないという指摘があったことから、2011年5月、新たな地盤にかかる住家被害認定の調査判定方法を設けた。見直しの主なポイン

トは、傾斜による判定と地盤の潜り込みによる判定の双方で被害認定を行う点である。まず、傾斜による判定、つまり基礎と柱が一体的に傾く（不同沈下）の場合、大規模半壊及び半壊において新しい判定基準を設けた。また、住家の基礎等への地盤面下への潜り込み状況により新たな被害の程度の判定を行うこととした。これまでの被害認定よりも基準が緩くなったことから、大幅に大規模半壊および半壊世帯が増えている。例えば、浦安市では全壊世帯が8軒から18軒、大規模半壊世帯が0軒から1,541軒、半壊が33軒から2,121軒と大幅に増加する一方、一部損壊世帯が7,930軒から5,096軒と減少しており、既存の判定方法と比べて被害の程度が大きく判定されることとなった。

VI 現行制度の問題点と改革の方向性

最後に、現行制度における問題点を指摘し、その上でいくつかの改善策を提示したい。現行制度の問題点として、第1に、現在の被災者生活再建支援制度には個人及び自治体における減災インセンティブがほとんどないことが挙げられる。本来なら耐震化や地盤改良、自然災害の起こりうる地域に住まない等、個人の自助努力を促す制度であることが望ましいが、個人の自助努力を促すインセンティブと事後的なりリスクシェアリングの間にはトレードオフがあり自助努力を促すのは難しい。

耐震化の程度に応じて被災後の支援額を増減させることで自助努力を促そうとすれば、実際に震災が起きたあとの被災者支援が困難となってしまう。反対に、震災被害が大きい被災者に対して手厚い支給を行うことにすれば、事前における耐震化等などの減災インセンティブは小さくなるだろう。ただ、被災者支援を通じて震災後に一定程度の減災を強化するための制度を設けることはできる。住宅再建の際、地震保険の加入を条件とすれば、将来の震災に対する備えとなる。地震保険には、保険料率を通じて減災のための自助努力を促す仕組みもある。

また、自治体の減災インセンティブを高めるこ

とも可能である。災害への危険度や地域における耐震化率あるいは耐震化率の増加幅に応じて、基金への拠出比率を変えるという事前における減災インセンティブを高めた制度設計が考えられる。事前の震災対策が十分であれば住宅は倒壊せずすみ、人命を含めた災害後のコストも減少することから、制度のフィジビリティという点からも減災を促すための制度設計は重要だろう。

第2に、2007年改正によって被災者生活再生支援制度の支給要件は大幅に緩和されたが、その一方で支給額が大幅に増加し、実際に大規模自然災害が発生したときに制度を維持できるかという持続可能性(フィジビリティ)の問題が生じている。例えば、先般の東日本大震災では第一次、第二次補正合わせて3900億円が要求されたが、その際、国の負担額は2分の1ではなく80パーセントにまで上昇し、地方負担分も特別交付税措置がなされて実質地方負担はなくなった。なお、2013年6月30日時点で、支給額の実績は2730億円、対象世帯は18万8000世帯となっている。つまり、東日本大震災では元の仕組みは放棄され、国が全面的に支援することとなった。

東日本大震災よりも大きな被害が予想される首都直下型地震や南海トラフ地震において給付額がどのくらいになるのかを計算してみよう。東日本大震災の全壊件数が約13万件であることを利用し、予測される全壊件数から被災者生活再生支援における給付額を推計すると、首都直下地震では1兆7850億円、南海トラフ地震では最小のケース(揺れ・津波・火災による全壊件数のなかで最も少ないケース)において1兆6926億円、最大のケースにおいては4兆7565億円が支給されることとなる。当然、現在の積立金だけではカバーできない巨大災害であることから、国が全面的に支援することとなるが、東日本大震災とは桁違いの規模となるため、現在規定された水準の給付を実施できるとは考えられない。つまり、被災者再建支援制度を維持することは不可能である。巨大災害では国が支援することとなっているが、当初定められた枠組みでは到底対応することができない。

したがって、東日本大震災を超えるような巨大

災害においては、支援額の上限や支援対象の優先順位を設定し、支給要件の変更を伴う総支給額の縮小が必要となるだろう。被災者生活再生支援制度は本来、都道府県による共済制度として生まれた制度であり、そのために都道府県の自治義務となっているが、巨大災害時にはそうした制度の根幹が覆されることとなる。支援金の負担は全面的に国が負い、一方地方の裁量のもとに制度が運用されるのであれば、モラルハザード、すなわち地方側の支援金拡大の誘因を助長しかねない。巨大災害時にどのように制度を運用するのかを含め、制度の根本から見直す必要があるであろう。モラルハザードの可能性も考えれば、巨大災害時を想定した、国と地方の負担のあり方に関する事前のルールを定める必要があるだろう。

第3に、災害救助、応急対策および復旧・復興における事業との重複がある。新潟県中越地震における、住宅家財への被害を支援の要件とする支援策を例にして考えてみたい。まず、国の被災者生活再生支援金制度以外にも県の被災者生活再生支援制度が創設された。また、災害救助法における仮設住宅の建設、生活福祉資金貸付(国)、災害被災者住宅再建資金貸付(県)、公営住宅の提供など住宅の確保および住宅再建に関する様々な制度がある。復興基金では、行政が拠出できないような個人の財産形成に対する支援を柔軟に実施できることから、災害復興住宅資金貸付金利子保険制度、公営住宅家賃補助、民間賃貸住宅家賃補助、親族宅等同居支援といった様々な住宅再建支援メニューが用意されている。このように様々な支援制度が乱立する背景には、国と地方双方において事業を実施していること、及び中央官庁における縦割りに関する弊害の問題がある。したがって、こうした様々な支援策を整理し、今後効率的に事業を運営する必要があるだろう。なかでも、仮設住宅の建設という現物支給の原則に基づいた支援策は非効率な財政支援となることから、類似した他の事業と比較検討したうえで縮小することも考えるべきであろう。

なお、東日本大震災では応急仮設住宅に加え、国や地方公共団体が民間住宅を借り上げ、被災者

に提供する「みなし仮設住宅」の制度が始められた。災害救助法に準ずる制度で、賃料や設置費用は国からの国庫負担によって賄われる。応急仮設住宅を設置する土地がないなどの理由により導入されたが、被災後の一時的住まいである仮設住宅建設のために一棟当たり300-500万円もかかること、および自宅を失った被災者の生活の便利さからも、空き室を利用する制度は大幅な改善であると言えよう。分散して居住するため行政の支援が難しくなることや被災者のコミュニティが壊されるという問題も指摘されているが、従来の仮設住宅と比べて利点は大きく、今後みなし仮設住宅の活用、および制度としての定着を図っていくべきである。

最後に、今後の課題として被災者生活再建に関わる法制度の側面について触れておきたい。東日本大震災を契機にして、わが国の災害対策の根幹となる災害対策基本法の改正が行われた（2013年6月）。そこでは、災害による地方公共団体の機能が著しく低下した場合の国による対策などが規定され、災害救助法の所管も厚生労働省から内閣府となった。

しかし、災害救助法で定められた現物中心の支援から、被災者が強く望む現金給付による生活再建自立まで一貫した支援体系になっていないという問題は残されたままである。その結果、復旧においては仮設住宅重視の対応が続いており、東日本大震災では、発災以降2013年度までの予算でみて、仮設住宅に要した費用は6500億円（一般会計と復興特別会計の合算）に達している。被災者生活再建支援金と合わせれば、1兆円を超える被災者支援が行われたことになる。こうした現実を踏まえれば、被災者の真の生活再建支援は、現行の被災者生活再建支援法の枠のなかだけで議論を閉じるべきではない。被災者のより円滑な生活再建の視点、現物と現金支給の最適な組み合わせ、および支援する国と地方の財政の現状などを踏まえた一層の検討が必要とされている。

謝辞

日本財政学会68回大会にて、討論者の宮入興一

先生（愛知大学）及び参加者より有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。本研究は、科学研究補助金（基盤研究B 24330100）「公共と市場のリスクマネジメント：アジアの公共の在り方についての研究」から支援を受けている。

注

- 1) 阪神・淡路大震災においては、被災者への現物支給だけではなく、現金支給も行うべきであるという要望が出され、応急的な対応として、復興基金から100万円を上限として支給された。
- 2) 朝日新聞朝刊、鳥取1面（2000年10月19日）。
- 3) 朝日新聞朝刊（2000年10月29日）。
- 4) 朝日新聞朝刊（2000年10月19日）。
- 5) 朝日新聞朝刊（2000年12月5日）。
- 6) 「被災者生活再建支援制度に関する検討会」（第2回）において提出された資料より。

参考文献

- 阿部泰隆（1995）『大震災の法と政策』日本評論社。
 ———（1995）「防災・災害法則の現状と問題点—阪神・淡路大震災を中心として」ジュリスト1070号。
 荏原明則（2004）「被災者生活再建支援法の有効性と限界」。
 佐藤主光（2005）「災害時の公的支援に対する経済学の視点」『会計検査研究』No.32, 33-50。
 田近栄治（2011）「災害時における真の生活支援とは何か—被災者生活再建支援法の問題点」、『復興と希望の経済学』（経済セミナー増刊），119-122頁。
 田近栄治・佐藤主光（1999）「生活再建のための公的支援の課題とあり方」阪神・淡路大震災5周年記念事業「震災対策国際総合検証報告会」2000年，1月。
 田近栄治・宮崎毅（2008）「財政的にみた復旧・復興の体系」『フィナンシャル・レビュー』第91号，6-24頁。
 新潟県中越大地震記録誌編集委員会（2006）『中越大地震 前編・後編』ぎょうせい。
 宮入興一（2001）「被災者生活再建支援対策の現状と展望」『都市問題研究』，53巻3号，69-83。
 宮崎毅（2011）「震災の政策体系と地方の役割」『リスクマネジメントと公共政策 経済学・政治学・法学による学際的研究』高橋滋・渡辺智之編著，第一法規，99-117頁。
 棟居快行「コメント」公法研究61号。

参考資料

- 長岡市 資料。
 新潟県 資料。
 内閣府 資料。

- 内閣府政策統括官（防災担当）（2006）『被災者支援（案）』。
に関する各種制度の概要』。
内閣府編『防災白書』各年度版。（たちか・えいじ 一橋大学大学院特任教授）
内閣府編（2005年）『災害復旧・復興施策の手引き（みやざき・たけし 九州大学経済学研究院准教授）

東日本大震災の就業，健康への影響とその後の変化

樋口 美雄
小林 徹
何 芳
佐藤 一磨

I 問題意識

2011年3月11日に発生した東日本大震災は、日本社会に甚大な被害をもたらした。総務省消防庁の発表によれば、震災2年後の2013年3月11日時点において死者・行方不明者は約2万1千人、建物の全壊・半壊は約40万件にまで上り、戦後最悪の自然災害となった。

この東日本大震災は、被災地域の労働市場にも甚大な影響を及ぼした。震災から2年以上が経過した今、政府統計等によってその実態が徐々に明らかになりつつある。例えば、2013年に公表された総務省『就業構造基本調査』によれば、東日本大震災によって岩手、宮城、福島の前被災3県では8万6千人が離職を経験した。この離職者のうち、その後の就業状況について見ると、2012年10月現在で5万1千人が再就職しているものの、3万5千人は依然として失業状態にある。また、再就職した人について雇用形態に注目すると、正規雇用を上回る約6割の人が非正規就業者として働いている。仕事への影響は、被災3県にとどまらず、直接的、間接的に全国各地に及んだ。この調査によると、全国における大震災による離職者は21万人にのぼり、2012年10月時点で8万5千人が再就職できないでいる。

このように政府統計を活用することで東日本大

震災が労働市場に及ぼした影響をさまざまな側面から検証可能となるが、次の2点において限界がある。1点目は、政府統計は調査時点があらかじめ決定されており、柔軟に変更することは難しいため、震災の影響を逐次把握することが困難であるというものである。震災6ヶ月後、そして1年後に被災者がどのように就業行動を変化させたのかといった点を明らかにするには、現行の政府統計以外のパネルデータを活用する必要がある。2点目は、どの調査もそうであるが、各調査は特定の目的を持って行われる一方、調査項目は回答者負担を考慮し、限定されざるを得ず、現行の公的雇用統計では健康状態の変化、それが雇用形態や所得、資産とどのようにかかわっているかがわからず、震災による被害者への政府支援がどのように効果を持っていたかを明らかにすることはできない。

本稿は震災の直前、そしてその後の人々の健康状態の変化、就業状態の変化、経済状況の変化と所得水準・資産水準、社会保険の加入状況について、被災地のみならず、日本全体について調査した『慶応義塾家計パネル調査』（以下、KHPS）、『日本家計パネル調査』（以下、JHPS）およびこの2つの調査の調査対象向けに行なった2回の『東日本大震災特別調査』を用い、これらの点について明らかにし、これからの支援策の在り方について検討する。KHPS、JHPSは毎年1月に調査を行っ

ているが、2011年には東日本大震災の発生を受け、震災3ヶ月後の6月と6ヶ月後の9月に震災特別調査を実施した。これにより、同一個人の震災2ヶ月前の1月、6月、9月、翌年1月の就業状態や健康状態、経済状態の変化を追うことができる。

本稿の特徴は、震災直後の複数時点にわたるパネルデータを利用し、震災の就業行動や健康状態への影響が各時点においてどのように変化したのか、そして個人属性によってそれはどのように違うのかを明らかにしている点にある。この分析を通じて、東日本大震災がどのような問題を引き起こしているのか、その問題を少しでも和らげていくにはどのような支援策が重要となるかについて考察する。

II 先行研究と仮説

1 震災の就業行動や賃金など雇用面への影響

今回の東日本大震災は、人々の就業に、どのような経路を通じて、どのような影響をもたらしたと考えられるだろうか。まず考えられるのは、地震や津波による産業施設への直接被害や流通の混乱等に伴う間接的被害によって、仕事が奪われた可能性である。こうした労働需要面を通じた就業への影響は、労働者の個人属性によって異なる可能性がある。例えば、正規就業者と非正規就業者の違いである。正規就業者の場合、勤続年数も長く、能力開発により企業特殊的技能を身につけている場合が多く、また雇用が保障されることから、企業が被災により雇用を減らさなければならない場合でも、正規就業者は最後まで守られる可能性がある。これに対し、非正規就業者は雇用契約も有期であったり、教育訓練が十分なされていなかったりすることが多く、このような場合、雇止め等により、失業する可能性は強い。さらに、同じ雇用形態であっても、人的資本の蓄積の程度に違いが存在するため、男女間で失業する確率が異なる可能性がある。

一方で労働供給面からは、被災の後片付けや社会的混乱により、仕事を続けられなくなったり、あるいは求人への減少による求職活動を続ける意欲

が失われたり（求職意欲喪失効果）する一方、逆に家計所得の低下や必要所得の増大により、これを補うため多く働こうとする（付加的労働者効果）などの影響が発生すると考えられる。これら正と負の効果によって、失業の可能性、再就職のしやすさに差異が生まれ、男女間においても、就業行動に違いが見られると考えられる。事実、被災3県の有効求職者の推移を見ると、女性の有効求職者数は、震災発生後の2011年4月以降、10ヶ月連続で前年を上回っており、新規求職者数も2011年3月前年同期比で女性が158.8%に対し、男性が135.6%、2011年4月前年同期比で女性が146.7%に対し、男性が125.8%¹⁾となっており、女性の求職者が増加した傾向が確認される（樋口ほか2012）²⁾。職安統計という集計データからはこうした傾向が確認されるが、はたしてパネル調査の個票データを使った本稿の分析においても、同じような傾向が見られるのか。さらに、失業の可能性、就職の難しさ、求職意欲喪失効果、付加的労働者効果に分解した場合、どのようなことがいえるのかを検討してみる。

東日本大震災に限らず、他の自然災害の雇用への影響を分析した先行研究を見ると、産業施設や関連する経済的なショックの影響が大きく、短期的にはこれにより雇用が失われる効果が大きいと指摘されている。国内の研究では、大竹ほか(2012)が阪神・淡路大震災による新規就業への影響を分析している。この研究では、短期的にパート労働者と一般労働者の就職件数が減少することが明らかにされており、本稿と同じ調査を使った小林・佐藤(2012)や何(2012)の分析では、震災のショックにより非労働力化する者が多数発生すると同時に、再就職できたとしても、非正規雇用が多く、賃金の水準や雇用の安定性など雇用条件の低下が観察されることが報告されており、雇用の量だけではなく、質の面における影響にも注目する必要がある。

海外の自然災害に関する研究では、Belasen and Polachek (2009) が州別データを用い、ハリケーンの雇用への影響をDID分析によって検証している。この分析の結果、直接被災した州では雇

用がほかに比べ大きく減少していることが明らかにされた。しかし、同時に被災地における雇用機会の減少より労働供給の低下のほうが大きかったため、被災地ほど賃金が上昇し、反対に隣接州では被災地からの流入者が増加し、労働供給が増加した結果、賃金が低下していることも明らかになった。McIntosh (2008) でも同様の指摘がなされており、ハリケーンからの避難民の流入の影響により、大都市圏であるヒューストンの賃金が低下すると同時に、元々の住民の雇用率が減少したことが明らかにされている。こうした雇用条件への影響も検討しなければならない課題である。

この度の東日本大震災においても、被災地域住民の他地域への転出が多いことが指摘され、中でも特に福島県からの転出者が非常に多いことが樋口ほか (2012) で指摘されている³⁾。また、東日本大震災においては被災地域だけでなく、原発事故に関連する節電などによって被災地域以外においても影響があったと考えられる。このような企業活動に関する負のショックを受け、賃金や所得にも震災の影響が及んでいると予想され、とくに正規就業者と非正規就業者ではその影響が異なると考えられる。震災のショックに対する賃金調整には正規就業者と非正規就業者では違いが観察されるのだろうか⁴⁾。さらには、今回の震災において、停電や政府による節電要請により、労働時間も大きく影響したことから、時間換算した賃金率だけでなく、労働所得全体にも影響が出た可能性があり、こうした面についても検討する必要があるだろう。

他方、自然災害による被災地への中長期的な雇用面への影響は、ネガティブな面ばかりではないという指摘もある。周 (2012) はChappel et al. (2007) やVigdor (2008) 等の先行研究の知見から、東日本大震災の雇用面への影響に関して、短期的な落ち込みからの回復の可能性について考察している。ここでは災害による短期的な雇用の落ち込みを経験しても、復興復旧の事業に関連して、以前よりも雇用機会が増加することもあり、災害によって成長力の弱い衰退産業が淘汰されるなどの影響を通じて、雇用や賃金を高める「ポジ

ティブ・ショック」が発生する可能性があることを指摘している。過去の多くの災害や復興に関するサーベイを行ってみると、大きな災害の後に一時的に雇用が減少しても、その後大きくリバウンドし、元の水準近くに戻る例が多いことがわかる。実際にマクロデータの分析による樋口ほか (2012) においては、被災地域 (東北3県) の就職件数は5月以降8ヶ月連続で対前年比を上回り、全国数値よりも高水準で推移していることが明らかにされている。

但し、「ポジティブ・ショック」を通じた回復のスピードや程度は、次の2つの要素に依存すると言う。1つ目は被災地域の「人的資本」に大きなダメージが無いこと、2つ目は被災地域が元々経済的に「成長基調」にあることである。これらの要素を検討すると、宮城県に比べ、福島県の回復がなかなか進まない可能性が指摘されている。このような震災の中・長期的な雇用への影響について、大竹ほか (2012) は阪神・淡路大震災の被災地に関して分析している。同研究は被災地の就職に関する回復状況を中期、長期の区分において検証し、パートならびに一般労働者についても中期的にはかなり回復が見られるものの、長期的には再度低下する傾向が見られることが指摘されている。但し、東日本大震災については、被災地の人々の就業状況が回復しているかどうかを検証されたマイクロデータによる分析はまだ存在しない。

2 震災の健康面への影響

今回の東日本大震災は、身体上は被害がなかったとしても、心理的な側面を含む人々の主観的な健康状態にどのような影響をもたらしたといえるだろうか。このような問いへの先行研究は社会学や心理学、医学の分野では多くの調査・研究蓄積がある。ただ仕事の安定性や賃金、所得、そして住宅や金融資産の大きさといった経済状態とに関連に着目した、マイクロデータを活用した分析は少ない。社会学分野の研究では、北海道南西沖地震1年後の奥尻島青苗地区住民の生活調査をもとに、若林 (2003) が研究を行っている。これによると

特に元の住居を失って仮設住宅に居住している者の主観的健康状態が悪化していることが明らかにされている。さらに、近親者の死別経験も健康状態を大きく悪化させる傾向にある。2004年10月の新潟中越地震で急性期看護に携わった看護師に聞き取り調査を行った深澤他(2009)は、急性期看護を行った多くの人が慢性的な疲労や不眠、急激な気分の落ち込みや高揚、フラッシュバックなどを経験していたことを明らかにした。また、看護師自身が被災者であり、家の修復などの2次的ストレスが加わる場合、その回復が遅れることが指摘されている。海外の研究では、Baez Fuente and Santos(2010)によって複数の自然災害の調査、分析結果のサーベイが行われ、災害が人々の食欲や健康そのものを損ねていることが指摘されている。

これらの研究は、ヒアリングや調査データの単純集計に基づく分析となっており、他の複数の要因がコントロールされているわけではない。近年では、この研究分野でも、計量経済学手法を用い、さまざまな要因をコントロールしたうえで、震災の主観的健康への影響を分析した研究が行われるようになってきた。例えば、小林・佐藤(2012)や北村・平井(2012)は東日本大震災の主観的健康への影響をDID分析によって検証し、短期的に震災が健康を悪化させたことを明らかにしている。また、北村・平井(2012)は、被災6ヶ月後については、健康への悪影響が見られなくなっていることも指摘している。但し、北村・平井(2012)でも震災6ヶ月後までの影響が確認されているに留まり、さらに長期的にはどのような影響が見られるかは明らかになっていない。そこで本稿では、KHPSとJHPSの主観的健康指標を用いて、東日本大震災の健康面への影響を長期間にわたり分析することにする。

震災の健康面への影響は、被災地域住民の中でも経済状況によって異なる可能性がある。例えば、高所得層や高額資産保有層では健康面への被害が生じて、より多くの対応が選択可能であろうが、低所得層などでは予算制約のために、取りうる対応が高所得層よりも限定的だと予想される。また、

雇用形態によっても、社会保障制度への加入問題がしばしば指摘される非正規就業者では、正規就業者よりも健康被害に対する手段の制約が厳しいことが予想される。本稿ではこれら所得、資産規模、雇用形態別に分析を行うことで、震災の健康面への影響に違いが見られるかどうかについて、検証を行う。

Ⅲ 分析に用いるデータと分析手続き

1 分析に用いるデータ

本研究に用いるデータは、慶應義塾大学が実施した『慶應家計パネル調査(KHPS)』および『日本家計パネル調査(JHPS)』の2つのパネル調査(本調査)とこれらの回答者向けに行なった『第1回東日本大震災特別調査』(KHPSは2011年6月実施、JHPSは2011年7月に実施)および『第2回東日本大震災特別調査』(KHPSとJHPSともに2011年9月に実施)である。本稿の分析では、主に2011年、2012年の本調査のデータとこれら2回の震災特別調査のデータを用いる。本調査は毎年1月に実施されるため、時系列には、東日本大震災が発生した2ヶ月前の2011年1月(本調査2011)、震災3ヶ月後(『第1回震災特別調査』)、6ヶ月後(『第2回震災特別調査』)、10ヶ月後(本調査2012)の変化を見ることとなる。

震災特別調査は本調査回答者のうち、震災特別調査に回答の意思を示された者のみに質問票を送付した。このため、例年の調査よりも回答率が30%以上低下した。こうした回答率の低下がランダムではなく、特定の個人属性と高い相関を持っていた場合、推計結果にバイアスが発生する可能性がある。特に被災地域とそれ以外の地域で個人属性ごとに回答率に大きな違いが見られた場合、バイアスは避けられない。そこで、こうした回答率の低下が被災3県とそれ以外の地域で違いが見られるかどうかを検証した。その結果、被災地域においては回答率そのものが低いことは確認されたが、それぞれ個人属性ごとの回答率を分析した場合、被災地において若年層ほど回答率が低下するといった傾向以外は特に有意な差は見られな

表1 分析に用いられたサンプルの基本統計量（主な変数のみを掲載）

変数名	2010年1月時点						調査時点				2010年			
	男性就業者		女性就業者		女性無業者		男女就業者		等価所得 下位5分の1		等価所得 上位5分の1			
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差		
変数名	0.978	0.145	0.904	0.295	0.219	0.414	-	-	-	-	-	-		
今期就業ダミー	-	-	-	-	-	-	26.244	16.852	-	-	-	-		
月の労働所得	-	-	-	-	-	-	39.855	17.734	-	-	-	-		
週の労働時間	-	-	-	-	-	-	-	-	3.389	0.976	3.597	0.928		
健康得点	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		
被災地域と調査時点ダミーとの交差項	災害救助法適用地域ダミー×第1回震災調査ダミー	0.008	0.087	0.006	0.075	0.005	0.069	0.007	0.084	0.008	0.091	0.008	0.087	
	災害救助法適用地域ダミー×第2回震災調査ダミー	0.005	0.074	0.005	0.072	0.003	0.054	0.005	0.071	0.006	0.076	0.006	0.077	
	災害救助法適用地域ダミー×2012年調査ダミー	0.023	0.151	0.021	0.144	0.018	0.134	0.024	0.154	0.028	0.166	0.016	0.126	
被災地ダミー	災害救助法適用地域ダミー	0.063	0.244	0.057	0.232	0.043	0.202	0.064	0.244	0.072	0.258	0.052	0.222	
	第1回震災調査ダミー	0.198	0.399	0.209	0.406	0.225	0.417	0.195	0.396	0.204	0.403	0.219	0.414	
	第2回震災調査ダミー	0.161	0.367	0.168	0.374	0.181	0.385	0.147	0.354	0.164	0.370	0.175	0.380	
	2012年調査ダミー	0.302	0.459	0.296	0.456	0.285	0.451	0.311	0.463	0.303	0.460	0.281	0.449	
	20代ダミー	0.085	0.279	0.106	0.308	0.060	0.237	0.096	0.294	0.091	0.288	0.125	0.330	
調査時点ダミー	30代ダミー	0.238	0.426	0.224	0.417	0.363	0.481	0.241	0.428	0.323	0.468	0.145	0.353	
	40代ダミー	0.346	0.476	0.342	0.475	0.294	0.456	0.348	0.476	0.294	0.455	0.262	0.440	
	男性ダミー	-	-	-	-	-	-	-	0.545	0.498	0.428	0.495	0.481	0.500
学歴 ref: 高校、中学卒	前期非正規雇用ダミー	0.093	0.291	0.561	0.496	-	-	-	-	-	-	-	-	
	前期自営ダミー	0.162	0.368	0.115	0.319	-	-	-	-	-	-	-	-	
	学歴（大卒以上）	0.419	0.493	0.193	0.395	0.194	0.395	0.322	0.467	-	-	-	-	
既婚ダミー	学歴（短大、専門卒）	0.078	0.267	0.260	0.439	0.287	0.453	0.159	0.365	-	-	-	-	
	既婚ダミー	0.766	0.423	0.711	0.454	0.891	0.311	0.745	0.436	0.638	0.481	0.742	0.437	
	子供有りダミー	0.674	0.469	0.609	0.488	0.804	0.397	0.654	0.476	0.593	0.491	0.580	0.494	
J H P Sダミー	0.490	0.500	0.460	0.498	0.471	0.499	0.476	0.499	0.439	0.496	0.500	0.500		
サンプルサイズ	5287		4430		1692		8566		1908		2360			

変数名	2010年				調査1期前				2011年1月時点で雇用保険				
	流動資産 下位5分の1		流動資産 上位5分の1		正規就業者		非正規就業者		加入者 (かつ前期今期就業者)		未加入者 (かつ前期今期就業者)		
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
変数名	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
今期就業ダミー	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
月の労働所得	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
週の労働時間	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
健康得点	3.561	0.932	3.545	0.977	3.582	0.933	3.476	0.940	3.577	0.934	3.498	0.932	
被災地域と調査時点ダミーとの交差項	災害救助法適用地域ダミー×第1回震災調査ダミー	0.009	0.092	0.012	0.107	0.009	0.093	0.008	0.087	0.007	0.084	0.011	0.102
	災害救助法適用地域ダミー×第2回震災調査ダミー	0.007	0.084	0.010	0.098	0.007	0.081	0.006	0.077	0.006	0.079	0.007	0.081
	災害救助法適用地域ダミー×2012年調査ダミー	0.020	0.140	0.026	0.160	0.006	0.080	0.005	0.074	0.006	0.077	0.006	0.079
被災地ダミー	災害救助法適用地域ダミー	0.058	0.234	0.076	0.265	0.052	0.222	0.049	0.216	0.049	0.216	0.059	0.235
	第1回震災調査ダミー	0.205	0.404	0.211	0.408	0.241	0.428	0.256	0.436	0.238	0.426	0.245	0.430
	第2回震災調査ダミー	0.167	0.373	0.172	0.378	0.183	0.387	0.177	0.382	0.183	0.387	0.178	0.383
	2012年調査ダミー	0.306	0.461	0.290	0.454	0.176	0.381	0.161	0.367	0.175	0.380	0.169	0.375
	20代ダミー	0.054	0.227	0.086	0.281	0.109	0.312	0.097	0.296	0.111	0.315	0.052	0.222
調査時点ダミー	30代ダミー	0.326	0.469	0.140	0.347	0.267	0.442	0.202	0.401	0.249	0.432	0.190	0.393
	40代ダミー	0.430	0.495	0.293	0.455	0.328	0.470	0.367	0.482	0.333	0.471	0.369	0.483
	男性ダミー	0.517	0.500	0.486	0.500	0.746	0.435	0.151	0.358	0.610	0.488	0.455	0.498
学歴 ref: 高校、中学卒	前期非正規雇用ダミー	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	前期自営ダミー	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	学歴（大卒以上）	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
既婚ダミー	学歴（短大、専門卒）	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	既婚ダミー	0.913	0.282	0.813	0.390	0.749	0.434	0.727	0.446	0.732	0.443	0.797	0.402
	子供有りダミー	0.857	0.350	0.696	0.460	0.641	0.480	0.658	0.474	0.633	0.482	0.705	0.456
J H P Sダミー	0.481	0.500	0.526	0.500	0.510	0.500	0.454	0.498	0.495	0.500	0.433	0.496	
サンプルサイズ	1398		1029		4384		2370		5097		2552		

かった。年齢以外の個人属性においては、その構成比が被災地域の特別調査でのみ歪んでしまっているわけではないと判断される。

本稿の分析では高齢者、とくに定年退職に伴う影響を取り除くため、雇用への影響を分析する際、サンプルを60歳未満に限定した。また健康に関する分析においてもこのサンプルに限定することにする。分析に用いられたサンプルの基本統計量は

表1の通りである。以下で各分析に使用する従属変数の定義について説明する。

まず、雇用面に関する分析のうち、就業状態については、本調査、震災特別調査とともに設けられた設問「就業状態の変化」の選択肢うち「1. 継続就業」、「2. 転職」、「3. 新規就業」が選ばれた場合に調査時点で就業していると定義する。具体的には3つのいずれかの選択肢が回答された場

合に1を、回答されなかった場合に0をとる「今期就業ダミー」を作成し、従属変数に用いる。また、労働所得や労働時間の変化についても分析するが、労働所得については、震災特別調査では「5月（9月）の主な仕事からの月収額（税や保険控除前）」について質問しているが、本調査では「主な仕事からの年間収入額（税や保険控除前）」を尋ねている。両者間で一方は月収、他方は年収となっているため、本調査の年労働所得から別設間で把握した賞与額を引き、これを12で除した額を月あたり労働所得として推計した。また、労働時間については、震災特別調査では5月（9月）時の週平均労働時間（残業時間含む）が聞かれているが、本調査では年間の週平均労働時間（残業時間含む）が聞かれている。このような調査設計上の制約のため、労働所得と労働時間に関しては、本調査データが調査時1月時点の数値ではなく年間の平均数値となってしまっている。分析の結果を解釈する際には、純粋な時系列的な変化が厳密に捉えられていない可能性があるため、慎重に検討する必要がある。

次に健康指標については、本調査、震災特別調査ともに同じ形式で聞かれた質問項目、すなわち「現在の健康状態はどうか。1. よい、2. まあよい、3. ふつう、4. あまりよくない、5. よくない」を使用する。具体的にはこの質問への回答得点を上下逆に加工した「5=よい」から「1=良くない」となる「健康得点」を作成し、従属変数に用いる。

2 分析手法

以下では、具体的な分析方法について説明する。まず、雇用面に関してはBelasen and Polachek (2009)に基づくDID分析を(1)式の線形モデルで推計する。推計手法はOLSである。

$$Y_{it} = A_1 X_{it} + A_2 D_{it} + A_3 S_t + A_4 SD_{it} + u_i + e_{it} \quad (1)$$

従属変数の Y_{it} は個人 i の t 時点の就業ダミー、労働所得、労働時間とするが、就業についてはダミー変数であるため、線形確率モデルで推計する⁵⁾。

ここで注目すべき変数は、災害救助法適用地域居住を示す D_{it} ダミー⁶⁾と調査時点ダミーの S_t との交差項である SD_{it} である。 A_4 の符号を確認することで、震災前の2011年1月時と比べて、6月時点、10月時点、2012年1月時点のそれぞれで、震災によって就業にどのような影響が表れているのかについて検証する⁷⁾。 X_{it} は性別、年齢、学歴などの個人属性、 u_i は固定効果、 e_{it} は誤差項である。

就業に関する推計は、前述した理由から男女別に行うが、女性については震災による離職だけではなく、付加的労働者効果による新規就業といった形でも影響を受けている可能性がある。そこで、サンプルを(1)2010年1月時点で就業状態にある男性、(2)2010年1月時点で就業状態にある女性、

(3)2010年1月時点で就業していなかった女性の3グループに分け推計を行った。これらにサンプルに分けることで、震災による離職行動のみならず、新規就業行動も分析することが可能となる。雇用面への影響は雇用形態によっても異なる可能性があるため、正規就業者、非正規就業者別にもサンプルを分けて推計を行った。なお、雇用形態別の推計では男女別にサンプルを分割し、推計を実施した。

次に、健康指標に関する分析手法について説明する。ここでもOLSにより(2)式についてDID分析を行う。

$$H_{it} = A_1 X_{it} + A_2 D_{it} + A_3 S_t + A_4 SD_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

(2)式は従属変数に健康指標得点 H_{it} を用いた線形モデルを示す。健康指標に関しては、主観的データであるため、個人の固定効果をコントロールする必要がある。そのため、ここでも固定効果分析や変量効果分析を行い、固定効果をコントロールする。なお、震災の健康指標への影響は、前述したように個人の置かれている経済状況や雇用保険加入状況によって異なることが考えられるため、世帯所得の分位別、流動資産の分位別、雇用形態別、就業者の雇用保険加入有無別に分析を行う。

Ⅳ 基本集計に基づく状況把握

1 雇用面における変化

ここでは基本的な集計結果から、震災後の時点別、居住地域別に雇用面や健康面にどのような変化が生じたかについて確認する。図1は、災害救助法適用地域とそれ以外の地域において、震災後の就業割合がどのように異なっているかを見ている。2010年1月時点で非正規就業者であった男性の震災直後の就業割合を見ると、災害救助法適用地域ほど大きく低下していることがわかる。しかし、その後、両地域に違いは見られなくなった。次に正規就業者の男性について見ると、震災3ヶ月後で適用地域の就業割合が大きく減少していた。その後の震災6ヶ月後になると、適用地域の就業割合は大きく上昇し、10ヶ月後には地域間の差はほぼなくなった。これらの結果から、正規、

非正規の両方において、特に震災3ヶ月後に災害救助法適用地域の就業割合が減少するものの、その後、就業割合の差は解消されたと言える。

次に図1の女性について見ると、2010年1月時点で就業していた女性の震災後の就業割合は、地域によって大きな差は見られない。これに対して、2010年1月時点で無業であった女性について見ると、適用地域の新規就業割合は震災3ヶ月後には大きく低下していた。しかし、その後、適用地域の就業割合は大きく上昇を続けている。無業だった女性の場合、震災直後では適用地域の新規就業が抑制されているが、それ以降ではむしろ適用地域の就業が増加する傾向にあった。

次に図2より、労働所得と労働時間の推移について確認する。ここでは男女別ではなく、居住地域別に就業者全体、正規・非正規就業者ごとにその違いを確認する。まず、図2左図の労働所得について見ると、どの属性においても震災後に大き

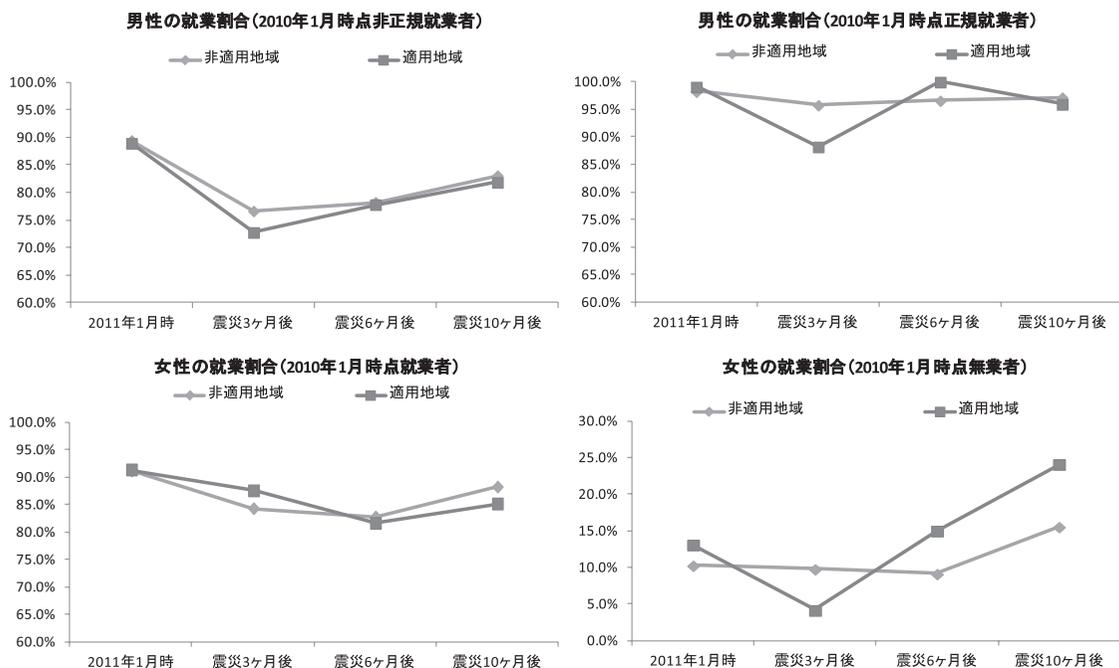


図1 就業状態に関する災害救助法適用地域と非適用地域の違い

出所) KHPS, JHPSおよびその第1回と第2回「震災特別調査」により筆者作成。

注) 集計は60歳未満サンプルに限定。

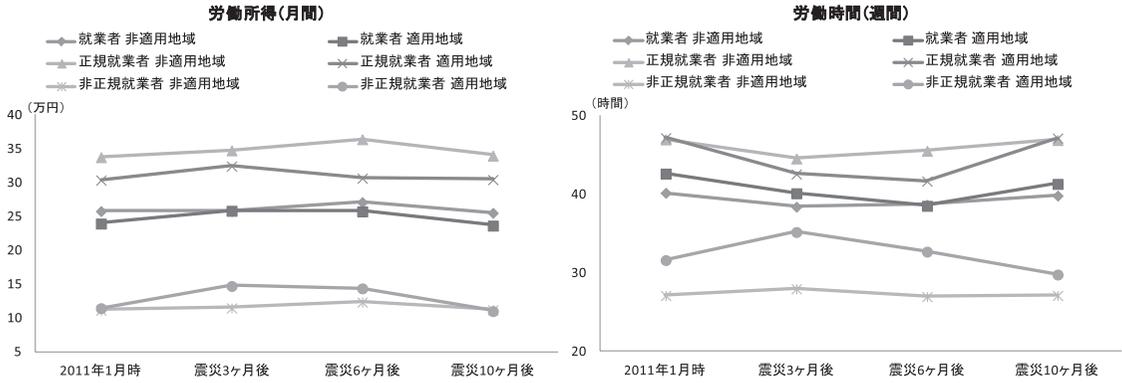


図2 所得と労働時間に関する災害救助法適用地域と非適用地域の違い

出所) KHPS, JHPSおよびその第1回と第2回「震災特別調査」により筆者作成。
 注) 集計は60歳未満サンプルに限定。

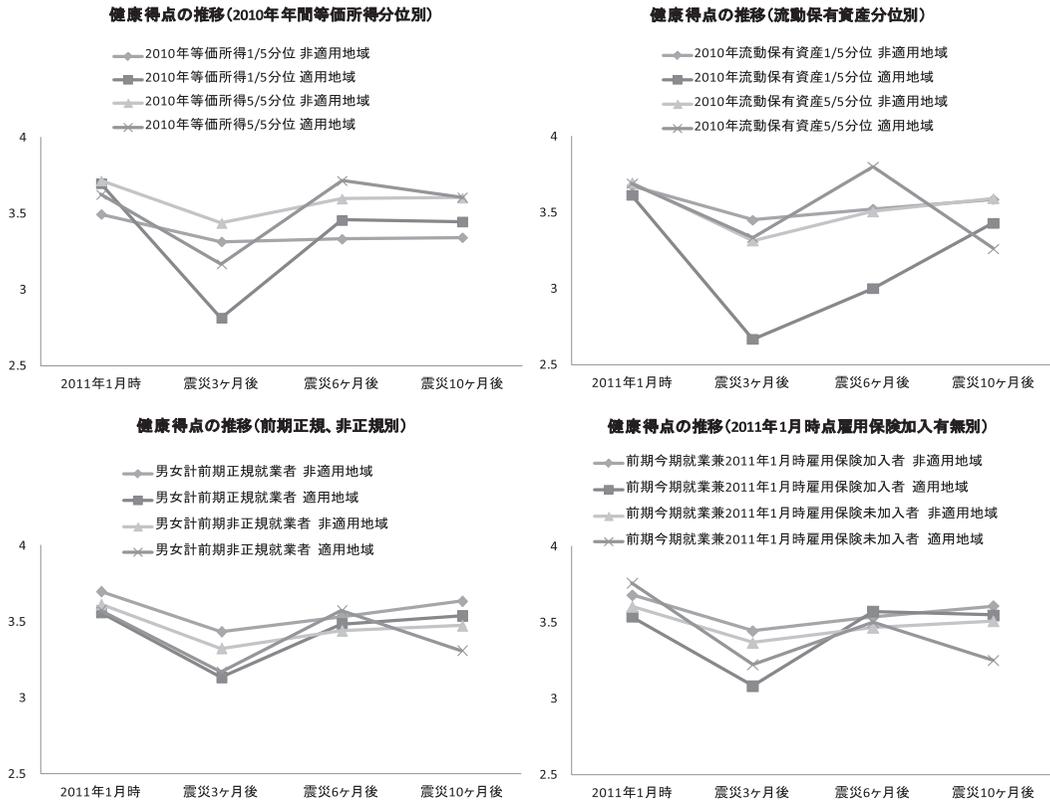


図3 健康指標の得点変化に関する災害救助法適用地域と非適用地域の違い

出所) KHPS, JHPSおよびその第1回と第2回「震災特別調査」により筆者作成。
 注) 集計は60歳未満サンプルに限定。

な変化は見られなかった。適用地域の正規・非正規就業者は震災3ヶ月後に若干所得が増加し、その後6ヶ月後に低下しているようにも見えるが、大きな変化ではない。但し、正規就業者に限れば、震災6ヶ月後に適用地域と非適用地域において差が見られ、適用地域の所得の方が小さくなっていた。

図2右図の労働時間について見ると、非正規就業者では震災3ヶ月後の適用地域の労働時間が長くなっていたが、その後、低下する傾向にあった。これに対して正規就業者では、適用地域の労働時間が震災6ヶ月後まで低下していた。しかし、震災10ヶ月後になると労働時間は上昇し、地域間の差が見られなくなった。これらの結果から、震災直後に適用地域と非適用地域では労働時間に差が若干見られるようになるが、その後、その差は解消される傾向にあると言える。

2 健康面における変化

次に、健康状態の変化について確認する。図3は、災害救助法適用地域とそれ以外の地域において、健康指標が所得、資産状況、雇用形態、雇用保険加入状況によってどのように異なるのかを見ている。図3の世帯所得分位別の健康指標得点を見ると、適用地域の値がいずれの所得分位層でも低下する傾向にあった。特に低所得層（等価所得1/5分位）の適用地域では震災3ヶ月後の低下幅が非常に大きくなっていた。但し、震災6ヶ月後になると、適用地域の健康が徐々に回復していた。また、図3の流動資産分位別の健康指標得点を見ると、資産額の低い（流動保有資産1/5分位）適用地域ほど、震災3ヶ月後に健康状態が大きく悪化していた。但し、こちらも震災6ヶ月後以降に健康状態が回復する傾向にあった。これらの結果から、今回の震災は、低所得層や低資産層の健康状態を一時的ながら大きく悪化させたと言える。

次に雇用形態別の健康指標得点を見ると、正規就業者と非正規就業者の両方において、適用地域ほど健康指標の落ち込みが大きい傾向が見られた。また、雇用保険加入有無別に健康指標得点を見ると、雇用保険の加入状況に関わらず、適用地

域の方が若干健康指標の落ち込みが大きい傾向が見られた。しかし、6ヶ月後には適用地域の健康指標も大きく回復し、地域間に大きな差は見られなくなった。

以上の結果から、ほとんどの属性において震災3ヶ月後に健康が悪化していたが、その中でも特に適用地域の低所得層や低資産層ほど健康状態の悪化が大きかったと言える。

V 計量経済学手法を用いた分析結果

1 東日本大震災は雇用にどのような影響を及ぼしたか

前章の単純集計結果を使った分析では、災害救助法適用地域とほかの地域では就業面への影響が異なっている様子が見られ、特に震災後3ヶ月が経過した時点において、災害救助法適用地域において大きく就業が落ち込んでいることがわかった。他方、健康面においても震災3ヶ月後にはどの属性も健康の悪化が見られたが、特に適用地域の低所得層や低資産層において、大きく悪化していることが確認された。しかし、単純集計の結果では、性や年齢、学歴や就業先企業属性等の複数の要因がコントロールされていないため、上述した傾向が見られた可能性がある。こうした問題を解決するため、以下では、先に示した(1)式や(2)式に基づくDID分析から複数の要因をコントロールしたうえで、差異が見られるかどうかを検証する。

まず、雇用面に関する(1)式の分析のうち、男性の継続就業と女性の継続・新規就業に関する分析結果から確認する。結果は表2、表3に掲載されている。就業に関する分析結果をまとめると以下のように要約できる。なお、以下の結果は、主に表2、表3の調査時点ダミー及び災害救助法適用地域ダミーと調査時点ダミーの交差項に注目したものである。調査時点ダミーは、時系列的な変化を示し、災害救助法適用地域ダミーとの交差項は、時系列的な変化が被災地域とそれ以外の地域でどのように異なっているのかを示している。なお、これ以外の他の推計でも同じ点に注目している。

表2 東日本大震災が男性の継続就業へ及ぼした影響
(震災前(2010年1月時点)の雇用形態別就業者のその後の就業確率分析)

被説明変数		今期就業=1, 今期無業=0								
2010年1月時点就業男性サンプル		就業者	正規就業者	非正規就業者	就業者	正規就業者	非正規就業者	就業者	正規就業者	非正規就業者
推計方法		OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
説明変数		RE	pooled	FE	FE	pooled	FE	RE	pooled	FE
		b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
被災地域と調査時点ダミーとの交差項	災害救助法適用地域ダミー×第1回震災調査ダミー	-0.043 [0.022]*	-0.09 [0.020]***	0.092 [0.144]	-	-	-	-	-	-
	災害救助法適用地域ダミー×第2回震災調査ダミー	0.016 [0.026]	-0.003 [0.023]	0.084 [0.186]	-	-	-	-	-	-
	災害救助法適用地域ダミー×2012年調査ダミー	-0.03 [0.015]**	-0.003 [0.024]	-0.312 [0.161]*	-	-	-	-	-	-
大卒以上ダミーと調査時点ダミーとの交差項	大卒以上ダミー×第1回震災調査ダミー	-	-	-	0.006 [0.010]	0.006 [0.009]	0.042 [0.066]	-	-	-
	大卒以上ダミー×第2回震災調査ダミー	-	-	-	0.006 [0.010]	0.015 [0.009]	-0.019 [0.073]	-	-	-
	大卒以上ダミー×2012年調査ダミー	-	-	-	0 [0.008]	0.009 [0.009]	-0.101 [0.075]	-	-	-
20代ダミーと調査時点ダミーとの交差項	20代ダミー×第1回震災調査ダミー	-	-	-	-	-	-	-0.03 [0.017]*	-0.025 [0.016]	-0.017 [0.073]
	20代ダミー×第2回震災調査ダミー	-	-	-	-	-	-	-0.013 [0.018]	-0.01 [0.018]	-0.073 [0.080]
	20代ダミー×2012年調査ダミー	-	-	-	-	-	-	-0.027 [0.014]*	-0.013 [0.019]	-0.093 [0.084]
被災地ダミー	災害救助法適用地域ダミー	0.008 [0.012]	0.008 [0.010]	-	-	-	-	-	-	-
	第1回震災調査ダミー	-0.022 [0.005]***	-0.009 [0.004]**	-0.092 [0.032]***	-0.026 [0.006]***	-0.016 [0.006]***	-0.102 [0.039]***	-0.021 [0.005]***	-0.011 [0.005]**	-0.083 [0.037]**
	第2回震災調査ダミー	-0.011 [0.005]**	0.005 [0.005]	-0.029 [0.035]	-0.013 [0.007]**	-0.002 [0.006]	-0.021 [0.044]	-0.009 [0.005]*	0.005 [0.005]	-0.008 [0.041]
調査時点ダミー	2012年調査ダミー	-0.002 [0.004]	0.004 [0.005]	-0.022 [0.036]	-0.004 [0.005]	0 [0.006]	0 [0.045]	-0.002 [0.004]	0.005 [0.005]	-0.015 [0.042]
	年代ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	2010年1月時就業形態ダミー	YES	-	YES	-	YES	-	YES	-	-
J H P S ダミー	2010年1月時産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	2010年1月時職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	2010年1月時企業規模ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	学歴ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	有配偶者ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	子ども有無ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	J H P S ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ハウスマン検定 Prob>chi2	定数項	0.966 [0.013]***	1 [0.009]***	0.717 [0.222]***	0.957 [0.029]***	1.003 [0.225]***	0.733 [0.013]***	0.964 [0.009]***	1 [0.009]***	0.703 [0.226]***
	サンプルサイズ	5287	3304	382	5287	3304	382	5287	3304	382
Breusch and Pagan 検定 Prob>chi2	グループ	1794	1309	179	1794	1309	179	1794	1309	179
	ハウスマン検定 Prob>chi2	0.9462	0.9971	0.0232	0.0028	0.4257	0.0215	0.4061	0.9765	0.015
		0	0.1704	0.3068	0	0.1974	0.3441	0	0.1705	0.3469

注) 1) []内の値は標準誤差を表す。

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

3) ハウスマン検定, Breusch and Pagan検定の結果, 5%水準で推奨されるモデルの結果を掲載している。

4) 震災特別調査では雇用形態に関する質問がないため, 震災特別調査の就業者については, 2011年1月調査時の雇用形態を継続したものとみなしている。
出所) KHPS2011-KHPS2012, JHPS2011-JHPS2012, 震災特別調査から筆者推計。

- 男女とも震災3ヶ月後(第1回震災特別調査時点)では震災前(2011年1月時点)に比べて継続就業率がさらに低下している。非正規では, 災害適用地域, それ以外の地域とともに, 継続就業率が大きく低下した。男性正規就業者においては, 災害救助法適用地域の継続就業率が震災3ヶ月後に大きく低下している。
- 男女とも震災10ヶ月後(2012年本調査時)に継続就業確率が震災前の水準まで回復している。男性正規就業者の災害救助法適用地域でも

震災6ヶ月後(第2回震災特別調査時)には回復している。一方で, 男性非正規就業者の災害救助法適用地域では, 震災10ヶ月後時点において震災前と比べ, 依然として継続就業率の低下がみられる。

- 女性無業者の新規就業率は, 震災後の全ての時点において震災前よりも高くなっている。特に震災10ヶ月後時点で就業率が大きく高まり, 中でも災害救助法適用地域ほど大きな高まりを示している。

表3 東日本大震災が女性の継続就業、新規就業へ及ぼした影響
(震災前(2010年1月時点)の就業状態別その後の就業確率分析)

被説明変数		今期就業=1, 今期無業=0					
2010年1月時点就業女性サンプル 2010年1月時点無業女性サンプル		就業者	正規就業者	非正規就業者	無業者		
推計方法		OLS RE	OLS FE	OLS FE	OLS FE	OLS FE	OLS FE
説明変数		b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
被災地域と調査時点ダミーとの交差項	災害救助法適用地域ダミー×第1回震災調査ダミー	0.09 [0.052]*	0.059 [0.084]	0.106 [0.080]	-0.123 [0.107]	-	-
	災害救助法適用地域ダミー×第2回震災調査ダミー	0.064 [0.054]	0.047 [0.084]	0.128 [0.083]	0.083 [0.129]	-	-
	災害救助法適用地域ダミー×2012年調査ダミー	0.027 [0.031]	0.081 [0.085]	0.115 [0.084]	0.15 [0.064]**	-	-
大卒以上ダミーと調査時点ダミーとの交差項	大卒以上ダミー×第1回震災調査ダミー	-	-	-	-	0.047 [0.041]	-
	大卒以上ダミー×第2回震災調査ダミー	-	-	-	-	-0.002 [0.045]	-
	大卒以上ダミー×2012年調査ダミー	-	-	-	-	0.004 [0.038]	-
有配偶者ダミーと調査時点ダミーとの交差項	有配偶者ダミー×第1回震災調査ダミー	-	-	-	-	-	0.039 [0.053]
	有配偶者ダミー×第2回震災調査ダミー	-	-	-	-	-	-0.03 [0.058]
	有配偶者ダミー×2012年調査ダミー	-	-	-	-	-	-0.062 [0.048]
被災地ダミー	災害救助法適用地域ダミー	0.014 [0.028]	-	-	-	-	-
	第1回震災調査ダミー	-0.044 [0.009]***	-0.056 [0.016]***	-0.052 [0.012]***	0.031 [0.017]*	0.021 [0.018]	-0.004 [0.050]
	第2回震災調査ダミー	-0.06 [0.010]**	-0.045 [0.018]**	-0.034 [0.013]**	0.031 [0.018]*	0.035 [0.020]*	0.061 [0.055]
	2012年調査ダミー	-0.025 [0.008]***	-0.027 [0.019]	-0.015 [0.014]	0.083 [0.016]***	0.09 [0.017]***	0.146 [0.045]***
年代ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
2010年1月時就業形態ダミー	YES	-	-	-	-	-	
2010年1月時産業ダミー	YES	YES	YES	-	-	-	
2010年1月時職業ダミー	YES	YES	YES	-	-	-	
2010年1月時企業規模ダミー	YES	YES	YES	-	-	-	
学歴ダミー	YES	YES	YES	-	-	-	
有配偶者ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
子ども有無ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
JHPSダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
定数項	0.946 [0.028]***	1.127 [0.094]***	0.851 [0.090]***	-0.082 [0.142]	-0.034 [0.142]	-0.061 [0.145]	
サンプルサイズ	4430	1115	2020	1692	1692	1692	
グループ	1450	461	790	527	527	527	
ハウスマン検定 Prob>chi2	0.410	0.000	0.000	0.000	0.0011	0.000	
Breusch and Pagan 検定 Prob>chi2	0.000	0.076	0.044	0.000	0.000	0.000	

注) 1) []内の値は標準誤差を表す。
 2) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示す。
 3) ハウスマン検定, Breusch and Pagan検定の結果, 5%水準で推奨されるモデルの結果を掲載している。
 出所) KHPS2011-KHPS2012, JHPS2011-JHPS2012, 震災特別調査から筆者推計。

これらの結果から、この度の震災は、発生直後においては継続就業率を低下させる影響があったが、その後は回復に向かい、震災10ヶ月後には震災前の状態まで戻ったと考えられる。しかし、災害救助法適用地域では、震災10ヶ月後でも非正規男性の継続就業率が低下し、その動きに反応した付加的労働者効果からか、女性の新規就業率が災害救助法適用地域の震災10ヶ月後で特になくなったのではないかと考えられる⁸⁾。

2 東日本大震災は労働時間にどのような影響を及ぼしたか

次に、震災の労働時間への影響に関する分析結果を見ていく。結果表の表4では固定効果モデルや変量効果モデルといったパネル分析に加えて、ヘックマンの2段階推計も行っており、両者を総合して結果を解釈する。但し、表4のうち就業者全体や正規就業者サンプルでは逆ミルズ比λは有意ではなかった。したがって、就業サンプルだけを使った推計結果でも、サンプル・セレクション・

表4 東日本大震災が労働時間へ及ぼした影響

被説明変数 調査時点男女計就業サンプル	週労働時間 就業者		週労働時間 正規就業者		週労働時間 非正規就業者		
	OLS RE	ヘックマン 推計	OLS RE	ヘックマン 推計	OLS RE	ヘックマン 推計	
説明変数	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	
被災地域と調査時点ダミーとの 交互項	災害救助法適用地域ダミー×第1回震災調査ダミー	0.771 [1.902]	-0.231 [2.440]	-1.115 [2.322]	-2.071 [2.647]	4.832 [3.623]	1.364 [4.693]
	災害救助法適用地域ダミー×第2回震災調査ダミー	-0.751 [2.168]	-1.699 [2.749]	-2.306 [2.616]	-3.66 [2.977]	4.318 [3.969]	0.9 [5.108]
	災害救助法適用地域ダミー×2012年調査ダミー	-0.495 [1.220]	-0.42 [1.926]	-0.281 [1.528]	-0.198 [1.810]	-0.727 [2.275]	-0.097 [3.103]
被災地ダミー	災害救助法適用地域ダミー	1.484 [1.085]	1.54 [1.279]	0.411 [1.257]	0.245 [1.250]	2.602 [1.884]	3.791 [2.183]*
	第1回震災調査ダミー	-1.537 [0.387]***	-1.244 [0.865]	-2.567 [0.479]***	-2.587 [0.572]***	1.316 [0.692]*	1.584 [0.961]*
調査時点ダミー	第2回震災調査ダミー	-1.199 [0.430]***	-0.879 [0.887]	-1.589 [0.526]***	-1.588 [0.626]**	-0.22 [0.781]	0.615 [1.084]
	2012年調査ダミー	-0.082 [0.338]	-0.178 [0.456]	-0.183 [0.421]	-0.162 [0.503]	-0.044 [0.603]	-0.672 [0.858]
	λ	-	5.98 [26.181]	-	-1.262 [3.712]	-	-16.146 [7.356]**
年代ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
性別ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
既婚ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
子ども有無ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
前期産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
前期職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
前期企業規模ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
J H P Sダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
定数項	34.148 [1.032]***	34.52 [1.014]***	40.201 [1.210]***	42.599 [5.077]***	31.91 [1.744]***	41.286 [4.728]***	
サンプルサイズ	8566	8566	4828	4828	2614	2614	
グループ	3337	3337	1870	1870	1109	1109	
ハウスマン検定 Prob-chi2	0.217		0.794		0.935		
Breusch and Pagan検定 Prob-chi2	0.000		0.000		0.000		

注) 1) []内の値はパネル分析では標準誤差、ヘックマン推計ではWhite (1980)の一貫性を持つ標準誤差を表す。

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

3) ハウスマン検定、Breusch and Pagan検定の結果、5%水準で推奨されるモデルの結果を掲載している。

4) 震災特別調査では雇用形態に関する質問がないため、震災特別調査の就業者については、2011年1月調査時の雇用形態を継続したものとみなしている。

5) ヘックマン推計についての1段階目の推計には、被説明変数に就業 (1, 0)を用い、説明変数には2段階目に用いた変数から産業、職業、企業規模ダミーについては除き、持ち家ダミーを用いている。

バイアスは発生していないと判断されるため、就業者全体と正規就業サンプルではパネル分析の結果を見て行く。分析結果の特徴は以下の通りである。

- 正規就業者では、震災3ヶ月後と6ヶ月後の時点で震災前(2011年1月時点)に比べて労働時間が短縮している。また、震災後の各時点において災害救助法適用地域と非適用地域とでは違いが見られない。
- その反面、非正規就業者では、震災3ヶ月後時点で震災前(2011年1月時点)よりも労働時間が伸びている。また、非正規就業者も震災後の各時点において災害救助法適用地域と非適用地域とでは違いが見られない。

先述の就業に関する分析結果と合わせてみると、この度の震災において、発生3ヶ月後と6ヶ

月後の時点で正規就業者の継続就業率、労働時間の減少傾向が観察された。大々的な節電要請などもあり、正規就業者については労働力の活用が抑制されていたと思われる。しかし、非正規については震災直後では継続就業率に減少が見られる一方で、労働時間は増加していた。正規就業者と非正規就業者の労働力の減少分が非正規就業者の労働時間の増加で補われた可能性がある。

3 東日本大震災は労働所得にどのような影響を及ぼしたか

次に労働所得への影響に関する分析結果を表5から確認する。ここでもパネル分析とヘックマン2段階推計の双方の分析結果から解釈を加えて行きたい。但し、表5のうち就業者全体サンプルでは逆ミルズ比λは有意ではなかった。したがって、

表5 東日本大震災が労働所得へ及ぼした影響

被説明変数 調査時点男女計就業サンプル	月の労働所得 就業者		月の労働所得 正規就業者		月の労働所得 非正規就業者		
	OLS FE	ヘックマン 推計	OLS FE	ヘックマン 推計	OLS RE	ヘックマン 推計	
推計方法	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	
説明変数							
被災地域と調査時点ダミーとの 交互項	災害救助法適用地域ダミー×第1回震災調査ダミー	1.007 [0.896]	-0.147 [1.798]	0.165 [1.108]	1.7 [3.112]	1.883 [1.206]	0.778 [2.250]
	災害救助法適用地域ダミー×第2回震災調査ダミー	-1.146 [1.009]	-0.177 [2.037]	-2.867 [1.230]**	-2.026 [3.532]	0.167 [1.321]	-0.143 [2.462]
	災害救助法適用地域ダミー×2012年調査ダミー	0.064 [0.569]	-0.02 [1.300]	-0.383 [0.723]	-0.706 [2.118]	-0.309 [0.755]	-0.498 [1.479]
被災地ダミー	災害救助法適用地域ダミー	-9.132 [4.328]**	-0.91 [0.883]	-7.778 [4.098]*	-2.452 [1.458]*	0.562 [0.825]	1.258 [1.054]
	第1回震災調査ダミー	0.262 [0.177]	0.598 [0.517]	-0.135 [0.220]	-0.475 [0.674]	0.636 [0.225]***	0.823 [0.463]*
調査時点ダミー	第2回震災調査ダミー	0.777 [0.198]**	1.735 [0.540]**	0.392 [0.244]	0.482 [0.744]	1.246 [0.254]**	1.769 [0.520]**
	2012年調査ダミー	0.388 [0.159]**	-0.003 [0.338]	0.478 [0.201]**	0.162 [0.593]	0.182 [0.199]	-0.069 [0.410]
	λ	-	11.119 [12.031]	-	-18.413 [3.619]***	-	-9.865 [3.322]***
年代ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
性別ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
既婚ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
子ども有無ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
前期産業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
前期職業ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
前期企業規模ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
JHPSダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
定数項	26.448 [1.357]**	13.969 [0.663]**	35.259 [1.828]**	48.447 [5.093]**	11.113 [0.820]**	17.128 [2.171]**	
サンプルサイズ	8566	8566	4828	4828	2614	2614	
グループ	3337	3337	1870	1870	1109	1109	
ハウスマン検定 Prob>chi2	0.000		0.000				
Breusch and Pagan検定 Prob>chi2	0.000		0.000		0.000		

注) 1) []内の値はパネル分析では標準誤差、ヘックマン推計ではWhite (1980) の一貫性を持つ標準誤差を表す。
 2) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。
 3) ハウスマン検定、Breusch and Pagan検定の結果、5%水準で推定されるモデルの結果を掲載している。
 4) 震災特別調査では雇用形態に関する質問がないため、震災特別調査の就業者については、2011年1月調査時の雇用形態を継続したものとみなしている。
 5) ヘックマン推計についての1段階目の推計には、被説明変数に就業 (1, 0) を用い、説明変数には2段階目に用いた変数から産業、職業、企業規模ダミーについては除き、持ち家ダミーを用いている。

就業者全体では無業者を省いたことによるサンプル・セレクション・バイアスはないと判断されるため、パネル分析の結果を見て行くことにする。分析結果の特徴は以下の通りである。

- 非正規就業者の場合、労働時間の増加が見られた震災3ヶ月後の所得が増加しているが、労働時間の増えていなかった震災6ヶ月後の所得についても増加している。
- 正規就業者の場合、労働時間について減少していた震災3ヶ月後と6ヶ月後の所得が減少していない。
- いずれの推計結果においても、災害救助法適用地域と非適用地域とで所得に明確な違いは見られない。

但し、なぜ以上のような分析結果があらわれているのかを合理的に解釈することは難しい。労働

所得の維持や変化が、労働時間変化や賃金変化のどちらの経路で発生しているのかを判断するには不明確な結果であり、『毎月勤労統計調査』の「毎月決まって支給する給与」を見ると、震災後に変化している様子は見られない。この点については、今後の研究課題である。

4 東日本大震災は健康にどのような影響を及ぼしたか

表6は健康指標に関する分析結果を示している。表6から見られる特徴を以下に挙げる。

- 震災前に比べ震災後の3時点の全てにおいて全般的な健康状態の悪化が見られ、震災前 (2011年1月時点) の水準まで回復していない。
- 特に災害救助法適用地域では、低所得層や保有資産額の低い層、雇用保険未加入者ほど震災

表6 東日本大震災が健康に及ぼした影響

被説明変数	健康得点							
	2010年調査時点 等価所得下位 5分の1		2010年調査時点 等価所得上位 5分の1		前期調査時点 流動資産下位 5分の1		2011年1月時点で雇用保険 正規就業者 (男女計)	
	OLS FE	OLS RE	OLS FE	OLS RE	OLS FE	OLS RE	OLS FE	OLS RE
説明変数	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
被災地域と調査時点ダミーとの交差項								
災害救助法適用地域ダミー×第1回震災調査ダミー	-0.828 [0.216]***	-0.107 [0.196]	-0.549 [0.249]**	0.041 [0.249]	-0.098 [0.142]	-0.238 [0.204]	-0.333 [0.163]**	-0.158 [0.144]
災害救助法適用地域ダミー×第2回震災調査ダミー	-0.317 [0.252]	0.29 [0.217]	-0.321 [0.268]	0.232 [0.268]	0.166 [0.158]	0.084 [0.223]	-0.181 [0.194]	0.216 [0.152]
災害救助法適用地域ダミー×2012年調査ダミー	-0.092 [0.133]	0.16 [0.147]	-0.102 [0.182]	-0.223 [0.182]	0.104 [0.161]	-0.237 [0.228]	-0.503 [0.200]**	0.117 [0.156]
被災地ダミー								
災害救助法適用地域ダミー	-	-0.085 [0.130]	-0.082 [0.173]	-	-0.086 [0.083]	-0.002 [0.113]	0.165 [0.102]	-0.134 [0.078]*
第1回震災調査ダミー	-0.15 [0.046]***	-0.285 [0.039]***	-0.218 [0.054]***	-0.336 [0.061]***	-0.275 [0.028]***	-0.264 [0.036]***	-0.216 [0.035]***	-0.249 [0.026]***
第2回震災調査ダミー	-0.09 [0.051]*	-0.147 [0.042]***	-0.126 [0.058]**	-0.145 [0.066]**	-0.167 [0.032]***	-0.129 [0.042]***	-0.105 [0.039]***	-0.144 [0.029]***
2012年調査ダミー	-0.165 [0.042]***	-0.124 [0.036]***	-0.086 [0.047]*	-0.118 [0.056]**	-0.074 [0.032]**	-0.134 [0.043]***	-0.066 [0.040]	-0.084 [0.030]***
年代ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
既婚ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
子ども有無ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
前期産業ダミー	-	-	-	-	YES	YES	YES	YES
前期職業ダミー	-	-	-	-	YES	YES	YES	YES
前期企業規模ダミー	-	-	-	-	YES	YES	YES	YES
JHPSダミー	-	YES	YES	-	YES	YES	YES	YES
定数項	3.542 [0.227]***	3.351 [0.096]***	3.426 [0.160]***	3.713 [0.381]***	3.302 [0.087]***	3.208 [0.118]***	3.33 [0.103]***	3.365 [0.078]***
サンプルサイズ	1908	2360	1398	1029	4384	2370	2552	5097
グループ	630	775	460	340	1852	1086	1104	2114
ハウスマン検定 Prob>chi2	0.045	0.882	0.443	0.020	0.7645	0.6202	0.2075	0.0778
Breusch and Pagan検定 Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 1) []内の値は標準誤差を表す。

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

3) ハウスマン検定, Breusch and Pagan検定の結果, 5%水準で推奨されるモデルの結果を掲載している。

出所) KHPS2011-KHPS2012, JHPS2011-JHPS2012, 震災特別調査から筆者推計。

3ヶ月後の健康状態の悪化が大きくなっている。震災によって経済的に不利な環境にある者や雇用保険未加入者ほど、健康状態の悪化が特に深刻であったと考えられる。

- しかし、低所得層や低保有資産額層については、震災6ヶ月後に他の層や災害救助法が適用されていない地域との差がなくなっており、多少の回復が見られる。これは北村・平井(2012)の分析結果とも整合的である。一方で、雇用保険未加入者の災害救助法適用地域では、震災後10ヶ月後においても健康が悪化しており、雇用保険未加入者の問題が深刻である。

以上の結果から、この度の震災は人々の健康に悪影響を及ぼし、特に被災地域で経済的に不利な立場にある者へのダメージが深刻であったと考えられる。その中でも、雇用保険未加入者では問題が深刻であった。本稿の分析に用いている健康得点は主観的な回答データであるため、健康被害へ

の対応制約という理由だけでなく、保険に加入していない不安感や加入できないストレスなどが強く反映されている可能性がある。そうであれば、保険未加入者層への健康回復に関する支援施策に加え、しばしば指摘されるように加入要件を満たすが未加入者である者が多いならば、彼らの保険加入の徹底自体も重要な政策テーマではないかと考えられる。

VI むすび

本稿の目的は、KHPS及びJHPSを用い、東日本大震災が就業、所得、労働時間、健康にどのような影響を及ぼしたのか、そしてそれは時間の経過とともにどのように変化したかを明らかにすることであった。分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、就業状態の変化について分析した結果、災害救助法適用地域の労働者ほど継続就業

率がより低下しており、男性正規就業者については3ヶ月後、男性非正規就業者については10ヶ月後に継続就業率が低下していた。次に女性の新規就業確率が震災後、特に震災10ヶ月後で高まっており、さらに災害救助法適用地域ほど高まりは大きかった。2点目は、震災が労働所得及び労働時間に及ぼした影響を分析した結果、災害救助法適用地域とその他の地域で差は見られなかった。3点目は、震災が健康に及ぼした影響を分析した結果、災害救助法適用地域の経済的に不利な環境にある者や雇用保険未加入者のほうが、より健康状態が悪化していた。この健康状態の悪化は、特に雇用保険未加入者において顕著であり、震災後も回復が遅れる傾向にあった。

以上が本稿の分析によって得られた結果である。この中でも特に注目されるのが雇用保険未加入者の健康状態の悪化である。就業者のセーフティーネットである雇用保険に未加入である場合、失業による経済的損失が大きく、心理面も含め健康維持が困難になると考えられる。小林・佐藤(2011)でも指摘されているように、健康状態の悪化は、就業抑制につながる可能性もあるため、特に対処が必要となるだろう。震災による健康状態に雇用保険の有無が影響を及ぼしている点を考慮すると、雇用保険制度のさらなる適用拡大が望まれる。

注

- 1) 出所：厚生労働省「一般職業紹介状況」, 2013年6月公開。
- 2) 被災地域の雇用については、ミスマッチの問題が強く指摘されているが、復興に伴う建築関連の職に女性が就きにくいなど、需要、供給ともに高まる兆しがあっても女性の就業になかなか繋がってゆかないことは考えられる。
- 3) 東北3県の就業者数は震災前では275万人前後で推移していた(「労働力調査」)。震災による東北3県の死者は15,816人、行方不明者は2,652人で(警察庁「被害状況と警察措置」2013年8月発表)、合わせて18,468人となる。さらに、2011年3月から24年2月期に、東北3県における転出超過数は41,216人である。うち64歳以下人口は37,787人(全体の91.7%)、15歳～64歳の人口は28,158人(全体の68.3%)を占めている(総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」)。しかし、復興庁が発表

した震災1年後の2012年3月8日現在の自県外避難者数は、東北3県では合計72,892人(岩手県から1,578人、宮城県から8,483人、福島県から62,831人)となっている。転入届を提出していない者が存在することを考えて、実際の人口移動は「住民基本台帳人口移動報告」よりさらに大きいことが窺え、被災地における労働力不足が懸念される。

- 4) 非正規就業者については、契約の更新のタイミングで契約内容が見直されることも考えられる。直面している経済状況に応じて、賃金の見直しは正規就業者以上に影響されやすいかもしれない。
- 5) 従属変数はダミー変数をとるが、固定効果モデルについても推計を行う手続き上、あえてロジットやプロビットモデルではなく線形確率モデルを選択している。
- 6) 災害救助法適用地域は、都道府県知事によって決定される。東日本大震災では、東北3県(岩手県、宮城県、福島県)の全市町村、青森県の1市1町、茨城県の28市7町2村、栃木県の15市町、千葉県の6市1区1町、東京都の47区市町、新潟県の2市1町と長野県の1村は災害救助法適用地域として指定された(厚生労働省『東日本大震災関連情報』)。なお、東京都の47区市町は帰宅困難者の対応として適用されており、他の適用地域と比べ、人的、経済的被害が小さいため、本研究では非適用地域として取り扱っている。
- 7) 本稿で用いている震災特別調査では、震災による住居の直接被害について質問されているが、自宅が半壊以上の被害を受けたサンプルは4名のみである。災害救助法適用地域居住者といっても甚大な被害を受けたサンプルが多く含まれているわけではないことには注意を要する。
- 8) 男性や女性の中でも特にどの層に震災の影響が大きかったのかを確認するため、年齢ダミーや学歴ダミー、既婚ダミーなどと調査時点ダミーとの交差項を用いた分析も行ったが、特定の層への影響は確認されなかった。

参考文献

- Baez, Javier de la Fuente, Alejandro and Santos, Indhira, (2010), Do Natural Disasters Affect Human Capital? An Assessment Based on Existing Empirical Evidence, IZA Discussion Papers.
- Belasen, A. R. and S. W. Polachek (2009). How Disasters Affect Local Labor Markets; The impact of Hurricanes in Florida, Journal of Human Resources, 44 (1), 251-276.
- McIntosh M. F., (2008), Measuring the Labor Market Impacts of Hurricane Katrina Migration: Evidence from Houston, Texas, The American Economic Review, 98 (2), pp. 54-57
- 大竹文雄・奥山尚子・佐々木勝・安井健悟 (2012)「阪

- 神・淡路大震災による被災地域の労働市場へのインパクト」『日本労働研究雑誌』No.622, 17-30頁
- 何芳 (2012) 「東日本大震災後の就業回復についての考察」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應－京大連携グローバルCOE 編著『日本の家計行動のダイナミズム VIII』第3章, 慶應義塾大学出版会, 113-134頁
- 北村行伸・平井滋 (2012) 「東日本大震災がもたらした精神的コスト：パネルデータを用いた自然災害の幸福度・健康感への影響の検討」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應－京大連携グローバルCOE 編著『日本の家計行動のダイナミズム VIII』第8章, 慶應義塾大学出版会, 233-254頁
- 小林徹・佐藤一磨 (2012) 「東日本大震災が就業行動へ及ぼした影響」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應－京大連携グローバルCOE 編著『日本の家計行動のダイナミズム VIII』第2章, 慶應義塾大学出版会, 77-112頁
- 周燕飛 (2012) 「大震災で東北3県の人口と労働市場はどう変わるか：既存の災害研究からの知見」『日本労働研究雑誌』No.622, 31-45頁
- 樋口美雄・幹友彦・細井俊明・高部勲・川上淳之 (2012) 「震災が労働市場にあたえた影響：東北被災3県における深刻な雇用のミスマッチ」『日本労働研究雑誌』No.622, 4-16頁
- 深澤佳代子・山田正美・石岡幸恵・佐藤和美・込田啓子 (2009) 「新潟中越地震の急性期看護に従事した看護師のメンタルヘルスに関する研究—震災後10ヶ月間の心理的回復過程に焦点を当てて—」『新潟県立看護大学看護研究交流センター年報』, H21, 11-12頁
- 若林佳史 (2003) 『災害の心理学とその周辺—北海道南西沖地震の被災地へのコミュニティ・アプローチ—』, 多賀出版
 (ひぐち・よしお 慶應義塾大学教授)
 (こばやし・とおる 慶應義塾大学大学院博士課程)
 (か・ほう 慶應義塾大学大学院博士課程)
 (さとう・かずま 明海大学専任講師)

脆弱性をもつ世帯への災害の複合的影響： 住宅・就労・ケア・移動にかかわる問題に焦点をあてて

田 宮 遊 子
土 屋 葉
井 口 高 志
岩 永 理 恵

I はじめに

本研究は、東日本大震災が人々の生活に与えたインパクトについて検討する。本研究の特徴は、第1に、災害発生直後の激変期ではなく、災害発生後数年を経過した段階における災害の影響を分析している点にある。また、被災者のなかでも、災害リスクに対する脆弱性が高い人々に着目している点が、第2の特徴である。

社会科学的な災害研究の知見によれば、災害という加害力が作用した結果として起きる影響の大きさは、個々人のリスクに対する脆弱性によって異なり、脆弱性が大きいことは災害発生直後の被害を深刻なものにするだけでなく、長期的な暮らしの再建を困難とし、次に発生する災害に対しても人々をさらに脆弱にすることが指摘されている〔Wisner (2004=2010)〕。また、阪神・淡路大震災時の多くの仮設・復興住宅の調査が明らかにしてきたのは、時間の経過とともに、被災者が抱える問題が見えにくくなっていくことであった〔額田 (1999)、田中 (2006)〕。

そうであれば、現在東日本大震災の被災者の復興が急がれるなかで、誰の生活再建が遅れをとっているのか、その遅れはどのような要因が引き起こしているのかという問について、現段階で生じている論点を明らかにする事は、急務の課題とな

る。

本稿は、住宅、雇用、ケア、移動という4つの論点に絞り、平常時から脆弱性の高い人々がどの程度災害の影響をうけ、その結果どのような困難に直面しているのかを明らかにしようとするものである。分析には、私たち研究チームが実施している、被災者への継続的インタビュー調査から得られたデータ（質的データ）を用いる。

II 脆弱性に着目した先行研究と分析枠組み

日本の防災対策では、災害時の避難に支援を要する高齢者、障害者、外国人、乳幼児、妊婦等を「災害時要援護者」と定義し、防災対策上位置づけていた（内閣府2006年『災害時要援護者の避難支援ガイドライン』）。東日本大震災の津波被害による障害者や高齢者の死亡率が高かった問題などを受け、災害時要援護者のうち、災害発生直後に支援を必要とする人に焦点をあてて「避難行動要支援者」と定義し、避難時のガイドラインの見直しを行った（内閣府2013年『避難行動要支援者の避難行動支援に関する取組指針』）。同ガイドライン見直しのための検討会の報告書では、災害直後の避難の問題だけでなく、避難所での支援の指針も示された。要支援者の避難直後の移動に避難所での問題を加えることの必要性は提起されたが、日本の災害対策は脆弱性の定義と範囲に関し

て、依然として狭いと言わざるをえない。

従来の災害時要援護者支援の範疇の狭さは、これまでも批判の対象となってきた。たとえば、災害の種類、住環境、社会的つながりの度合いなどの個別の状況を考慮に入れていない点についての指摘〔立木 (2011)〕や、そうした個別性への目配りがないために、災害時応急対策が画一的に行われていることへの批判〔田中 前掲論文〕がある。また、長瀬 (2011) は、より長い時間軸での支援も視野に入れ、障害者権利条約や改正障害者基本法と連続して考える必要性を指摘している。

私たちの研究は、こうした先行研究の問題意識を共有し、災害に対する脆弱性を広義にとらえ、その問題性を検討しようとするものである。では、その脆弱性はどのように分析できるだろうか。災害と脆弱性を指標化する試みとして、*WorldRiskReport*による‘World Risk Index’にみられるような定量化が行なわれているが、こうした方法は、分析者が選択したいくつかの代表的な指標を得点化し、リスクの高低を測るもので、国際的な大規模比較には便利な方法ではある。しかし、本研究は東日本大震災という単一の災害に関して、脆弱性の多層的な側面を分析しようとするものであり、こうした方法論は適さない。そこで、私たちの研究では、社会科学の視点からの災害研究を重視するベン・ワイズナーの脆弱性定義と分析方法に依拠した質的調査を行う。

ワイズナーは、災害に対する脆弱性を「自然の加害性の力が非日常的な大きさで作用する場合、それを予測して対応する行動を取り、対処あるいは対抗し、その後、回復するために必要な人ならびにそのグループの能力」と定義する〔Wisner 前掲書, p.29〕。

この脆弱性を分析するために、脆弱性が増減する因果関係と、生活を維持するために必要な資源にアクセスするまでの（あるいはアクセスできない）過程を動的にとらえる、「アクセス・モデル」を提唱している。すなわち、災害による脆弱性は、災害が直接の原因となっている要素だけでなく、一見無関係にみえる要素によっても増減する。脆弱性が増減するのは、どのような原因によるもの

なのか、そして、どのような過程で進行するのか、それらの間に対して、資源へのアクセスの諸側面を災害前後という連続性のなかで分析する方法である〔Wisner前掲書, pp.55-104〕。こうした災害の脆弱性分析を簡便化したものとして、被害を受け易いと想定される集団（貧困層、女性、子ども、高齢者、障害者、社会的マイノリティ層）が災害の前後で利用できる経済的、心理的・社会的、地理的資源の増減を測るという方法があり得る〔Wisner et al. (1993)〕。

本研究では、インタビュー調査による質的データの分析を行う。この方法を用いるのは、第一に、質問紙調査などの量的調査では社会的少数集団に属する脆弱性の高い人々が有する問題が数として現れにくいためである。脆弱性の高い人々へアプローチするには個別の事例にあたる必要がある不可欠である。第二に、仮説にもとづき検証するといった、演繹的方法を用いるためのデータが蓄積されていないことがある。林・重川 (1997) は、災害発生後から復興までの「災害過程」についての理解がまだまだ不十分であることを指摘する。脆弱性の高い被災者のそれについてはなおさらである。

ところで、災害は人々の生命や財産を奪うが、その被災者とは誰を指しているのだろうか。目に見える損失を被った人々、あるいはもっと狭義に罹災証明を受けた者だけが被災者とはいえない。林 (2003) は、災害により日常生活に何らかの変化が生じ困っている人々や、災害によるショックで恐怖心を抱いた人々についても被災者であると指摘する。本研究では、林の定義に場所的限定をくわえ、東日本大震災当時、東北3県（岩手県、宮城県、福島県）に居住し、震災による死亡や障害、住宅の損壊を伴うような被害を受けていなくとも、日常生活に何らかの影響を受けた人々で構成される世帯を被災世帯にとらえ、調査の対象とする。

Ⅲ 調査方法

本調査は、2012年8月から2013年8月までに、岩

表1 インタビュー対象世帯一覧

名 前	被災時の年齢・性別	被災時の障害や傷病・社会保障制度の状況	住宅の被災状況
A Aの妹	50代後半・男性 50代後半・女性	視覚障害（全盲）・障害基礎年金1級	自宅（持家兼Aの職場）大規模半壊
B Bの夫	80代前半・女性 80代後半・男性	老齢基礎年金 要介護（要介護5）・老齢基礎・共済年金	自宅（持家）全壊
C Cの母	40代後半・男性 70代後半・女性	精神障害（統合失調症）・障害厚生年金3級 老齢基礎年金	自宅（持家兼Cの母の職場）全壊
D E（Dの妹） D, Eの父	50代後半・男性 50代前半・女性 80代前半・男性	視覚障害（片目の失明） 身体障害（リウマチ）・障害基礎年金2級 要介護（要介護5）・老齢基礎年金	自宅（持家）の損傷なし
F G（Fの妻） F, Gの娘 F, Gの娘 F, Gの娘	50代前半・男性 40代前半・女性 10代前半・女性 10代前半・女性 10代前半・女性	視覚障害（全盲）・障害基礎年金1級 視覚障害（弱視）・障害基礎年金2級	自宅（持家兼Fの職場）全壊

手県沿岸地域（2市2町）の7被災世帯を対象に行ったが、本稿ではそのうち5世帯（直接インタビューを行ったのは7名）について分析する（表1）。インタビュー対象者は被災地における障害者を支援するボランティア団体より紹介を受けた。時間の経過にともなう変化を聞きとるために、2012年8月、11月と2013年8月に訪問し、調査を行った。5世帯のうち2世帯には3回、3世帯には2回にわたり調査を行った。

調査に際しては、事前に紹介団体等を通じ、調査の目的、内容について説明し調査実施の了承を得た。調査者は2～4名、対象者は1～2名で行った。場所は対象者の自宅や職場、ファミリーレストラン等飲食店、ボランティア団体の事務所であった。冒頭に調査の趣旨、プライバシーの保護、回答拒否の自由等について話し、録音の許可をいただいた。すべてのケースについて録音を行い、文字起こし記録を作成した。調査者側から事前に準備した質問を行ったが、調査対象者の語りやその順番を妨げないように注意を払った。時間は1時間から2時間半であった。

Ⅳ 住宅被害に対する脆弱性

震災発生から2年以上が経過した現在、被災者が自らの住居について、仮設住宅からの移行先を選択する時期にきている。持家の修繕・再建、民

間賃貸住宅や災害復興公営住宅（以下、復興住宅）への入居かの選択となるが、被災者それぞれが得られる住宅資源の差異を分かち要因はどこにあるのだろうか。

生活再建のタイミングに関して、木村他（2004）は、被災後一定期間を経過した段階で、災害の影響がなくなった時期を過去に振り返って回答者に選択してもらう方法を用い、主観的な生活の再建時期を測定している（「復興カレンダー」）。それによれば、仕事や学校が元に戻り、毎日の生活が落ち付き、すまいの問題が解決し、家計への震災の影響がなくなる、という順序で生活の再建が進むという〔林（2010）〕。とくに住居にかんしては、「すまいの問題が最終的に解決した」との回答が半数を超える時期は、阪神・淡路大震災で8ヶ月後、中越地震で半年後、中越沖地震で3ヶ月後であり、回答が8割を超える時期は、いずれも震災から1年後であった〔木村他（2006, 2010）〕。

阪神・淡路大震災時に兵庫県の住宅復興計画が公表されたのは震災から半年後であったが〔沼尾（1997, p.78）〕、東日本大震災の場合その被害の大きさからか、復興庁が一括して住宅再建の工程表を公表したのは震災から2年が経過してから（2013年3月7日）と遅かった。被災者の住宅に関する復興感はこうした政策の影響をも受けるとして、木村らの「復興カレンダー」が今回の震災にも該当すると仮定するならば、被災者の多くが住

宅問題にひとまずの結論がでる時期が到来している一方で、脆弱性の高い人が取り残されている可能性がある。

1 持家の修繕・再建を果たした世帯

ここで、私たちの実施したインタビュー調査から、すでに持家を回復したAさんとBさん、自力再建と復興住宅入居の間で揺れているCさんの3ケースについて、住宅資源へのアクセスの違いについて検討する。ここでは、事前の保険、貯蓄、仕事、親族ネットワークと情報という5つの要因の作用に注目する。

本節で取り上げる3世帯は、津波の被害が甚大であったことと、持家の再建志向において共通しているものの、現在の住居に至るまでの過程には異なる要因が作用した。

まず、修繕や再築により自宅の再建を果たした2世帯についてみると、資金面では災害関連の現金給付に加えた事前の備え（地震保険への加入、貯蓄）が、情報収集や意思決定の過程では親族ネットワークが機能していた。

視覚障害（全盲）をもつAさんは、持家の住戸を居住スペースと仕事場とに分け、鍼灸の治療院を営んでいた。津波により自宅は大規模半壊の被害を受け、避難所に2週間、福祉施設で3ヶ月間の避難生活後、仮設住宅に8ヶ月間居住した。修繕が終わり自宅に戻ったのは、震災からおよそ11ヶ月後であった。

Aさんの自宅は大規模半壊の被害を受けた。周辺はほとんどの建物が津波で全壊し、住み慣れた町の風景は一変した。近隣に住人がほとんどいないという厳しい状況のなか、自宅の修繕を選択したのには、2つの要因があった。まず、居住地が変わることは、日常生活に深刻な影響をもたらす。実際、仮設住宅に入居中は、ゴミ捨てといったきわめて日常的な行為でさえ、他者の支援が不可欠な状況だった。また、仮設住宅の一室では、広さや衛生面で問題があったため、治療院の再開のためにも自宅を再建する必要があった。

資金面では、被災者生活再建支援制度による支援金（基礎支援金及び加算支援金）も有用だった

が、地震保険の存在が大きかった。震災から3ヶ月後という早い段階で地震保険の支給が決定したことが、震災前の自宅に戻る決断の決め手となった。

次に、被災時80歳と高齢であったが持家を再建したBさんの例をみていこう。Bさんの沿岸部の自宅は、津波により全壊した。くわえて、3ヶ月の避難生活の間に、夫は脳梗塞の発症で寝たきりの状態となり（要介護度5）、仮設住宅に移ってからも24時間介護を担っていた。

一般に、高齢者が自力で持家を再建することは簡単なことではなく、結果として、時間の経過とともに仮設住宅には高齢者が残っていく。例えば、阪神・淡路大震災1年後の調査によれば、仮設住宅の高齢者世帯の割合は41.8%、世帯主収入200万円未満の世帯が半数以上を占めた〔兵庫県（2000）、田近（2000）〕。しかし、Bさんは震災から18ヶ月後に内陸部に土地を購入し、その8ヶ月後には仮設住宅から新居に移る。Bさん世帯の収入は夫婦の公的年金のみであったが、津波で全壊した2軒の自宅と2軒の貸家についてすべて地震保険をかけていたため、自力再建の資金として不足のない程度の給付を得た。自身の貯蓄は、自宅の庭や石垣の整備にあてている。

高齢のBさんが自宅再建を果たしたのは、資産の量と事前の保険加入だけではなく、親族ネットワークによる情報・手続き面での支援の存在も影響している。住宅再建のための情報を判断し、調整や事務的手続きの一切を同地域で別居している息子が担った。調査地域の内陸部では住宅需要の高まりにより、土地の確保や大工の手配等、住宅再建のための資源が不足している。そうした日々変化していく状況で、介護負担を担いながら自宅再建のために効率的に動くことは容易ではない。Bさんのケースは、情報や時間の制約を、親族ネットワークがカバーした例といえよう。

2 自宅再建に至っていない世帯

自宅再建を果たさず被災世帯がある一方で、復興住宅を選択する世帯もある。精神障害をもつCさんは津波被害により、商店を兼ねた自宅が全壊し

た。現在仮設住宅に居住するCさんは、震災から2年5ヶ月経過した段階で、第一希望の復興住宅の抽選に当たり、2014年秋以降には入居可能となる予定だ。しかし、自力再建の希望も未だ捨てきれていない。

Cさんの場合、資金面の問題が大きい。先の2つのケースでは、自宅を再建するための費用は、被災者生活再建支援制度による支援金などの公的な補償に加え、事前の保険や貯蓄が必要であった。Cさんは貯蓄や保険などの事前の備えはない。さらに、震災後求職活動が滞っており、将来的に収入が増加する見込みがたたず、住宅ローンを組む事もできない。

また、Cさんの親族ネットワークの弱さも自力再建を阻んでいる。Cさんには3人のきょうだいがあり、きょうだい家族との同居という形で持家を再建する可能性も考えられる。しかしながら、兄は消息がつかめず、姉は遠方に居住しており、母子世帯の妹は同地域に住んでいるが経済的にも余裕がある状態ではなく、資金面で頼れるきょうだいはいない。

以上のように、貯蓄や保険で事前に備えていたか、安定した収入が見込まれる仕事に就いているか、親族間の互助が機能しているか、という要因が持家の再建可能性をほぼ水路づけていることがわかる。公的な現金給付はそれらの要因と組み合わせることで初めて有効に機能することが示唆される。

V 雇用と脆弱性

就労に困難を伴う人々にとって、災害による労働市場のインパクトはより深刻な影響を及ぼすと考えられる。本節では、脆弱性の高い人々の就労は災害によってどのような影響を受けるのか、検討する。

被災3県の雇用情勢をみると、被災直後と比べて有効求人倍率、求人数は改善しているが、看護・福祉職の供給不足や事務職で求人が少ないといった震災前からのミスマッチにくわえ、復興需要の高まりを背景に求人が増加している建設業で供給

不足が生じている〔本多(2013)、樋口他(2012)、厚生労働省『2015年版労働経済白書』〕。

また、求職者数が減少傾向にあるというもう一つの傾向がみられる〔本多 前掲論文、厚生労働省 前掲書〕。その理由としては、被災県からの人口の流出や、非労働力化がその要因として挙げられる。震災直後においては、自身の日常生活を復旧させるために、住家の確保や修繕、がれき撤去、家財を整える等の活動が必要になる。それだけではなく、親族や近隣の人々への手助けを行うことを優先させるようになるだろう。これらの活動は、新たな就労への留保賃金を引き上げ、労働供給を減少させるため、非労働力化を進める。とくに、家計内での活動を多く担っていた女性や、親と同居していた若者等の留保賃金が引き上げられるため、パート労働の労働供給が減少すると考えられる。

実際、阪神・淡路大震災後の雇用状況を分析した大竹他(2012)によると、震災直後1年の間、パート、正規ともに新規求人数は大幅に増加するものの、パートについては新規求職者件数が大幅に低下することで供給不足が生じ、就職件数は大幅に低下した。他方、一般労働者については、新規求職件数に大きな変化がみられないものの、就職件数は大幅に低下する。この原因の一つは雇用のミスマッチであると考えられている。中期的には雇用は持ち直し、長期的には再び低下傾向にあった〔大竹他 前掲論文〕。

脆弱性の高い人々の間でも、日常生活の復旧のために非労働力化が進むが、もともと賃金の水準が高くないことから機会費用は低く、被災によって生じた雇用環境の変化に対して、すぐにでも就労を開始しようという誘因は弱い。そのうえ、脆弱性の高い人々へ災害がもたらす影響は大きく、日常生活を再建するための困難がより深刻であるなら、脆弱性の低い人々に比べ、非労働力化する誘因はより高いと考えられる。

では、脆弱性の高い人々の中で、雇用のミスマッチがどのように発生しているのか、また、災害後に非労働力化はどのような形で進行するのか、私たちの調査事例から検討しよう。

1 脆弱性と雇用のミスマッチ

まず、脆弱性の高い人々の間で、雇用のミスマッチが個人レベルでどのように発生しているのか、Cさんの例から検討しよう。

精神障害をもつCさんは、前節でふれたように、津波で自宅が全壊し、現在は仮設住宅に入居している。震災直後は4ヶ月間入院し、退院後は就職希望を持ちながらも、求職活動は滞っていた（震災から23ヶ月間）。

震災により4ヶ月の入院をすることとなり、また、自宅と仕事の拠点を失うといった大きな環境の変化が生じることで、Cさんの失業期間は長期化している。経験のある水産加工の仕事を希望しているが、震災前から馴染みの作業場での就業を望んでおり、知人から声がかかるのを待っている状況にある。また、失った自宅を再建する希望を捨てきれず、住宅ローンを組める仕事に就きたいと考えていることが期待する賃金水準を高めている。医師からは福祉的就労から始めることを勧められたが、Cさん自身は一般就労で働けると考えており、福祉的就労に就くことには消極的だ。

そうした震災の直接的・間接的な影響だけでなく、精神障害者への就労支援の遅れといった通常時の社会保障制度が及ぼしている影響も見逃せない。Cさんの震災前の職歴をみると、入退院を繰り返しながら数多くの仕事を転々としており、ミスマッチを繰り返していたことがわかる。障害者登録をした職業安定所がCさんを援助付き雇用へつなぎ、福祉的就労から一般就労へ段階的に移行できる道筋を示すことが要請されよう。

2 脆弱性と非労働力化

震災時50代後半のDさんは、50代前半の妹（Eさん）と父との3人世帯で、震災による住宅への被害はないものの、父の病状悪化を契機に経済的な状況は悪化傾向にある。その背景には、震災以前からの脆弱性の高さにも原因がある。

震災の4年前、妹の病状が悪化し、そのために増大する医療費と通院に要する費用が家計を圧迫し、深刻な状況に陥った。家業であった大工道具

一切も売り払い、職業安定所で求人を探すも、片目を失明しているDさんに就ける仕事は地元にはないと言われ、製造業派遣の会社を紹介される。派遣の仕事で関東に出稼ぎに行くも、視覚障害者にこなせる業務ではなかった。いよいよ家計が逼迫したところ、妹が障害基礎年金を受給できることがわかり、当座の緊急事態をしのいだ。

震災発生後、避難所生活の中で肺炎になった父が避難所から入院し、その後も入退院を繰り返すなかで認知症が進行する。さらに別の病状の悪化によって歩行が困難になり、寝たきりの状態となった。車椅子で生活している妹の日常的な世話も同時に必要であり、Dさんは自宅で父親の完全介護をする選択をした。震災を契機としたケアや家事負担の増大により、Dさんは仕事に就くどころか求職活動をする時間的余裕もないなか、必要な支出は増えていった。震災から29ヶ月後、24時間介護をしていた父が亡くなり、介護責任を解かれたDさんは、7年ぶりに仕事に就くことができた。復興事業による臨時的な雇用ではあるが、父の死亡で老齢年金が終了したことによる世帯収入の減少を補うものとなっている。

Dさんは、もともと失業が長期化しており、得られる仕事も不安定雇用であり、ケアに専念する機会費用は低く、容易に非労働力化した。また、介護保険のサービス利用に伴う自己負担を抑えるために外部サービスは最低限のものにとどめ、出来る限り自ら介護をするを選択した。就労意欲が高いことは、父の死亡後すぐに臨時雇用に就いていることから明確である。しかし、復興事業が地域から撤退した後、再び失業する可能性は高い。ケアの外部化と障害者への就労支援が機能することが求められる。加入期間の不足からDさんは将来公的年金を受給できない見込みであり、所得保障の必要性も高い。

VI 災害と医療・介護資源

災害は人間の「個体維持機能」と「現実適応機能」に負荷をかける〔林（1996）〕。何らかの障害や病気を持った人にとって、医療や介護は、災害

以前から「個体維持」と「現実適応」のためにその人を補うものである。そのため、あらゆる人にとっての安全や食住などに関わる資源が一時的に断絶される災害時には、介護・医療資源の喪失・不足が特別なニーズとして浮き上がってくる〔林前掲論文〕。今回の震災においても、まずは、薬や医療機器の必要な人たちの資源の問題や、施設や病院、医療・介護従事者の被災、機能停止が大きな問題となった〔泉他(2011)〕。

資源不足に加えて問題になるのは、医療・介護が必要な人の状態と、避難時に提供される支援との不適合（バリアフルな居住環境や、支援物資に関する情報伝達方法の問題など）である〔原田(1999)〕。特に今回の震災では、避難所での移動などの物理的バリアを経験する身体障害だけでなく、知的、発達、精神障害や認知症などを持った人たちが、避難所での集団秩序に馴染めないために、滞在できない、あるいは介護する家族がそれを予期し、行くことを控え、自宅や車などにとどまるといった問題も指摘されている〔山田(2012)〕。こうした問題について、福祉避難所の必要性や整備のあり方、事前の名簿作成などの要援護者の適切な把握と支援体制構築が課題として論じられてきている〔田中(2007)、永井(2012)〕。

先に述べた被災者にとっての医療・介護資源の問題は緊急時に際立って見えるが、被災後時間が経過しても見えにくい形で続く。医療・介護に関わる問題は、阪神・淡路大震災や中越地震における調査において、仮設住宅での暮らしなどの生活環境の特徴に伴う被災者の健康問題として指摘され〔京谷(1999)、田中(2006)〕、特に、孤立やそれに伴う精神的健康、アルコール依存、孤独死の問題と、そうした問題に対するコミュニティや何らかの関係を作る取り組みや制度が設けられ注目された〔重野(2011)、永井(2012)〕。

1 避難段階における環境変化と医療・介護資源

本研究で対象としている、元々、障害や病気を持っていた人や、そうした人たちを介護する家族にとって、医療・介護は緊急時の生存を支えるだけでなく、先に述べた「適応」、すなわち生活に

馴染んだり、外に出る自由や、ケア労働から自由な時間を確保する上で必要なものでもある。被災前とは違った住環境や生活時間の中で過ごす際に、医療・介護サービスがどういった役割を果たし、生活にどのような影響を及ぼしているのだろうか。災害発生から3年目に入った現在、①自宅を離れた避難段階、②仮設住宅で生活するようになった段階と、大きく二つの局面に分けられる。本節では、住宅、雇用の節でも言及されたCさんについて分析する。

精神障害をもつCさんは、震災以前から精神科医療、デイケアなど、比較的医療サービスを利用しながら現在まで生活してきた。震災時は、沿岸部で被災し、避難所にいったCさんは、男性同士がお酒を飲んでケンカが起きそうな緊迫した雰囲気不安を覚えて、そこでの滞在を断念し、いつも通っていた精神科病院に行った。その病院に「入った瞬間に不安は取れ」、仮設住宅への入居が決まるまでそこに入院していた。Cさんにとっては、以前から通っていたこの病院が避難生活での一つの資源となっていた。だが他方、2ヶ月経って退院許可が出たものの、避難所では受け入れられないので仮設住宅の入居決定まで入院せざるを得なかったという。このことは、通常の避難所で精神障害を抱えた人が受け容れられていないことを裏返して示している。

被災者によっては、これまで医療や介護サービスを受けていた場所と違う地域に住んだり、複数回移動をしなくてはならない場合もある。そうした中で、以前から馴染みの病院に行くことが困難となったり、必ずしも自分にあった病院などの場所の確保ができないという、Kさんとは異なるケースもあるだろう。そうした移動せざるを得ない状況が起こるのが震災の影響の一つだとすると、住まいや医療・福祉施設不足もあいまって、適応困難な場所に留まらざるを得ずに状態が悪くなったり、本人やケアをする家族がストレスを抱えていくことが推測される。

2 仮設住宅移行後の医療・介護資源

その後、Cさんは仮設住宅で生活するようにな

り、前節でふれたように、被災後は雇用機会を得られ無い状態にある中で、以前通っていた病院デイケアに多い時は週のほとんど通うようになった。そこで同じ精神障害者の仲間とゲームをしたり雑談をしたりして過ごしている。震災は、仕事と生活を営む場である持家を喪失させ、Cさんにとって、被災以前から通っていた福祉的施設が「居場所」となっている。Cさんは、2014年に復興住宅への入居が決まったが、その希望した場所は病院の近くであるという。

事例で見たように医療・介護資源は緊急時に必要というだけでなく、被災後の生活を再建するまでの各局面で「居場所」としての機能を果たしているように思われる。Cさんの場合、被災以前から精神科を受診し、デイケアを利用していたため、緊急時の避難場所を確保できた。災害時に特別な支援が必要な人たちは、平常時から地域の医療・介護資源にアクセスしておくことが災害時の脆弱性を緩和するのであれば、金銭面でのサービス利用の抑制が起きないための配慮も必要であろう。

また、Cさんの場合は震災前から通っていた場所を利用してきていたが、被災以前と環境や状況を大きく変える災害時には、それまで馴染んでいたサービスや関係が断絶される事態が広範に起こっている。災害はそうした断絶を引き起こしていることを踏まえた上で、可能な限りギャップを埋める支援のあり方を考えていく必要がある。

Ⅶ 移動と脆弱性

次に、移動の観点から災害と脆弱性の問題をみていこう。移動に関する個人の脆弱性については、「外出する際に何らかの困難を伴う人」、すなわち「移動困難者」や「移動制約者」の問題として認識されてきた。移動制約者は、高齢者や障害者、妊産婦、子連れの人、荷物を持った人、また狭義の移動困難者は「外出時に介助を必要とする人」である〔金・秋山他（2004, p.2）〕。一方で、自動車中心社会化が進むなかで、自動車をもたない・もてないために移動を制約される人びとの困難が問題化された。これらはとくに、農山村地域にお

ける地域公共交通の再編問題の文脈で論じられ、その解決策としてのコミュニティバス等が検討されてきた〔太田・山本（2008）〕。移動に関する脆弱性は、外出時に困難を伴う程度が大きいほど高くなり、農山村地域で車をもたないことがこれを強化させる。

移動の脆弱性が大きいことは、災害発生直後の避難行動に遅れをもたらすだけでなく、中長期的な影響もある。阪神・淡路大震災の際には、郊外に建設された仮設住宅への転居により、高齢であるほど通院や買い物等に困難を抱えることになったという〔21世紀ひょうご創造協会（1996, pp.226-232, 368）〕。東日本大震災でも同様のことが生じている。用地不足のため高台や山の中腹に建てられた仮設住宅は、車をもたない居住者にとっては移動が難しく、これが生活の不自由に直結することになった。移動支援は、震災後2年半を経過した現段階でも、被災3県に共通して多いニーズであるという〔NPO法人ゆめ風基金（2013, p.29）〕。

かれらの移動を制約するものが何であるのか、困難にどのように対応したのか、住居、仕事、ケアとの関連において考えていきたい。さらに移動にかかわる諸制度の問題点と課題を明らかにする。

分析枠組みとして、高橋（2000）を一部再整理した5つの「移動制約のタイプ」を使用する。すなわち、(1) 道具的制約、(2) 情理的制約、(3) 交通環境・住環境による制約、(4) 人的制約、(5) 経済的制約である。震災直後には、白杖・車いす・移動車両等の紛失・流出などの道具的制約、避難・避難場所・避難先の状況についての情報の欠如などの情報の制約、および援助者の不在といった人的制約があるだろう。仮設住宅への移行の後には、住環境・交通環境による制約や、経済的制約が中心になると思われる。ここでは後者2つの制約に注目し、議論をすすめていく。

1 住環境・交通環境による移動の制約

まず、交通環境に関する例を挙げる。Fさん（視覚障害）の通勤する道路途中に、陥没している箇

所があるという。またげば通れないこともないが、Fさんにとってはつねにその穴にはまる危険と隣り合わせである。役所に何度もこの穴を埋めて欲しいと要請しているが、2013年3月に「埋めます」と返答があつて以降、8月現在まだ埋められていない。

別の例だが、Aさんと同世帯に住む妹（視覚障害）は、津波により多くの家が消失した地区に住んでいるため、近所を歩く時に道路とさら地の境目がわからず、駐車場となっているさら地に入り込んでしまうことがあるという。そこで境界がわかりやすいよう、家が失われている場所の角などに段差をつけるなどの暫定的な対応をとってほしいと役所に要請した。職員は状態を確認しに来たが、ここで特別な対処をすると他の道路もすべて同じようにしなければならぬため出来ないと返答したという。

行政側からすれば、復旧を進めるべき道路の優先順位が決められているが故の対応なのかもしれないが、個別的ではあるが日常生活を送る上で必要な交通環境の整備は先送りされている。交通環境の復旧の遅れが、生活環境が激変したなかで暮らす視覚障害者の移動の制約を強め、生活の再建を阻んでいるといえよう。

2 経済的制約

次に、経済的制約が大きい例を挙げる。Eさんは車で40分ほどの距離にある専門の病院に月1回通院していた。震災以前は、自治体の社会福祉協議会が提供する移送サービス（自家用自動車有償運送事業）を利用していたが、往復の交通費と介護保険の自己負担分で約1万円、1か月で5万円強の出費があり家計を圧迫していた。介護タクシーはそれ以上に負担が大きく、往復約2万円を必要とした。

2011年夏頃から震災を機に複数のNPO団体が無料の移送サービスを開始した。この背景には、もともと充実していたわけではない地域の医療体制が、震災の影響で大きく崩れたことに加え、鉄道も復旧しておらず、高齢者や障害者の通院自体が困難になったこと、その費用が増大したことが

あった。この間、この移送サービスは地域において受け入れられよく機能した〔NPO法人地星社（2013）〕。しかし逆にこのことは、以前から公的サービスや、移動に関する民間ボランティア資源が少なかったことも示唆している。公共交通機関を利用することを前提とした移動サービスは、これらが整備されていない地域では、運用上、さまざまな問題が起きていると指摘されている〔独立行政法人国立重度知的障害者総合施設のぞみの園（2011）p.14〕。

しかし、Eさんが現在利用しているこれらのサービスは2013年9月で完全に終了する。震災前の移送サービスに戻ってしまうと費用負担が重いため、Eさんは近隣の病院に転院する予定であるという。外部からの支援により、震災前からの経済的制約が一時的には解消されてはいたものの、再度、移動ひいては生活への制約をもたらそうとしている。

移動制約者にとっては住まいや仕事や通院の問題が生活問題に直結する。移動に制約があることが就労を阻害したり、医療受診を抑制することもあり、こうしたことが重なり生活の困難が増幅していく。移動への支援は、生活上、あるいは生命の維持のためには必要不可欠であり、障害ゆえの個別のニーズにもとづいた政策が行われる必要がある。

Ⅷ まとめにかえて

以上、本稿では、インタビュー調査による質的データを用い、脆弱性の高い人々が災害によってどのような影響を受けるのか、それに対してどのような資源を利用し（あるいは利用できずに）、生活を再建していくのか（あるいは再建が阻まれているのか）を中長期的なスパンから分析した。そこで明らかになったのは、災害が直接に大きな被害をもたらす、それが中長期的にも影響していくというのではなく、災害のインパクトはもともと世帯が抱える脆弱性と世帯員個々の身体の変化や周辺環境の変化とが相まって、複合的に影響していくということだ。災害によるそうした生活困

難の深まりは、経済的資源、医療・介護資源や親族ネットワークなど、公的／私的な複数の資源を用いることで対応し、逆に言えば、複数の資源にアクセスできないことが、変化への対応を困難にしていた。その際、移動の制約を受けないことは、さまざまな資源へアクセスするための前提条件となっていたことが指摘できる。

被災の影響が複合的であるとするならば、長期的にはよりその影響は見えにくくなる。時間の経過とともに災害以外にも不利な条件や、困難に直面していくことがあり、その場合、生活全体の状態を見た上で、複合的な影響のひとつとして被災というものを捉えていく必要があろう。そのためには、複数同時に、継続的に集積していく生活上の困難が何を原因に発生しているのか、被災との因果関係はあるのか、そして、被災世帯はどのような資源を利用してそれらの困難に対応したのか（対応できなかったのか）をより明確に明らかにするための分析方法を鍛え上げていくことが今後の課題となる。そうしたミクロな視点からの長期的な分析は、人々の生活を支える災害関連支援と社会保障制度の断絶と不整合の課題を明らかにし、平常時と緊急時の連続性と包括性をもった制度の構築の一助となるはずである。

〔謝辞〕

本稿のインタビュー協力者をはじめ、その他にも被災地の自治体、民間団体でお話をうかがい、考察に反映されている。調査に協力して下さった方々に感謝申し上げる。また、本研究は、科研費（60339538）の助成を受けている。

註：本調査は、「神戸学院大学ヒトを対象とする研究等倫理委員会」の審査を受け、承認されている。

参考文献

泉真樹子・中村邦広・近藤倫子（2011）「被災地における医療・介護」『調査と情報』713。

NPO法人地星社（2013）「移動困難者の支援：移動支援Rera 代表の村島弘子さんへのインタビュー」
http://chiseisha.org/fieldnotes/130724_rera/3/。

- NPO法人ゆめ風基金（2013）『障害者市民防災提言集：東日本大災害版』関西障害者定期刊行物協会。
- 大竹文雄・奥山 尚子・佐々木勝・安井健悟（2012）「阪神・淡路大震災による被災地域の労働市場へのインパクト」『日本労働研究雑誌』No622。
- 太田幸司・山元信次（2008）「農山村地域における多様な主体の協働による市町村交通サービスの在り方—岩手県雫石町「あねっこバス」を事例として」『林業経済研究』55〔3〕、7-18。
- 金戴晃・秋山哲男・岩佐徳太郎・澤田大輔・益森吉成（2004）「移動困難者の需要推計に関する基礎的研究—町田氏を例にしたケーススタディ」『第30回土木計画学研究発表会講演集』。
- 木村玲欧・田村圭子・井ノ口宗成・林春男・浦田康幸（2010）「災害からの被災者行動・生活再建過程の一般化の試み—阪神・淡路大震災、中越地震、中越沖地震復興調査結果討究—」『地域安全学会論文集』12。
- 木村玲欧・林春男・立木茂雄・田村圭子（2004）「被災者の主観的時間評価からみた生活再建過程—復興カレンダーの構築」『地域安全学会論文集』6。
- 木村玲欧・林春男・田村圭子・立木茂雄・野田隆・矢守克也・浦田康幸（2006）「社会調査による生活再建過程モニタリング指標の開発—阪神・淡路大震災から10年間の復興のようす—」『地域安全学会論文集』8。
- 京谷朋子（1999）「仮設住宅における高齢者問題」『避難生活の社会学』昭和堂。
- 重野妙実（2011）「阪神淡路大震災後の神戸市における高齢者・障害者に対する支援」神戸市『阪神・淡路大震災の概況及び復興』。
- 高橋万由美（2000）「障害者・高齢者のための移動サービスの法的課題」『立教大学コミュニティ福祉学部紀要』2。
- 田近栄治（2000）「生活再建のための公的支援の課題とあり方」兵庫県震災対策国際総合検証会議編『阪神淡路大震災震災対策国際総合検証事業検証報告第4巻 被災者支援』。
- 立木茂雄（2011）「要援護者への支援」ひょうご震災記念21世紀研究機構災害対策全書編集企画委員会編『災害対策全書第2巻応急対応』ぎょうせい。
- 田中淳（2006）「災害弱者問題について」『消防防災』5（1）。
- （2007）「災害弱者問題」大矢根淳・浦野正樹・田中淳・吉井博明編『災害社会学入門』弘文堂。
- 独立行政法人国立重度知的障害者総合施設のぞみの園（2011）「知的障害者・精神障害者が利用する移動支援における課題と重度の知的障害者・精神障害者が在宅生活を快適に暮らすために必要なサービスについての調査・研究」（厚生労働省平成22年度障害者総合福祉推進事業）
<http://www.mhlw.go.jp/bunya/shougaihoken/>

- cyousajigyoyou/dl/seikabutsu21-1.pdf (2013年10月12日最終確認)。
- 永井彰 (2012) 「災害弱者の支援と自立」吉原直樹編『防災の社会学——防災コミュニティの社会設計に向けて [第二版]』東信堂。
- 長瀬修 (2011) 「震災と障害者—Nothing about us Without us」経済セミナー編集部編『経済セミナー増刊復興と希望の経済学』日本評論社。
- 21世紀ひょうご創造協会 (1996) 『阪神・淡路大震災復興誌 [第1巻]』。
- 額田勲 (1999) 『孤独死：被災地神戸で考える人間の復興』岩波書店。
- 沼尾史久 (1997) 「住宅復興と公的支援」東京市政調査会研究部『阪神・淡路大震災からの住宅復興』。
- 原田隆 (1999) 「避難所空間と家族」『避難生活の社会学』昭和堂。
- 林春男 (1996) 「災害弱者のための災害対応システム」『都市政策』84。
- (2003) 『いのちを守る地震防災学』岩波書店。
- (2010) 「阪神淡路大震災から15年経て～わかったこと、変わったこと～阪神淡路大震災からの復興」『自然災害科学』29-3。
- 林春夫・重川希志依 (1997) 「災害エスノグラフィーから災害エスノロジーへ」『地域安全学会論文報告集』7/10。
- 樋口美雄・乾友彦・細井俊明・高部勲・川上淳之 (2012) 「震災が労働市場にあたえた影響：東北被災3県における深刻な雇用のミスマッチ」『日本労働研究雑誌』No.622。
- 兵庫県 (2000) 『阪神・淡路大震災に係る応急仮設住宅の記録』, <http://web.pref.hyogo.jp/wd33/documents/000037459.pdf> (2013年10月12日最終確認)。
- 本多則恵 (2013) 「(基調報告)被災地の雇用対策について」『ビジネス・レーパー・トレンド』, 5月号。
- 山田昭義 (2012) 「東日本大震災一年を経過して思うこと」『現代思想』40 [4]。
- Wisner, Ben, and Henry R. Luce (1993). *Disaster vulnerability: Scale, power and daily life. GeoJournal*, 30 (2).
- Wisner, Ben. (Ed.). (2004=2010). *At risk: natural hazards, people's vulnerability and disasters*. Psychology Press. (岡田憲夫監訳『防災学原論』築地書館)。
- (たみや・ゆうこ 神戸学院大学准教授)
(つちや・よう 愛知大学准教授)
(いぐち・たかし 奈良女子大学准教授)
(いわなが・りえ 神奈川県立保健福祉大学講師)

介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響[†]

湯 田 道 生
 鈴 木 亘
 両 角 良 子
 岩 本 康 志

概 要

本稿では、2003年4月から2009年3月における福井県下全17市町の介護保険給付費レセプトデータの個票パネルデータを用いて、2005年度の介護保険制度改革で導入された介護予防給付が、要支援者のその後の要介護状態にどのような影響を与えたのかを検証した。介護予防給付の導入前後において、初回の要介護認定時に（旧）要支援・要支援1の認定を受けた人々の経時的な要介護度の推移を比較したところ、予防給付グループの要支援者割合は、常に介護給付グループのそれを上回っていることが確認された。また、計量経済分析の結果からは、他の条件を一定としたときに、訪問介護、通所介護および通所リハビリテーションの介護予防サービスを利用している個人の要介護度は、そうでない個人に比べて、要支援にとどまる確率が有意に高く、また、要支援2・要介護1・要介護2に悪化する確率がそれぞれ有意に低いことが確認された。

キーワード 介護予防給付、介護保険給付費レセプトデータ、傾向スコアマッチング

JEL Classification Number: I18

I 序論

介護保険制度が2000年4月に導入されて以来、要介護認定者は10年間で約2.2倍増加した。特に、制度開始直後の要介護1以下の軽度の要介護認定者の増加は著しく、2005年度の介護保険制度改革が行われる前までには、その増加率は対前年比10%以上増加していた。その一方で、軽度の要介護者に対するサービスが、必ずしも彼らの要介護状態の改善につながっていないという指摘もあったことから、2005年度の介護保険制度改革では、これまでの日常生活の支援という側面が強かった「介護」を重視するシステムから、要介護状態の重度化を防ぐ「予防」を重視するシステムへの転換が行われた。具体的には、特定高齢者を対象とした地域支援事業と、要支援者を対象とした介護予防給付が新設された。これらでは、生活機能を維持向上させるための既存サービスの内容・提供方法・提供期間の見直しや、効果が明確な運動器の機能向上や栄養改善などをプログラムの一環として取り入れることなどが組み込まれた。このような介護予防サービスを保険給付の対象とすることによって、発病そのものの予防や、傷病の早期発見や早期治療、および重症化の防止を通して、高齢者の生活の質（Quality of Life, QOL）を高め、健康寿命を延伸させることが期待されている。

しかしながら、介護予防給付が導入されてからすでに5年以上が経過しているにもかかわらず、その効果に関する定量的な分析は、一部の特定の介護予防サービスや介護予防プログラムの効果についての検証を行うにとどまっている。本稿では、介護予防給付の導入が要支援者の要介護度に与えている影響を包括的にとらえた上で、どのような介護予防サービス群の利用が要支援者の要介護度の維持・改善に効果的であるのかを検証する。2011年末の「提言型政策仕分け」において、軽度の要介護者に対する自己負担の引き上げなどが今後の検討課題として挙げられたことから、本研究は、今後の介護保険制度の在り方やその改革に対して重要な政策的含意を持つものであると考えられる。また、本研究では、多くの先行研究が抱えている介護予防給付の効果が過大推計されているという分析上の問題点も克服している。介護予防給付の利用は、要支援者にランダムに割り当てられるわけではなく、2006年4月以降の要介護認定で要支援1・2と判定された者だけに提供される。このような事実は、分析結果にサンプルセレクションバイアスをもたらすため、介護予防給付の効果を精確に推定するためには、このセレクションバイアスに対する適切な対応が必要不可欠である。この問題に対して、本稿では、伊藤・大淵・辻(2011)と同様に、傾向スコアマッチング法を用いてセレクションバイアスの除去を試みている。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿に関連する先行研究をまとめる。Ⅲ節では本稿で用いるデータの概要と要支援者の要介護度の推移を示す。Ⅳ節では分析方法について説明する。Ⅴ節では推定結果を報告する。Ⅵ節は本稿のまとめである。

Ⅱ 先行研究

介護予防給付の効果を定量的に検証した先行研究には、介護予防継続的評価分析等検討会(2008a, 2008b, 2008c, 2009; 以下「検討会」と示す)、辻他(2009)、徐・近藤(2010)および伊藤・大淵・

辻(2011)がある。

検討会(2008a, 2009)は、2004年と2007年における継続的評価分析支援事業に参加した83市町村の介護保険給付費レセプトデータ等を用いて、介護予防サービスの費用対効果分析を行っている。その結果、介護予防給付の導入によって、要介護度が悪化する者は1000人中155人ほど減少しており、それにともなって介護費用も一人当たり年間で10万7000円ほど減少することを報告している。検討会(2008b, 2008c)は、検討会(2008a)で使用したデータを用いて、介護予防サービスの導入前後で、通所介護・通所リハビリテーション・訪問介護の3サービス利用者の利用回数の変化および利用回数ごとの要介護度の変化を集計している。この分析では、要介護度の変化と利用回数の変化の間に有意な相関関係が存在することが明らかにされている。しかし、検討会(2008b, 2008c)の分析結果については、徐・近藤(2010)が指摘しているように、「利用回数を減らしたため改善した」ではなく、「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が考慮されていないという問題がある。実際に、徐・近藤(2010)では、2005年4月から2007年3月におけるある県の7保険者の介護レセプトを用いて、検討会(2008b, 2008c)と同様の分析が試みられている。上述の逆の因果関係をコントロールするために、丁寧にサンプルを分割して集計したところ、通所介護の利用回数減少群において、要介護度の発症や悪化が4倍以上に増えたことを確認しており、逆の因果関係の存在を示唆する結果を得ている。

辻他(2009)は、検討会(2008a, 2008b, 2008c, 2009)の調査対象であった83市町村において、介護予防のケアプランの作成対象となった9105人の特定高齢者と要支援者に関して、個人特性と機能的予後の関連、運動器の機能向上の効果、栄養改善の効果、口腔機能の向上、通所型サービス利用と閉じこもりの関係、認知症とうつの予防および支援の効果などを分析している。Multinomial logistic regressionモデルなどの結果から、これらの介護予防給付サービスは特定高齢者や要支援者の機能改善に貢献していることが確認されてい

る。伊藤・大淵・辻（2011）は、辻他（2009）で使用されたデータを用いて、介護予防を目的とした運動器の機能向上プログラムへの参加の効果を検証している。その際に、辻他（2009）では考慮されていなかったセレクションバイアスを調整するために、傾向スコアマッチングを用いた計量経済分析を行っている。その結果、プログラム参加者のリスク発現時間が遅いこと、もの忘れテストの結果や既往症の有無が介護予防の効果に影響を与えていること、また、プログラムに継続参加した高齢者の基本チェックリストの点数が、非参加者よりも高いことを確認しており、このプログラムの有効性を支持している。

また、類似の研究には、井伊・大日（2002）、田近・菊池（2005）、吉田他（2007）がある。井伊・大日（2002）は、1999年と2000年に独自に実施した「公的介護保険に関する住民意識・実態把握のためのアンケート調査」を用いて、介護保険制度の導入前後において、高齢者の予防行動の変容について分析している。分析に用いたサンプルによって結果は異なるものの、介護保険制度の導入が高齢者の要介護度の変化に与える効果は限定的であったという結果が得られている。田近・菊池（2005）は、2000年4月から2003年10月の東京都杉並区における第1号被保険者の個票データを用いて、介護サービスの利用が要介護状態の維持・改善に与える影響を検証している。その結果、ほとんど全てのサービスにおいて、介護サービスの利用が要介護状態の維持・改善に効果的ではなかったということを確認している。吉田他（2007）は、新潟県与板町で実施された高齢者総合調査の個票データを用いて、同町で導入された在宅高齢者を対象とした介護予防事業（交流サロン、転倒予防教室、認知症予防教室）の費用対効果を推計している。これらの事業に参加した高齢者と参加しなかった高齢者の年間（平成12-15年度）の医療費と介護費を比較したところ、参加者の平均医療費は減少し、非参加者の医療費は増加したことを確認している。また、平均介護費はともに増加していることが確認されているが、参加者の伸びは僅かである一方、非参加者の介護費は

3倍程度増加したことを報告している。

しかしながら、これらの研究は以下のような分析上の問題を抱えている。井伊・大日（2002）では、介護保険制度が導入された2000年における効果（2000年ダミーの効果）を介護保険制度の効果として分析を行っているが、1年間の短期間のデータを用いた分析結果を一般的な結果として解釈するには無理があると思われる。なぜならば、予防接種などの一次的な予防行動でその後の健康への影響がほとんどブロックできるものとは異なって、介護予防は継続的に行うことで、徐々にその効果が表れてくる性質を持つものであると考えられるためである。また、介護保険制度導入の効果と他の観察されない年効果との識別が十分に行われていないため、井伊・大日（2002）の分析では、介護保険制度以外の何らかの要素が要介護者の介護状態を悪化させている可能性を否定することができない。一方で、田近・菊池（2005）は、長期間にわたる行政の個票データを用いているという点で、上記の課題を克服している。しかし、田近・菊池（2005）では、期間内における6か月おきの情報しか用いていないため、その間に利用した介護サービスが要介護度に影響を与えるプロセスが十分に把握されていない可能性がある。また、吉田他（2007）の分析対象としている与板町の予防事業は高齢者個人の判断で参加が認められている事業であるため、多くの先行研究と同様に、セレクションバイアスによって予防事業の効果が過大に推計されている可能性がある。

Ⅲ データ

1 データの概要

本分析で用いるデータは、福井県下全17市町の介護保険給付費レセプトデータである¹⁾。このデータには、介護保険の要介護認定者71,369人の個人番号²⁾、保険者番号（市町村合併前時点）、性別、資格取得年月、資格喪失年月の他に、2003年4月から2009年10月の中で介護サービスを利用した各月時点の年齢、要介護度、サービスコード、利用実日数、保険請求額、利用者負担額などが含

まれている³⁾。本分析では、この個人レベルの月次パネルデータを用いて、介護予防給付の導入が、初回の要介護認定において旧要支援または要支援1のいずれかの判定を受けた認定者⁴⁾（以下、「要支援者」と示す）の要介護状態の経時的な変化にどのような影響を与えたのかを検証する。ただし、可能な限り精確な分析を行うために、下記の個人を分析サンプルから除外した。(1) データ始期以前に介護サービスを利用している可能性があるため、2003年3月以前にすでに要介護認定を受けていた個人、(2) 2003年4月以降に要介護認定を受けた個人で、初回要介護認定時に64歳以下であった個人、(3) 市町村合併によって市町村名が変更された地域に住んでいた個人。(3) については、本データでは市町村合併時に市町村名が変わった自治体の居住者は新規資格取得として扱われており、本来の意味での新規取得との識別が不可能となっている。このため、該当年月の資格取得者をサンプルから除外した。

こうした処置を施した結果、分析に用いる観測値数は6297(476人)になった。なお、このデータには、各個人の詳細な心身の健康状態や生活習慣、世帯属性、所得水準、保険料段階、および提供されている詳細な介護サービスの項目、サービス提供事業者に関する諸属性が含まれていない。また、一部の個人については医療費の使用状況も把握できるが、全員の医療費の使用状況は把握することができない。これらの諸要因は介護需要に大きな影響を与えるるので、本稿の分析結果の解釈には一定の留意が必要である。

2 要支援者の要介護度の推移と累計介護費の比較

詳細な分析に先立って、介護予防給付の導入前後における要支援者の要介護度の経時的な推移と介護費用を比較する。図1は、「介護給付グループ」と「予防給付グループ」の要支援にとどまっている割合（要支援者割合）の推移を比較したものである。「介護給付グループ」には、2003年4月から2006年3月の間に初めて受けた要介護認定で、要支援の判定を受けた183人（最長36か月間⁵⁾）が

含まれており、「予防給付グループ」には、2006年4月から2009年3月の間に初めて受けた要介護認定で、要支援1の判定を受けた293人（最長36か月間）が含まれている。介護予防給付に要支援者の要介護状態の悪化を抑制する効果があるならば、予防給付グループの要支援者割合は、介護給付グループのそれに比べて高くなる⁶⁾。

図1を見ると、予防給付グループの要支援者割合は、常に介護給付グループのそれを上回っている様子が確認できる。このことは、介護予防給付の利用は、要支援者の状態の悪化を抑制する効果を持つ可能性があることを示唆している。また、どちらのグループにおいても、要支援者割合は、経過月数が増えるにしたがって低下していく様子が見られる。具体的には、要介護認定が6か月間隔でおこなわれるため、6か月周期で要支援者割合が大きく低下する形となっている。また、それぞれの要支援者割合を詳しく見てみると、予防給付グループは利用開始から7か月目までは平均95%程度で推移をしているが、8か月目に要支援者割合が急激に下落して、その後19か月目までは、平均62%程度で推移している。また、20か月目には再び急激な下落があり、その後は平均47%程度を推移している様子が確認できる。一方で、介護給付グループは、6か月目に要支援者割合が90%を割ると、8か月目に急激な下落があり、その後は19か月目まで緩やかに割合は下落していく。また、予防給付グループと同様に、20か月目において再び急激な下落があり、その後は平均32%程度で推移していく様子が見られる。

図2は、介護保険制度改革前後の19か月間の累積費用をまとめたものであるが、利用開始直後から明らかに予防給付受給者の累積費用の方が低く、介護予防給付の導入が介護保険財政の改善に貢献している様子が伺える。図1で示唆されたように、介護予防給付の利用が要介護度の維持・改善効果を有しているならば、一定の費用対効果は存在するものと考えられる。

もちろん、これらの単純な比較は、グループ以外の属性を考慮していないという問題がある。例えば、ここで示された介護予防給付の効果は、介

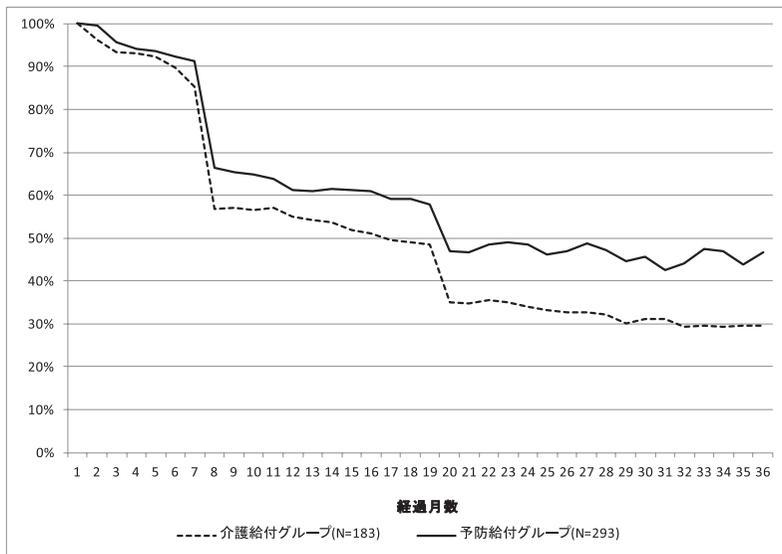


図1 要支援者割合の推移

注 (1) 筆者作成。

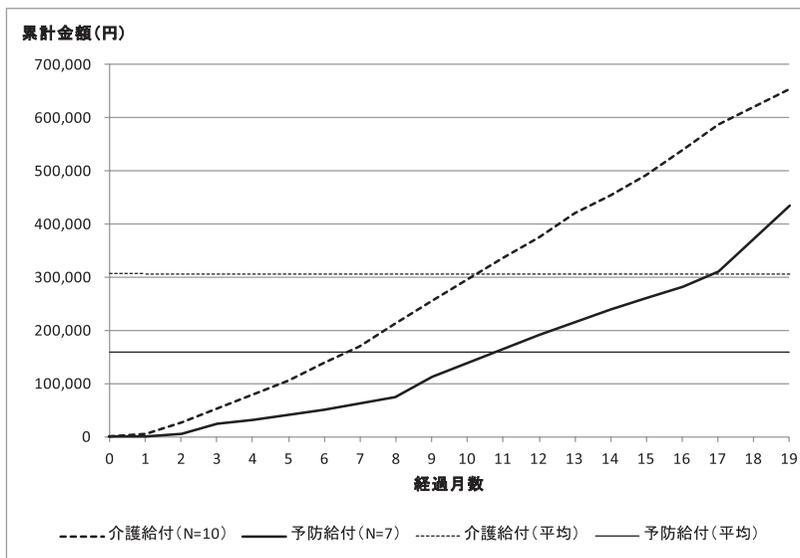


図2 累計費用の比較

注 (1) 筆者作成。

護予防給付以外に他の別な要因による可能性もあるし、同時期に変更された要介護認定基準の変更の結果が影響しているかもしれない。本小節の単

純な集計では、これらを識別するのが困難であるため、次節では計量経済分析を行うことによって、予防給付の利用が要介護度の変化に与える因果的

影響を推定する。

IV 計量経済モデル

介護予防給付の導入が、要支援者の要介護状態に与える因果的影響を検証するための最もシンプルな分析方法は、下記の(1)式を推定することである。

$$y_{it}^* = \alpha_1 \cdot \text{prevention}_{it-1} + \mathbf{x}_{it} \beta + u_{it} \quad (1)$$

ただし、 y_{it}^* は個人*i*の*t*時点における要介護度を示す潜在変数(latent variable)である。 prevention_{it-1} は*t-1*時点において1円以上の介護予防給付費が発生している個人に1をとるダミー変数である。 \mathbf{x}_{it} は個人属性(男性ダミー、年齢とその2乗項)に、要介護認定の経過月数(0-6か月を基準として、7-12か月・13-18か月・19-24か月、25か月以上の4種類)、*t-1*時点までの介護サービスの利用実績(具体的には、介護費⁷⁾累計額とその2乗項と、介護サービス利用累計日数とその2乗項)、そして、地域効果(保険者ダミー変数群)、季節効果(月次ダミー変数群)およびタイムトレンドを含む説明変数群である。また u_{it} は誤差項である。また、介護予防給付の受給が要介護度の維持・改善に有意に影響しているのであれば、それを受給している期間によって、要介護度の変化に与える影響が異なることが予想される。そこで、本分析では、説明変数に予防給付ダミーと要介護認定の経過月数の交差項を加えた定式化での推定も試みる。

一般的に、女性の平均余命は男性よりも長いことから、男性ダミーは負に推定されることが予想される。また、加齢に伴って要介護度は高くなる傾向があると考えられるため、要介護度は年齢の増加関数になっていることが予想される。加えて、図1から明らかなように、認定後の経過月数が進むにつれて、要介護度は上昇していく傾向が見受けられるため、これらの係数は正に推定されることが予想される。

介護サービスの利用実績については、介護給付

グループの場合は、要支援として受けたサービスの介護費の前月までの累計額とその累計日数であり、予防給付グループの場合は、要支援1として受けたサービスの介護費の前月までの累計額とその累計日数である。これらの変数は、これまでに自身に投入された介護サービスの総量の代理変数であると考えられることができる。すなわち、Grossman(1972)に代表される健康資本理論にしたがえば、この係数の推定値は、投入された介護・介護予防サービスが要支援者の要介護度の改善に与えた効果を示すものとみなせる。

しかしながら、2005年度の介護保険制度改革では、介護予防給付の導入と同時に要介護認定の基準変更も行われているため、(1)式の定式化では、介護予防給付の導入が要介護度に与える影響を正確に検証することができない。すなわち、制度施行後に要介護度に変更されたとしても、それが介護予防給付の効果によるものか、それとも単に基準が変わったことによるものであるかを識別することができない。本分析では、それらの効果を識別するために、以下の(2)式を推定する。

$$y_{it}^* = \alpha_1 \cdot \text{prevention}_{it-1} + \alpha_2 \cdot \text{reform}_t + \mathbf{x}_{it} \beta + u_{it} \quad (2)$$

(1)と異なる点は、導入後グループの個人に1をとる介護保険制度改革ダミー(reform)が追加されている点である。(2)式において、要介護認定の基準変更による要介護度の変化は、介護予防給付受給者(prevention=1)の場合は $\alpha_1 + \alpha_2$ 、それ以外の要支援者の場合は α_2 で示される。したがって、それらの差である α_1 は介護予防給付が要介護度の変化に与える純粋な効果を表している。

また、上述の定式化では、介護予防サービスの利用といった選択行動(prevention_{it-1})が外生であると仮定していることになる。もし介護予防サービスの利用が完全に要介護者の判断によって決定されているのであれば、内生性の問題により推定値にバイアスが生じる。しかしながら、各個人が利用する介護保険サービスは、ケアマネージャーによって事前に策定されたケアプランに基づいて提供されるため、介護予防給付ダミーを外

生変数として取り扱うという仮定は概ね妥当であると考えられる。しかしながら、介護予防給付は要支援者にランダムに割り当てられるわけではなく、2006年4月以降の要介護認定で要支援1または要支援2と判定された者が利用できる。このような事実は、上記の推定式のパラメーターにサンプルセレクションバイアスを発生させるため、推定されるパラメーターは一致性を持たない(例えば、Angrist and Pischke, 2009)。実際に、使用変数の記述統計量と、それらの平均値の差の検定結果をまとめた表1によれば、一部の説明変数において、グループの違いによって平均値に有意な差があることが確認できる。したがって、介護予防給付の導入が、要支援者の要介護状態に与える精確な因果的影響を推定するためには、こうしたセレクションバイアスを除去する必要がある。

この問題に対して、本稿では、傾向スコアに基づくマッチング法(propensity score matching method)を用いて対応する。すなわち、サンプルから予防給付受給者のcounterfactualを1対1でマッチングさせたいうで、上述の分析を試みる。具体的には、まず、以下の(3)式をprobitモデルで推定し、その確率予測値(傾向スコア)を求める。

$$prevention_{it-1}^* = \gamma_0 + \mathbf{z}_{it}'\boldsymbol{\gamma} + v_{it} \quad (3)$$

ただし $prevention_{it-1}^*$ は $prevention_{it-1}$ の潜在変数、 \mathbf{z}_{it} は性別、年齢とその2乗項、要介護認定の経過月数ダミー変数群、およびタイムトレンドを含む説明変数群であり、 v_{it} は標準正規分布にしたがった、 $E[v_{it} | \mathbf{z}_{it}] = 0$ 、 $\text{var}[v_{it} | \mathbf{z}_{it}] = 1$ を満たす誤差項である。次に、その傾向スコアを用いて、サンプルのマッチングを試みる。しかしながら、マッチングの精度やそれに伴う推定結果は、その都度異なることが指摘されている(例えば、Guo et al., 2010)。本分析では、マッチング方法の中でも代表的な nearest available mahalanobis metric matching within calipers defined by the propensity score (Rosenbaum and Rubin, 1985) と propensity score matching with nonparametric regression

(local linear regression) (Heckman, Ichimura, and Todd, 1997) を用いる⁸⁾。

マッチングサンプルを用いた分析については、パラメーターを識別するために、(3)式で用いた変数の一部を除外する必要がある。本分析で用いているレセプトデータから利用できる情報は極めて限定的であるため⁹⁾、ここではタイムトレンドを除外変数として、以下の(4)式を推定する¹⁰⁾。

$$y_{it}^* = \alpha_1 \cdot prevention_{it-1} + \alpha_2 \cdot reform_t + \mathbf{x}_{2it}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (4)$$

ただし、 \mathbf{x}_{2it} は \mathbf{x}_{1it} からタイムトレンドを除いた説明変数群である。なお、マッチングサンプルを用いた推定では、セレクションバイアスの影響は除去されると考えられるが、元の(2)式に含まれる説明変数とは異なるため、これらの結果を単純に比較することができない点には注意が必要である。

なお、潜在変数 y_{it}^* については、二値変数(binary variable) $y_{1,it}$ と順序変数(ordinal variable) $y_{2,it}$ を採用し、前者を被説明変数とするモデルをprobitモデル、後者のモデルをordered probitモデルで推定する。すなわち、

$$y_{1,it} = \begin{cases} 0 & \text{if } y_{1,it}^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } y_{1,it}^* > 0 \end{cases}$$

$$y_{2,it} = \begin{cases} 0 & \text{if } y_{2,it}^* \leq \mu_0 \\ j & \text{if } \mu_{j-1} < y_{2,it}^* \leq \mu_j \quad \text{for } j=1 \text{ to } 3 \\ 4 & \text{if } y_{2,it}^* > \mu_3 \end{cases}$$

である。ただし、 $y_{1,it}$ は、個人 i の t 時点における要介護度が、自立・旧要支援・要支援1であれば0、要支援2および要介護1-5であれば1をとる二値変数である。また $y_{2,it}$ は、個人 i の t 時点における要介護度が、自立・旧要支援・要支援1であれば0、要支援2であれば1、要介護1であれば2、要介護2であれば3、要介護3-5であれば4をとる順序変数である¹¹⁾。したがって、もし介護予防給付の導入が、要支援者の要介護状態の改善や維持に効果があるのであれば、その係数 α_j はそれぞれ負で有意

に推定されるはずである。なお、誤差項はそれぞれ標準正規分布にしたがい、説明変数で条件づけた期待値は0、分散は1であると仮定する。

また、介護給付と同様に予防給付にもさまざまなサービスが存在する。本稿では、介護予防サービスの中で、特にどのサービス群の利用が要介護状態の維持・改善に効果的であるのかを検証するために、下記の(5)・(6)式の推定も試みる。

$$y_{it}^* = \delta_1 \cdot p_{1,it-1} + \delta_2 \cdot p_{2,it-1} + \delta_3 \cdot p_{3,it-1} + \delta_4 \cdot p_{4,it-1} + \delta_5 \cdot p_{5,it-1} + \alpha_2 \cdot reform_{it} + \mathbf{x}_{iit}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (5)$$

$$y_{it}^* = \delta_1 \cdot p_{1,it-1} + \delta_2 \cdot p_{2,it-1} + \delta_3 \cdot p_{3,it-1} + \delta_4 \cdot p_{4,it-1} + \delta_5 \cdot p_{5,it-1} + \alpha_2 \cdot reform_{it} + \mathbf{x}_{2it}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (6)$$

ただし、 $p_{j,it-1}$ ($j = 1, 2, 3, 4, 5$) は、 $t-1$ 時点において

1円以上の各介護予防給付費（順に、訪問系介護予防サービス、介護予防通所介護、介護予防通所リハビリテーション、短期入所系介護予防サービス、その他の介護予防サービス¹²⁾）が発生している個人に1をとるダミー変数である。もし介護予防サービス j の利用が、要支援者の要介護状態の改善や維持に効果があるのであれば、それに対応する係数 δ_j は負で有意に推定されるはずである¹³⁾。

なお、本稿では、月次のパネルデータを用いているが、説明変数の多くが時間を通じてほとんど変動がない変数であるため、固定効果モデルではなく、pooledモデルで推定を行う。ただし、個人効果を考慮するために、標準誤差は同一個人の誤差項の相関を許すclustering robust standard errorを推定する。

実証分析に使用する主な変数の記述統計量と、

表1 記述統計量と平均値の差の検定結果

サンプル	全サンプル			介護給付グループ			予防給付グループ			Welch's test	
	平均	%	標準偏差	平均	%	標準偏差	平均	%	標準偏差	平均の差	標準誤差
要介護度	0.628		1.086	0.765		1.171	0.521		1.002	-0.244***	0.028
自立・旧要支援・要支援1		70.5			67.7			72.8			
要支援2		7.2						12.8			
要介護1		14.4			24.2			6.7			
要介護2		4.9			4.4			5.3			
要介護3		2.1			2.6			1.7			
要介護4		0.6			1.1			0.3			
要介護5		0.3			0.0			0.5			
介護保険制度改革ダミー	0.559		0.496	0.000		0.000	1.000		0.000		
予防給付ダミー	0.199		0.399	0.000		0.000	0.356		0.479		
訪問系サービス	0.233		0.423	0.289		0.454	0.155		0.362	-0.101***	0.011
通所介護	0.199		0.399	0.204		0.403	0.161		0.368	-0.008	0.010
通所リハビリテーション	0.049		0.216	0.050		0.218	0.040		0.195	-0.002	0.005
短期入所系サービス	0.105		0.122	0.021		0.142	0.004		0.065	-0.010***	0.003
その他	0.510		0.500	0.571		0.495	0.351		0.477	-0.108***	0.013
性別(男性=1)	0.338		0.473	0.349		0.477	0.330		0.470	-0.019	0.012
年齢	75.072		8.917	76.848		8.738	73.674		8.808	-3.173***	0.223
要介護認定経過月数											
0-6か月	0.351		0.477	0.358		0.479	0.347		0.476	-0.011	0.012
7-12か月	0.267		0.442	0.273		0.446	0.262		0.440	-0.011	0.011
13-18か月	0.160		0.367	0.161		0.367	0.160		0.366	-0.001	0.009
19-24か月	0.138		0.345	0.130		0.337	0.144		0.352	0.014*	0.009
25か月以上	0.083		0.276	0.078		0.269	0.087		0.282	0.009	0.007
介護費累計額(円)	348,460		645,903	398,170		770,304	309,318		524,518	-88,852***	17,088
介護サービス利用累計日数	49.086		105.395	75.727		134.216	28.109		68.373	-47.618***	2.797
観測値数		6297			2774				3523		
個人数		476			183				293		

注) 1) ***は1%有意水準、**は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

2) サービス区分は以下の通りである。ただし、介護予防給付に含まれるサービスは、下線を付けて示している。

訪問系サービス：訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリテーション、介護予防訪問介護、介護予防訪問入浴介護、介護予防訪問介護、介護予防訪問リハビリテーション、夜間対応型訪問介護、通所介護、介護予防通所介護、認知症対応型通所介護、介護予防認知症対応型通所介護、通所リハビリテーション、通所リハビリテーション、介護予防通所リハビリテーション、短期入所系サービス：短期入所生活介護、短期入所療養介護（介護老人保健施設）、短期入所療養介護（介護療養型医療施設等）、介護予防短期入所生活介護、介護予防短期入所療養介護（介護老人保健施設）、介護予防短期入所療養介護（介護療養型医療施設等）
その他：福祉用具貸与、居宅療養管理指導、認知症対応型共同生活介護、特定施設入居者生活介護、介護予防居宅療養管理指導、介護予防特定施設入居者生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護、介護予防認知症対応型共同生活介護（短期利用型）、認知症対応型共同生活介護（短期利用型）、特定福祉用具販売、住宅改修、居宅介護支援、特定介護予防福祉用具販売、介護予防住宅改修、介護予防支援、介護老人福祉施設サービス、介護老人保健施設サービス、介護療養型医療施設サービス、地域密着型介護老人福祉施設、特定入所者介護サービス等(2005年9月以前)、特定入所者介護サービス等(食費)、特定入所者介護サービス等(居住費)、介護予防福祉用具貸与、小規模多機能型居宅介護、介護予防小規模多機能型居宅介護

グループ別の平均値の差の検定結果 (Welch's test) は、表1にまとめた通りである。要介護度を見ると、予防給付グループの方が、要介護度が有意に低くなっている。また、予防給付グループで介護予防給付を受けているサンプルは35.6%存在している。全サンプルの平均年齢は75.1歳で、男性が33.8%を占めている。要介護認定を受けてからの経過月数の内訳は、0-6か月が最も多く、それ以降は次第に減少している。また、利用実績については、介護給付グループの累積介護費の平均が398,170円であるのに対して、予防給付グループの累計介護費の平均は309,318円と減少している。また、利用累計日数については、介護給付グループの平均が75.7日であるのに対して、予防給付グループの平均は28.1日と減少している。

V 推定結果

表2には、各サンプルの平均措置効果 (ATT, average treatment effect for the treated) がまとめられている。いずれの変数においても、全サンプルではtreatment (予防給付) グループの要介護度の平均値は、control (介護給付) グループの要介護度の平均値を有意に下回っている。しかしながら、MMCマッチングサンプルにおいては、いずれにおいても有意な差は見受けられない。すなわち、予防給付の効果は限定的であるといえる。

表3Aにはprobit モデルの推定結果、表3Bにはordered probit モデルの推定結果がまとめられている。いずれも左側が全サンプルを用いた推定結

果、右側がMMCマッチングサンプルを用いた推定結果である。

予防給付ダミーの係数は、全サンプルを用いた分析ではprobit モデルとordered probitモデルの双方において、いずれも負に有意に推定されているが、マッチングサンプルではordered probit modelのモデル1でのみ10%有意水準で負に有意であった。このことは全サンプルを用いた推定ではサンプルセレクションバイアスの影響を受けた結論が導かれているおそれがあることを示唆している¹⁴⁾。しかし、予防給付をサービス別に見た場合には、マッチングサンプルでも有意な影響が観察されることがある。介護予防サービスダミーの係数は、全サンプルでは訪問系サービス、通所介護、その他のサービスが負で有意に推定されている。一方で、マッチングサンプルでは、訪問系サービス、通所介護、通所リハビリテーションの係数が負で有意に推定されている。その他の個人属性については、ほとんどのサンプル・モデルにおいて、年齢や性別は有意ではなかったが、経過月数ダミーが概ね正で有意に推定されている。また、予防給付ダミーと経過月数ダミーの交差項の一部と介護費累計額が、全サンプルでは有意に推定されているが、マッチングサンプルではprobitモデルでの予防給付ダミーと経過月数ダミー (7-12か月) の交差項を除き有意ではなかった。

表4A, 4B, 4Cは、介護予防給付に関連した説明変数の限界効果をまとめたものである。ここでは、マッチングサンプルの推定結果を中心にまとめていきたい。表4Aには、probitモデルによる推

表2 介護予防給付の効果

要介護度	マッチング方法	予防給付	介護給付	平均の差 (ATT)	標準誤差	t値
二値変数	全サンプル	0.263	0.303	-0.039***	0.014	-2.74
	MMCマッチングサンプル	0.300	0.208	0.092	0.058	1.57
	LLRマッチングサンプル	0.263	0.264	-0.001	0.015	-0.07
順序変数	全サンプル	0.306	0.708	-0.403***	0.034	-11.87
	MMCマッチングサンプル	0.327	0.443	-0.116	0.105	-1.11
	LLRマッチングサンプル	0.306	0.621	-0.316***	0.029	-10.99

注) 1) マッチングサンプルの標準誤差はbootstrap法 (50回) によって推計した。

2) ***は、1%有意水準で有意であることを示す。

表3 介護予防給付が要介護度に与える影響

A : Probit modelの推定結果

サンプル モデル	全サンプル				MMCマッチングサンプル			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差
予防給付ダミー	-0.763*** (0.198)	-0.648*** (0.191)			-0.388 (0.361)	-0.678 (0.509)		
予防給付ダミー：訪問系サービス			-0.440 (0.290)	-0.483* (0.275)			-1.279*** (0.470)	-1.687*** (0.580)
予防給付ダミー：通所介護			-0.849*** (0.321)	-0.948*** (0.314)			-1.696*** (0.473)	-2.252*** (0.560)
予防給付ダミー：通所リハビリ			-0.390 (0.549)	-0.340 (0.502)			-1.550** (0.638)	-2.154*** (0.735)
予防給付ダミー：短期入所系サービス			0.983* (0.558)	0.840 (0.603)			1.080 (0.959)	0.956 (0.952)
予防給付ダミー：その他			-0.202 (0.295)	-0.167 (0.286)			0.833* (0.467)	0.699 (0.482)
介護保険制度改革ダミー	0.304 (0.351)	0.287 (0.353)	0.284 (0.352)	0.255 (0.355)				
男性ダミー	0.054 (0.157)	0.049 (0.157)	0.064 (0.157)	0.063 (0.158)	0.203 (0.304)	0.247 (0.306)	0.261 (0.314)	0.357 (0.328)
年齢	0.034 (0.148)	0.034 (0.148)	0.039 (0.150)	0.040 (0.150)	-0.676 (0.906)	-0.660 (0.936)	-1.088 (0.696)	-1.192* (0.687)
年齢2乗/100	0.002 (0.094)	0.002 (0.095)	-0.001 (0.095)	-0.002 (0.096)	0.481 (0.605)	0.470 (0.626)	0.765* (0.460)	0.835* (0.455)
経過月数ダミー：7-12か月	1.101*** (0.115)	1.037*** (0.117)	1.115*** (0.112)	1.023*** (0.121)	1.125*** (0.247)	0.822*** (0.242)	1.404*** (0.263)	0.986*** (0.282)
経過月数ダミー：13-18か月	1.104*** (0.158)	1.047*** (0.160)	1.094*** (0.157)	1.023*** (0.165)	0.962*** (0.347)	0.775** (0.387)	1.079*** (0.364)	0.920** (0.415)
経過月数ダミー：19-24か月	1.150*** (0.195)	1.205*** (0.194)	1.140*** (0.196)	1.174*** (0.199)	1.354*** (0.365)	1.695*** (0.398)	1.501*** (0.404)	1.953*** (0.418)
経過月数ダミー：25-30か月	1.168*** (0.278)	1.295*** (0.279)	1.135*** (0.280)	1.261*** (0.284)	1.450** (0.690)	0.843 (0.637)	1.433** (0.690)	1.062 (0.756)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：7-12か月		0.097 (0.228)		0.302 (0.260)		0.551 (0.542)		1.124* (0.650)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：13-18か月		-0.026 (0.294)		0.106 (0.315)		0.205 (0.731)		0.418 (0.752)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：19-24か月		-0.601* (0.354)		-0.458 (0.363)		-1.027 (0.704)		-1.047 (0.804)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：25-30か月		-1.259* (0.692)		-1.253* (0.697)		0.818 (1.078)		0.521 (1.075)
介護費累計額（前月時点）	0.151*** (0.031)	0.170*** (0.035)	0.163*** (0.032)	0.183*** (0.037)	0.074 (0.085)	0.088 (0.091)	0.101 (0.091)	0.113 (0.096)
介護費累計額（前月時点、2乗）	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	0.001 (0.002)	0.004 (0.006)
介護サービス利用累計日数（前月時点）	0.132 (0.205)	0.081 (0.204)	0.104 (0.209)	0.050 (0.211)	0.505 (0.645)	0.698 (0.707)	0.790 (0.782)	0.926 (0.865)
介護サービス利用累計日数（前月時点、2乗）	-0.030 (0.030)	-0.028 (0.030)	-0.029 (0.031)	-0.026 (0.031)	-0.109 (0.108)	-0.133 (0.125)	-0.179 (0.121)	-0.196 (0.143)
トレンド	-0.024 (0.101)	-0.021 (0.101)	-0.015 (0.102)	-0.009 (0.102)				
定数項	-4.619 (5.789)	-4.616 (5.811)	-4.878 (5.862)	-4.912 (5.886)	20.936 (33.468)	20.392 (34.531)	35.383 (25.876)	39.096 (25.507)
観測値数	6257	6257	6257	6257	733	733	733	733
個人数	404	404	404	404	109	109	109	109
対数尤度	-2521.993	-2493.803	-2493.009	-2459.689	-301.151	-290.260	-276.201	-260.110
擬似決定係数	0.337	0.345	0.345	0.354	0.310	0.335	0.367	0.404
Wald 統計量 (H ₀ : 全係数=0)	307.57***	312.15***	325.91***	335.34***	136.88***	141.44***	212.01***	346.14***
Wald 統計量 (H ₀ : 地域効果=0)	58.71***	53.44***	55.34***	50.60***	11.66	12.76*	15.66**	17.52**
Wald 統計量 (H ₀ : 季節効果=0)	14.53	12.52	13.71	11.62	9.52	14.62	12.14	20.27**

注) 1) 上段は係数推定値、下段の括弧内は個人間の誤差項の相関を許す頑健な標準誤差を示す。
 2) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。
 3) この他に、季節ダミー変数群、保険者ダミー変数群（全サンプルのみ）が含まれている。

定結果の限界効果がまとめられている。上述のように、予防給付ダミーは有意ではないが、訪問系介護予防サービスと介護予防通所介護がマイナスで有意である。具体的には、他の条件を一定としたときに、訪問系介護予防サービスを利用して

る個人は、そうでない個人に比べて要支援2以上に悪化する確率が25.3～30.6%ポイント有意に低く、介護予防通所介護を利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援2以上に悪化する確率が28.5～33.8%ポイント有意に低い。同様に、

B : Ordered probit modelモデルの推定結果

サンプル モデル	全サンプル				MMCマッチングサンプル			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差
予防給付ダミー	-0.929*** (0.149)	-0.615*** (0.209)			-0.492* (0.298)	-0.546 (0.569)		
予防給付ダミー：訪問系サービス			-0.162 (0.217)	-0.149 (0.199)			-0.846** (0.407)	-1.015** (0.472)
予防給付ダミー：通所介護			-0.473** (0.235)	-0.507** (0.221)			-1.080*** (0.367)	-1.305*** (0.395)
予防給付ダミー：通所リハビリ			-0.368 (0.304)	-0.244 (0.282)			-1.339*** (0.371)	-1.461*** (0.440)
予防給付ダミー：短期入所系サービス			0.738 (0.649)	0.633 (0.666)			0.803 (0.853)	0.734 (0.873)
予防給付ダミー：その他			-0.655** (0.239)	-0.439* (0.255)			0.265 (0.409)	0.165 (0.490)
介護保険制度改革ダミー	0.132 (0.294)	0.115 (0.295)	0.107 (0.295)	0.087 (0.297)				
男性ダミー	0.076 (0.131)	0.072 (0.130)	0.078 (0.132)	0.077 (0.131)	0.326 (0.296)	0.353 (0.288)	0.346 (0.295)	0.392 (0.289)
年齢	0.055 (0.123)	0.051 (0.122)	0.050 (0.123)	0.045 (0.122)	-0.798 (0.840)	-0.778 (0.913)	-1.105 (0.704)	-1.170 (0.766)
年齢2乗/100	-0.011 (0.078)	-0.009 (0.078)	-0.008 (0.078)	-0.005 (0.078)	0.567 (0.560)	0.554 (0.610)	0.773* (0.465)	0.818 (0.508)
経過月数ダミー：7-12か月	1.060*** (0.116)	1.032*** (0.113)	1.069*** (0.112)	1.024*** (0.116)	0.956*** (0.264)	0.741*** (0.259)	1.072*** (0.251)	0.722*** (0.280)
経過月数ダミー：13-18か月	1.039*** (0.153)	1.036*** (0.153)	1.036*** (0.150)	1.024*** (0.156)	0.887*** (0.333)	0.753* (0.413)	0.879*** (0.339)	0.744* (0.405)
経過月数ダミー：19-24か月	1.063*** (0.190)	1.141*** (0.188)	1.063*** (0.188)	1.127*** (0.191)	1.354*** (0.358)	1.696*** (0.407)	1.399*** (0.357)	1.712*** (0.401)
経過月数ダミー：25-30か月	1.074*** (0.259)	1.141*** (0.260)	1.069*** (0.257)	1.124*** (0.263)	1.529*** (0.554)	1.304** (0.545)	1.563*** (0.540)	1.286** (0.572)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：7-12か月		-0.107 (0.220)		0.027 (0.215)		0.318 (0.561)		0.703 (0.504)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：13-18か月		-0.275 (0.246)		-0.197 (0.239)		0.049 (0.721)		0.125 (0.621)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：19-24か月		-0.739*** (0.260)		-0.646** (0.262)		-1.014 (0.688)		-0.854 (0.620)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：25-30か月		-1.017** (0.474)		-0.940** (0.473)		0.011 (0.778)		0.171 (0.704)
介護費累計額（前月時点）	0.095*** (0.018)	0.104*** (0.018)	0.099*** (0.018)	0.107*** (0.019)	0.012 (0.070)	0.029 (0.072)	0.014 (0.072)	0.026 (0.082)
介護費累計額（前月時点、2乗）	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
介護サービス利用累計日数（前月時点）	0.123 (0.133)	0.089 (0.132)	0.110 (0.139)	0.081 (0.138)	0.479 (0.486)	0.646 (0.526)	0.865* (0.525)	1.112* (0.617)
介護サービス利用累計日数（前月時点、2乗）	-0.015 (0.017)	-0.012 (0.017)	-0.014 (0.018)	-0.012 (0.018)	-0.066 (0.090)	-0.092 (0.106)	-0.133 (0.091)	-0.171 (0.118)
トレンド	0.032 (0.086)	0.035 (0.086)	0.040 (0.087)	0.045 (0.087)				
定数項	5.322 (4.765)	5.157 (4.749)	5.145 (4.769)	4.951 (4.758)	-25.678 (31.109)	-24.834 (33.705)	-36.750 (26.263)	-39.108 (28.485)
観測値数	6297	6297	6297	6297	741	741	741	741
個人数	406	406	406	406	115	115	115	115
対数尤度	-4772.984	-4750.569	-4755.546	-4733.239	-541.526	-531.254	-521.683	-508.312
擬似決定係数	0.217	0.221	0.220	0.224	0.194	0.209	0.224	0.244
Wald 統計量 (H ₀ : 全係数=0)	968.86***	936.88***	1028.76***	984.41***	662.60***	552.91***	1020.83***	1372.36***
Wald 統計量 (H ₀ : 地域効果=0)	559.90***	514.24***	561.60***	512.85***	64.34***	53.81**	49.68***	50.66**
Wald 統計量 (H ₀ : 季節効果=0)	14.82	12.35	14.51	11.98	8.63	13.68	9.62	17.57*

注) 1) 表3Aを参照。

介護予防通所リハビリテーションを利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援2以上に悪化する確率が21.1～23.4%ポイント有意に低くなっている。表4Bには、予防給付ダミーを含めた推定式をordered probitモデルで推定したモデルの限界効果をまとめたものである。ordered

probitモデルのモデル1でのみ、他の条件を一定とした際に、介護予防給付を受けている個人はそうでない個人に比べて要支援1にとどまる確率が13.9%ポイント高いことが示されている。表4Cでは、各サービスダミーを用いた推定式の限界効果をまとめている。いずれの定式化においても、介

表4 介護予防給付の限界効果

A : Probit modelの推定結果

サンプル モデル	全サンプル				MMCマッチングサンプル			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
予防給付ダミー	-0.188*** (0.041)	-0.167*** (0.042)			-0.113 (0.103)	-0.196 (0.144)		
予防給付ダミー：訪問系サービス			-0.113 (0.063)	-0.124* (0.059)			-0.253*** (0.066)	-0.306*** (0.078)
予防給付ダミー：通所介護			-0.186*** (0.048)	-0.202*** (0.044)			-0.285*** (0.059)	-0.338*** (0.071)
予防給付ダミー：通所リハビリ			-0.100 (0.117)	-0.090 (0.114)			-0.211** (0.044)	-0.234*** (0.051)
予防給付ダミー：短期入所系サービス			0.365* (0.217)	0.310 (0.239)			0.390 (0.373)	0.343 (0.376)
予防給付ダミー：その他			-0.058 (0.081)	-0.049 (0.080)			0.230* (0.130)	0.195 (0.139)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：7-12か月		0.030 (0.074)	0.100 (0.092)		0.181 (0.195)			0.384* (0.240)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：13-18か月		-0.008 (0.088)	0.033 (0.102)		0.063 (0.240)			0.132 (0.263)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：19-24か月		-0.143* (0.064)	-0.116 (0.075)		-0.196 (0.082)			-0.186 (0.091)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：25-30か月		-0.212* (0.048)	-0.210* (0.048)		0.293 (0.426)			0.172 (0.399)

注) 1) 上段は限界効果, 下段の括弧内は個人間の誤差項の相関を許す頑健な標準誤差を示す。
 2) 予防給付ダミーに関連する説明変数以外の変数の限界効果は省略している。
 3) その他の表記については表3Aを参照。

B : Ordered probit modelの推定結果 (1)

限界効果		Prob (要支援1)	Prob (要支援2)	Prob (要介護1)	Prob (要介護2)	Prob (要介護3以上)
model [1]						
予防給付	全サンプル	0.276*** (0.047)	-0.073*** (0.016)	-0.156*** (0.031)	-0.036*** (0.011)	-0.011** (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.139* (0.084)	-0.086 (0.053)	-0.031 (0.024)	-0.020 (0.015)	-0.003 (0.002)
model [2]						
予防給付	全サンプル	0.184*** (0.063)	-0.049** (0.019)	-0.105*** (0.036)	-0.024** (0.010)	-0.007** (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.154 (0.160)	-0.098 (0.105)	-0.033 (0.036)	-0.020 (0.024)	-0.003 (0.003)
経過月数ダミー ×予防給付ダミー：7-12か月	全サンプル	0.032 (0.066)	-0.008 (0.017)	-0.018 (0.038)	-0.004 (0.009)	-0.001 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.090 (0.158)	0.057 (0.103)	0.019 (0.033)	0.012 (0.022)	0.002 (0.003)
経過月数ダミー ×予防給付ダミー：13-18か月	全サンプル	0.082 (0.074)	-0.022 (0.019)	-0.047 (0.043)	-0.011 (0.010)	-0.003 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.014 (0.203)	0.009 (0.129)	0.003 (0.044)	0.002 (0.027)	0.000 (0.004)
経過月数ダミー ×予防給付ダミー：19-24か月	全サンプル	0.222*** (0.081)	-0.058*** (0.022)	-0.126*** (0.048)	-0.029** (0.013)	-0.008* (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.286 (0.199)	-0.181 (0.126)	-0.062 (0.052)	-0.037 (0.031)	-0.005 (0.006)
経過月数ダミー ×予防給付ダミー：25-30か月	全サンプル	0.305** (0.145)	-0.080** (0.039)	-0.173** (0.085)	-0.040* (0.021)	-0.012* (0.007)
	MMCマッチング サンプル	-0.003 (0.219)	0.002 (0.139)	0.001 (0.048)	0.000 (0.029)	0.000 (0.004)

注) 1) 表4Aを参照。

介護予防通所介護と介護予防通所リハビリテーションで有意に推定されているものが見られる。具体的には、他の条件を一定としたときに、訪問系サービスを利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援1にとどまる確率が22.9～26.8%ポイント高く、要支援2・要介護1に悪化する確率が、

それぞれ15.0～18.4%ポイント、5.3%ポイント有意に低い。同様に介護予防通所介護については、要支援1にとどまる確率が29.3～34.5%ポイント高く、要支援2・要介護1・要介護2になる確率が、それぞれ19.2～23.7%ポイント、6.1～6.9%ポイント有意に低く、介護予防通所リハビリテーション

C : Ordered probit modelの推定結果 (2)

推定方法		Prob (要支援1)	Prob (要支援2)	Prob (要介護1)	Prob (要介護2)	Prob (要介護3以上)
Model [3]						
訪問系サービス	全サンプル	0.048 (0.064)	-0.013 (0.017)	-0.027 (0.036)	-0.006 (0.008)	-0.002 (0.002)
	MMCマッチング サンプル	0.229** (0.105)	-0.150** (0.070)	-0.048 (0.030)	-0.028 (0.019)	-0.003 (0.003)
通所介護	全サンプル	0.140** (0.069)	-0.037* (0.019)	-0.079** (0.040)	-0.018* (0.010)	-0.005 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.293*** (0.102)	-0.192*** (0.071)	-0.061** (0.030)	-0.036 (0.023)	-0.004 (0.003)
通所リハビリ	全サンプル	0.109 (0.090)	-0.029 (0.024)	-0.061 (0.051)	-0.014 (0.012)	-0.004 (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.363*** (0.103)	-0.238*** (0.068)	-0.075** (0.037)	-0.045 (0.028)	-0.005 (0.004)
短期入所系サービス	全サンプル	-0.218 (0.193)	0.058 (0.051)	0.123 (0.110)	0.029 (0.026)	0.008 (0.008)
	MMCマッチング サンプル	-0.218 (0.232)	0.143 (0.147)	0.045 (0.054)	0.027 (0.034)	0.003 (0.004)
その他	全サンプル	0.194*** (0.072)	-0.052** (0.020)	-0.109*** (0.042)	-0.025** (0.012)	-0.007* (0.004)
	MMCマッチング サンプル	-0.072 (0.110)	0.047 (0.073)	0.015 (0.023)	0.009 (0.015)	0.001 (0.002)
Model [4]						
訪問系サービス	全サンプル	0.045 (0.059)	-0.012 (0.016)	-0.025 (0.034)	-0.006 (0.008)	-0.002 (0.002)
	MMCマッチング サンプル	0.268** (0.117)	-0.184** (0.082)	-0.053* (0.032)	-0.028 (0.020)	-0.003 (0.002)
通所介護	全サンプル	0.151** (0.066)	-0.040** (0.018)	-0.086** (0.038)	-0.020** (0.009)	-0.006* (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.345*** (0.105)	-0.237*** (0.078)	-0.069** (0.033)	-0.036 (0.023)	-0.003 (0.003)
通所リハビリ	全サンプル	0.073 (0.084)	-0.019 (0.022)	-0.041 (0.048)	-0.009 (0.011)	-0.003 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.386*** (0.115)	-0.265*** (0.079)	-0.077** (0.038)	-0.041 (0.028)	-0.004 (0.003)
短期入所系サービス	全サンプル	-0.189 (0.199)	0.050 (0.052)	0.107 (0.114)	0.024 (0.027)	0.007 (0.008)
	MMCマッチング サンプル	-0.194 (0.231)	0.133 (0.154)	0.039 (0.051)	0.020 (0.029)	0.002 (0.003)
その他	全サンプル	0.131* (0.077)	-0.035 (0.021)	-0.074* (0.044)	-0.017 (0.011)	-0.005 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.044 (0.129)	0.030 (0.088)	0.009 (0.026)	0.005 (0.014)	0.000 (0.001)
経過月数ダミー ×子防給付ダミー：7-12か月	全サンプル	-0.008 (0.064)	0.002 (0.017)	0.005 (0.036)	0.001 (0.008)	0.000 (0.002)
	MMCマッチング サンプル	-0.186 (0.132)	0.128 (0.095)	0.037 (0.028)	0.020 (0.017)	0.002 (0.002)
経過月数ダミー ×子防給付ダミー：13-18か月	全サンプル	0.059 (0.072)	-0.016 (0.019)	-0.033 (0.041)	-0.008 (0.009)	-0.002 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.033 (0.164)	0.023 (0.113)	0.007 (0.032)	0.003 (0.018)	0.000 (0.002)
経過月数ダミー ×子防給付ダミー：19-24か月	全サンプル	0.193** (0.080)	-0.051** (0.022)	-0.109** (0.047)	-0.025** (0.012)	-0.007* (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.226 (0.171)	-0.155 (0.117)	-0.045 (0.039)	-0.024 (0.023)	-0.002 (0.002)
経過月数ダミー ×子防給付ダミー：25-30か月	全サンプル	0.281* (0.143)	-0.075* (0.040)	-0.159* (0.083)	-0.036* (0.020)	-0.010* (0.006)
	MMCマッチング サンプル	-0.045 (0.185)	0.031 (0.127)	0.009 (0.037)	0.005 (0.020)	0.000 (0.002)

注) 1) 表4Aを参照。

ンについては、要支援1にとどまる確率が36.3～38.6%ポイント高く、要支援2・要介護1になる確率が、それぞれ23.8～26.5%、6.1～7.7%ポイント有意に低い。

VI 結論

本稿では、2003年4月から2009年3月における福井県下全17市町の介護保険給付費レセプトデータ

の個票パネルデータを用いて、2005年度の介護保険制度改革で導入された介護予防給付が、要支援者のその後の要介護状態にどのような影響を与えたのかを検証した。介護予防給付の導入前後において、初回の要介護認定時に（旧）要支援・要支援1の認定を受けた人々の経時的な要介護度の推移を比較したところ、予防給付グループの要支援者割合は、常に介護給付グループのそれを上回っている様子が確認された。加えて、サンプルセレクションバイアスに対処するためのマッチング推定や、マッチングサンプルを用いた計量経済分析を行った結果、他の条件を一定としたときに、訪問介護、通所介護および通所リハビリテーションの介護予防サービスを利用している個人の要介護度は、そうでない個人に比べて、要支援にとどまる確率が有意に高く、また、要支援2・要介護1・要介護2に悪化する確率がそれぞれ有意に低いことが確認された。具体的には、他の条件を一定としたときに、訪問系サービスを利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援1にとどまる確率が22.9～26.8%ポイント高く、要支援2・要介護1に悪化する確率が、それぞれ15.0～18.4%ポイント、5.3%ポイント有意に低い。同様に、介護予防通所介護については、要支援1にとどまる確率が29.3～34.5%ポイント高く、要支援2・要介護1・要介護2になる確率が、それぞれ19.2～23.7%ポイント、6.1～6.9%ポイント有意に低く、介護予防通所リハビリテーションについては、要支援1にとどまる確率が36.3～38.6%ポイント高く、要支援2・要介護1になる確率が、それぞれ23.8～26.5%、6.1～7.7%ポイント有意に低い。ただし、こうした結果の違いは、対象となっている個人数が少ないことによる可能性も考えられるため、この結果には一定の留意が必要である。

冒頭でも述べたように、現在、予防給付を含む軽度の要介護者に対するサービスや自己負担の引き上げなどが今後の検討課題として挙げられている。本稿では、介護予防給付の効果の面に焦点を当てたものであるが、こうした議論を検討するためには、それに関する費用対効果についてもあわせて検証すべきであろう。本分析の結果から明ら

かになったように、介護予防サービスの一部には要介護度の維持・改善効果を有するものもあるため、一定の費用対効果は存在するものであると考えられる¹⁵⁾。また、自己負担増などによって、認定者が介護予防サービスの利用を控えた場合、認定者の要介護状態が悪化し、それによって将来的により多額の介護費が発生する可能性がある。近い将来に検討されるであろう介護予防給付の今後のあり方については、そのような費用対効果や認定者の価格の変化に対する反応度を考慮に入れた厳密な検証に基づく評価が必要があると思われる。

最後に、本稿では、長期間にわたる個人レベルの月次パネルデータを用いているが、データの制約上、要介護認定者の詳細な心身の健康状態や生活習慣、世帯属性、所得の状況、および個人・地域レベルの環境変化が要介護度に与える影響を検証することができない。これらの要素も介護需要とは密接な関係にあると考えられるので、こうした変数を用いて詳細な分析を行うことは今後の重要な研究課題である。

脚注

† 本研究は、東京大学高齢社会総合研究機構と福井県の共同研究の成果である。本稿の旧稿に対して、匿名の本誌レフェリー2名、井深陽子、菊池潤、岸田研作、小西（趙）萌、菅原琢磨、西村周三、野口晴子、藤井麻由の各氏、および2011年度日本経済学会秋季大会参加者ならびに国立社会保障・人口問題研究所における研究会参加者から、大変貴重なコメントを頂戴した。加えて、本研究は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「医療・介護・検診情報を接合した総合的パネルデータ構築と地域医療における根拠に基づく健康政策（EBHP）の立案と評価に関する研究」（H21-政策一般-008）、科学研究費補助金（基盤研究B）「持続可能な医療・介護保険財政と効率的なサービス提供体制の設計」（#24330098）からの研究助成を受けた。記して感謝の意を表したい。なお、本研究で用いているデータの個人情報保護方法については、東京大学倫理委員会で倫理審査を受け、承認を得ている。

注

- 1) 文末の付表1に、福井県と全国における介護保険に関する主要変数の比較をまとめている。
- 2) 個人情報保護のため、福井県国民健康保険団体

- 連合会で個人番号に代わるランダムな番号を割り当ててもらい、研究者側は、個人を特定化することができないような措置をとっている。
- 3) ただし、対象者が少ない等の理由により、個人が特定される可能性があるとして行政側が判断した一部項目は利用できない。
 - 4) 2006年度から実施された介護予防給付は、要支援2の個人も受給可能だが、彼らの身体的な機能は要介護1と同等であるため、要支援2の個人は分析の対象から除外している。
 - 5) 導入前グループの経過期間を2006年3月で区切った理由は、導入後グループに含まれる個人の中には、途中で介護予防給付に切り替わるものも存在し、正確な比較ができなくなるためである。
 - 6) 個人によって要介護認定を受けた年月が異なるため、月の経過にしたがって個人数は次第に減少していく。
 - 7) 本分析で用いる介護費は、保険請求額と利用者負担額の合計金額である。
 - 8) 推定にはLeuven and Sianesi (2003)を用いている。なお、以下ではRosenbaum and Rubin (1985)によって提唱されたものをMMCマッチング、Heckman, Ichimura, and Todd (1997)によって提唱されたものをLLRマッチングと記す。なお、紙幅の都合上、(3)式の推定結果とマッチング前後の平均値の差の検定結果の詳細はここでは示していないが、MMCマッチングサンプルでは、表1で示した個人属性の差が概ね有意でなくなっていることが確認できる。これらの結果は、付録として、著者のホームページで公開する予定である。
 - 9) 本分析のように、使用データにおいて利用可能な情報に制限がある場合、マッチングの精度やその後の推定結果に大きな影響を与える可能性があるため、本稿の分析結果には、一定の留意が必要である。
 - 10) この対応に対する問題の一つは、どの変数を除外変数として選択するかによって、その後の推定結果が大きく変わる可能性があることである。レセプトデータから利用できる情報は極めて制約的であるが、その中で個人レベルでのマッチングを試みているので、本分析での除外変数の候補となる変数が少ない。そうした中で、本分析では、保険者ダミー群、季節ダミー群、およびタイムトレンドを除外変数として同様の分析を試みた。それぞれの推定結果に大きな違いはなかったが、ここでは、モデルの当てはまり具合を示す擬似決定係数と対数尤度をもっとも大きな値をとったタイムトレンドを除外変数とする推定結果を報告している。
 - 11) 表1の記述統計量で確認できるが、要介護度3以上のサンプルが全体に占める割合が小さいため、これらをひとまとめにしている。

- 12) 具体的なサービス区分は、表1の注(2)に示している。
- 13) (2)・(4)式の推定と同様に、説明変数に各介護予防サービスダミーと要介護認定の経過月数の交差項を加えた定式化も推定する。
- 14) この他には、全サンプルに比べてマッチングサンプルの観測値数が小さいことも、こうした違いの一因である可能性も考えられる。
- 15) こうした評価には、QOLの改善度も金銭評価するなどの厳密な評価が必要不可欠であるが、そのような分析は今後の重要な研究課題である。

参考文献

- Angrist, J. D. and J-S Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Grossman, M. (1972) "On the Concept of Health Capital and Demand for Health", *Journal of Political Economy*, Vol.80, No.2, pp.223-255.
- Guo, S. and M. W. Fraser (2010) *Propensity Score Analysis Statistical Methods and Applications*, SAGE Publications, Inc.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd (1997) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, Vol.64, No.4, pp.605-654.
- Leuven, E. and B. Sianesi (2003) "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>, version 4.0.5 (revision : April 18, 2012) (2013年5月24日最終確認) .
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1985) "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score", *American Statistician*, Vol.39, No.1, pp.33-38.
- 井伊雅子・大日康史 (2002) 「高齢者介護における予防行動」, 『医療サービス需要の経済分析』, 第10章, pp.195-210, 日本経済新聞社。
- 伊藤和彦・大淵修一・辻一郎 (2011) 「介護予防の効果に関する実証分析 - 「介護予防事業等の効果に関する総合的評価・分析に関する研究」における傾向スコア調整法を導入した運動器の機能向上プログラムの効果に関する分析 -」, 『医療と社会』, Vol.21, No.3, pp.265-281.
- 介護予防継続的評価分析等検討会 (2008a) 「介護予防サービスの定量的な効果分析について (第2次分析結果) (案)」, 第4回 介護予防継続的評価分析等検討会, 資料1, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/>

2008/05/dl/s0528-5a.pdf (2013年5月24日 最終確認)。
 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, 資料2, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/05/dl/s0528-5b.pdf> (2013年5月24日最終確認)。
 介護予防継続的評価分析等検討会 (2008c) 「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, 参考資料1, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/05/dl/s0528-5c.pdf> (2013年5月24日 最終確認)。
 介護予防継続的評価分析等検討会 (2009) 「介護予防サービスの費用対効果分析について」, 第6回 介護予防継続的評価分析等検討会, 参考資料1, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2009/03/dl/s0326-12e.pdf> (2013年5月24日最終確認)。
 徐東敏・近藤克則 (2010) 「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-」,

『季刊社会保障研究』, Vol.46, No.3, pp.264-273。
 田近栄治・菊池潤 (2005) 「介護保険による要介護状態の維持・改善効果-個票データを用いた分析-」, 『季刊社会保障研究』, 第41巻, 第3号, pp.248-262。
 辻一郎・大瀧修一・杉山みち子・植田耕一郎・大原里子・安村誠司・本間昭・大野裕・鈴木隆雄・大久保一郎・丹後俊郎 (2009) 『介護予防事業等の効果に関する総合的評価・分析に関する研究 報告書』, 財団法人 日本公衆衛生協会, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2009/03/dl/s0326-12f.pdf> (2013年5月24日最終確認)。
 吉田裕人・藤原佳典・天野秀紀・熊谷修・渡辺直紀・李相侖・森節子・新開省二 (2007) 「介護予防事業の経済的側面からの評価 - 介護予防事業参加群と非参加群の医療・介護費用の推移分析」, 『日本公衆衛生雑誌』, 第54巻, 第3号, pp.156-167。
 (ゆだ・みちお 中京大学准教授)
 (すずき・わたる 学習院大学教授)
 (もろずみ・りょうこ 富山大学准教授)
 (いわもと・やすし 東京大学大学院教授)

付表1 福井県の特性

	単位	福井県	全国	年度
平均余命 (男性)	歳	79.47	78.56	2005
平均余命 (女性)	歳	86.25	85.52	2005
高齢化率 (65歳以上人口割合)	%	24.9	22.8	2010
65歳以上の親族がいる世帯割合	%	46.77	37.3	2010
要介護認定者数	千人	33.91	5062.23	2010
要支援1	%	7.83	13.11	2010
要支援2	%	12.59	13.20	2010
要介護1	%	18.34	17.92	2010
要介護2	%	19.42	17.71	2010
要介護3	%	14.81	13.79	2010
要介護4	%	14.42	12.60	2010
要介護5	%	12.59	11.68	2010
介護保険給付額 (受給者一人当たり)				
居宅介護	千円	1296.97	1291.50	2010
地域密着型	千円	2384.81	2624.12	2010
施設介護	千円	3431.20	3517.89	2010
介護施設数 (65歳以上人口1000人当たり延べ数)				
介護事業所数	施設	22.651	21.519	2010
介護保険施設数	施設	3.244	2.139	2010

注) 1) 『福井県勢要覧』, 『平成22年介護サービス施設・事業所調査 (厚生労働省)』より, 筆者作成。

家族・就労の変化と所得格差 ——本人年齢別所得格差の寄与度分解——

四方 理人

I はじめに

日本における所得格差の趨勢は拡大傾向にあるが、所得格差を年齢別にみると異なった傾向にあることが知られている。まず、年齢階層別の所得格差は、年齢が高くなるほど大きくなる。しかしながら、その年齢階層別の所得格差は、近年拡大の傾向になく安定している。そこから、年齢階層別の所得格差は拡大していないが、人口高齢化により、所得格差の大きい年齢層が人口に占める割合が高くなることにより、総世帯で見た所得格差が拡大していると言われている。すなわち、日本における所得格差の拡大は人口の高齢化による「みせかけ」であり、年齢構造の変化が引き起こしたものであるとされる〔大竹（2005）ほか〕。

しかしながら、近年の所得格差の拡大が高齢化によるものであるという議論に対して、いくつか検討すべき点が考えられる。一点目は、所得格差の拡大には、人口高齢化だけではなく、世帯構造の変化などの要因も存在するというものである。特に、人口高齢化により所得格差の拡大が引き起こされたとする先行研究では、人口要因として世帯主年齢が用いられているため、親と同居する未婚者の増加といった世帯構造の変動が見えにくくなっている。二点目は、若年層を中心に非正規雇用の増加により所得格差が拡大しているのではないかという点である〔太田（2006）など〕。就労形態の変化が年齢別にみた場合の所得格差に与える影響について議論する必要がある。三点目は、所得格差の拡大が社会問題として取り上げられた

時期は、主に1990年代後半から2000年代にかけてであるが、多くの研究が1980年代から1990年代までを対象にしており、1990年代後半以降の格差の動向は明らかにされていない。

そこで本稿では、1994年から2009年までの『全国消費実態調査』（総務省統計局）を用いて、世帯主年齢ではなく、本人年齢による年齢階層内の所得格差の拡大についての検討を行い、また、その年齢階層内の所得格差について家族形態の変化や就労形態の変化による寄与度分解を行うことで、格差拡大の要因を明らかにすることを目的とする。

II 先行研究

日本における所得格差の測定に用いられてきた大規模統計調査として、『全国消費実態調査』（以下「全消」）、厚生労働省による『国民生活基礎調査』（以下「国生」）とそのサブサンプルである『所得再分配調査』があげられる。これらの統計では近年所得格差は拡大傾向にある点において一致しているものの、格差の水準はデータによって大きく異なっている。「全消」でみたジニ係数は、他の二つの調査より低い水準となっており、2000年代中頃のOECD諸国と比較すると、2003年の「国生」のジニ係数では30カ国中上から11番目の高さとなる一方で、2004年の「全消」の数値で見ると21～23番目あたりとなり、国際的な位置づけが大きく異なる¹⁾。そこで、調査別に日本における所得格差の拡大についての分析を行っている先行研究の検討を行う。

まず、「所得再分配調査」を用いた研究として、大竹・齊藤(1999)、小塩(2004)、橋木・浦川(2006)をあげることができる。1981年と1993年の同調査を用いた大竹・齊藤(1999)からは、80年代の所得格差の拡大について、中・高齢者のシェアが上昇の影響もあるが、特に再分配後所得において年齢階層内の格差拡大による影響が強いことがみてとれる。一方、1990年と1999年の同調査を用いた小塩(2004)では、年齢階層内の格差は90年代における所得格差を拡大させておらず、そのほとんどが年齢別人口効果の影響により説明される。ただし、橋木・浦川(2006)は、人口の高齢化による所得格差の拡大は自明ではないとし、世帯主の働き方を示す世帯業態による格差の拡大を考察しており、1995年から1998年にかけて格差拡大の約30%が、世帯業態間の格差拡大によるものであるとしている。

次に、「全消」を用いた研究として、大竹(1994)、西崎・山田・安藤(1998)、茂木(1999)、舟岡(2001)、大竹(2005)がある。大竹(1994)は、1984年と1989年の調査から、年齢階層内の所得格差は、この間に拡大傾向にはなく、所得格差の拡大は、人口の高齢化により説明されるとした。西崎・山田・安藤(1998)は、1984年と1994年調査を用い、高齢化によって非就業者割合が増加することにより所得格差が拡大したことを指摘している。茂木(1999)は1984年、1989年、1994年調査から、所得格差拡大のうちかなりの部分は年齢構成の変化と世帯人員構成の変化に伴うある意味で見かけ上のものであるとしている。また、舟岡(2001)は、人口の高齢化だけではなく、高齢者の子の同居率の低下が所得の不平等化に影響していることを指摘している。そして、大竹(2005)は、1984年から1999年までの調査から、所得格差を対数分散を用いて年齢別の人口効果、年齢階層内効果、年齢階層間効果の3要素に分解した結果、人口高齢化の効果によりこの間の格差の変化のほとんどを説明できるとしている。

最後に、「国生」を用いた分析として、岩本(2000)は、89年から95年までの同調査を用いて、消費と所得の格差分解を行っているが、他の先行研究と

異なり、この間の所得格差の拡大の寄与度は、年齢別人口の影響が19%程度であるが年齢階級内格差の影響は55%と人口構造の変化ではなく、年齢階級内で格差の拡大が生じているとしている。ただし、Yamada(2007)の日本と欧米主要国との比較研究によると、日本は稼働年齢層より高齢者層での所得格差が大きく、65歳以上人口のシェアの拡大により所得格差が拡大したが、他の国々では人口高齢化による所得格差への影響は小さいとしている。また、稲垣(2006)は、3世代同居の高齢者や親と同居する未婚の成人を分離した場合、ジニ係数が0.1程度上昇することから、家族との同居がない場合、所得格差が拡大することを示している。

以上、「所得再分配調査」での1990年代を対象とした研究と「全消」を用いた1980年代から1990年代を対象とした研究において、格差拡大が年齢階層内での格差が大きい中高年齢層の人口シェアが高まったことによることがみてとれる。

しかしながら、以上の先行研究においては、分析上いくつかの問題点を指摘することができる。

第1に、所得格差に対する年齢構造の影響を検討した研究では、年齢の定義として世帯主年齢による分析が行われている。舟岡(2001)が指摘するように「全消」と「国生」では世帯主の定義が異なり、その定義の違いにより世帯主年齢でみた年齢構成が両調査で異なるという問題がある。また、舟岡(2001)や稲垣(2006)は、所得格差について家族の変化の影響を指摘しているが、世帯主年齢を用いた分析では、親と同居する若年層など世帯主に隠れてしまう属性を持つ人々の所得格差への影響をみてとることが難しいと考えられる。

第2に、所得格差拡大の要因として家族や就労の変化を挙げている先行研究では、年齢構造が考慮に入れられておらず、年齢の効果と家族や就労の効果は識別されていない。若年層や中高年齢層など各年齢層内で生じた家族や就労の変化について検討する必要がある。

第3に、先行研究により所得の定義やサンプルの範囲が異なる点がある。「所得再分配調査」や「国

生]を用いた研究では、可処分所得が用いられる。しかし、「全消」を用いた研究では、西崎・山田・安藤(1998)は世帯所得から税と社会保険料を推計し世帯規模の調整を行った等価可処分所得を用いているが、大竹(2005)は税と社会保険料が考慮されておらず、二人以上世帯(普通世帯)を対象としており、また、舟岡(2001)と茂木(1999)では、世帯規模の調整が行われていない。

第4に、ほとんどの研究が1980年代と1990年代を対象にしており、格差が社会的に問題とされた1990年代後半から2000年代にかけての状況が明らかにされていない。

そこで本研究では、1994年から2009年までの「全消」を使用し、税・社会保険料モデルから可処分所得による格差指標の推計を行い、世帯主年齢ではなく、本人年齢を用いた分析を行う。本人年齢によって区分した分析を行うことで、親と同居している者を含めた、若年層の所得格差についての考察が可能となる²⁾。若年層では、未婚割合が上昇しかつ親との同居が増加しているが、本人年齢階層別の分析を行うことで、若年層内での家族や就労の変化と所得格差の関係を考察することができると考えられる。親と同居する未婚者の増加は、所得格差の大きい中高年齢層との同居により同一年齢内格差を増大させる可能性がある一方、自身の収入が低くとも所得の高い親と同居することで格差を縮小させる可能性もある。また、非正規雇用の増加が所得格差に与える影響についても、世帯主ではなく本人の就業状態による分析を行う必要がある。橘木・浦川(2006)は、労働市場の変化による所得格差の拡大を指摘しているが、世帯主の就業状態に焦点をあてており、親と同居する若年層や世帯主の妻の就業状態の変化については考慮されていない。本人年齢階層別の分析を行うことで、各年齢階層内における就業構造の変化をみることができ、年齢構造の変化と就業構造の変化を識別した考察が可能となると考えられる。同じ非正規雇用の増加であっても、若年層における非正規雇用の増加と中高年齢女性の非正規雇用の増加では所得格差に与える影響が異なる可能性がある。

Ⅲ 使用データと分析手法

1 使用データと等価可処分所得の推計

本稿の使用データは、1994年、1999年、2004年、2009年の「全消」の個票データであり、分析に用いた可処分所得の定義は以下となる。

総所得 = 勤労収入(勤め先からの年間収入)
 + 自営収入(農林漁業収入 + 農林漁業以外の事業収入 + 内職などの年間収入)
 + 公的年金・恩給 + 親族などからの仕送り金 + 家賃・地代の年間収入
 + 利子・配当金 + 企業年金・個人年金 + その他の年間収入

可処分所得 = 総所得 - 税 - 社会保険料

なお、公的年金以外の児童手当や失業給付および生活保護給付等の社会保障給付は、「全消」の年収・貯蓄等調査票に明示された項目はなく、「その他の年間収入」に含まれていると考えられる。

ここで、可処分所得は総所得から税と社会保険料を控除した所得となるが、「全消」では年間収入についての税と社会保険料が把握されていないため、可処分所得の算出のため田中・四方(2012)による税・社会保険料モデルの推計を用いた。この税・社会保険料モデルでは、所得税、住民税、各種社会保険料(国民年金・厚生年金、国民健康保険、協会けんぽ、後期高齢者医療制度、雇用保険、介護保険)をすべて個別に推計している。さらに各種控除および社会保険料の減免制度についても反映したマイクロシミュレーションモデルを構築している。なお国民年金の申請免除制度については、利用可能な所得水準にある対象者は、すべて免除申請を行い、社会保険料の軽減を受けているものと仮定する。また、自営収入においてもすべての所得が捕捉されているものとしている³⁾。

次に、各世帯で人員数が異なるため、世帯間の可処分所得を直接比較することには問題があり、世帯規模を調整する必要がある。この世帯規模を

調整するために、等価尺度が用いられるが、等価尺度として世帯人員数の平方根で除する方法が他の先行研究やOECDの報告書などで広く採用されてきた。本研究でも、この世帯人員数の平方根で調整した「等価可処分所得」を用いる。すなわち以下のように定式化される。

$$\text{等価可処分所得} = \frac{\text{可処分所得}}{\sqrt{\text{世帯人員数}}}$$

これは複数人で暮らすのに必要なひとり当たりの所得はひとりで暮らすのに必要な所得より、共通経費があるので少なくて済むという規模の経済を考慮した指標であり、その世帯で各世帯員が享受する経済的厚生と解釈することができる。この方法で注意が必要となるのは、世帯所得をもとにしているが、各世帯員の厚生水準の所得格差を計測することになるため観測される単位は個人単位となる。ここで個人単位とは、例えば生計をとにもする4人の世帯の場合、世帯で合計した可処分所得を $\sqrt{4}$ で除した等価可処分所得が求められ、4人の各々がその等価可処分所得を持つ個人として出現することになる。

なお、ルクセンブルク所得調査 (www.lis.org) の方法に従い、世帯人員数でコントロールする前の可処分所得の中位値の10倍以上の場合トップコーディングを行い、世帯人員数でコントロールした等価可処分所得の下位1%についてはボトムコーディングを行った。また、V節・VI節の世帯類型・就業状態による寄与度分解の分析においては、学生が除かれている⁴⁾。

2 所得格差の寄与度分解の方法

以下では、格差指標として平均対数偏差 (Mean Log Deviation :MLD) を用い、その2時点間の変化分について、年齢構造、家族形態、就業状態のそれぞれについて、グループのシェア、グループ内格差、グループ間格差の変化による寄与度分解を行う。格差指標としてのMLDは、低所得層の変化に対し比較的敏感に反応する。具体的な分析手法は、Mookherjee and Shorrocks (1982) およ

びJenkins (1995) により定式化された方法を用いた⁵⁾。まず、全人口を n 、第 k グループの人口を n_k とし、全人口の平均所得を μ 、第 k グループの平均所得を μ_k とし、以下のように定義する。

$v_k \equiv n_k / n$: 第 k グループの割合

$\lambda_k \equiv \mu_k / \mu$: 第 k グループの所得の全体の平均との相対所得

$\theta_k \equiv v_k \lambda_k$: 第 k グループの合計所得の合計総所得に占めるシェア

ここで平均対数偏差 (MLD) は、

$$(1) I_0 = (1/n) \sum_i \log(\mu / y_i)$$

と定義でき、以下のように書き換えることができる。

$$(2) I_0 = \sum_k v_k I_{0k} + \sum_k v_k \log(1 / \lambda_k)$$

(2) は、グループ内格差とグループ間格差による格差指標の分解である。そして、 I_0 について、時点 t と $t+1$ の間での階差を ΔI_0 すると (3) 式が得られる。

$$(3) \Delta I_0 \equiv I_0(t+1) - I_0(t) = \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k - \sum_k [\overline{\log(\lambda_k)}] \Delta v_k - \sum_k v_k \Delta \log(\lambda_k) \\ \approx \underbrace{\sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k}}_{\text{termA}} + \underbrace{\sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k}_{\text{termB}} + \underbrace{\sum_k [\bar{\lambda}_k - \overline{\log(\lambda_k)}] \Delta v_k}_{\text{termC}} + \underbrace{\sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log(\mu_k)}_{\text{termD}}$$

(3) は、 ΔI_0 を、各グループ内での格差の寄与度 (term A) と、各グループのシェアの変化分 (term Bとterm C) および、各グループの相対所得の変化分 (term D) に寄与度分解したものである。なお、 $\bar{v}_k = (v_{kt} + v_{kt+1}) / 2$ 、 $\bar{\lambda}_k = (\lambda_{kt} + \lambda_{kt+1}) / 2$ 、 $\overline{\log(\lambda_k)} = [\log(\lambda_{kt}) + \log(\lambda_{kt+1})] / 2$ 、 $\bar{I}_{0k} = (I_{0kt} + I_{0kt+1}) / 2$ 、である。

IV 年齢別ジニ係数の推計

図1は、本人年齢別にみたジニ係数の1994年から2009年までの推移である。まず、世帯主年齢を用いた先行研究では、20歳代の格差が最も低く、30歳代、40歳代と進むにつれ格差が大きくなっていったが、本人年齢を用いた場合は、20歳代後半における格差が大きく、30歳代後半もしくは40歳代前半を底にして再び上昇している。

そして、1994年から2009年にかけての格差の推移として、20歳代後半から40歳代後半にかけてどの年齢層でも大きく格差が拡大していることがみ

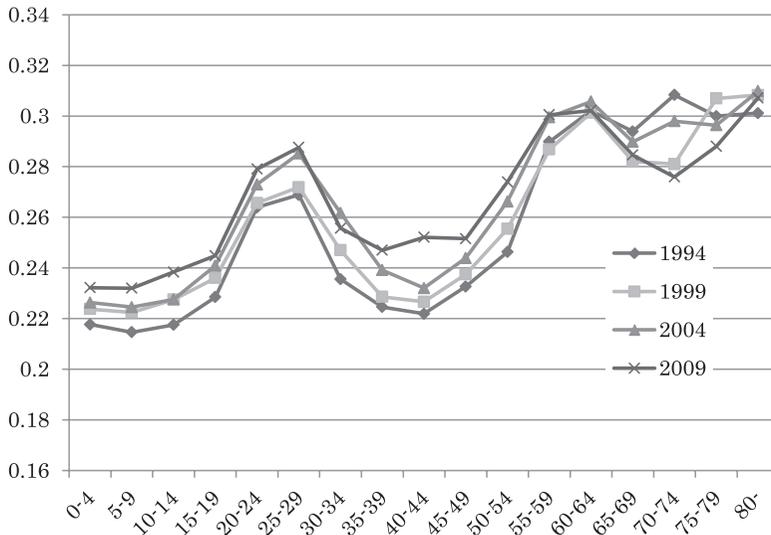


図1 年齢別ジニ係数の推移 (1994年 - 2009年)

注) 全年齢を対象とした個人単位の等価可処分所得によるジニ係数を推計している。
出所) 『全国消費実態調査』より作成

てとれる。しかしながら、50歳代後半以降については、この間格差が拡大しておらず、60歳代後半では格差が縮小する傾向にあり、70歳代前半では1994年との比較で、2009年の格差は大幅に縮小している。

次に、本人年齢別のジニ係数だけでなく、ブートストラップ法による標準誤差を示し、格差拡大について統計的検定を試みたものが表1である⁶⁾。各調査時点のジニ係数の95%信頼区間とその前回調査の95%信頼区間に重なりがない場合「*」、当該年の95%信頼区間が前回調査のそれと重なるものの94年のジニ係数の95%信頼区間と重ならない場合「+」を付けている。互いの95%信頼区間に重なりがないという基準は、一般的な差の検定より厳しい基準であることに注意が必要である。

まず年齢計でみると、1994年から1999年にかけてのジニ係数の変化は大きくないが、1999年から2004年にかけてジニ係数は、互いの95%信頼区間が重ならない程の拡大が生じている。そして、2004年から2009年にかけてもジニ係数は若干拡大しており、2009年のジニ係数は2004年の95%信頼区間とは重なるものの1994年のそれとは互いに重

ならない。

そして年齢別にみると1994年から1999年にかけては、30歳代前半のジニ係数においてのみ有意に上昇している。2004年のジニ係数は、20歳代後半と30歳代前半1999年より有意に高く、10歳代後半、30歳代後半、50歳代前半で1994年より有意に高い。そして、2009年では、20代前半を除き子どもから50代前半までの広い範囲で、前回調査もしくは1994年との比較で互いの95%信頼区間に重ならない上昇が生じている。したがって、2000年代前半には、20歳代後半から30歳代後半にかけての年齢層で、2000年代後半では、ほとんどの現役世代において所得格差が拡大してきたといえる。

では、この間の格差拡大の要因について、5歳階級の年齢による分解を行ったものが表2である。1994年から2009年にかけてのMLDの変化分を、年齢グループ内格差の変化(term A)、年齢グループのシェアの変化(term BとC)、年齢グループの相対所得の変化(term D)に寄与度分解した(それぞれ1000倍で表記)。1994年から1999年にかけてMLDは4.0上昇している。これは、MLDでみた格差が3.4%拡大したことを示している。この変

表1 年齢別ジニ係数と標準誤差

	1994		1999		2004		2009	
	ジニ係数	標準誤差	ジニ係数	標準誤差	ジニ係数	標準誤差	ジニ係数	標準誤差
0-4	0.2177	(0.0029)	0.2238	(0.0031)	0.2263	(0.0025)	0.2322	(0.0036) +
5-9	0.2146	(0.0024)	0.2225	(0.0031)	0.2245	(0.0027)	0.2321	(0.0031) +
10-14	0.2175	(0.0024)	0.2275	(0.0030)	0.2276	(0.0034)	0.2384	(0.0027) +
15-19	0.2285	(0.0026)	0.2361	(0.0030)	0.2410	(0.0033) +	0.2449	(0.0033) +
20-24	0.2640	(0.0028)	0.2656	(0.0032)	0.2730	(0.0041)	0.2791	(0.0051)
25-29	0.2689	(0.0031)	0.2719	(0.0027)	0.2852	(0.0035) *	0.2876	(0.0039) +
30-34	0.2356	(0.0026)	0.2470	(0.0027) *	0.2617	(0.0029) *	0.2557	(0.0037) +
35-39	0.2246	(0.0026)	0.2286	(0.0028)	0.2392	(0.0030) +	0.2470	(0.0034) +
40-44	0.2219	(0.0024)	0.2266	(0.0025)	0.2321	(0.0032)	0.2521	(0.0036) *
45-49	0.2327	(0.0026)	0.2375	(0.0023)	0.2439	(0.0032)	0.2516	(0.0035) +
50-54	0.2463	(0.0025)	0.2555	(0.0029)	0.2663	(0.0029) +	0.2740	(0.0054) +
55-59	0.2898	(0.0032)	0.2868	(0.0036)	0.2995	(0.0030)	0.3005	(0.0042)
60-64	0.3020	(0.0037)	0.3013	(0.0039)	0.3057	(0.0046)	0.3022	(0.0034)
65-69	0.2939	(0.0045)	0.2821	(0.0043)	0.2898	(0.0046)	0.2846	(0.0041)
70-74	0.3083	(0.0059)	0.2810	(0.0040) *	0.2980	(0.0066)	0.2760	(0.0050) +
75-79	0.2999	(0.0049)	0.3069	(0.0048)	0.2964	(0.0062)	0.2880	(0.0079)
80-	0.3011	(0.0048)	0.3083	(0.0055)	0.3098	(0.0053)	0.3072	(0.0056)
total	0.2631	(0.0011)	0.2673	(0.0012)	0.2755	(0.0013) *	0.2781	(0.0014) +

注) 1) 全年齢を対象とした個人単位の等価可処分所得によるジニ係数を推計している。

2) 標準誤差はブートストラップ法による。

3) 「*」は当該年の95%信頼区間と前回調査の95%信頼区間が互いに重ならないことを示す。「+」は当該年の95%信頼区間が1994年の95%信頼区間と重ならないことを示す。

出所) 『全国消費実態調査』より筆者作成

表2 年齢階級による所得格差の寄与度分解

期間	期首のMLD	期末のMLD	変化分	%変化分	グループ内格差	シェア変化分	グループ平均所得
	$1000 \cdot I_0(t)$	$1000 \cdot I_0(t+1)$	$1000 \cdot \Delta I_0(t)$	$\% \Delta I_0 / I_0(t)$	term A	term B+C	term D
1994-1999	116.7	120.7	4.0	(3.4)	2.1	2.9	-0.9
1999-2004	120.7	129.5	8.8	(7.2)	7.3	2.5	-1.1
2004-2009	129.5	132.6	3.2	(2.4)	2.3	0.6	0.2
1994-2009	116.7	132.6	15.9	(13.7)	11.9	5.9	-1.9

出所) 『全国消費実態調査』より筆者作成

化を寄与度分解した結果、グループ内格差が2.1、グループのシェアが2.9の寄与となっているが、グループ間の相対所得が-0.9と負に寄与している。次に、1999年から2004年にかけては、年齢グループ内格差の寄与が7.3と大きく格差を拡大させる要因となっている。そして、2004年から2009年にかけては、年齢のシェアの変化はほとんど寄与しておらず、年齢グループ内の格差拡大によって、全体の格差拡大が生じている。結果として、1994年から2009年にかけては、MLDが約14%上昇しており、そのうち同一年齢内の格差拡大による寄与が3分の2程度であり、年齢構造の変化によるシェア変化分による寄与が3分の1程度となっている。また、年齢間の相対所得の変化による寄与は、格差を縮小させる方向に寄与している。

したがって、1994年から1999年にかけては、主に人口構造の変化により格差が拡大していたが、1999年以降の格差拡大は、主に年齢階層内での格差拡大によって引き起こされていた。本人年齢でみた分析においても、1990年代までを扱った主な先行研究の結果と同様である一方、2000年代における所得格差の拡大は人口構造の変化が主な理由ではないと言える。

そこで以下では、年齢階層内での格差拡大が生じていた20歳代から40歳代にかけて、家族形態および就業状態による格差の変化分の寄与度分解を行うことで、格差拡大の要因についての考察を行う。なお、19歳以下についても年齢階層内の所得格差拡大が生じていたが、これは同居する親の所得の影響であり、また、ほとんどが学生であり、

この間の家族形態や就労状態の変化を観察しづらいため、20歳以上を分析対象とした。

V 家族形態の変化による所得格差の寄与度分解

1 家族形態の変化

表3は、男女別に年齢階層ごとに1994年と2009年の各家族類型のシェア(%)をみたものである。一般的な家族類型として核家族の場合であっても、自身が親の位置にいるのか、子供の位置にいるのかで意味が異なる。そこで、自身の配偶関係と親との同居の有無から家族類型を行った。具体的には、配偶者がおらず親と同居していない「単身」、配偶者がおらずかつ親と同居している「親同居シングル」、有配偶で親と同居していない「夫婦」、有配偶で親と同居している「親同居夫婦」、

「その他⁷⁾」の5つの類型に区分した。

まず、表3からは、男女ともに20歳代と30歳代において、1994年と2009年の間に親同居シングルの割合が上昇していることがわかる。そして、40歳代においては、親同居シングルだけではなく、単身の割合も上昇傾向にあり、親同居夫婦の割合が大幅に低下している。

次に、表4は1994年と2009年のMLD(×1000)であり、各家族類型内の格差を示す。まず、男女ともに親同居シングルにおけるMLDが大きく、夫婦のMLDが小さい。親同居シングル内での格差が大きいことがみてとれる。その理由として、若年層での賃金格差より親世代の賃金格差の方が大きい上、低所得を理由に親と同居する若年層だけではなく、単身で生活できる収入があったとしても、離家しない若者も多くいることが考えられ

表3 家族類型別シェア：1994年と2009年

			シェア (%)				
			単身	親同居シングル	夫婦	親同居夫婦	その他
男 性	20-29	1994	18.1	54.9	21.8	4.3	0.9
		2009	13.3	64.6	18.6	2.4	1.1
	30-39	1994	5.9	9.9	65.7	18.0	0.5
		2009	7.9	23.3	62.1	6.1	0.6
	40-49	1994	2.9	2.6	67.8	26.1	0.7
		2009	6.3	9.8	71.7	11.4	0.8
女 性	20-29	1994	12.0	50.4	29.4	6.2	1.9
		2009	9.4	60.0	24.8	3.2	2.7
	30-39	1994	4.2	5.7	67.1	21.0	2.0
		2009	7.1	16.1	65.6	7.0	4.3
	40-49	1994	3.8	1.8	65.8	24.4	4.2
		2009	6.5	6.3	68.5	13.2	5.5

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表4 家族類型別等価可処分所得のMLD：1994年と2009年

			MLD*1000				
			単身	親同居シングル	夫婦	親同居夫婦	その他
男 性	20-29	1994	45	116	78	126	144
		2009	68	147	90	134	177
	30-39	1994	55	148	67	105	142
		2009	106	153	81	113	181
	40-49	1994	108	142	79	93	158
		2009	145	183	93	101	122
女 性	20-29	1994	66	109	74	109	153
		2009	78	129	97	130	175
	30-39	1994	125	158	69	100	195
		2009	108	141	85	109	162
	40-49	1994	195	171	82	96	162
		2009	157	171	96	105	14

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表5 家族類型別相対等価可処分所得：1994年と2009年

		相対等価可処分所得					
			単身	親同居シングル	夫婦	親同居夫婦	その他
男 性	20-29	1994	0.78	1.19	0.72	0.98	0.95
		2009	0.86	1.12	0.72	0.85	0.85
	30-39	1994	1.25	1.27	0.92	1.05	1.13
		2009	1.28	1.10	0.93	0.99	0.96
	40-49	1994	1.20	0.92	0.99	1.02	0.86
		2009	1.23	0.92	0.99	1.00	0.82
女 性	20-29	1994	0.68	1.23	0.76	0.94	0.83
		2009	0.74	1.16	0.77	0.84	0.68
	30-39	1994	1.04	1.23	0.96	1.07	0.79
		2009	1.06	1.11	0.99	1.03	0.62
	40-49	1994	0.90	0.89	1.02	1.03	0.68
		2009	1.03	0.85	1.04	1.03	0.58

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

る。そして、20歳代では男女ともに単身のグループ内格差が最も小さいが、その単身のグループ内格差は年齢が上がるにつれ大きくなり、40歳代では親同居シングルに次ぐ大きさととなる。1994年から2009年にかけては、男性はどの年齢階層においても単身と親同居シングルのグループ内格差が上昇している。その一方、女性については、男性とは異なり、単身と親同居シングルのMLDが拡大傾向にあるとは言えない。

最後に、表5は相対等価可処分所得をみたものである。ここで、相対等価可処分所得とは全体の等価可処分所得の平均を1とした場合の各グループの相対所得であり、相対的に所得の高いグループは1を超え、低いグループは1を下回る。男女ともに20歳代においては、単身と夫婦の所得が相対的に低く、親同居シングルの所得が相対的に高い。30歳代では男性の単身で相対所得が高くなる。40歳代になると、男女ともに親同居シングルの相対的な所得が低くなっており、親と同居しているシングルの相対的な所得は年齢が上がるにつれ低下する。単身の場合男性では相対所得が40歳代で高いものの、女性の40歳代では夫婦より単身で低所得となっている。ただし、ほとんどの家族類型間の相対的な格差は、1994年から2009年にかけて大きな変化はみられないが、親同居シングルではどの年齢層でも相対等価可処分所得が低下している。

2 家族形態の変化による年齢別所得格差の寄与度分解

ここでは、家族形態の変化によってどのように各年齢層の所得格差が変化するかについて、年齢による寄与度分解を試みた前節と同じくMLDの寄与度分解を行う。表6は、1994年から2009年にかけての性年齢階層ごとのMLDの変化分をグループ内格差、グループのシェア、グループの相対所得に寄与度分解を行っている。

まず、男性の20歳代については、家族タイプのグループ内格差が、全体の格差拡大を引き起こしており、シェアの変化による影響は小さい。表4からわかるように男性20歳代においては、どの家族類型においてもMLDが拡大しているが、他の類型よりもMLDの変化およびシェアが大きい親同居シングルにおけるMLDの拡大が主な要因である。また、家族類型間の相対所得の変化は所得格差を縮小させている。これは、表5からわかるように、親と同居するシングルの相対等価可処分所得は低下する一方、単身では上昇しており、家族類型間の格差が縮小していることが、20歳代での格差を縮小させたと考えられる。そして、男性の30歳代については、各家族類型内の格差拡大だけではなく、家族タイプのシェアの変化が格差拡大に寄与しており、主にMLDの大きい親同居シングルの割合が上昇したことによる。男性40歳代については、グループ内の格差拡大の寄与が大きい。

次に、女性の20歳代では、グループ内格差による寄与が突出して大きいことがみてとれる。これ

表6 家族形態の変化によるMLDの寄与度分解：1994年から2009年

性別	年齢	1994年	2009年	変化分	%変化分	グループ	シェア変化分	グループ
		MLD	MLD			内格差	term B+C	相対所得
		$1000 \cdot I_0(t)$	$1000 \cdot I_0(t+1)$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_0(t)$	term A		term D
男性	20-29	119.2	140.9	21.7	(18.2)	25.3	3.7	-7.4
	30-39	88.7	107.7	19.0	(21.4)	14.3	9.2	-3.8
	40-49	86.4	108.2	21.8	(25.3)	15.3	6.3	0.2
女性	20-29	125.5	138.8	13.3	(10.6)	19.8	1.9	-8.4
	30-39	88.8	105.9	17.1	(19.3)	7.6	9.8	0.1
	40-49	98.2	116.6	18.4	(18.8)	7.7	7.4	3.5

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

は、親同居シングルを中心に各グループ内のMLDが大幅に上昇したことによる。また、男性と同様に家族類型間の平均所得の変化は所得格差を縮小させているが、比較的高い水準であった親同居シングルの相対所得が低下してきたことによる。そして、30歳代の女性については、グループ内格差よりもシェアの変化が格差拡大に寄与していたことがわかる。ここでも、格差の大きい親同居シングルのシェアが高まったことによる。また、40歳代について、家族類型のグループ内格差の拡大とシェアの変化分が同程度格差拡大に寄与していることがみてとれる。

VI 就業状態の変化による所得格差の寄与度分解

1 就業状態の変化と年齢別所得格差

以下では、「フルタイム雇用」「パート雇用」「非雇用就業」「無業」という就業状態のグループにより男女別に各年齢層の所得格差についての分析を行う⁸⁾。

表7は、男性と女性についての1994年と2009年の年齢別各就業状態のシェアである。

まず、パート雇用の割合が20歳代の男性と全ての年齢層の女性において上昇している。フルタイム雇用の割合については、男性ではどの年齢層でも低下傾向にある一方、女性では30歳代において上昇している。そして、無業の割合については、男性はどの年齢層でも上昇する傾向にある一方で、女性においては、どの年齢層でも低下している。

次に、表8の就業状態別にみたMLDである。男性ではどの年齢層でも自営・家族従業員などの非雇

用就業におけるMLDが他の就業状態より大きく、30歳代、40歳代のフルタイム雇用におけるMLDが小さい。女性については、男性と同様に非雇用就業のMLDが大きい。一方、女性のパート雇用については、20歳代での格差は大きいですが、30歳代と40歳代では小さい。そして、1994年から2009年にかけては、男性では、フルタイム雇用のMLDが拡大傾向にあり、女性では、どの就業状態においてもMLDが拡大傾向にあることがわかる。

表9の相対等価可処分所得については、男性においてはどの年齢層でもフルタイム雇用で高く、その他の形態で低くなっており、この傾向は、年齢層が高くなるにつれ顕著になる。男性の20-29歳においては、パート雇用や無業であってもそれほど低い相対等価可処分所得とはなっていないが、40歳代になると、パート雇用や無業の場合の所得はフルタイム雇用に比べて50～60%の程度の相対所得となっている。一方、女性については、男性と同様にどの年齢の相対所得においても、フルタイム雇用で高く、その他の雇用形態で低くなっている。しかしながら、男性と異なり、年齢が上昇してもフルタイム雇用とパート雇用や無業との格差は拡大しない。

2 就業状態の変化による年齢別所得格差の寄与度分解

では、1994年から2009年にかけての所得格差の変化分について、男女別に就業状態による寄与度分解を行ったものが表10である。

男性については、1994年から2009年にかけて、どの年齢層でも、主に各就業状態のグループ内格差の拡大により、全体での所得格差拡大が引き起

表7 就業状態別シェア：1994年と2009年

		シェア (%)				
			フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業
男 性	20-29	1994	86.5	1.9	5.5	6.2
		2009	72.0	10.1	5.0	13.0
	30-39	1994	88.5	0.4	9.8	1.3
		2009	82.6	2.6	9.2	5.7
	40-49	1994	82.7	0.2	16.2	0.9
		2009	80.4	1.6	14.0	3.9
女 性	20-29	1994	57.7	8.0	2.6	31.8
		2009	53.5	17.4	2.0	27.1
	30-39	1994	23.4	15.7	8.9	52.0
		2009	30.1	22.4	5.0	42.4
	40-49	1994	26.2	22.8	15.0	36.0
		2009	26.3	32.6	9.0	32.2

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表8 就業状態別等価可処分所得のMLD：1994年と2009年

		MLD*1000				
			フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業
男 性	20-29	1994	112	160	199	131
		2009	136	118	203	153
	30-39	1994	78	134	163	167
		2009	91	140	188	169
	40-49	1994	69	77	158	103
		2009	82	170	189	139
女 性	20-29	1994	116	113	170	95
		2009	126	129	221	112
	30-39	1994	91	62	148	72
		2009	105	87	170	84
	40-49	1994	95	70	150	86
		2009	111	92	204	103

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表9 就業状態別相対等価可処分所得：1994年と2009年

		相対等価可処分所得				
			フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業
男 性	20-29	1994	1.01	0.90	0.96	0.95
		2009	1.03	0.94	0.97	0.89
	30-39	1994	1.01	0.77	0.90	0.81
		2009	1.02	0.80	1.01	0.81
	40-49	1994	1.03	0.53	0.89	0.64
		2009	1.03	0.64	0.98	0.56
女 性	20-29	1994	1.14	0.89	0.92	0.78
		2009	1.14	0.91	0.97	0.77
	30-39	1994	1.22	0.92	0.95	0.93
		2009	1.23	0.89	0.96	0.90
	40-49	1994	1.14	0.97	0.91	0.96
		2009	1.19	0.92	0.98	0.93

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表10 就業状態の変化によるMLDの寄与度分：1994年から2009年

性別	年齢	1994年	2009年	変化分	%変化分	グループ	シェア変化分	グループ
		MLD	MLD			内格差		相対所得
		$1000 \cdot I_0(t)$	$1000 \cdot I_0(t+1)$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_0(t)$	term A	term B+C	term D
男性	20-29	119.2	140.9	21.7	(18.2)	18.4	2.6	0.8
	30-39	88.7	107.7	19.0	(21.4)	13.8	5.7	-0.5
	40-49	86.4	108.2	21.8	(25.3)	17.2	5.0	-0.2
女性	20-29	125.5	138.8	13.3	(10.6)	13.7	-0.9	0.5
	30-39	88.8	105.9	17.1	(19.3)	15.7	-0.6	2.0
	40-49	98.2	116.6	18.4	(18.8)	22.5	-6.3	2.2

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

こされていることが分かる。ただし、30歳代と40歳代においては、この間の格差拡大のうちの4分の1から3分の1程度の寄与であるが、シェアの変化による格差拡大への寄与もみてとることができる。これは、グループ内MLDの大きい無業およびパート雇用の割合が上昇したことによると考えられる。

女性については、各年齢層における格差拡大のほとんどが、各就業状態におけるグループ内での格差拡大により引き起こされていることがわかる。その一方で、男性と異なり、女性の就労状態のシェアの変化は、どの年齢層においても格差を縮小させる方向に寄与している。特に、40-49歳において、シェアの変化は全体の所得格差を縮小させており、表7でみた女性の無業の割合の低下とパート雇用の割合が上昇は、所得格差を縮小させる影響があることがわかる。

Ⅶ 結びにかえて—1990年代後半以降の所得格差の拡大

多くの先行研究において、日本の所得格差の拡大は主に年齢構造の変化によると指摘されてきた。しかしながら、そこでは世帯主年齢が用いられているという年齢の定義に問題があっただけでなく、ほとんどの研究が1990年代までのデータによる分析であり、格差拡大が社会的問題となった1990年代後半から2000年代にかけてのデータによるものではなかった。一方で、若年層における未婚割合の上昇や親と同居の増加といった家族形態の変化や非正規雇用の拡大による賃金格差の拡大が指摘されているにもかかわらず、それらの変

化が所得格差に与える影響についての研究が不十分であったと言えよう。若年層の多くが親と同居しているため、世帯単位の分析ではとらえることが難しかったことが理由の一つであると考えられる。

そこで、1994年から2009年までの「全消」を用いて、税・社会保険料を推計することで可処分所得を求め、個人単位の等価可処分所得を用いて、世帯主年齢ではなく、本人年齢別にみたジニ係数とブートストラップ法による標準誤差を推計し、また、家族形態と就業状態の変化によるMLDの寄与度分解を行った。

1994年から1999年までは、主に年齢階層のシェアの変化により格差拡大が引き起こされていたものの格差拡大の幅そのものは大きくはない。1999年から2004年にかけては、全体のジニ係数が有意に拡大し、本人年齢別にみると20歳代後半から30歳代後半において有意に格差が拡大していた。そして、1999年から2004年の格差拡大について年齢階層による寄与度分解を行うと、年齢シェアの変化ではなく、各年齢階層内での格差拡大によることがわかった。また、2004年から2009年にかけても、格差拡大の程度は大きくないものの、格差拡大の要因のほとんどが年齢階層内での格差拡大であった。

次に、年齢階層内の格差が大きく拡大した20歳代から40歳代における所得格差について、家族形態と就業状態のそれぞれの変化による寄与度分解を行った結果、以下の点が明らかになった。

まず、家族形態について、20歳代における所得格差拡大は、男女ともに主に家族類型のシェアの変化ではなく、各家族類型内の格差拡大によって

引き起こされていた。特に、親と同居するシングルにおけるグループ内格差拡大の影響が大きいと考えられる。

一方で、30歳代、40歳代においては、家族類型内の格差拡大だけではなく、家族類型のシェアの変化も格差拡大に寄与しており、女性の30歳代においては、各家族類型内の格差拡大より、シェアの変化による要因が大きい。特に、他の家族類型よりグループ内の格差が大きい親同居シングルの割合が高まることで、所得格差の拡大が生じていた。

次に、就業状態について、男女ともにフルタイム雇用内での格差拡大が観察されていることが格差拡大の主な要因であった。就業状態のシェアの変化については、男性については無業割合が上昇し、女性についてはパート雇用の割合が上昇していたが、この変化の結果、男性では所得格差の拡大が引き起こされた一方、女性では所得格差の縮小が生じていた。特に、女性の40歳代におけるパート雇用割合の上昇は所得格差を縮小させており、この年齢層の女性における非正規雇用の拡大は所得格差を縮小させると考えられる。

以上、1990年代後半から2000年代後半にかけて、20歳代から40歳代を中心に年齢階層内での所得格差の拡大が観察されたが、格差拡大を引き起こした家族の変化による要因として、親と同居するシングルの増加と、その者の中での所得格差の拡大があり、また、就労の変化の要因については、フルタイム雇用内で格差拡大の影響が大きいと言える。特に、親と同居するシングルは、30代、40代と年齢が上がるにつれ、グループ内格差が大きくなるだけではなく、他の家族類型に対する相対的な所得が低下しており、今後、親と同居するシングルがより高齢化するため、所得格差の拡大だけではなく、低所得の問題も深刻化すると考えられる⁹⁾。

最後に以上の分析結果の限界として、各家族類型内および各就労状態内の所得格差の変化については、その要因が十分に解明されていない点である。特に、「全消」では、フルタイム雇用について正規雇用なのか非正規雇用なのかについて把握され

ておらず、雇用形態の変化が十分に捉えられていないと考えられ、今後の課題となる。

注

- 1) 総務省統計局(2002)におけるジニ係数の推計とOECD(2009=2010)における図1.1の統計と比較している。なお、舟岡(2001)は、「国生」と「全消」の調査設計の違いを検討し、両調査の所得分布の差が学生単独世帯を含むか否かと母集団復元の仕方により生じるとしている。
- 2) 稲垣(2006)は、反実仮想的に未婚の子を分離した所得格差を推計しているが、本稿での本人年齢による所得格差の推計では、各年齢階層の所得格差をみることで、若年層における実際の所得格差の拡大について分析を行うことになる。
- 3) 所得の捕捉について実際の税収と照らし合わせた場合、推計された各年の税収は、所得税の決算値の約80%、住民税の決算値の約90%と過少な推計となっている。この差のほとんどは、利子・配当金の記載が過少となっていることによる。推計値からそれらを差し引き、決算値から利子所得・配当所得・譲渡所得による税収分を差し引いた場合、所得税・住民税の差は数%程度となり、現実に近い推計となっている(田中・四方 2012)。
- 4) もともと「全消」においては、単身の学生世帯は含まれていない。
- 5) 同様の方法は山田(2002)、小塩(2006)、橋木・浦川(2006)等でも用いられている。
- 6) ブートストラップ法によるジニ係数の標準誤差の推定についての先行研究として、Mills and Zandvakili(1997)がある。本研究では、Jenkins(2006)の方法に従った。
- 7) 「その他」には、本人がひとり親の場合と親族と同居せずに非親族と同居している者が含まれている。
- 8) 2009年調査では、就業者の区分において、これまで「就業うちパート」という区分が「パート・アルバイト」と変更され、「労働者派遣事業所の派遣者社員」という項目が追加されたが、「パート・アルバイト」をパート雇用とし、「労働者派遣事業所の派遣者社員」はフルタイム雇用に割り当てた。
- 9) 稲垣(2006)は、現在の親と同居する未婚者が独居老人となることによる将来の所得格差拡大について、マイクロシミュレーションの手法による検証を行っている。

謝辞

本研究は、平成25年度厚生労働省科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「新しい行動様式の変化等の分析・把握を目的とした縦断調査の利用方法の開発と厚生労働行政に対する提言に関する研究(研究代表

者：駒村康平)」の一環として行われた。また、統計法33条に基づき、総務省「全国消費実態調査」の調査票情報を利用した。関係者各位に感謝申し上げる。

参考文献

- 舟岡史雄 (2001) 「日本の所得格差についての検討」『経済研究』Vol.52, No.2。
- 稲垣誠一 (2006) 「家族構造の変化と所得格差」小塩隆士, 田近栄治, 府川哲夫編『日本の所得分配 - 格差拡大と政策の役割』東京大学出版会。
- 岩本康志 (2000) 「ライフサイクルからみた不平等度」国立社会保障・人口問題研究所編, 『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会。
- Jenkins, Stephen P. (1995) "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86", *Economica* 62 (245).
- (2006) "Estimation and interpretation of measures of inequality, poverty and social welfare using Stata", North American Stata User's Group Meetings 2006.
- 茂木優寿 (1999) 「年齢構成, 世帯人員構成の変化が世帯の所得及び消費格差に与える影響: 1984-1994」『郵政研究所月報』No.129。
- Mills, Jeffrey A. and Sourushe Zandvakili (1997) "Statistical Inference Via Bootstrapping for Measures of Inequality", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, No. 2.
- Mookherjee, Dilip, and Anthony F. Shorrocks (1982) "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality", *Economic Journal*, 92 (368).
- 西崎文平・山田泰・安藤栄祐 (1998) 『日本の所得格差: 国際比較の視点から』経済企画庁経済研究所。
- OECD (2009=2010) *Growing Unequal? : Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing (小島克久・金子能宏訳『格差は拡大しているか - OECD加盟国における所得分布と貧困』明石書店)
- 太田清 (2006) 「非正規雇用と労働所得格差」, 『日本労働研究雑誌』No.557。
- 大竹文雄 (1994) 「1980年代の所得・試算分配」『*The Economic Studies Quarterly*』No.480。
- (2005) 『日本の不平等 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社。
- 大竹文雄・斎藤誠 (1999) 「所得不平等化の背景とその政策的含意 - 年齢階層内効果, 年齢階層間効果, 人口高齢化効果 -」『季刊社会保障研究』Vol.35, No.1。
- 小塩隆士 (2004) 「1990年代における所得格差の動向」『季刊社会保障研究』Vol.40, No.3。
- 橋木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 田中聡一郎・四方理人 (2012) 「マイクロシミュレーションによる税・社会保険料の推計」『ソシオネットワーク戦略ディスカッションペーパーシリーズ』第25号。
- 山田篤裕 (2002) 「引退期所得格差のOECD9カ国における動向, 1985-95年 - 社会保障資源配分の変化および高齢化, 世帯・所得構成変化の影響 -」『季刊社会保障研究』Vol.38, No.3。
- Yamada Atsuhiko (2007) "Income Distribution of People of Retirement Age in Japan", *Journal of Income Distribution*, Volume 16, Number 3-4.
- 総務省統計局 (2002) 『全国消費実態調査トピックス-日本の所得格差について-』<http://www.stat.go.jp/data/zensho/topics/1999-1.htm> (最終確認日2012年5月20日)。

(しかた・まさと 関西学院大学
総合政策学部専任講師)

社会 保 障 法 判 例

江 口 隆 裕

居宅生活支援費の支払に係る損害賠償請求住民訴訟事件

大阪地方裁判所平成23年3月4日判決（平成18年（行ウ）第148号損害賠償請求事件（住民訴訟））判例地方自治351号84頁以下

I 事実の概要

1 Y市では、従前の措置制度の下で、行政庁が直接移動介護サービスを提供する方式を採用し、Y市長が視覚障害者にガイドヘルパーを直接派遣していたが、支援費制度に変更されるに当たり、移動介護サービスを提供する事業者が存在しなかったため、移動介護サービスが提供できないおそれが生じ、視覚障害者の団体であるS協会自身が指定居宅支援事業者の指定を受け、事業所Fを開設して移動介護サービスを提供することとした。

S協会の代表Aは、平成15年1月27日にFについて身体障害者福祉法（平成17年法第123号による改正前のものをいう。以下「身障法」という。）に基づく指定居宅支援事業所の指定を申請するに当たり、管理者をAとし、本件各責任者をサービス提供責任者とする旨指定申請書に記載してY市長に提出した。しかし、管理者が常勤かつ専従でなければならないこと（身体障害者福祉法に基づく指定居宅支援事業者等の人員、設備及び運営に関する基準（以下「人員等基準」という。）6条）、従業者及び業務の管理を一元的に行わなければならないこと（人員等基準28条1項）を知らず、管

理者は事業所の代表者としていろいろの責任があるという程度に認識していただけであった。また、サービス提供責任者についても、居宅介護計画を作成する義務がある（人員等基準24条1項）ほか、指定居宅介護事業所に対する指定居宅介護の利用申込みに係る調整、従業者に対する技術指導等のサービス内容の管理等を行う職責があること（人員等基準28条3項）を知らず、20人程度のヘルパーのまとめ役であるという程度の認識しか有していなかった。

また、Fの事務職員であるD及びEにあっては、管理者及びサービス提供責任者の職責については、Aとほぼ同様の認識であったものの、居宅介護計画については、平成15年4月にFの事業が開始された後のいずれかの段階で、本来これを作成すべきことを認識するようになった。だが、利用者から突発的な利用の申込みがされることがあり、そのような依頼にも対応したいと考えたこと、移動介護サービスについては、目的地までの経路や時間を決定すること以上に複雑な予定を立てる必要がないことから、居宅介護計画を作成しないことにしていた。

Fの事業内容は、ほぼ全てが移動介護サービスであり、それ以外では家事援助をごくわずかに行う程度であった。この移動介護サービスとは、具

体的には、社会生活上必要な外出及び社会参加促進の観点から必要な外出を行う場合に、単独で外出することが困難な重度等の視覚障害者であって支援を必要とする者に対し、ヘルパーが1対1で付き添い、外出の手助けを行うという内容のサービスであった。

2 Aは、A宅において鍼灸院を一人で営んでいることもあり、当該事務所を訪れる回数はおおむね週1回、多くても3回程度であったが、事業内容については、DやEから適宜報告や相談を受け、必要な指示を行っていた。

本件各責任者は、いずれも10年程度の経験を有するヘルパーであったが、通常は、Fの事務所に常駐しておらず、それぞれ他のヘルパーと同様に利用者に対する移動介護の業務に従事していた。他方、利用者からFに対してなされる指定居宅介護の利用申込みに係る調整については、本件各責任者の助力を得ることもあったものの、主としてDやEらの事務職員により行われていた。

Fの利用者の多くは、支援費制度の開始以前から利用していたヘルパーを引き続き利用しており、移動介護サービスの利用を申し込む際には、相性の良いヘルパーに直接依頼する場合が多かった。ただし、突発的な利用については、利用者は、Fの事務所を経由して依頼することもあった。

また、Fでは、利用者に対するサービス量の管理のため、利用者宅に「ヘルパー利用確認票」を備え付け、利用者がサービスを利用するごとに、利用者及びヘルパーが互いに当日の利用分と残量を確認するようにしていた。Fの事業が継続していた間、利用者とヘルパーとの間で個人的なトラブルが生じることはあったものの、Aが双方に話を聞くなどして解決していた。

Fの利用者の主たる利用目的は、運動、買物、散歩、病院、趣味の活動等であったが、葬式や通院等で急を要する依頼がされることもあった。

3 平成17年8月にS協会から提出されたサービス提供に係る請求書等をY市が審査する過程において、サービス提供責任者が作成すべき居宅介護計画が作成されていないことが判明したため、Y市は、まず、同月に請求のあったサービス提供に係

る居宅生活支援費の支払を留保した。

Y市は、同年9月15日にFに対する実地指導を実施したところ、Fの事業について、居宅介護計画を作成せずにガイドヘルパーを派遣しており、サービス提供責任者も名目的であり、管理者についても、事業開始後しばらくして常勤でなくなっていた事実を確認したため、S協会に対し、Fに管理者及びサービス提供責任者を配置するよう指導した。

S協会は、同年9月28日、Fの事業につき廃止届出を提出した。

4 平成18年3月23日のY市議会予算審査特別委員会において、Fが人員等基準に違反していたこと、その後、Y市からの実地指導を受けてこれが発覚し、廃業に至ったことなどが明らかにされた。

Y市障害福祉課は、平成18年4月から同年6月にかけて、Fの事業に関する実態調査を行い、その結果を当時のY市長であったCに報告した。それによると、利用者88名のうち、利用時間数の多い上位10名を抽出し、ヒアリングを実施したところ、Fのサービス内容について満足しており、適切なサービス実態があったものと認められ、また、ヘルパー83名のうち利用時間数の多い利用者サービスを提供していた15名についてヒアリングを行ったところ、ヒアリング内容と請求内容はおおむね一致しており、特に不適正なサービスを行ったと疑われるものは確認できなかった。

5 原告Xは、平成17年5月当時から平成18年3月当時までY市議会議員であり、同年5月、Y市監査委員に対し住民監査請求書を提出し、身障法43条の4第2項により、Fに対し平成15年4月の開業から平成17年7月の廃業までに支払われた①1億6,511万9,280円の全額、②同法の定める加算金、及び③①、②に対する平成15年4月より完済に至るまでの遅延損害金を、相手方、S協会、並びにS協会理事であるAほか4名に請求することなどを求めた。(判決からは明らかでないが、監査請求は理由がないとされたようである。)

6 Xは、この監査結果を不服として、Y市長に対し、地方自治法242条の2第1項4号により、①S協会に対して不法行為に基づく損害賠償請求又は不

当利得返還請求として、②S協会の代表者であったAに対して、不法行為に基づく損害賠償請求として、③Y市の障害福祉課長であったBに対して、債務不履行に基づく損害賠償請求として、④Y市の市長であったCに対して、債務不履行に基づく損害賠償請求として、それぞれ上記居宅生活支援費相当額の支払の請求をすることなどを住民訴訟として求めた。

(本件では、Xの訴えが監査請求前置の要件を満たすか、S協会がY市に対し身障法43条の4第2項に基づく支払額返還義務を負うか等も争点となっているが、本評釈ではこれらについては取り上げない。)

II 判 旨

請求棄却(確定)

1 S協会及び同協会の代表者AのY市に対する不法行為の成否について

(1) 人員等基準違反について

「……Fのサービス提供責任者とされた本件各責任者は、実際には、当初からサービス提供責任者としての職務を果たしておらず、居宅介護計画も作成していなかった上、管理者として申請したAは、平成15年4月1日の開業後しばらくすると常勤ではなくなったというのであるから、Fは人員等基準違反の状態であったと認められる。」

(2) 不法行為該当性について

「……サービス提供責任者の職務である利用量の調整については、利用者宅に「ヘルパー利用確認票」を備え付け、ヘルパーと利用者との間で個々に確認作業を行うことにより代替し、利用申込みの調整については、DやEらの事務職員が本件各責任者の助力を得て行うことにより代替していたところ、その後のY市の調査によっても、利用者に対するサービスの提供に重大な不備があるとか、不適正な居宅生活支援費の請求がされていた等の事情は見つからなかったというのであるから、Fは、上記代替手段を用いることにより、利用者に対し、特段の支障なくサービスを提供することができていたといえる。」

「さらに、……Fの事業内容のほぼ全てが移動介護サービスで、利用者に対し1対1で付き添い手助けをするという内容であったことに加え、Fの利用者から葬式や通院等の急を要する依頼がされることもあったこと、……平成15年4月に平成12年改正法が施行され、支援費制度が開始されて間もない段階であり、A、E及びDも、サービス提供責任者の職責について正確な認識を持っていなかったことをも考慮すれば、Fの事務職員において、移動介護サービスについては目的地までの経路や時間以外に複雑な予定を立てる必要がない一方、利用者からの需要には迅速に対応する必要があり、居宅介護計画を毎回作成することは非効率的であると考え、居宅介護計画を作成しないことにしていたとしても、やむを得ない面があるといえる。

これらの点に鑑みると……S協会は、指定居宅支援事業者の指定を受けた上、居宅支給決定身体障害者である視覚障害者に移動介護サービスを提供していたのであり、人員等基準に違反する点があったとはいえ、提供した移動介護サービスは居宅支給決定身体障害者に対する指定居宅支援として適切な内容のものであり、同障害者に提供する指定居宅支援の量等の管理についても何ら支障はなかったというのであるから、A及びS協会が行った指定居宅支援の提供やY市に対する居宅生活支援費の請求及び受領行為を違法な不法行為ということはできない。指定居宅支援事業者の指定を申請しこれを受けた点についても、A及びS協会が、管理者やサービス提供責任者の職務に相当する事務を行う意思も能力もないのに、Y市の担当者を欺罔する意図(ママ)をもって指定を申請したとはいえないし、殊更に人員等基準を無視し、必要な業務を行わずに居宅生活支援費を違法に受領していたとはいえないのであって、指定を申請しこれを受けた行為及び移動介護サービスを提供し、居宅生活支援費を請求し受領した行為を一連の行為として、居宅生活支援費を違法に取得した不法行為と評価することはできないというべきである。仮に上記申請当時人員等基準を満たす見込みがなく、A及びS協会に何らかの落ち度があった

としても……居宅生活支援費は指定居宅支援としての移動介護サービスに対して支払われるものであり、上記申請行為と指定居宅支援費の支払との間に相当因果関係を認めることはできず、また、上記申請に対してY市長が指定居宅支援事業者の指定をしたことが、Y市に損害を与えるものということはできず、結局、上記申請行為をY市に損害を与える不法行為と評価することはできない。

2 B及びCのY市に対する債務不履行の有無

(1) Bの責任について

ア「……S協会が平成15年1月27日付けでY市長に対して提出した申請書には、管理者をAとし、本件各責任者をサービス提供責任者とする旨記載され、従業者等の勤務態勢及び勤務形態一覧表が添付されていたことが認められる。そうだとすれば、当該申請書の記載内容は、身障法及び身障法施行規則が求めている要件を充足していたものと認められ、当時の障害福祉課長が専決権者としてFに対し指定居宅支援事業者の指定を行ったことはその善管注意義務に違反するものではない。

……Fに対する指定居宅支援事業者の指定が違法、無効とはいえないところ、Bが指定居宅支援事業者であるFからの請求に応じて居宅生活支援費を支出することも違法とはいえないことになる。」

イ「もっとも、身障法17条の22は、指定居宅支援事業者が人員等基準に従って事業を運営することができなくなった場合等に指定を取り消すことができる旨規定し、当該事業者の指定を取り消さないことが裁量権の逸脱又は濫用と評価することができる場合には、指定を取り消さずに居宅生活支援費を支出することが違法と評価される余地もある。しかしながら、……Fにおいては、視覚障害者に対するサービス自体は適切に提供できており、特段の支障は生じていなかったことなどからすれば、本件の事情の下では、Fに対する指定を取り消さなかったBの行為が裁量権の逸脱又は濫用に当たるとはいえない。

ウ「なお、……同法17条の5第10項は、市町村は、指定居宅支援事業者から居宅生活支援費の請求が

あったときは、人員等基準（指定居宅支援の取扱いに関する部分に限る。）に照らして審査の上で支払うものとする旨規定している。……その趣旨は、人員等基準のうち居宅生活支援費の対価といふべき指定居宅支援の内容に係る部分を指すものと解するのが合理的である。そうすると、管理者及びサービス提供責任者の職務態様並びに居宅介護計画の作成の点も、提供する指定居宅支援の内容に影響するものでなければ上記人員等基準に含まれるものではないから、このような規定があるからといって、Fに対する居宅生活支援費の支出が違法と評価されるものではない。」

エ「以上によれば、Bが、専決権者として、Fからの請求に基づき、S協会に対する居宅生活支援費の支出をしたことは違法とはいえず、Bに債務不履行責任があるとはいえない。」

(2) Cの責任について

「……Bが行った居宅生活支援費の支出行為が違法とはいえないのであるから、Cについても、Bに対する指揮監督義務違反に基づく債務不履行責任があるとはいえない。」

3 S協会の利得の有無及び法律上の原因の存否について

「……Fの廃業に至るまで、Fに対する指定居宅支援事業者としての指定は取り消されてはいなかったものであるから、Fに対する居宅生活支援費の支払を違法無効ということはできない。したがって、Fに対する居宅生活支援費の支払にはいづれも法律上の原因があるから、その余の点について検討するまでもなく、S協会に対する不当利得返還請求を求める請求は理由がない。」

III 解説

判旨の理由に疑問がある。

1 本判決の意義

本件は、すでに廃止された支援費制度の下で、地方自治法242条の2第1項に基づく住民訴訟として、人員等基準を満たさなかった指定居宅支援事

業者が行った身体障害者居宅介護について、不法行為ないし債務不履行に基づく損害賠償及び不当利得の請求がなされた事案であり、いずれの請求も棄却されている。

ところで、介護保険法をはじめとする多くの社会保障立法では、支援費と同様の仕組みが採用されており、人員基準等を満たさないサービス提供に対してどのような裁判上の救済が可能なかを考える上で、本判決は貴重な示唆を与えてくれる。そこで、判決内容を検討する前に、本件で問題となった支援費の費用負担方式の意義を考えてみたい。

2 身障法17条の5の意義

(1) 定着する代理受領・現物給付方式

身障法17条の5の規定は、現金給付方式をとりつつ法定代理受領によってサービスの現物給付化を行う費用支払方式（以下「代理受領・現物給付方式」という。）を定めた規定であり、措置から契約への転換を目指した平成12年の社会福祉基礎構造改革における支援費制度の柱となるものであった。しかし、その第10項では、「市町村は、指定居宅支援事業者から居宅生活支援費の請求があったときは、前条第2項の市町村長が定める基準¹⁾及び第17条の19第2項に規定する指定居宅支援の事業の設備及び運営に関する基準（指定居宅支援の取扱いに関する部分に限る。）に照らして審査の上、支払うものとする」と規定しており、①市町村が居宅生活支援費の審査支払をする際に、身障法17条の19第2項に基づく設備運営基準だけを照合すればよいのか、換言すれば、同条1項に基づく人員基準は考慮しなくてもよいのか²⁾、②それとの関連で、括弧内の「指定居宅支援の取扱いに関する部分に限る」の意味をどう解すべきなのか、という疑問が生じる。

ところで、代理受領・現物給付方式をとった上で審査支払の対象を「取扱いに関する部分」に限るという法形式（以下「審査対象限定代理受領・現物給付方式」という。）は、同時に改正された知的障害者福祉法（同法15条の6第10項等）及び児童福祉法（同法21条の11第10項）でも用いられ

ている。さらに、これと同じ法形式は、平成17年に制定された障害者自立支援法、これを引き継いで平成24年6月に成立した障害者の日常生活及び社会生活を総合的に支援するための法律（以下「障害者総合支援法」という。）（介護給付費又は訓練等給付費の支給（29条6項）等）、さらには子ども・子育て新システムとして平成24年8月に成立した子ども・子育て支援法（施設型給付費の支給（27条7項）等）でも採用されており、今や介護・福祉の分野において広く定着している。

(2) 代理受領・現物給付方式普及の理由

このように代理受領・現物給付方式が広く活用される理由としては、次の2つが考えられる。第一に、健康保険法の療養の給付（同法63条）を典型とする現物給付方式の場合には、質・量ともに完全なサービスを提供するという考え方（本稿ではこれを「完全給付原則」と呼ぶ。）が前提となり、サービス供給が完全給付原則を満たさない場合には、保険者や市町村といった制度運営主体のサービス提供責任が問われやすい³⁾のに対し、現金給付方式の場合には、制度運営主体が決定する費用負担の範囲で給付を行えばよく、必ずしも完全給付原則は妥当しない⁴⁾。したがって、利用者負担のあり方を含め、より自由な給付設計になじみやすい⁵⁾。

第二に、これは福祉及び教育の分野に限った問題ではあるが、憲法89条との関連があろう。すなわち、同条を厳密に解釈すると、サービスの現物給付の場合には、「公の支配」に属する事業でなければ公金の支出を受けられなくなるが、サービスの利用は利用者と事業者の契約によることを前提として、「事業」ではなく「利用者」に市町村が金銭を給付する方式の場合には、憲法89条の射程範囲外となる⁶⁾。

(3) 老人保健法における審査対象限定代理受領・現物給付方式の導入

次に、なぜ審査支払の対象を「取扱いに関する部分」に限っているのかという疑問に答えるため、審査対象限定代理受領・現物給付方式のルーツをたどると、介護保険法における居宅介護サービス費の支給に関する規定（同法41条9項）を経て、

老人保健法における老人訪問看護⁷⁾、さらに老人保健施設療養費の支給に関する規定にまで遡る。そこで、老人保健法において審査対象限定代理受領・現物給付方式がとられた経緯を探ってみたい。

ア 老人保健審議会の権限に関する争い

昭和57年の老人保健法制定に際し、政府提出法案では、新たに設ける老人保健審議会が老人医療の内容を含め、「老人保健に関する重要事項」を調査審議することになっていた。しかし、これが国会で大きな争点となり、結局、老人の診療報酬については、社会保険診療報酬との関係も考え、中央社会保険医療協議会(以下「中医協」という。)が、医療等以外の保健事業(ヘルス事業)については公衆衛生審議会がそれぞれ所掌し、老人保健審議会は「保険者の拠出金等に関する重要事項を調査審議する」(老人保健法7条2項)小さな審議会に権限を縮小するよう国会で修正が加えられた⁸⁾。

イ 老人保健施設の創設と老人保健審議会の権限拡大

その後、昭和61年の改正で老人保健施設を創設する際に、老人保健施設療養費の額及び老人保健施設の設備・運営基準のうち「施設療養の取扱いに関する部分」に限っては中医協の所掌とされたものの(同法46条の2第5項、46条の8第6項)、施設・人員基準及び設備・運営基準のうち「施設療養の取扱いに関する部分を除く」ものは老人保健審議会の所掌とされた(同法46条の8第5項⁹⁾)。これによって老人保健審議会の権限も拡大され、同審議会は「老人保健に関する重要事項」(医療等以外の保健事業に関する事項並びに老人診療報酬及び特定療養費を除く。)を調査審議することになった。

というのも、老人保健施設が保健医療と福祉の中間的性格を有するという新しい性格のものであることから、医療法にいう病院又は診療所ではないと法律上明確に位置づけられたこと(老人保健法46条の17)を踏まえ、老人保健法において衛生面も含めた施設・設備等の規制を行うとともに¹⁰⁾、老人診療報酬など医療の内容に関する事項は専門の審議会である中医協の所掌とした上で、両者にまたがる内容をもつ設備・運営基準について、

中医協と老人保健審議会の所掌を決めるメルクマールとして「取扱いに関する部分」という概念が用いられたのである。つまり、この概念は、医療の内容を専門に所掌し、かつ、既存の医療関係者の利害調整機関としての性格をも有する中医協が、老人保健施設の施設療養の内容を決定する権限を維持するために用いられたことになる。

このような経緯からすると、「取扱いに関する部分」とは、老人保健施設で行われる施設療養の内容に関する部分を意味することになる。

ウ 審査支払と「取扱いに関する部分」

上述の整理を前提に、市町村が老人保健施設療養費を支払う際にも、設備・運営基準のうちの「取扱いに関する部分」に限って、つまり個別の施設療養が内容的に適切に行われたかどうかだけを審査の対象とし、事業所そのものに関する基準は審査の対象とされなかった¹¹⁾。

しかし、審議会の所掌分担だけでなく、市町村の審査についても「取扱いに関する部分」に限ったのはなぜだろうか。はたして、両者が同一の基準によらなければならない理由があったのだろうか。

その理由は必ずしも明らかではないが、恐らく、老人保健施設療養費の審査支払は支払基金等に委託できるとされていること(同法46条の2第10項)を考えると、支払基金等の審査支払機関では、医療内容についてのみ審査するという一般の医療保険と同様の整理がなされたからではないかと思われる(健康保険法における診療報酬の審査支払では、医療法に基づく人員・施設基準の適合性は審査しない。)

エ 人員基準の取扱い

では次に、人員基準そのものが審査の対象とされなかったのはなぜだろうか。老人保健施設における施設療養も対人サービスである以上、それを担う人員基準を無視してよいはずはない。

これについては、審査支払の際には、老人保健施設療養費の額に照らして審査するものと定められており(老人保健法46条の2第9項)、他方、老人保健施設療養費の額の算定において人員基準を満たしていることを前提とした内容が定められる

ので、結局、老人保健施設療養費の額の基準に照らして審査を行えば、人員基準についても審査をしたことになると考えられたからではないかと思われる。

その前提として、老人保健施設に係る人員基準違反に対しては、都道府県知事が改善命令、業務停止を命ずることができ（同法46条の14）、これに従わない場合には、施設開設の許可を取り消すことができる（同法46条の15第1項2号）のに対し、審査支払機関にはそういった権限は与えられていないという制度構成を指摘できる。これは、医療法に基づく病院に対する知事の指導監督と同様の構造であり、人員基準は衛生行政の一環として知事が監督権限と責任を有するという制度構成がとられているのである。

オ 老人訪問看護制度の創設

平成3年の改正では、高齢者の在宅療養を支援するため、老人訪問看護制度が創設された。同制度は、従来からの行政主体型ないし医療機関主体型の在宅看護とは異なって、看護師が中心となる老人訪問看護事業者が在宅看護を行う点に特徴があった¹²⁾。この改正に際しては、老人保健施設の例に倣い、指定老人訪問看護の人員基準及び、運営基準のうち「取扱いに関する部分を除く」ものは老人保健審議会が、運営基準のうち「取扱いに関する部分」は中医協がそれぞれ所掌すると定め、実際、具体的な基準の内容に関しては、それぞれの審議会からこの役割分担に従った答申が出されている¹³⁾。

それぞれの答申内容を見ると、老人保健審議会では、基本方針及び人員基準のほか、運営基準として、管理者の責務、管理規程の制定、勤務体制の確保など事業所に関する事項について、中医協では、訪問看護提供開始の際の説明・同意、訪問看護開始・終了時の遵守事項、受給資格の確認、指定老人訪問看護の具体的な取扱い方針（妥当適切に行うこと、懇切丁寧を旨とすることなど）、さらには老人訪問看護計画書の作成といった訪問看護サービスの内容に関する事項について述べている。

そして、この老人訪問看護の整理に従えば、本

件で問題となった事項のうち、居宅介護計画の作成は「取扱いに関する部分」に含まれ、事業所の管理者に関する事項は含まれないことになる。

（4）老人訪問看護と居宅介護サービスの相違

ところで、介護保険法による居宅介護サービスは、同じ在宅サービスである老人訪問看護に関する規定を先例として受け継いでいるものの、次の点で老人訪問看護制度とは異なっていることに留意が必要である。

① ケアマネジメントの制度化

介護保険制度では、利用者の状況に応じた在宅サービスの適切な組合せ及び要介護度別限度額管理の必要性から、ケアマネジメント（居宅介護支援）（介保法8条23項）を制度化している。これは、訪問看護のような個別的なサービスの提供とは違って、その前段階のサービス全体の調整と費用の管理を保険給付として位置付けたものである。その上で、法定代理受領によるサービスの現物給付化を行うためには、あらかじめ作成した居宅サービス計画（ケアプラン）を市町村に届け出ることが必要とした（介保法41条6項）¹⁴⁾。したがって、ケアマネジメントを利用しない場合には、原則的給付形態たる現金給付によることになり、この点は、単独のサービスでも代理受領が認められる老人訪問看護や支援費制度とは違っている。

なお、ケアマネジメントの仕組みは、支援費制度では取り入れられなかったものの、障害者自立支援法及び障害者総合支援法では、計画相談支援給付費（同法51条の17）として取り入れられている。

② 介護差額の防止＝割引契約の容認

介護保険制度では、医療保険における薬価差のような公定価格と実勢価格の乖離が生じるのを防ぐため、介護報酬の支払は、現に要した費用を限度とすることを明記し¹⁵⁾、介護報酬より低い価格でのサービス提供が可能な仕組みをとっている¹⁶⁾。これによって、介護差額の発生を防止するとともに、民間活力を活用した効率的なサービスの提供を目的としたのである。この差額防止規定は、その後の代理受領・現物給付方式すべてに取り入れられている。

3 判旨の検討

さて、以上の法制度的理解を前提に、判旨を検討しよう。

(1) S協会及びAのY市に対する不法行為の成否(判旨1)について

判旨は、本件各責任者が当初からサービス提供責任者としての職務を果たしておらず、居宅介護計画も作成していなかった上、管理者として申請したAも常勤ではなく、Fは人員等基準違反の状態であったと認定した上で、それにもかかわらず、Fは利用者に対し特段の支障なくサービスを提供できていたこと、Aが常勤かつ専従ではないとしてもFの管理に何ら支障が生じていなかったこと、居宅介護計画を作成しなかったのもやむを得ない面があることから、S協会が行った指定居宅支援の提供やY市に対する居宅生活支援費の請求及び受領行為を違法な不法行為ということはできないとした。

まず、判旨からは、不法行為の成立要件としての違法性が問題とされているのか、それとも損害の発生が問題とされているのかがはっきりしない。前者について言えば、人員等基準に違反しているという一事をもって違法であるとも考えることもでき(形式的違法)、この場合には、次に損害の発生の有無が問題になる。他方、特段の支障なくサービスを提供したという意味で、実質的な違法性はないとも考えることも可能であり(実質的違法)、この場合には、損害も総合的に考慮して違法性を判断することになる(過失概念の総合化¹⁷⁾)。

そこで問題となるのは、本件の場合、はたして損害があったのかどうかである。これは、単独のサービスである居宅介護についても居宅介護計画の作成を求めているのはなぜか、という問題でもある。これについて、行政解釈は、居宅介護計画の作成は、それによって利用者の状況を把握・分析し、居宅介護の提供によって解決すべき問題状況を明らかにし(アセスメント)、これに基づき援助の方向性や目標を明確にするためとしており¹⁸⁾、この考え方自体は妥当である。そうだとすると、居宅介護計画を作成しないため、例えば、現在の移動介護サービスの問題状況を明らかにすること

ができず、したがって追加的な援助に結び付けられないという場合には、サービスの質の低下が問題となり得るのであり、本判決がそこに立ち入らずにサービスが行われたことだけで判断した点には問題が残る。もっとも、仮にサービスの質の問題に立ち入ったとしても、損害をどう認定するのかという問題は残る。

(2) B及びCのY市に対する債務不履行の有無(判旨2)について

本件は、地方自治法242条の2第1項に基づく4号訴訟として提起されているが、その対象は、損害賠償請求権又は不当利得返還請求権に限定され、契約に基づく債権は対象とはならないとされている¹⁹⁾。それにもかかわらず、本判決は、原告の主張を受け、債務不履行責任について論じているが、これ自体失当というべきであろう。

さらに、債務不履行責任を問うためには、誰に対する何の債務の不履行なのかを明らかにしなければならないはずである。判旨2(1)アでは、指定当時の障害福祉課長が専決権者としてFに対し指定居宅支援事業者の指定を行ったことの善管注意義務違反を検討した上で、これが違法、無効とはいえないので、Bがその指定を前提にFに対し居宅生活支援費を支出したことも違法とはいえないと判示している。

しかし、障害福祉課長は、指定の際、誰に対して善管注意義務を負うというのだろうか。これは、障害福祉課長が行った指定という職務行為の適法性の問題であり、債務不履行の問題ではないと考えるべきであろう。

次に、判旨2(1)イでは、指定を取り消さないことが裁量権の逸脱・濫用と評価できる場合には、指定を取り消さずに居宅生活支援費を支出することが違法と評価される余地もあるとしつつ、Fのサービス自体は適切に提供できていたことなどから、Fに対する指定を取り消さなかったBの行為が裁量権の逸脱又は濫用に当たるとはいえないと判示している。

しかし、本件の場合には、Fは指定要件に違反しており、人員基準違反は、管理者要件も含め、指定取消し事由(身障法17条の22第1項1号)に該

当し、他方、Y市長は事業者等に対する報告徴収権を有している（身障法17条の21、43条の2）。したがって、指定の取消権の行使だけでなく、Y市がFに対し適切な指導監督を行わなかったことの違法性の有無も検討されるべきであり、サービス自体が適切に提供できていたという実態だけで違法性はないと結論付けるのは、早計というべきである。

さらに、判旨2（1）ウでは、身障法17条の5第10項の「取扱いに関する部分」について、「人員等基準のうち居宅生活支援費の対価というべき指定居宅支援の内容に係る部分を指す」と解釈した上で、「管理者及びサービス提供責任者の職務態様並びに居宅介護計画の作成の点も、提供する指定居宅支援の内容に影響するものでなければ上記人員等基準に含まれるものではないから」、Fに対する居宅生活支援費の支出は違法ではないと述べている。

しかし、2で検討したように、「取扱いに関する部分」は、居宅介護のサービス内容に関する部分を意味し、居宅介護計画の作成もこれに含まれると解するのが妥当である。また、「取扱いに関する部分」は、あくまで支援費の審査支払に際してのチェックポイントにすぎず、支援費の対価というべき内容は、人員等基準を満たした事業者によるサービスの提供全体と捉えるべきである。判旨は、ここでもサービスが実際に提供されたかどうかにかんして重きを置きすぎ、サービスの質に関する評価をなおざりにしていると言えよう。

（3）S協会の利得の有無及び法律上の原因の存否（判旨3）について

判旨3では、Fに対する指定は取り消されていなかったのであるから、居宅生活支援費の支払には法律上の原因があり、これを違法無効ということはできないとする。これは、指定の公定力を前提に、不当利得返還請求を否定したものと考えられる²⁰。

4 最後に

本件からは離れるが、最後に、指定基準を満たさない事業者によって各種サービスが行われた場

合に、利用者はどのような訴訟上の対応が可能かについて考えてみたい。

既述のように、判旨の問題点は、サービスの提供があったという実態を重視し、居宅介護計画の作成といったサービスの質にかかわる事項を評価していないことにある。本件は4号訴訟という形式をとったが、利用者が直接事業者を相手として訴える場合には、違った展開が可能となる。利用者と事業者の間の介護サービス提供契約に基づく債務の不履行があったとして、不完全履行を主張することができるからである。もっとも、この場合であっても、不完全履行によってどのような損害が生じたのかという問題は残る。介護保険制度のようにケアマネジメントが制度化され、これがないと必要なサービスが円滑に受けられない場合と、本件のような単独のサービスしか提供されない場合、さらに、単独のサービスでも、サービス計画が重要な意味を持つ場合と、そうでない場合とでは、結論が異なりそうである。

注

- 1) 身障法に基づく指定居宅支援等に要する費用の額の算定に関する基準（平成14年厚生労働省令第78号）。
- 2) 岩村正彦「社会保障法判例 介護保険法22条3項の返還金請求の要件」季刊社会保障研究48巻1号100頁は、介護保険に関してではあるが、指定事業者が人員の基準に違反してサービスを提供しても、債務の本旨に従った履行となるとする。
- 3) 医療保険では、かつて差額ベッド等が大きな問題となったことを想起せよ。これらを契機として、昭和59年に特定療養費制度が導入され、それが現在の入院時生活療養費や保険外併用療養費となっている。また、福祉の措置制度の下でも、市町村は、措置としてのサービス提供責任を負っていたが、条文上「必要に応じて」といった文言を挿入することにより、完全給付原則を修正していた。しかし、これが市町村のサービス提供責任を曖昧にするという問題を生んだ。
- 4) 介護保険制度にあっては、介護給付の水準は標準的なもの（ナショナルスタンダード）とされ、上乘せ・横出しサービスは自助努力・民間保険で対応するのが基本とされている。このことは、介護保険法に基づく居宅介護サービス費等区分支給限度基準額が、最重度の要介護5の場合でも1か月35,830単位（約36万円相当）とされていることに現れている。これに対し、同じ現金給付方式をとっ

- ていても、障害者自立支援法の場合には、1日24時間介護を前提とした介護給付費の支給決定が可能である（和歌山地判平24年4月25日判例時報2171号28頁、札幌地判平24年7月23日（判例集未搭載）参照。なお、後者の判例は、24時間介護給付を実施するためには、障害者1人につき年間約1690万円（月140万円）の予算の裏付けが必要となることを前提に、24時間介護給付を真に24時間介護が必要な者に限定して給付するのは、裁量範囲の逸脱ないし裁量権の濫用には当たらないとする。）。このように、現金給付方式の場合に完全給付原則をとるかどうかは、基本的には当該立法の趣旨・目的などによることになる。他方、現物給付方式の場合には、必要な給付を行うと言いつつ、その一部は不要であるという理由付けをしなければならぬという意味で、現金給付方式に比べれば、完全給付原則によらないのはよりハードルが高いと言えよう（ここでは、利用者の一部負担の問題は除いて考える。）。
- 5) 現物給付方式を基本とする医療保険制度では、保険診療と保険外診療の併用は原則として禁止されている（混合診療の禁止。最3小判平23年10月25日民集65巻7号2923頁参照。同判決では、混合診療保険給付外の原則と呼んでいる。）。のに対し、現金給付方式をとっている介護保険制度では、介護保険給付と保険外の給付との併用（混合介護）が容認されている。したがって、介護支援専門員（ケアマネジャー）が居宅サービス計画（ケアプラン）を作成するに当たっては、介護保険サービスだけでなく、それ以外の保健医療・福祉サービスやボランティアサービスなども計画に位置付けることが求められている（指定居宅介護支援等の事業の人員及び運営に関する基準（平成11年厚生労働省令第38号）13条4号）。
 - 6) 江口隆裕「支援費制度と憲法89条—その新たな可能性」ジュリスト1252号（2003年）2-5頁。
 - 7) 老人訪問看護と介護保険の経緯については、介護保険法の法案作成等を担当していた厚生労働省の神田裕二、伊原和人及び朝川知昭各氏の助言を得た。
 - 8) 吉原健二『老人保健法の解説』（中央法規、1983年）34-36頁。
 - 9) 老人保健法46条の8（抄）
「5 厚生大臣は、第1項（筆者注：施設基準）及び第2項（筆者注：人員基準）の厚生省令を定めようとするとき、並びに第3項に規定する老人保健施設の設備及び運営に関する基準（施設療養の取扱いに関する部分を除く。）を定めようとするときは、あらかじめ（筆者追加：老人保健）審議会の意見を聴かなければならない。」
 - 6 厚生大臣は、第3項に規定する老人保健施設の設備及び運営に関する基準（施設療養の取扱いに

関する部分に限る。）を定めようとするときは、あらかじめ中央社会保険医療協議会の意見を聴かなければならない。」（下線は筆者）

- 10) 老人保健施設に関しては、衛生規制の観点からする開設許可など、病院であれば医療法で定めるような事項も、老人保健法で定めていた（同法46条の6以下）。これは、介護老人保健施設にも受け継がれている（介護保険法94条以下、特に97条、98条参照）。
- 11) 老人保健法46条の2第9項「市町村は、老人保健施設から老人保健施設療養費の請求があつたときは、第4項の規定による厚生大臣の定め（筆者注：老人保健施設療養費の額）及び第46条の8第3項に規定する老人保健施設の設備及び運営に関する基準（施設療養の取扱いに関する部分に限る。）に照らして審査した上、支払うものとする。」（下線は筆者）
- 12) 老人訪問看護の意義については、江口隆裕『社会保障の基本原則を考える』（有斐閣、1996年）119頁以下参照。
- 13) 平成3年11月26日老人保健審議会答申「指定老人訪問看護事業の人員及び運営に関する基準（指定老人訪問看護の取扱いに関する部分を除く。）」及び平成4年1月10日中央社会保険医療協議会答申「指定老人訪問看護事業の運営に関する基準（指定老人訪問看護の取扱いに関する部分に限る。）」参照。
- 14) このほか、自ら作成した居宅サービス計画（セルフ・ケアプラン）をあらかじめ市町村に届け出た場合などにも代理受領が認められる（介保法施行規則64条）。
- 15) 居宅介護サービス費の場合であれば、その額を定める条文中に「算定した費用の額（その額が現に当該指定居宅サービスに要した費用の額を超えるときは、当該現に指定居宅サービスに要した費用の額とする。）」という括弧書きをつけており（介保法41条4項）、これは他の介護保険給付の場合も同じである。
- 16) 内田貴『制度的契約論—民営化と契約』（羽鳥書店、2010年）69頁及び90頁では、介護契約にあつては、価格も含め当事者に契約内容を形成する自由はないという理解を前提としているようだが、それは正確ではない。
- 17) 大村敦志『基本民法Ⅱ 債権各論（第2版）』（有斐閣、2005年）193頁。
- 18) 平成15年3月28日障発第0328019号厚生労働省社会・援護局障害保健福祉部長通知「指定居宅支援事業者等の人員、設備及び運営に関する基準について」
- 19) 榎本純一「クローズアップ住民訴訟」判例地方自治229号6頁。契約に基づく債権債務関係は、両当事者の信頼関係を尊重して処理することが望ま

しく、4号ではなく3号訴訟の対象となるとする。
20) 岩村・前掲注2) 101頁。ただし、岩村は、公定
力を根拠に不正請求を行った事業者に対する返還

請求を否定するのは疑問であるとする(同102頁)。

(えぐち・たかひろ 神奈川大学教授)



松田晋哉・伏見清秀編

『診療情報による医療評価—DPCデータから見る医療の質』

(東京大学出版会, 2012年)

石川 ベンジャミン光一

I はじめに

人口の増加と経済成長、そして医療技術の進歩を背景として増加の一途をたどってきた我が国の医療費を取り巻く環境は変化し、少子高齢化と産業構造の転換に適応した新たな舵取りが求められる時代となっている。変化の方向性と速度を見極め、社会保障の制度と提供体制を導いていくためには、客観的なデータに基づいて冷静に議論を進める必要がある。

こうした時代の潮流の中で、古典的な統計調査とは異なる、新世代の情報基盤としてDPCデータは生まれ、急性期入院医療の包括評価制度の拡大と共に成長してきた。DPCデータはケースミックス分類をバックボーンに持つ大規模標準化診療データベースであり、医療サービスの実態を数値化して理解する強力な基盤である。しかし、その力を発揮させるには特別な知識と技能が必要とされる。本書は約10年にわたる研究者達の経験から得られたDPCデータ活用のための「指南書」としてまとめられたものである。

II 本書の構成

本書は、3部・12章から構成されている。

第I部『標準化診療データの今日的意義』では、まず第1章「医療データの標準化」で今中らが諸外国および我が国における患者分類体系 (Patient Classification System) に関わる研究の歴史について、研究で利用されるデータと分析手法を組み合わせで紹介することにより、本書の各章の内容へのイントロダクションとしての役割を担っている。

これに続く第2章「日本版診断群分類によるデータベースの構築と病院情報システム」では、堀口が現代

的な大規模医療データの取扱いについて、DPCデータの構造と収集の方法、データに基づく自動分類を実現するためのコーディングロジックといった基盤となる技術を紹介している。読者はこれらの章の内容を基礎として、以降の具体的な分析について読み進めることができる。

第II部『診療プロセス・医療システムの実証分析』では、7つの章にわたり具体的な研究の実例が紹介される。

第3章「医療の質の可視化」では、今中によりストラクチャー、プロセスそしてアウトカムの3軸を通じて医療の質についての評価を行った事例が示されるとともに、データにより可視化された指標をどのようにして改善活動に生かしていくかが論じられている。

続く第4章「診療プロセスと臨床評価」では、藤森らが、EFファイルデータを利用した診療プロセスの分析手法について、DPC分類に基づく分析対象の選定に始まり、患者属性の基礎的な集計からより高度な分析へと至る一連の流れを示している。その中で読者は、術式と在院日数の関係、周術期の抗菌剤の使用や麻酔時間・輸血といった外科領域で行われる診療行為の実施状況を把握するための基礎的な集計テクニックを知ることができる。またこの章の後半においてはAHRQ (Agency for Healthcare Research and Quality) による医療の質の評価の4つの領域—有効性 (Effectiveness), 患者安全性 (Patient Safety), 適時性 (Timeliness), 患者志向性 (Patient Centeredness) —に対応したデータ分析のアプローチが示されるとともに、DPCデータが持つ限界と、その限界を越えて研究を進めるための多施設大規模臨床研究のスキームが提案されている。

第5章「病院情報システムと診療プロセス分析」では、桑原らが時間軸に注目した診療プロセス分析について

記している。章の前半では、手術日を中心とした相対日数に基づいて各種検査や薬物治療のタイミングと継続日数をデータ化し、患者に提供された診療行為の組み合わせを日単位に分析する方法が提示され、その結果を用いたE/Fファイルデータに基づく診療パスの可視化からバリエーション分析を通じた診療プロセスの改善へとつなげていくアプローチが紹介されている。そして後半においては、こうした時系列の診療プロセスデータにサービス提供に関わるコストや電子カルテに保管されている詳細な診療情報に関連づけて医療の全体最適化に向けた情報基盤を構築することの必要性が論じられている。

その後、第6章「プロセスデータを活用した医療評価」では、村田らがE/Fファイルに基づく診療プロセスの集計値について、脳卒中データバンクから得られた結果との比較や診療ガイドラインへの遵守度についての検討など、医療評価の領域で活用した事例を紹介している。

ここまで、第Ⅱ部の前半となる第3章から第6章までが診療の改善に向けた臨床家向けの内容を中心としているのに対し、次の第7章および第8章では病院のマネジメントの視点からの分析について論じられている。

第7章「病院の生産効率性と機能」では、川口らが2005年から2007年までのパネルデータを利用して行った分析を紹介している。そこでは、投入物である労働（医師数）および資本（病床数）、産出物（患者数）と産出物の品質（標準化された死亡退院割合）を病院ごとに集計した上で効率性の分析を行い、DPC導入後の3年間に病院の生産効率性が改善したことが記されている。

また第8章「DPC導入と診療の効率化」では、野口らが虫垂炎患者のデータを使用してDPCの導入後の入院日数や出来高換算の医療費の変化の観点から診療の効率化について分析を行った結果を紹介している。その中では、DPCデータを用いた観察研究が内包するセレクションバイアスについて操作変数（Instrument Variable）を用いた疑似ランダム化による対応を行い、患者の性・年齢や入院経路・治療内容および病院の経営主体や機能といった条件を考慮しても、DPC導入後の年数に従って入院日数の短縮や包括対象外の診療行為等に関わる出来高換算点数の減少が生じていたことが記されている。

そして第Ⅱ部の最後となる第9章「地域医療資源の

分析」では、伏見がDPC分類を用いて傷病・治療別に地域の医療資源に関わる分析を行う方法論とその結果について記している。分析は2つのステップに分けて行われ、まず第1段階では患者調査と医療施設調査の個票データをリンクして医療の需要側と提供側の情報を結びつけ、これにDPCコードを付与することで、地域DPC患者データベースの構築を行っている。このデータベースに基づき、2次医療圏、DPC分類による患者の病態、医療機関の特性や入院日数の長短を区別した集計を行うことで、各地域内の患者数および近隣地域との間の流出入について分析した事例が示される。また第2段階では前述の結果にDPC調査に基づくケースミックス別の医療資源必要量をリンクすることで、地域別の病床数や医師数・看護師等の必要数を推計した事例が紹介されている。

以上の第Ⅱ部までが、DPC/PDPSによる包括評価の対象となる患者や病院に関わる分析を中心とした内容であったのに対し、第Ⅲ部『社会資源としての大規模標準化診療データ』では、より広い範囲に及ぶ医療評価の中でDPCデータを活用することについて論じられている。

第10章「大規模標準化診療データと臨床疫学研究」では、康永らがDPCデータの構成について紹介した後、この大規模かつ標準化された診療データを情報源として行った臨床研究について、稀少な疾患や偶発症の記述疫学研究をはじめとする豊富な事例を紹介し、DPCデータが医学知識の発展にも貢献できることを示している。

第11章「臨床指標を用いた医療の質のベンチマーク」では、小林らが米国における臨床指標に関わる取り組みについてその歴史的経緯を丁寧に記すと共に、我が国での近年の事例を紹介している。

そして最終章である第12章「社会的共通資本としてのDPCデータ」では、橋本らが診療情報に関わる記録様式の標準化と、標準化した診療データを広く社会で利用してゆくことの意義について、米国と我が国の比較を通じて解説し、今後解決すべき課題について論じている。

Ⅲ 本書を生かすために

冒頭でも述べたように、本書は約10年にわたるDPC/PDPSに基づく急性期入院医療の包括評価制度

の発展の中で行われてきた多数の研究事例を元にしたデータ活用の指南書としてまとめられている。DPCデータは、急性期の入院医療という枠を超えて外来や亜急性期などの領域をカバーする情報源として今後も成長していく方向性があり、この常に湧き出る泉からのデータを分析し、プロアクティブに社会で利用していくためには、研究者がマスとして必要になる。本書はそうした研究者を育てていくための礎となるものである。

ある程度熟練した研究者にとっては、各章に記されている内容を読むだけでも自らの研究を展開する上での有用な道標となるものと考えられる。また、各章には充実した引用文献リストが添えられているので、これを入り口として通読することで、非常に効果的にそれぞれの領域の専門知識を獲得することが可能となっている。こうした点は本書が持つ価値を大いに高めている。

具体的に研究を実施する際には、本書と共に参照するとよい、いくつかのテキストが存在する。新たにDPCデータの分析を始めようとする研究者にとっては、本書で網羅されている内容の礎となる基本的知識の習得を欠かすことはできない。まず、DPC分類および急性期入院医療の包括評価制度に関わる基礎的な知識を深めるには、松田(2009)あるいは松田(2011)が入門書として優れている。またE/Fファイルや様式1といったDPCデータを用いた分析を行うにあたっては、データ処理の具体的な手法について解説したテキストとして藤森(2009)がある。これらの書籍は本書の第1章から第8章の内容を補完するものとなる。その他、第9章で示される地域医療資源の分析を実践する際には、章のベースとなった伏見(2008)や、GISを利用したデータ集である拙著：石川(2013)がデータ

ソースとして利用可能である。

なお、本書が紹介しているこれまでの10年にわたる期間の知見を、我が国の人口構造の大きな転換点となる2025年に向けたこれからの10年で生かすためには、研究を超えた社会実践が求められることになる。その中では「研究としてテクニカルに何ができるか」だけでなく、「データに基づき将来のビジョンを共有して、どう社会を変えるか」を考えなければならない。本書の終章を越えて研究者が歩みを進めるためには、松田(2013)がシェルパとなるはずである。DPCデータという社会基盤を取り扱うための技術的なガイドである本書と、理念的な素養を得る書をセットとして、次代の診療情報の活用が進むことに大きく期待している。

参考文献

- 松田晋哉(2009)『臨床医のためのDPC入門第2版』じほう。
- (2011)『基礎から読み解くDPC第3版』医学書院。
- 藤森研司・中島稔博(2009)『DPCデータ分析 案セス・SQL活用編』じほう。
- 伏見清秀(2008)『DPCデータ活用ブック第2版』じほう。
- 石川ベンジャミン光一・伏見清秀・松田晋哉・若尾文彦(2013)『厚生労働省平成23年度DPC調査データに基づく地域病院ポートフォリオ』じほう。
- 松田晋哉(2013)『医療のなにか問題なのか』勁草書房。

(いしかわ・べんじやみんこういち
国立がん研究センター室長)

『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)…→①②③…の順に区分し、見出しを付けてください。

(2) 注釈

注釈を付す箇所には上付きで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挙してください。表記の方法は下記を参考にしてください。

- 天川 晃 (1986)『変革の構想—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ありますので、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となります。

季刊社会保障研究

第49巻 第4号 (2014年3月刊行) 特集：人々の支え合いの実態と社会保障制度の役割

バックナンバー

第49巻 第3号	(2013年12月刊行)	特集：震災後の社会保障
第49巻 第2号	(2013年9月刊行)	特集：年金制度の公私のあり方—企業年金のガバナンス問題—
第49巻 第1号	(2013年6月刊行)	特集：地域の多様性と社会保障の持続可能性(第17回厚生政策セミナー)
第48巻 第4号	(2013年3月刊行)	特集：少子高齢化の進展と社会保障財政 —モデル分析の応用—
第48巻 第3号	(2012年12月刊行)	特集：社会的サポート・ネットワークと社会保障
第48巻 第2号	(2012年9月刊行)	特集：ケアの質評価の動向と課題
第48巻 第1号	(2012年6月刊行)	特集：日英における貧困・社会的包摂政策：成功、失敗と希望
第47巻 第4号	(2012年3月刊行)	特集：地域包括ケア提供体制の現状と諸課題
第47巻 第3号	(2011年12月刊行)	特集：社会保障の50年—皆保険・皆年金の意義と課題—
第47巻 第2号	(2011年9月刊行)	特集：雇用と産業を生み出す社会保障
第47巻 第1号	(2011年6月刊行)	特集：第15回厚生政策セミナー 暮らしを支える社会保障の構築—様々な格差に対応した新しい社会政策の方向—
第46巻 第4号	(2011年3月刊行)	特集：人々の暮らしと共助・自助・公助の実態 —「社会保障実態調査」を使った分析—
第46巻 第3号	(2010年12月刊行)	特集：医療・介護政策に関する実証的検証
第46巻 第2号	(2010年9月刊行)	特集：最低生活保障のあり方：データから見えてくるもの
第46巻 第1号	(2010年6月刊行)	特集：年金制度の経済分析 —不確実性やリスクを考慮した分析の展開—
第45巻 第4号	(2010年3月刊行)	特集：児童虐待の背景と新たな取り組み
第45巻 第3号	(2009年12月刊行)	特集：看護・介護サービスとケア従事者の確保

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。なお, ここでの論文は「独創的かつ科学的な研究論文」とし, それを満たさないものは研究ノートといたします。投稿はどなたでもできます。ただし, 本誌に投稿する論文等は, いずれも未投稿・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致しません。
6. 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従って下さい。
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6階
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
e-mail: kikan@ipss.go.jp

海外社会保障研究 No.185 目 次

特集：貧困・格差を総合的、継続的に把握する指標の開発と活用

—数値目標化とモニタリングのしくみ—

特集の趣旨……………阿 部 彩
 欧州連合における貧困・社会的排除指標の数値目標化とモニタリング……高 橋 義 明
 フランスにおける貧困・社会的排除指標作成と政策形成……………西 村 周 三
 ニュージーランドにおける公的貧困指標の開発……………阿 部 彩
 子どもウェルビーイング指標に関する国際的動向……………竹 沢 純 子

書 評

Laurent J. G. Van Der Maesen and Alan Walker 著

Social Quality : From Theory to Indicators ……………西 村 周 三

所道彦著（法律文化社，2012年）

『福祉国家と家族政策：イギリスの子育て支援策の展開』…伊 藤 善 典

編集後記

東日本大震災から2年9ヶ月がたとうとしている。この間、直接的、間接的に被害に遭われた方々の生活再建と社会保障の在り方について本誌で特集を組みたいとずっと願ってきた。それが本号で実現できたことは本当にうれしい。しかし、災害の影響は長期的に現れることがこれまでの災害の経験からもわかっている。東日本大震災からの人々の生活の復興はまだ遠く、その意味で本号の特集は「第一弾」と位置づけるべきであろう。カバーできなかった部分も多い。例えば、生活保護制度など既存の社会保障の制度と、災害時の支援の接点をどのように設けるかといった点などは、まだまだ検討が必要である。本号を「第一弾」として、震災後5年目、10年目といった節目にまた本誌でもこの問題を取り上げていきたいと願っている。(A.A.)

編集委員長

西村 周三 (国立社会保障・人口問題研究所長)

編集委員

岩井 紀子 (大阪商業大学教授)

大石亜希子 (千葉大学教授)

小塩 隆士 (一橋大学経済研究所教授)

笠木 映里 (九州大学准教授)

菅沼 隆 (立教大学教授)

田辺 国昭 (東京大学教授)

橋本 英樹 (東京大学教授)

金子 隆一 (国立社会保障・人口問題研究所・副所長)

宮田 智 (同研究所・政策研究調整官)

藤原 朋子 (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)

西村 幸満 (同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長)

菊池 潤 (同研究所・社会保障応用分析研究部第4室長)

佐藤 格 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第1室長)

山本 克也 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第4室長)

黒田有志弥 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

藤井 麻由 (同研究所・社会保障基礎理論研究部研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 49, No. 3, Winter 2013 (通巻202号)

平成 25 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

株式会社 弘 文 社

千葉県市川市市川南2丁目7番2号

電話 (047) 324-5977

<http://www.kobunsysa.com>

THE QUARTERLY OF SOCIAL SECURITY RESEARCH (KIKAN SHAKAI HOSHO KENKYU)

Vol. 49

Winter 2013

No. 3

Foreword

Social Security after the Great East Japan Earthquake..... SATORU MIYATA **254**

Special Issue: Social Security after the Great East Japan Earthquake

- On the Transition of Migration Associated with the Great East Japan
Earthquake: Analysis by Municipality in Iwate, Miyagi and Fukushima
..... SHIRO KOIKE **256**
- The role of the government in supporting disaster victims:
a review of the policies to foster recovery of livelihood in Japan
.....EJI TAJIKA and TAKESHI MIYAZAKI **270**
- The Impact and Subsequent Effects of the Great East Japan
Earthquake on Employment and Health
..... YOSHIO HIGUCHI, TORU KOBAYASHI, FANG HE and KAUMA SATO **283**
- Combined effects of disasters on vulnerable households:
focus on housing, work, care and transportation
..... YUKO TAMIYA, YO TSUCHIYA, TAKASHI IGUCHI and RIE IWANAGA **299**

Articles

- The Effect of Introducing Prevention Benefits on Changes in Care
Levels of Support-level 1 Care Receivers
..... MICHIO YUDA, YASUSHI IWAMOTO, WATARU SUZUKI and RYOKO MOROZUMI **310**
- Family Structure, Employment and Income Equality in Japan:
Decomposition Analysis of Age-specific Income InequalityMASATO SHIKATA **326**

Report and Statistics

Social Security Law Case TAKAHIRO EGUCHI **339**

Book Review

- Shinya Matsuda and Kiyohide Fushimi (eds),
Scientific Evaluation of Healthcare Performance Using a Standardized Claim Database
..... BENJAMIN KOICHI ISHIKAWA **350**

Edited by
National Institute of Population and Social Security Research
(KOKURITSU SHAKAI HOSHO • JINKO MONDAI KENKYUSHO)