

応急仮設住宅における社会的孤立

— 福島県の事例 — *

庄司匡宏・赤池孝行

福島第一原発事故避難者が入居する仮設住宅において、どのような避難者が社会的孤立に陥ったのか？ また、その傾向は時間とともにどのように変化したのか？ 本稿は福島県いわき市の仮設住宅で2013年9月に行った独自世帯調査を用いて、これらの問題に答えようとするものである。本稿の特徴は、仮設住宅入居後の孤立の推移を分析する点、個人の性格を表す主要5因子の影響にも注目する点、そして世帯調査の回答回収率が高い点の3点である。分析結果によると、回答者の3割は入居当初に仮設住宅内で話し相手が一人もおらず、6割が緊急時に手助けを頼める相手が誰もいなかった。調査時点でも依然として5%の人々が誰とも会話をしていなかった。また孤立者には、若者や内向的個人、利己的個人のように入居時から継続してネットワーク規模が小さい避難者と、男性や無職者のように入居時のネットワーク規模は平均的であったものの、その後のネットワーク形成が停滞した避難者の2タイプが存在した。最後に大規模仮設住宅や駅周辺の仮設住宅では、男性のネットワーク形成がさらに停滞した。

JEL Classification Codes: I12; I18

1. はじめに

2011年に発生した東日本大震災は人々に甚大な被害をもたらした。これに伴い既存研究においても震災による人的被害(Sawada and Aldrich 2015)、経済被害(石野他 2013, 植杉他 2012, 内田他 2011, 戸堂他 2014, 堀江・川向 2011)、主観的幸福度の低下(Sugano 2016)、精神的ストレス、PTSD、その他の健康指標への影響(Harada *et al.* 2015, Hikichi *et al.* 2016, Iwasaki and Sawada 2015, Kotozaki and Kawashima 2012, Matsubara *et al.* 2014, Tsuboya *et al.* 2016, Tsujiuchi *et al.* 2016, Yabe *et al.* 2014)など、幅広く議論されてきた¹⁾。

コミュニティの弱体化による社会的孤立も被災地における重要課題の一つである(内閣府 2012)。社会的孤立とは、家族やコミュニティとほとんど接触が無い客観的状态と定義される(Townsend 1963)。家族や友人との交流は一種の関係財(relational goods)とみなされ(Uhlaner 1989, Bruni and Stanca 2008)、その欠如を意味する社会的孤立は効用の低下を意味する。また、社会的孤立は主観的幸福度の低下を説明する重要な要因でもある(Dolan *et al.* 2008, Graney 1975, Lelkes 2006)。一方、非災害時を対象としたこれまでの研究では、男性や高齢者、貧困層、内向的個人などが孤立に陥りやすいことも明

らかにされている(Pollet *et al.* 2011, Victor *et al.* 2000, 石黒 2013, 河合 2009, 斉藤他 2009, 斉藤・冷水他 2010, 斉藤・藤原他 2010, 宍戸 2006)。

社会的孤立が被災者の精神・身体に対して深刻な影響をおよぼすことは、以前から多く議論されてきた(Aida *et al.* 2013, Cohen and Wills 1985, Cook and Bickman 1990, 池内・藤原 2000)。東日本大震災被災地でも、家族や近隣住民との交流を失ったことによって、被災者のPTSD(Maeda and Oe 2017, Tsujiuchi *et al.* 2016)、睡眠障害(Matsumoto *et al.* 2014, Matsumoto *et al.* 2015)、心理的苦痛(Koyama *et al.* 2014, Sone *et al.* 2016, Sugimoto *et al.* 2014, Yokoyama *et al.* 2014)の発生率が高まったことが確認されている。このように被災者の社会的孤立防止の重要性が示されているにもかかわらず、被災地における孤立の決定要因に関する研究は十分行われていない。例外として、Inoue *et al.*(2014)は東日本大震災後の石巻市の世帯調査を用いて若者、独居者、男性の社会的孤立リスクが高いことを発見したが、福島第一原発事故避難者における社会的孤立の程度、およびその時間を通じた変化における被災者間格差の要因は明らかにされていない。また、抽選方式による仮設住宅への入居が孤立を悪化させることを示したKoyama *et al.*(2014)を除いて、災害時の社会的孤立を回避する上で効果的な政策の評価も十分行

われていない。

福島第一原発事故避難者の社会的孤立はとりわけ深刻であり、その解決は重要課題の一つと考えられる。その第一の原因に、原発事故では人々が全国各地へ県外避難し、これによって震災前に交流があった近隣住民との連絡が困難となったことが挙げられる。2016年9月現在においても、約41,000人が県外避難を続けている(福島県2016)。第二に、東日本大震災被災地では、民間住宅の空室を仮設住宅として利用する「みなし仮設」を大規模に導入した。福島県内避難者約45,000人の中でこのような避難者は26,000人を占める(福島県2016)。みなし仮設では近隣に知人が住んでおらず、これによって孤立を余儀なくされる。第三に、建設型仮設住宅においても孤立が起りやすい環境となった。過去の災害事例では地域コミュニティごとに仮設住宅へ入居させることで被災者の孤立回避に努めてきた²⁾。しかし原発事故の避難指示区域となった市町村では、各避難者世帯の入居先住宅が抽選で決定されたため、震災以前からの知人同士が必ずしも同一仮設住宅内に避難することはできなかった(Kondo and Shoji 2016)。

そこで本稿では、福島第一原発事故による建設型仮設住宅避難者に焦点を当て、住宅入居時および震災2年半後における、社会的孤立の認識程度の規定要因を明らかにすることを目的とする。また、福島第一原発事故の避難者にとって入居先の仮設住宅が抽選方式で決定されたことを利用し、外生的に決定された仮設住宅特性が避難者の孤立程度に及ぼす効果も分析する。本稿で用いる社会的孤立指標は、仮設住宅内外それぞれにおける話し相手の人数、緊急時に手助けを頼める人数といったネットワーク規模を表す4指標である。

福島県いわき市内の建設型仮設住宅を対象とした独自の世帯調査データを用いた分析から、以下の結果が得られた。第一に、入居当時では3割の入居者が仮設住宅内で一切話し相手もおらず、6割弱が体調不良などの緊急時に手助けを頼める人が一人もいなかった。調査時では仮設住宅内で話し相手が全くいない人々は約5%まで減少したが、4割の人々が誰にも手助けを頼めなかった。第二に、建設型仮設住宅避難者の孤立には2つのタイプが存在する。第一のタイプは、入居時からネットワークが小さく、その後のネットワーク形成も平均程度であるため、依然として調査時ネットワークも他の避難者より小

さい孤立者である。このタイプには若者や内向的個人、利己的個人が含まれる。第二のタイプは、入居時のネットワーク規模は平均的であったものの、避難生活中のネットワーク形成が停滞するタイプであり、これには男性や無職者が当てはまる。最後に、大規模仮設住宅や駅付近の仮設住宅では、男性のネットワーク形成が悪化した。

本稿の学術的特色は、3点挙げられる。第一に、仮設住宅入居後における孤立程度の変化を分析した点である。前述の既存研究ではクロスセクション分析が多く、孤立認識の変化が分析対象とされることは少ない。しかし災害時にはコミュニティの崩壊と形成が頻繁に起こるため、短期間においても孤立認識は著しく変化しうる(Norris 2002, Norris *et al.* 2002, Sone *et al.* 2016)。一方で、避難生活の初期に孤立した避難者は、その後も近隣住民に打ち解けられず、長期にわたって孤立が続くかもしれない。したがって、その推移を分析することは政策担当者にとっても重要である。

第二の特色は、主要5因子性格検査によって避難者の性格特性を数値化し、社会的孤立への影響を示した点である。主要5因子(Big 5)は個人の労働生産性(Barrick and Mount 1991)や仕事への満足度(Judge *et al.* 2002)、健康水準(Goodwin and Friedman 2006)といった諸変数に影響することが明らかにされている。しかし著者の知る限り、東日本大震災被災者を対象として主要5因子の影響を分析した研究は存在しない。

第三の特色は、建設型仮設住宅に調査対象を限定し、訪問面接法による世帯調査を実施したことで、高い回答回収率のデータを用いた精緻な分析が可能となった点である。孤立しやすい個人ほどアンケートに協力的でなくなるおそれ、あるいは逆にそういった個人ほど協力的になる可能性があるため、この特徴は孤立問題を分析するうえで不可欠である。また、建設型仮設住宅では高齢者が多いことや、復興公営住宅においても再び孤立問題が懸念されていることを考慮すると(福島民友2014)、建設型仮設住宅内における社会的孤立を分析することは、政策担当者にとっても重要である³⁾。一方で、その他の形態の避難者が調査対象に含まれていない点には注意が必要である。前述のように建設型仮設とみなし仮設とでは直面する孤立の傾向も異なることが予想される。したがって、本稿の知見からは福島第一原発事故避難者全体の孤立状況を理解することは困難で

ある。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では社会的孤立の数値化方法やデータセットを紹介し、第3節では仮設住宅入居当初における孤立、およびそれが長期的に持続する個人的要因を分析する。その結果を踏まえ、第4節では孤立程度の男女格差を解消する上で効果的な仮設住宅の特性を分析し、最後に第5節で本稿の結論をまとめる。

2. 社会的孤立の指標化とデータセット

2.1 社会的孤立の指標化

社会的孤立を数値化するうえで、既存研究で標準的に用いられる指標は存在せず、各研究がそれぞれ独自の指標を用いてきた(Victor *et al.* 2000)。社会的孤立を「家族やコミュニティとほとんど接触が無い客観的状态」と定義したTownsend(1963)では、家族や近隣、老人クラブなどとの交流頻度を集計して作成した、社会接触スコアに基づいて孤立程度を数値化した。一方でTownsend(1968)では、独り暮らしで過去一週間に訪問者がおらず、前日に人との交流が全くなかった個人を孤立者とした。その他Chappell *et al.*(1989)では、気の合う友人が一人もいない個人を孤立者とした。

日本の孤立研究に限定してみても、やはり指標は統一されていない。斉藤他(2009)は日頃から親しくしている家族・友人・近隣・親戚の人数とその接触頻度に注目したが、斉藤・藤原他(2010)では同居家族以外との接触頻度に基づいて孤立程度を数値化した。後藤他(1991)では血縁からの孤立と地域からの孤立とを別個に分析するため、前者に関しては「親戚との旅行の有無」や、「正月の訪問者の有無」、「親しい付き合いをする親戚の有無」など6つの質問項目、後者に対しては「近隣住民との会話の有無」、「町内会への参加の有無」、「親しい友人との接触頻度」といった9つの質問項目を用い、それぞれの中で当てはまるもの数によって孤立者を定義した。一方で宍戸(2006)のように、相談できる相手(相談ネットワーク)に着目し、その相手の人数や相手との関係の多様性(家族、近隣、親戚など)によってネットワーク規模、多領域性、類型という3構造に分解した試みもある。

このように、既存研究では客観的な孤立状態を反映する指標と主観的な認識に基づく指標とが混在している。また、孤立者と非孤立者とを明確に区別するものもあれば、孤立程度を表す連続変数を分析対

象とするものもある。同居家族との交流の扱いについても、各研究で異なる。

これに対して本研究の孤立指標には、仮設住宅内外それぞれにおいて、同居家族以外で①世間話や挨拶をする人数、および②緊急時(体調不良時など)に手助けを頼める人数を用いる。両者とも宍戸(2006)の分類におけるネットワーク規模を反映した指標に相当する。とりわけ後者は宍戸(2006)の相談ネットワークに近い指標と考えられる。また後者は「手伝いを頼めるか」という主観的認識を伴った指標であるのに対し、前者はより客観的な状態を表す指標と言える。

2.2 世帯調査対象者の抽出

本研究は福島県いわき市の仮設住宅入居者を対象とする独自の世帯調査を用いる。この世帯調査では、以下の順序に基づいて調査対象者を抽出した。第一段階として、いわき市に設置された36カ所の建設型仮設住宅から、(1)いわき市に仮設住宅を設置した全ての市町村が調査対象に含まれること、(2)設置仮設住宅数が多い市町村では、それに応じて複数の仮設住宅を調査対象に抽出すること、(3)複数の仮設住宅を抽出する避難市町村では100戸以上入居可能な大規模な地域とそれに満たない小規模な地域を両方抽出すること、そして(4)楡葉町、広野町のようにとりわけ多数の仮設住宅が設置された市町村では、(3)に加えて調査地域の立地がいわき市内の特定地区に集中しないこと、の4点に考慮しながら15カ所の調査対象地を抽出した。これらのうち1カ所は3区画に分かれており、それぞれ異なる市町村が避難している。したがって本稿では、分析の便宜上、この3区画を異なる仮設住宅とみなした。その結果、調査対象となった17仮設住宅のうち15カ所は原発事故による双葉郡からの避難者が使用しており、残る2カ所は津波・地震被害を受けたいわき市民が避難していた。

第二段階では、1カ所の仮設住宅(いわき市)を除く16カ所において、各仮設住宅の案内図を用いて無作為に約半数の住居(合計800世帯)を抽出し、訪問面接法による世帯調査をおこなった。ただしこの抽出方法では、空室の住宅を事前に把握することは不可能である。そのため訪問先の住宅が空室であった場合は、外生的要因によって調査不可能なケースとみなして訪問を断念するか、可能な場合はその前後の住宅に置き換えて調査を実施することとした。

また空室ではないものの、近隣からの情報に基づいて実質的に生活基盤が無いと判断された住宅(一週間の半分以上帰宅しない場合)も、同様に対処した。一方、残る1ヵ所では仮設住宅の自治会からの要望によって訪問面接を断念せざるをえなかったため、郵送調査とした。郵送調査では回答回収率が低いことから、空室あるいはそれに準ずる世帯を除いた全世帯を調査対象とした。

訪問面接は震災から2年半後に当たる2013年8月31日から9月13日にかけて実施し、不在の世帯には時間帯や日程を変えて複数回訪問した。また質問票の回答は、可能な限り世帯主、生計維持者、あるいはそれに準じる代表者に依頼した。その結果、空室を除く713戸のうち75%である534戸からの回答を回収した。これに対して郵送調査では2013年9月10日に各世帯のポストに質問票をポストインし、20%にあたる35世帯から回答が得られた。その結果、569回答世帯のうち91%を原発避難者が占めた。表A1は、回答が回収された世帯の出身市町村内訳をいわき市に設置された全仮設住宅入居者の内訳と比較したものであるが、特定地域への偏りは見られない。

この調査対象者群は東日本大震災の被災者全体と比較すると以下の特徴がある。第一に、いわき市が最大の原発避難者受け入れ市町村であることに起因し、調査対象者の多くが福島第一原発事故による双葉郡からの避難者である。原発避難者は津波や地震による被災者と比較して人的被害は低い一方、帰還に要する期間は長期化することが予想される。また、長期の避難生活で家屋の傷みが激しいため、震災による家屋被害は同程度と考えるべきである。

第二に、この震災ではみなし仮設や県外への避難者も多く存在するが、これらは調査対象に含まれていない。表A2では、建設型仮設住宅避難者とその他の形態の避難者(みなし仮設、県外避難)とのサンプルの偏りを確認するため、檜葉町民の2010年度国勢調査と本稿の世帯調査回答世帯の属性を比較する。世帯調査が行われた2013年9月現在、全檜葉町民の36%が県内の建設型仮設住宅に、49%が県内のみなし仮設に、残る14%が県外に避難中であった(福島県檜葉町2013)。県内の建設型仮設住宅の92%がいわき市に設置されたことを踏まえると、世帯調査回答世帯の全個人の平均個人属性を2010年度国勢調査の結果と比較することで、檜葉町における建設型仮設住宅避難者とその他の形態の避難者

との属性を比較することが可能となる⁴⁾。これによると、建設型仮設住宅避難者はその他の形態の避難者と比較して高齢者の比率が高いことがわかる。加えて、教育年数においても建設型仮設住宅入居者の水準が低いのが、これは年齢構成の違いによるものである。年齢構成比で加重調整し、世帯調査の各教育水準構成比を再度比較すると、その差は見られなくなる。

第三の特徴は、調査が実施された2013年9月時点で広野町、川内村では既に帰還宣言が出されていた点である。したがって、これら二町村においてサンプルに含まれた世帯は、帰還宣言後も仮設住宅に残っていた世帯のみとなる。仮に調査時点で既に仮設住宅避難者の多くが帰還しており、かつ仮設住宅に残る個人と帰還した個人とで特性が異なる場合、残った個人のみを対象とした分析ではサンプルセレクションバイアスが生じるおそれがある。しかしいわき市内避難者に占める川内村民の比率は震災直後から1.5%に過ぎず(表A1)、広野町の帰還率も低い(福島県広野町2013)、これによるバイアスの可能性は低いことが予想される⁵⁾。

第四に、孤立程度に関する質問がなされたのは、世帯の中でも回答者(主に世帯主やその配偶者)のみである。したがって入居者の中でも高齢者の現状を反映していることに注意が必要である。

2.3 使用した変数および記述統計

本世帯調査で用いた質問票には、回答者の被災程度や経済的・社会的属性のほかに、社会的孤立や、性格・価値観・時間選好を数値化する質問項目が含まれている。社会的孤立の程度を表す指標には、仮設住宅内外において同居家族以外に世間話や挨拶をする人数、および緊急時(体調不良時など)に手助けを頼める人数を用いる。回答選択肢は「0:0人」「1:1~3人」「2:4~5人」「3:6~10人」「4:11~15人」「5:16~20人」「6:21人以上」とした。さらにこれらの指標の推移を把握するため、震災前、仮設住宅入居直後、2013年9月現在の3時点について質問した。入居者個人の性格を数値化する主要5因子性格検査では、小塩他(2012)の手法を踏襲した。これは、10項目の質問に対する回答結果から個人の外向性、協調性、勤勉性、神経症傾向、開放性を1から7までの値で評価するものである⁶⁾。また本稿では、世界価値観調査の質問項目を利用し、他者に対する利他性、リスクや社会規範に対する選好・価値観を数

表 1. 回答世帯・回答者・仮設住宅の特性

変数名	サンプル数	平均	標準偏差	中央値
A：個人特性(回答者およびその家族)				
男性 ^a	1224	0.47		
年齢 ^b	1222	6.01	2.41	7
震災発生時に無職 ^a	1224	0.32		
B：個人特性(回答者のみ)				
男性 ^a	564	0.42		
年齢 ^b	563	6.85	1.66	7
震災発生時に無職 ^a	564	0.35		
外向性	564	3.98	1.65	4
協調性	562	5.70	1.04	6
勤勉性	566	4.32	1.45	4
神経症傾向	564	3.86	1.53	4
開放性	563	3.45	1.42	3.5
利他性	564	6.00	1.38	7
リスク選好	563	3.30	2.04	3
社会規範	564	5.74	1.57	6
時間選好	547	3.97	1.77	4
C：世帯特性				
世帯人数	564	2.16	1.16	2
震災以前住居の部屋数	566	6.25	2.38	6
世帯メンバーの死亡・行方不明	569	0.07		
家屋全壊 ^a	564	0.14		
家屋半壊 ^a	564	0.19		
家屋一部損壊 ^a	564	0.35		
家屋被害無し ^a	564	0.32		
帰還困難区域 ^a	569	0.22		
居住制限区域 ^a	569	0.09		
避難指示解除準備区域 ^a	569	0.36		
避難指示解除済み ^a	569	0.23		
いわき市 ^a	569	0.09		
D：仮設住宅の特性 ^c				
住宅設置戸数(×宅設置戸)	17	1.22	0.84	
最寄り駅への距離(km)	17	2.79	2.09	
震災から建設までの月数	17	6.24	3.82	

注) (a)ダミー変数, (b)10歳未満=1 10代=2 20代=3 30代=4 40代=5 50代=6 60代=7 70代=8 80代=9 90以上=10, (c)調査対象となった15の仮設住宅のうち一つは3市町村が各ブロックに分かれて避難しているため、サンプルサイズは17となる。

値化した⁷⁾。利他性、リスク、社会規範の各指標は1から7までの値で表され、数値が高いほど利他性が強く、リスク愛好的であり、社会規範を重んじることを示す⁸⁾。最後に、個人の時間選好を指標化するため、Coller and Williams(1999)に基づいた質問を用いた。質問内容の詳細は付論2で説明する。指標化された時間選好は1から6までの値で評価され、数値が高いほど時間割引率が高い(近視眼的である)ことを示す。

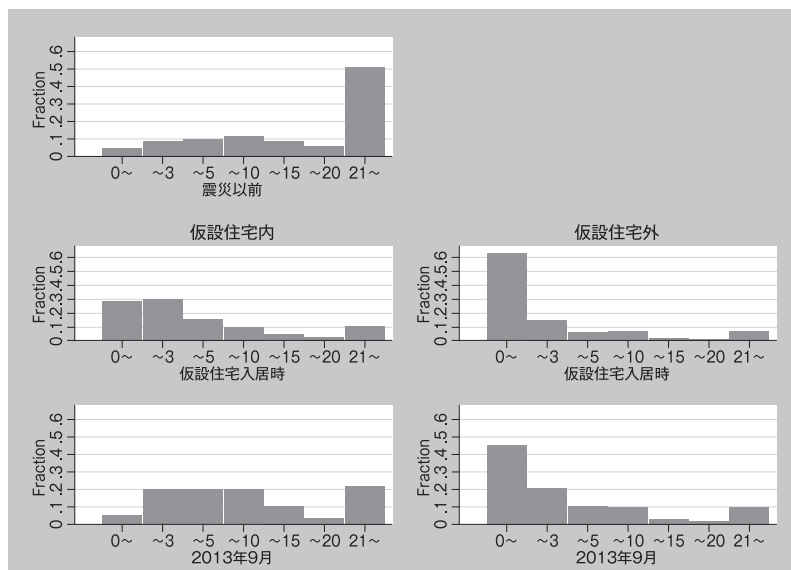
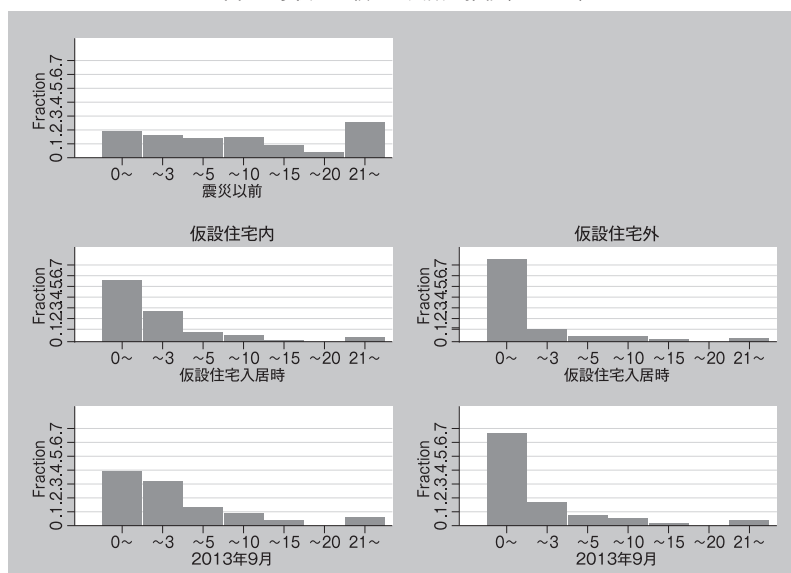
表1は回答者および回答者世帯メンバーの特性を

示す。第一に、入居者全体での年齢の中央値は60歳代であり、仮設住宅入居者の高齢化を示唆する(パネルA)。第二に、パネルAとBとを比較すると、回答者はその他のメンバーよりも高齢で無職、かつ女性である傾向がある(すべて有意水準5%以下)。第三に世帯特性をまとめたパネルCによると、世帯規模は平均すると2名強程度である。入居者の平均年齢が高いことを考慮すると、仮設住宅には高齢者が単身もしくは夫婦で暮らす場合が多い傾向がある。また、回答世帯の中で世帯メンバーの死亡・行方不明を経験したのは7%であり、68%がなんらかの家屋被害を受けた。最後に、平均的な仮設住宅規模は122戸であり、震災から約半年後に駅から2.8キロの距離に建設された(パネルD)。

図1、図2は、震災前、仮設住宅入居直後、調査時点における、孤立指標の推移を表したものである。震災前、入居直後の指標については回顧質問であるため、観測誤差が生じている可能性を排除できないものの、このデータによると、震災前では約半数の人々が20人以上と世間話や挨拶を交わし、必要となれば6人以上に手伝いを頼める状態であった⁹⁾。しかし仮設住宅への入居当初では、約6割が仮設住宅内で3人以下としか会話をせず、手助けを頼める人は全くいないという状態に陥った。さらに、仮設住宅外の近隣住民(いわき市内)に対しては、回答者の6割以上が話し相手もなかった。つまり仮設住宅入居者にとって、仮設住宅外での交流はほぼ皆無であり、仮設住宅内の交流も数人に限られた。このように、震災前と比較して避難者の近隣住民との交流は弱体化した。

その後、調査が行われた2013年9月には仮設住宅内のネットワーク規模の拡大が観測された。しかし、依然として5%の人々が誰とも会話をしない状態が続いている。また、約4割の人々はいまだに手助けを頼める相手はいないと回答している。一方で仮設住宅の外部とのネットワークでは、世間話程度の交流についてはわずかに改善がみられるが、共助ネットワークとしては依然機能していない。

表2は各孤立指標間の相関を示したものである。

図 1. 世間話をする人数の推移 ($N=563$)図 2. 手伝いを頼める人数の推移 ($N=563$)

これによると、ほぼ全ての指標間で有意な正の相関が見られる。つまり、仮設住宅入居時の孤立者はその後も孤立が持続する傾向があることを意味する。また、仮設住宅内外でのネットワークの代替関係も見られない。

3. 社会的孤立の程度およびその推移の決定要因

3.1 推定モデル

これまでの実証研究では、低所得者や男性、高齢

者、未婚者、内向的個人、非開放的個人などの孤立リスクが高いことが示されてきた(石黒 2013, 斉藤他 2009, 斉藤・藤原他 2010, 宍戸 2006, Krause 1993, Pollet *et al.* 2011, Townsend 1963, Tunstall 1966, Victor *et al.* 2000)。しかしこれらはいずれも被災者を対象とした研究ではない。福島第一原発事故の避難者に限定すれば、これらとは異なった傾向が観測される可能性もある。たとえば、高齢者と比較して若者は双葉郡に帰還する意思も低く、仕事を

表 2. 孤立指標間の相関係数

	2013年9月				入居時				震災前
	仮設住宅内		仮設住宅外		仮設住宅内		仮設住宅外		世間話
	世間話	手伝い	世間話	手伝い	世間話	手伝い	世間話	手伝い	世間話
2013年9月									
仮設住宅内									
手伝い	0.541***								
仮設住宅外									
世間話	0.335***	0.330***							
手伝い	0.207***	0.416***	0.709***						
入居時									
仮設住宅内									
世間話	0.628***	0.436***	0.307***	0.199***					
手伝い	0.428***	0.771***	0.296***	0.397***	0.633***				
仮設住宅外									
世間話	0.220***	0.255***	0.797***	0.677***	0.336***	0.335***			
手伝い	0.120***	0.325***	0.594***	0.864***	0.179***	0.379***	0.744***		
震災前									
世間話	0.474***	0.260***	0.192***	0.145***	0.330***	0.221***	0.100**	0.066	
手伝い	0.319***	0.435***	0.147***	0.261***	0.209***	0.345***	0.093**	0.206***	0.650***

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

注) 入居が遅い個人ほど入居時点と調査時点でのネットワーク規模の相関が強いことが予想されるが、そのような傾向は確認されなかった。ただしページ数の制約により、孤立指標間の相関の入居時期による比較結果は掲載していない。

通じて仮設住宅外のネットワークを持っているため、仮設住宅内でのネットワーク構築のインセンティブは低いかもしれない。加えて、仮設住宅入居者の多くは高齢者であるため、これも若者の仮設住宅内での孤立を引き起こす誘因となる。一方で、家や家族を失った避難者は、精神的ストレスによって抑うつ、引きこもりとなる可能性がある。とりわけ死亡したのが生計維持者である場合には、経済的負担も近隣との交流における機会費用を増加させる。これらに加え、リスク回避的な個人は近隣との共助ネットワークを構築しようとする可能性がある(Coate and Ravallion 1993, Kimball 1988, Kocherlakota 1996)、新しい人間関係を構築するリスクも回避しようとするかもしれない。時間割引率の高い個人は、ネットワーク構築のために時間的・金銭的な投資を行うインセンティブは低い(Ligon et al. 2002)。

これらの仮説に基づき、以下では仮設住宅入居時点の孤立認識に対する、年齢、性別、性格、震災被害といった諸変数の影響を分析する。ここで仮設住宅 j に避難する個人 i の、仮設住宅内外における話し相手の人数、および緊急時に手伝いを頼める人数をそれぞれ $Conv_{ij}^*$, $Help_{ij}^*$ とする。これらは潜在変数であり、データから観測されるのはそれらの人数を「0 : 0 人」「1 : 1~3 人」「2 : 4~5 人」「3 : 6~10 人」「4 : 11~15 人」「5 : 16~20 人」「6 : 21

人以上」の7段階に区分した区間変数、 $Conv_{ij}$ および $Help_{ij}$ である。したがって実証分析には区間回帰モデルを利用することが望ましい。しかし本稿で用いるデータはサンプルサイズが小さく区間回帰モデルの結果が不安定となったため、本稿では以下のような順序プロビットモデルを採用する。(1)式は $Conv_{ij}$ の推定式であるが、 $Help_{ij}$ についても同様に記述される。

$$\begin{aligned}
 Conv_{ij}^* &= X_{ij}\beta + D_j + \varepsilon_{ij} & (1) \\
 Conv_{ij}^* &= 0 \text{ if } Conv_{ij}^* < \alpha_0 \\
 Conv_{ij} &= 1 \text{ if } \alpha_0 \leq Conv_{ij}^* < \alpha_1 \\
 Conv_{ij} &= 2 \text{ if } \alpha_1 \leq Conv_{ij}^* < \alpha_2 \\
 &\vdots \\
 Conv_{ij} &= 6 \text{ if } \alpha_5 \leq Conv_{ij}^* < \alpha_6
 \end{aligned}$$

ここで X_{ij} は仮設住宅 j に入居する個人 i の属性、 D_j は仮設住宅 j の固定効果、 α は閾値である。 X_{ij} には回答者の年齢、性別、世帯人数、震災前の就業状態、資産、震災被害、性格・選好変数を含める。ただし、資産保有額を質問項目に含めることによる回答回収率の減少を避けるため、本稿では震災前の住居の部屋数を資産保有の近似として用いる。これらの要因に加え、仮設住宅の立地や規模、建設時期、仮設住宅内外に住む近隣住民の特性(年齢構成など)なども避難者の孤立認識に影響をもたらすと予想さ

表 3. 仮設住宅入居時のネットワーク：順序プロビット

ネットワーク規模：	仮設住宅内ネットワーク				仮設住宅外ネットワーク			
	世間話		手伝い		世間話		手伝い	
	0人 (1)	21人以上 (2)	0人 (3)	21人以上 (4)	0人 (5)	21人以上 (6)	0人 (7)	21人以上 (8)
年齢	-0.027** (0.012)	0.013** (0.006)	-0.039** (0.017)	0.005** (0.002)	0.022 (0.014)	-0.006 (0.004)	0.017 (0.013)	-0.002 (0.002)
男性	-0.050 (0.037)	0.023 (0.017)	-0.123** (0.048)	0.015** (0.006)	-0.044 (0.051)	0.011 (0.012)	-0.031 (0.038)	0.004 (0.004)
震災時無職ダミー	-0.037 (0.035)	0.017 (0.015)	-0.015 (0.053)	0.002 (0.006)	0.034 (0.051)	-0.008 (0.013)	0.011 (0.047)	-0.001 (0.006)
世帯人数	-0.008 (0.013)	0.004 (0.006)	-0.017 (0.022)	0.002 (0.003)	-0.033** (0.016)	0.008** (0.004)	-0.003 (0.016)	0.000 (0.002)
震災以前住居の部屋数	-0.013** (0.005)	0.006** (0.003)	-0.020* (0.011)	0.002* (0.001)	0.002 (0.009)	-0.001 (0.002)	-0.007 (0.008)	0.001 (0.001)
一部損壊	-0.048 (0.030)	0.022 (0.015)	-0.040 (0.039)	0.005 (0.005)	-0.021 (0.041)	0.005 (0.010)	-0.002 (0.045)	0.000 (0.005)
半壊	-0.075* (0.044)	0.035 (0.022)	-0.050 (0.056)	0.006 (0.007)	-0.080 (0.059)	0.020 (0.015)	-0.002 (0.056)	0.000 (0.007)
全壊	-0.018 (0.058)	0.008 (0.027)	0.009 (0.072)	-0.001 (0.009)	-0.195** (0.090)	0.049** (0.022)	-0.082 (0.063)	0.010 (0.008)
世帯メンバーの死亡・行方不明	-0.024 (0.054)	0.011 (0.025)	-0.177*** (0.068)	0.022*** (0.009)	-0.048 (0.076)	0.012 (0.019)	-0.059 (0.059)	0.007 (0.007)
外向性	-0.035*** (0.010)	0.016*** (0.005)	-0.033*** (0.012)	0.004** (0.002)	-0.040*** (0.014)	0.010** (0.004)	-0.036*** (0.011)	0.004** (0.002)
協調性	-0.025 (0.017)	0.011 (0.008)	-0.020 (0.022)	0.003 (0.003)	-0.052** (0.023)	0.013** (0.006)	-0.017 (0.019)	0.002 (0.002)
勤勉性	-0.000 (0.011)	0.000 (0.005)	-0.034** (0.014)	0.004** (0.002)	0.010 (0.013)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.012)	-0.000 (0.001)
開放性	-0.002 (0.014)	0.001 (0.007)	-0.024 (0.017)	0.003 (0.002)	-0.003 (0.014)	0.001 (0.003)	-0.009 (0.010)	0.001 (0.001)
神経症傾向	0.020* (0.011)	-0.009* (0.005)	0.022 (0.014)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.013)	0.001 (0.003)	-0.004 (0.011)	0.000 (0.001)
リスク選好	-0.001 (0.009)	0.001 (0.004)	0.007 (0.012)	-0.001 (0.002)	-0.012 (0.010)	0.003 (0.002)	0.005 (0.008)	-0.001 (0.001)
利他性	-0.029** (0.013)	0.014** (0.006)	-0.024 (0.016)	0.003 (0.002)	0.010 (0.017)	-0.003 (0.004)	0.014 (0.013)	-0.002 (0.002)
社会規範	0.004 (0.011)	-0.002 (0.005)	0.006 (0.015)	-0.001 (0.002)	-0.008 (0.015)	0.002 (0.004)	0.006 (0.014)	-0.001 (0.002)
時間選好	0.015 (0.010)	-0.007 (0.004)	0.007 (0.012)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.013)	-0.000 (0.003)	0.002 (0.010)	-0.000 (0.001)
サンプル	532		531		531		530	
仮設住宅固定効果	Yes		Yes		Yes		Yes	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 説明変数の平均値で評価した限界効果(marginal effect evaluated at the average values of the covariates)を記載。カッコ内はクラスタロバスト標準誤差。

れるが、これらは仮設住宅固定効果 D_j によってコントロールされる。

なお標準誤差の計算には、同じ仮設住宅に住む個人間で誤差項が相関する可能性を考慮し、仮設住宅内の各ブロックをクラスタ単位(全 57 クラスタ)とするクラスタロバスト標準誤差を用いる¹⁰⁾。

3.2 推定結果：仮設住宅入居時点での孤立要因

本節は仮設住宅入居時点における仮設住宅内外での世間話の人数、手伝いを頼める人数の決定要因を分析する。表 3 は、各指標においてネットワーク規模が 0 人および 21 人以上となる場合の限界効果をそれぞれ示す。第一に、既存研究では男性高齢者の孤立傾向が指摘されているが(斉藤他 2009, 斉藤・

藤原他 2010, 宍戸 2006), 本稿の結果はこれと異なる。年齢が 10 歳上昇すると仮設住宅内での各ネットワーク規模が 0 人となる確率はそれぞれ 2.7%, 3.9% 減少する(第 1, 3 列)。これは仮設住宅内の高齢者の割合が高いことに起因していると考えられる。一方, 仮設住宅外のネットワーク規模においては有意な世代差は観測されないことから, 若者が仮設住宅外ネットワークで代替しているとも考えられない。同様に, 男性が仮設住宅内で手助けを頼める人数が 0 人となる確率は女性よりむしろ 12.3% 低かった(第 3 列)。その他の 3 指標に関しても, 統計的に有意ではないものの, 男性のネットワーク規模が 0 人となる確率は女性より低かった。

第二に, 個人の性格や選好変数の中では外向性の効果が強く示された。4 指標の全てにおいて, 外向性スコアの 1 ポイント増加はネットワーク規模が 0 人となる確率を 3% から 4% 低下させる効果がある。これは既存研究とも一致している(石黒 2013, Pollet *et al.* 2011)。また, 外交性と比較すると頑健ではないが, 仮設住宅内ネットワークでは個人の利他性や勤め性, 神経症傾向が, 仮設外ネットワークでは協調性が有意な影響を及ぼした。

第三に, その他の変数に関しては, 人的被害のあった避難者は仮設住宅内でより多くの人々に手助けを頼める環境にあったが(第 3, 4 列), そのような効果は家屋被害には見られなかった。また震災以前の家屋の部屋数は, 仮設住宅内ネットワーク規模に対して正の効果を持つが, 仮設住宅外ネットワークには影響しない。これは, 家の広さが震災以前のネットワーク規模を近似している可能性が考えられる。

3.3 推定結果：社会的孤立の持続

図 1, 2 でも示されたように, 仮設住宅入居時から 2013 年 9 月までの期間で, 平均的にはネットワーク規模の拡大が見られたが, 一方で依然として孤立が続く避難者も存在した。そこで本節では, 2013 年 9 月時点における孤立認識の程度, および入居時からの認識の変化の決定要因を明らかにする。被説明変数には, 前節で使用した 4 指標のそれぞれにおいて, (1)2013 年 9 月時点でのネットワーク規模を表す区間変数, および(2)その区間が入居時と同じあるいは減少していれば 0, 入居時から拡大した場合に 1 をとるダミー変数の 2 種類を用いる。説明変数には前節と同じものを用いる。

表 4 の第 1, 2, 7, 8 列は, ネットワーク拡大の決定

要因に関するプロビット分析の結果を示す。第一に, 第 1, 2 列から明らかなように仮設住宅内ネットワーク規模の拡大における世代格差は観測されなかった。そのため, 入居時の分析結果と同じく調査時においても若者の孤立が継続していた(第 3, 4, 5, 6 列)。また表 3 と同様に, 仮設住宅内外でのネットワークの代替関係も見られない(第 9, 10, 11, 12 列)。

第二に, 男性は入居期間中にネットワーク規模が拡大した確率が女性より約 10% 低かった(第 1, 2 列)。平均的個人・仮設住宅特性を仮定すると, 入居後に世間話の相手が増える確率は女性で 60.3% であるのに対し, 男性では 51.1% である。同様に手助けを頼める人数が拡大する確率は, 女性で 33.4%, 男性では 22.8% である。その結果, 入居当初は男性の仮設住宅内ネットワークが女性より大きかったにもかかわらず, その差の統計的有意性は 2013 年 9 月時点では失われた(第 5, 6 列)。これは, 避難生活が長期化するにつれて仮設住宅内での男性の孤立が相対的に深刻化する可能性を示唆する。仮設住宅外ネットワークの拡大においては, このような男女差は観測されなかった。

第三に, 震災時に無職だった避難者も仮設住宅内外の新規ネットワーク形成に消極的であった。無職者は就業者と比較して, 仮設住宅内の話し相手の人数が増加した確率は 12.1%, 手助けを頼める相手が増えた確率は 8.3% 低く(第 1, 2 列), 仮設住宅外でのネットワーク拡大の確率もそれぞれ 8.6%, 6.3% 低い(第 7, 8 列)。これによって調査時点でのネットワーク規模に有意な差をもたらすほどの影響は見られないが, 避難がさらに長期化する場合, 男性と同様に孤立がより深刻化するかもしれない。

第四に, 仮設住宅内外いずれのネットワーク形成に対しても, 性格や選好, 震災被害は有意な影響を与えなかった。一部の孤立指標では外向性や勤め性の有意な効果が示されているが, 頑健ではない。この結果と整合的に, 調査時ネットワーク規模の個人差に関する主だった傾向は入居時と変わらず, 依然として内向的個人や利己的個人が孤立した。

これらの結果から, 建設型仮設住宅避難者の孤立には 2 つのタイプが存在することが明らかになった。第一のタイプは, 入居時からネットワークが小さく, その後のネットワーク形成も平均程度であるため, 依然として調査時ネットワークも他の避難者より小さい孤立者である。このタイプには若者や内向的個人, 利己的個人が含まれる。第二に, 入居時のネッ

表 4. 仮設住宅入居後のネットワーク形成

ネットワーク規模：	仮設住宅内ネットワーク						仮設住宅外ネットワーク					
	ネットワーク新規形成ダミー		2013年9月時点でのネットワーク規模				ネットワーク新規形成ダミー		2013年9月時点でのネットワーク規模			
	世間話	手伝い	世間話		手伝い		世間話	手伝い	世間話		手伝い	
	(1)	(2)	0人	21人以上	0人	21人以上	(7)	(8)	0人	21人以上	0人	21人以上
年齢	0.020 (0.020)	0.019 (0.018)	-0.011*** (0.003)	0.041*** (0.009)	-0.048*** (0.017)	0.010** (0.004)	0.027** (0.012)	0.006 (0.007)	0.004 (0.015)	-0.001 (0.004)	0.015 (0.015)	-0.002 (0.002)
男性	-0.092* (0.051)	-0.108** (0.045)	0.005 (0.008)	-0.019 (0.027)	-0.047 (0.042)	0.010 (0.009)	-0.038 (0.042)	-0.007 (0.022)	-0.032 (0.049)	0.010 (0.014)	-0.032 (0.040)	0.004 (0.005)
震災時無職ダミー	-0.121*** (0.043)	-0.083** (0.041)	0.005 (0.010)	-0.020 (0.035)	0.044 (0.044)	-0.010 (0.010)	-0.086* (0.048)	-0.063** (0.031)	0.096** (0.048)	-0.029* (0.015)	0.071 (0.045)	-0.009 (0.006)
世帯人数	0.009 (0.017)	-0.021 (0.021)	-0.004 (0.004)	0.016 (0.014)	-0.003 (0.021)	0.001 (0.005)	0.012 (0.019)	0.010 (0.013)	-0.035* (0.021)	0.011* (0.006)	-0.008 (0.020)	0.001 (0.002)
震災以前住居の 部屋数	-0.002 (0.011)	0.008 (0.009)	-0.004** (0.002)	0.014*** (0.005)	-0.025*** (0.009)	0.005*** (0.002)	-0.005 (0.009)	0.003 (0.005)	0.005 (0.008)	-0.002 (0.003)	-0.011 (0.008)	0.001 (0.001)
一部損壊	0.028 (0.051)	-0.012 (0.053)	-0.013 (0.011)	0.047 (0.036)	0.003 (0.048)	-0.001 (0.010)	0.052 (0.044)	0.003 (0.034)	-0.044 (0.046)	0.013 (0.014)	0.003 (0.056)	-0.000 (0.007)
半壊	0.036 (0.064)	-0.085 (0.065)	-0.014 (0.013)	0.050 (0.046)	0.067 (0.058)	-0.015 (0.013)	-0.016 (0.072)	0.018 (0.048)	-0.044 (0.061)	0.013 (0.019)	0.010 (0.064)	-0.001 (0.008)
全壊	0.132 (0.094)	-0.030 (0.084)	-0.009 (0.015)	0.032 (0.054)	0.083 (0.070)	-0.018 (0.016)	-0.013 (0.076)	-0.012 (0.054)	-0.167** (0.082)	0.051** (0.025)	-0.033 (0.067)	0.004 (0.008)
世帯メンバーの 死亡・行方不明	-0.027 (0.096)	-0.004 (0.092)	0.008 (0.012)	-0.028 (0.044)	-0.141** (0.072)	0.031** (0.016)	0.035 (0.071)	-0.090 (0.058)	-0.116* (0.070)	0.035 (0.022)	-0.011 (0.074)	0.001 (0.009)
外向性	0.001 (0.011)	0.020* (0.011)	-0.009*** (0.002)	0.033*** (0.008)	-0.034*** (0.010)	0.008*** (0.003)	0.030** (0.012)	0.009 (0.008)	-0.068*** (0.013)	0.021*** (0.005)	-0.044*** (0.013)	0.005*** (0.002)
協調性	-0.005 (0.024)	0.013 (0.024)	-0.003 (0.004)	0.010 (0.016)	-0.015 (0.021)	0.003 (0.005)	0.005 (0.024)	0.016 (0.013)	-0.045* (0.027)	0.014 (0.009)	-0.025 (0.022)	0.003 (0.003)
勤勉性	0.023 (0.020)	0.026 (0.017)	-0.002 (0.002)	0.006 (0.009)	-0.041*** (0.014)	0.009*** (0.003)	0.003 (0.014)	0.022** (0.011)	0.005 (0.013)	-0.001 (0.004)	-0.009 (0.016)	0.001 (0.002)
開放性	-0.013 (0.016)	0.016 (0.016)	0.002 (0.003)	-0.008 (0.013)	-0.028** (0.014)	0.006* (0.003)	0.001 (0.016)	0.004 (0.008)	0.001 (0.017)	-0.000 (0.005)	-0.018 (0.012)	0.002 (0.001)
神経症傾向	-0.015 (0.021)	-0.002 (0.018)	0.007*** (0.003)	-0.027*** (0.008)	0.013 (0.012)	-0.003 (0.003)	-0.008 (0.013)	0.001 (0.007)	0.005 (0.012)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.011)	0.001 (0.001)
リスク選好	0.006 (0.013)	0.010 (0.010)	-0.000 (0.002)	0.000 (0.006)	0.002 (0.010)	-0.000 (0.002)	-0.010 (0.012)	-0.013** (0.006)	-0.005 (0.013)	0.002 (0.004)	0.013 (0.011)	-0.002 (0.001)
利他性	0.004 (0.019)	0.011 (0.018)	-0.009** (0.004)	0.032*** (0.012)	-0.032** (0.014)	0.007** (0.003)	0.006 (0.016)	0.018 (0.012)	0.001 (0.017)	-0.000 (0.005)	0.003 (0.014)	-0.000 (0.002)
社会規範	0.004 (0.017)	-0.005 (0.012)	-0.003 (0.003)	0.009 (0.009)	0.008 (0.012)	-0.002 (0.003)	-0.016 (0.013)	-0.007 (0.007)	0.004 (0.014)	-0.001 (0.004)	0.004 (0.016)	-0.001 (0.002)
時間選好	-0.002 (0.011)	-0.002 (0.014)	0.003 (0.002)	-0.009 (0.008)	0.002 (0.014)	-0.000 (0.003)	-0.013 (0.011)	-0.003 (0.008)	0.013 (0.012)	-0.004 (0.004)	0.004 (0.011)	-0.001 (0.001)
サンプル	533	519	532		531		519	495	531		531	
仮設住宅固定効果	Yes	Yes	Yes		Yes		Yes	Yes	Yes		Yes	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 新規形成ダミーの推定はプロビットモデル、ネットワーク規模の推定は順序プロビットモデルにおける、説明変数の平均値で評価した限界効果(marginal effect evaluated at the average values of the covariates)を記載。カッコ内はクラスタロバスト標準誤差。

トワーク規模は平均的であったものの、避難生活中のネットワーク形成が他の避難者より停滞するタイプであり、これには男性や無職者が当てはまる。こうした人々は、避難が長期化し女性や就業者が積極的にネットワークを形成する中で、徐々に相対的な

孤立が深刻化するおそれがある。

表3, 表4の推定結果を用いて、表5では主な避難者属性別にネットワーク規模が0人となる平均確率、および避難生活中にネットワーク規模が拡大しない平均確率を計算した。また参考として、全ての

表 5. 各個人属性の社会的孤立確率

	仮設住宅内						仮設住宅外					
	入居時人数0人		調査時人数0人		入居後増加なし		入居時人数0人		調査時人数0人		入居後増加なし	
	世間話	手伝い	世間話	手伝い	世間話	手伝い	世間話	手伝い	世間話	手伝い	世間話	手伝い
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
年齢												
20代	37.4%	71.4%	10.6%	57.0%	51.2%	78.2%	57.0%	73.1%	44.3%	64.3%	85.5%	92.6%
60代	25.4%	56.8%	3.2%	37.1%	43.2%	71.0%	66.3%	80.4%	45.8%	70.4%	75.9%	90.5%
性別												
男性	23.0%	50.1%	3.7%	35.0%	48.9%	77.2%	63.5%	78.3%	43.9%	68.4%	78.4%	91.0%
女性	27.9%	62.3%	3.2%	39.7%	39.7%	66.6%	67.9%	81.5%	47.1%	71.6%	74.6%	90.3%
震災時就業状況												
就業	27.1%	57.8%	3.2%	36.2%	39.3%	68.3%	64.9%	79.8%	42.4%	67.7%	73.2%	88.2%
無職	23.4%	56.3%	3.7%	40.6%	51.4%	76.4%	68.2%	80.9%	52.0%	74.7%	81.4%	94.1%
外向性スコア												
2	33.0%	63.7%	5.6%	44.7%	43.6%	75.1%	73.5%	86.4%	59.2%	78.2%	81.6%	92.2%
6	19.3%	50.4%	1.9%	31.0%	43.4%	67.0%	57.7%	72.2%	32.4%	60.8%	69.7%	88.6%
利他性スコア												
2	38.7%	66.6%	8.7%	51.3%	45.1%	75.5%	61.8%	74.1%	45.3%	69.2%	78.7%	96.0%
6	25.9%	57.4%	3.4%	37.8%	43.5%	71.3%	66.0%	80.2%	45.8%	70.2%	76.2%	90.6%
平均的個人属性												
95% 信頼区間	22.4%	53.6%	1.9%	33.9%	38.7%	68.2%	63.1%	77.2%	42.2%	66.7%	73.2%	88.0%
	29.2%	61.1%	4.8%	41.6%	48.3%	74.3%	69.1%	83.2%	49.4%	73.8%	79.3%	93.2%

属性において平均的な個人が直面する孤立確率とその95%信頼区間も掲載した。この表からも前述の傾向が確認できる。第一に、若者、利己的、内向的個人は仮設住宅内で孤立する確率が両期間ともに高い。平均的個人属性の20代が仮設入居時に話し相手が0人となる確率は37.4%、手伝いを頼める相手がいらない確率は71.4%であった。調査時点ではこの確率は低下するが、依然10.6%が誰とも会話をせず、57.0%が誰にも手伝いを頼めなかった。利己的個人も、話し相手が0人である確率は入居時で38.7%、調査時でも8.7%と常に高い。内向的な個人も同様な傾向が見られる。第二に、男性や震災時の無職者の孤立確率は、20代や利己的個人と比較すると、入居時、調査時ともに際立って高くはない。しかし、これらの避難者は仮設住宅内での話し相手の人数が入居時から変化していない確率が48.9%、51.4%と高い。その結果、入居時は女性や就業者よりも若干ネットワーク規模が大きかったにも関わらず、調査時にはその関係は逆転している。

3.4 頑健性

前述の推定結果の解釈において注意すべき点が6点ある。本節では各問題に対する補足分析を行う。本節の分析結果はページの制約により掲載しないが、著者のホームページから閲覧可能である¹¹⁾。

第一に、性格や選好指標が、震災による家族や家の損失、近隣付き合いの断絶、放射線といったショックによる影響で変化した可能性がある。この可能性を検証するため、SURモデルを用いて9つの性格・選好指標を震災ショックを表す10変数で回帰し、各係数の有意性を検定した。説明変数には、家屋被害レベル(3段階)、家族の死亡・行方不明、放射線避難指示区域レベル(4段階)、仮設住宅入居時に震災前より話し相手が減少していたか、手伝いを頼める相手が減少したかを用いた(全てダミー変数)。これらの震災ショックが性格・選好変数の個人差を生じさせる要因となっていれば、各係数は統計的に有意となることが予想される。しかし分析結果によると、検定した90係数のうち4係数のみが統計的に有意(p -value<0.1)であった。

第二に、分析に用いられたサンプルは2013年9

月時点での仮設住宅入居者に限定されるため、川内村、広野町のように帰還宣言が既に宣言されている市町村では、サンプルの偏りが生じうる。そこで本稿では、とりわけサンプルセレクションの問題が強く起こりうる川内村全域および広野町南部(折木、夕筋地区)の出身者を除いたサンプルで表3,4と同様な推定を行った。

第三に、調査対象の中で郵送調査となったいわき市民が避難する仮設住宅1カ所は回答回収率が低かったため、これもサンプルセレクションバイアスを生じさせるおそれがある。これを確認するため、郵送調査サンプルの個人属性を訪問面接で得られた別の仮設住宅のいわき市民と比較したところ、人的被害、家屋被害や主要5因子などに有意な差が見られた(表A3)。しかし注意すべきことに、いわき市被災者の入居先仮設住宅は抽選方式で決定されておらず、訪問面接の仮設住宅にはいわき市北東部の被災者が、郵送調査の仮設住宅には南東部の被災者が主に避難していた。したがって、表A3の結果はこの差を反映している可能性もある。そこで本稿では、郵送調査で得られたサンプルを除いて表3,4と同様な推定を試みた。

第四に、前節では入居期間中におけるネットワーク規模拡大の有無をダミー変数で指標化したプロビット分析を行ったが、この分析ではネットワーク拡大の程度を把握することはできない。そこで、調査時期と入居時期とのネットワーク規模を表す区間変数の差を被説明変数として表4と同様な分析を行った¹²⁾。

第五に、表4第1,2列において、入居時点で話し相手が21人以上と回答した避難者は、変数の定義上、調査時点でネットワークの拡大を観測できない。したがって、そのように回答した61サンプルを除いて表4と同様な分析を行った。

最後に、本稿で用いた時間選好の質問項目(付論2参照)を用いた既存研究では、現実的に想定される時間割引率よりも高い値が観測されることが知られている(Frederik *et al.* 2002)。この原因の一つとして、非線形な効用の個人に対して線形効用関数を仮定して割引率を計算したことによる上方バイアスが挙げられる(Andreoni and Sprenger 2012; 3334)。これに対し、Holt and Laury(2002)などの手法に基づいて効用関数の曲率を計算し、この情報と組み合わせることでバイアスを修正することが可能である(Andersen *et al.* 2008)。しかし本稿で用い

たリスク選好の主観的質問からは曲率を計算することは不可能であるため、Andersen *et al.*(2008)の手法を踏襲することはできない。そこで、線形効用関数の仮定がとりわけ満たされにくいと考えられる、リスク選好の質問において「全く違うと思う」と回答した153サンプルを除いて、再度表3,4と同様な推定を行った。

これら一連の分析結果においても、前節と同様な結果が得られた。若者や内向的、利己的個人は、仮設住宅内において入居時、調査時ともにネットワーク規模が小さかった。また男性や震災時無職だった人々は、入居時のネットワーク規模は小さくなかったが、避難生活中の新規ネットワーク形成が他の避難者と比べ有意に遅れていた。

4. 考察：男性の孤立を回避させる仮設住宅の特性

前節で示された男性のネットワーク形成の停滞は、日本に関する多くの既存研究とも一致する(斉藤他 2009, 斉藤・藤原他 2010, 宍戸 2006)。そこで本節では、男性の孤立回避に有効な仮設住宅の特性を考察する。本稿で検討する仮設住宅特性は、仮設住宅の規模(戸数)および最寄り駅までの距離である。このデータに含まれる仮設住宅は、18世帯のみの小規模なものから200世帯を超える大規模なものまで存在する。小規模な仮設住宅では、新しい知人が増えることは難しいが、特定の避難者と頻繁に交流するため、避難者同士の関係を深める上では有効かもしれない。同様に、駅から離れた娯楽施設へのアクセスが悪い仮設住宅では、仮設住宅外との交流は減少する一方で仮設住宅内での交流は促進される可能性がある。したがって、これらの仮設住宅特性は、ネットワーク形成が不活発な男性に対して有効であるかもしれない。

これらの仮設住宅特性の効果を分析する際、一般的にはサンプルセレクションバイアスが生じる。仮設住宅内でのネットワーク構築に前向きな世帯ほど、大規模仮設住宅への入居を希望する可能性があったり、交通アクセスの良い仮設住宅には仮設住宅外でのネットワークを構築したい世帯が多く入居したりするからである。

しかし原発避難者の仮設住宅では、各避難者への住宅の割り当てを町村ごとの抽選で決定した(Kondo and Shoji 2016)。具体的には、いわき市に避難した原発避難指示区域の各町村には、市内36箇所の各仮設住宅のうち数箇所ずつの使用権が認められて

いる。この抽選制度では、新しい仮設住宅の建設が完了すると、その入居世帯を決定する第一段階として、使用権を有する町村の避難者から入居希望者を募る。そして第二段階では希望者を対象に抽選を行い、これによって入居先仮設住宅を決定する。したがって、本人が希望する仮設住宅と実際に入居する仮設住宅とが外生的要因によって異なるという特徴がある。本稿ではこの特徴を利用する。

ただし、抽選方式のもとでも、仮設住宅特性の効果を識別する上で注意すべき点が3点残されている。第一に、避難者世帯がどの入居希望を申請するかは内生的に決定されるため、これによるバイアスの可能性が残る可能性は否定できない。そこで入居先仮設住宅の外生性を検証するため、入居者の属性を仮設住宅固定効果および出身市町村固定効果で回帰する。なお、いわき市民は抽選方式による住宅の割り当てが行われていないため、この分析サンプルからは除外する。もし無作為に入居先が決定されているのであれば、全仮設住宅で個人・家計属性の平均値が等しくなるはずである。検証に用いた個人・家計属性は、調査対象世帯全メンバーの(1)性別、(2)年齢、(3)震災前に就業していたか、および各世帯の(4)世帯人数、(5)世帯メンバーの死亡・行方不明ダミー、(6)家屋の被害レベル(3段階)、(7)震災前に住んでいた住居の部屋数といった7種類である。検証結果は表A4に示されている。各回帰式について仮設住宅固定効果の有意性を検定した結果、(2)において統計的に有意($\chi^2=40.04, p<0.01$)であったことを除いて、他の個人属性では仮設住宅間で有意な差はなかった。これは入居先仮設住宅の外生性を支持する結果である。第二に、仮設住宅規模や駅までの距離がその他の観測不可能な仮設住宅特性と相関し、かつその特性がネットワーク形成にも影響する場合、たとえ外生的に入居先が決定されたとしても推定結果にバイアスが生じることは否定できない。最後に、本稿のデータに含まれる仮設住宅サンプルは17ヵ所と少ないため、仮設住宅特性の効果を識別するには不十分かもしれない。したがって、以下で提示する推定結果は、示唆的根拠であると言わざるを得ない。

以上の課題は存在するものの、仮設住宅の規模、駅までの距離の効果を分析するため、3.3節の推定モデルにこれらの特性と男性ダミーとの交差項を加えた分析を行った。表6はこの結果をまとめたものである¹³⁾。第一に、第2,3列に示されるように、仮

設住宅内での世間話の人数に関しては、駅から遠ざかるほどその男女格差が縮まる。駅から0キロの仮設住宅では、入居後に女性のネットワークが拡大する確率は男性より22から23%高いが、サンプル平均である2.8キロの距離にある仮設住宅では、この差は10%程度となる。これは、郊外では娯楽施設へのアクセスが悪いため、これによって男性の仮設住宅内での交流が促進された可能性が考えられる。ただし、第20,21,24-27列から明らかのように、駅付近であっても仮設住宅外のネットワークは必ずしも形成されない。これは、大都市地域での男性の孤立傾向を示した斉藤他(2009)や斉藤・藤原他(2010)とも整合的である。

第二に、第10,12列に示されるように、住宅規模が10戸増加するごとに、仮設住宅内で手助けを頼める相手が入居期間中に増加した確率の男女差は、1%広がる。ただし世間話の人数に対しては仮設住宅規模による有意な効果が観測されないことを考慮すると、小規模な仮設住宅では入居時から世間話をしてきた知人と一層深い交流が行われるようになることが示唆される。これは前述の仮説とも整合的である。

注意すべきことに、この表の結果だけでは、駅からのアクセスが悪く小規模な仮設住宅において、男性の交流が活発化するのではなくむしろ女性の交流が低下しているとも解釈できる。残念ながら仮設住宅固定効果を用いた推定モデルでは、この点を識別することは容易ではない。しかしこのような閉鎖的コミュニティでの長期避難生活においてネットワーク形成がより困難になる可能性や、とりわけそれが女性のみにも顕著に見られる理由は考えにくい。したがって、このような解釈は現実的ではないだろう。

最後に、仮設住宅外でのネットワーク形成に関しては、仮設住宅特性による有意な影響は見られなかった。

5. 結論

本稿は、福島第一原発事故によって避難した仮設住宅入居者の社会的孤立問題について、独自世帯調査データを用いて以下の3点を明らかにした。第一に、仮設住宅入居時、多くの避難者が仮設住宅内外で話し相手もいない状態であった。第二に、仮設住宅での孤立者には二つのタイプが存在する。若者や内向的、利己的個人は、仮設住宅内において入居時、調査時ともにネットワーク規模が小さく、孤立して

表 6. 仮設住宅規模と立地条件が孤立の男女差に及ぼす効果

仮設住宅内・世間話の相手	ネットワーク新規形成ダミー			2013年9月時点でのネットワーク規模					
	(1)	(2)	(3)	0人	21人以上	0人	21人以上	0人	21人以上
男性	-0.050 (0.113)	-0.229*** (0.072)	-0.222* (0.132)	0.002 (0.015)	-0.008 (0.059)	-0.009 (0.012)	0.036 (0.047)	-0.015 (0.022)	0.057 (0.086)
男性 x 仮設住宅規模(100戸)	-0.032 (0.067)		-0.004 (0.066)	0.000 (0.009)	-0.002 (0.036)			0.003 (0.010)	-0.012 (0.038)
男性 x 最寄り駅への距離(km)		0.044** (0.021)	0.044* (0.022)			0.004 (0.003)	-0.015 (0.013)	0.004 (0.003)	-0.016 (0.014)
サンプル	494	494	494	496		496		496	
仮設住宅固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes		Yes	
仮設住宅内・手助けを頼める相手	ネットワーク新規形成ダミー			2013年9月時点でのネットワーク規模					
	(10)	(11)	(12)	0人	21人以上	0人	21人以上	0人	21人以上
男性	0.039 (0.093)	-0.212*** (0.057)	-0.032 (0.104)	-0.169* (0.093)	0.034* (0.019)	-0.062 (0.076)	0.013 (0.015)	-0.213* (0.110)	0.043* (0.023)
男性 x 仮設住宅規模(100戸)	-0.114** (0.053)		-0.104** (0.053)	0.079 (0.052)	-0.016 (0.011)			0.086* (0.052)	-0.017 (0.011)
男性 x 最寄り駅への距離(km)		0.026 (0.019)	0.019 (0.019)			0.004 (0.021)	-0.001 (0.004)	0.011 (0.021)	-0.002 (0.004)
サンプル	482	482	482	496		496		496	
仮設住宅固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes		Yes	
仮設住宅外・世間話の相手	ネットワーク新規形成ダミー			2013年9月時点でのネットワーク規模					
	(19)	(20)	(21)	0人	21人以上	0人	21人以上	0人	21人以上
男性	-0.139 (0.112)	-0.008 (0.066)	-0.085 (0.131)	0.075 (0.107)	-0.020 (0.029)	-0.132 (0.091)	0.035 (0.023)	-0.011 (0.116)	0.003 (0.031)
男性 x 仮設住宅規模(100戸)	0.054 (0.059)		0.043 (0.060)	-0.084 (0.061)	0.022 (0.016)			-0.068 (0.053)	0.018 (0.014)
男性 x 最寄り駅への距離(km)		-0.017 (0.021)	-0.013 (0.020)			0.028 (0.023)	-0.007 (0.006)	0.021 (0.022)	-0.006 (0.006)
サンプル	482	482	482	495		495		495	
仮設住宅固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes		Yes	
仮設住宅外・手助けを頼める相手	ネットワーク新規形成ダミー			2013年9月時点でのネットワーク規模					
	(28)	(29)	(30)	0人	21人以上	0人	21人以上	0人	21人以上
男性	0.018 (0.049)	-0.028 (0.033)	0.009 (0.059)	0.047 (0.094)	-0.004 (0.009)	-0.086 (0.073)	0.008 (0.006)	0.027 (0.140)	-0.002 (0.013)
男性 x 仮設住宅規模(100戸)	-0.022 (0.028)		-0.020 (0.028)	-0.066 (0.056)	0.006 (0.005)			-0.062 (0.060)	0.006 (0.006)
男性 x 最寄り駅への距離(km)		0.005 (0.011)	0.002 (0.012)			0.012 (0.020)	-0.001 (0.002)	0.005 (0.022)	-0.000 (0.002)
サンプル	456	456	456	495		495		495	
仮設住宅固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes		Yes	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 新規形成ダミーの推定はプロビットモデル, ネットワーク規模の推定は順序プロビットモデルにおける, 説明変数の平均値で評価した限界効果(marginal effect evaluated at the average values of the covariates)を記載. カッコ内はクラスタロバスト標準誤差. いわき市民のサンプルは含まない. その他の説明変数は表4と同じ.

表 A1. 回答者の出身市町村別内訳

出身市町村	回答回収 総数	内訳	いわき市内の仮設住宅避難** 世帯総数に占める内訳(推定)
双葉町	30	5.3%	7.4%
大熊町	70	12.3%	18.7%
富岡町	100	17.6%	12.9%
楡葉町	185	32.5%	33.8%
川内村	15	2.6%	1.5%
広野町	115	20.2%	21.3%
いわき市	51	9.0%	4.4%
その他*	2	0.4%	
無回答	1	0.2%	
合計	569		

*) 南相馬市からの避難者。

**) 市内全仮設住宅の規模(戸数)およびそれらの使用市町村に基づいて計算(福島県 HP「応急仮設住宅・借上げ住宅・公営住宅の進捗状況」に掲載)。浪江町、飯館村、葛尾村といった福島第一原発より北部の市町村はいわき市内の仮設住宅を使用していないため、調査対象には含まれていない。

表 A2. 全避難者と仮設住宅避難者との比較(楡葉町)

	2010年度 国勢調査	世帯調査	世帯調査 (年齢構成比調整後)
10歳未満	8.1%	4.8%	
10代	10.8%	6.3%	
20代	8.6%	4.6%	
30代	10.8%	5.8%	
40代	11.9%	8.0%	
50代	15.7%	11.8%	
60代	14.1%	22.4%	
70代	11.5%	17.8%	
80代	7.1%	17.1%	
90歳以上	1.4%	1.5%	
合計	100.0%	100.0%	
中卒	27.5%	37.6%	28.3%
高卒	56.1%	49.1%	54.0%
短大・高専	8.7%	7.9%	10.2%
大学・大学院	7.7%	5.5%	7.6%
合計	100.0%	100.0%	100.0%

*) 年齢構成比調整とは、年齢構成比で加重調整し、世帯調査の各教育水準構成比を示したものである。

いた。一方で男性や震災時無職だった人々は、入居時のネットワーク規模は小さくなくなったが、避難生活中の新規ネットワーク形成が他の避難者と比べ有意に遅れていた。こうした人々は、避難の長期化とともに孤立が徐々に顕在化するおそれがある。第三に、大規模仮設住宅や駅付近の仮設住宅では、男性の仮設住宅内ネットワークの形成がさらに停滞した。

震災被災地におけるコミュニティ再編問題や社会的孤立問題には地域差・個人差が生じている。宮城

や岩手では仮設住宅から災害公営住宅への移行が始まっているが、一方で原発事故の避難者はより長期の仮設住宅暮らしが予想される。また、長期避難生活の中で起こる孤立の原因も個人でそれぞれ異なる。災害弱者に対するきめ細やかな支援を行うには、この個人差を十分理解する必要がある。したがって、被災地の孤立問題回避に対する政策を提言するには、今後さまざまなデータや分析手法を用いた、さらなる研究の積み重ねが必要である。

(投稿受付 2015年3月3日・
最終決定 2017年9月7日、
成城大学経済学部・
特定非営利活動法人 3.11 被災者を
支援するいわき連絡協議会)

付論 1：主要 5 因子性格検査の質問項目および計算方法

本稿は小塩他(2012)に従い、以下の 10 項目の質問を用いて個人の外向性、協調性、勤勉性、神経症傾向、開放性を指標化した。

- ①活発で、外向的だと思う
- ②他人に不満をもち、もめごとを起こしやすいと思う
- ③しっかりしていて、自分に厳しいと思う
- ④心配性で、うろたえやすいと思う
- ⑤新しいことが好きで、変わった考えをもつと思う
- ⑥ひかえめで、おとなしいと思う
- ⑦人に気をつかう、やさしい人間だと思う
- ⑧だらしく、うっかりしていると思う
- ⑨冷静で、気分が安定していると思う
- ⑩発想力に欠けた、平凡な人間だと思う

回答選択肢は「1：全く違うと思う」、「2：おおよそ違うと思う」、「3：少し違うと思う」、「4：どちらでもない」、「5：少しそう思う」、「6：まあまあそう思う」、「7：強くそう思う」であり、それぞれの性格指標は、外向性 = (① - ⑥ + 8) / 2、協調性 = (⑦ - ② + 8) / 2、勤勉性 = (③ - ⑧ + 8) / 2、神経症傾向 = (④ - ⑨ + 8) / 2、開放性 = (⑤ - ⑩ + 8) / 2 によって数値化した。

付論 2：時間選好の数値化方法

本稿では、個人の時間選好を数値化するため、以下の仮想的状況を想定した質問を行った。

右の選択肢では、どちらが好ましいですか？(ア) 1ヶ月後に 30万円貰う(イ) 1年後に 30万円貰う

表 A3. 郵送調査サンプルと訪問面接サンプルの比較(いわき市)

	郵送調査		訪問面接	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢	5.96	1.75	6.58	1.22
男性	0.52	0.51	0.32	0.48
震災発生時に無職	0.31	0.47	0.32	0.48
世帯人数	2.31	1.42	2.00	0.88
震災以前住居の部屋数	5.70	2.44	4.79	1.90
家屋一部損壊	0.03	0.18	0.00	0.00
家屋半壊	0.32	0.48	0.16	0.37
家屋全壊	0.61	0.50	0.84	0.37*
世帯メンバーの死亡・行方不明	0.26	0.44	0.00	0.00**
外向性	4.38	1.23	4.08	1.75
協調性	5.21	1.11	5.87	0.97**
勤勉性	4.50	1.33	4.24	0.93
神経症傾向	4.28	1.00	3.00	1.13***
開放性	4.03	1.50	3.50	1.19
利他性	3.24	1.62	2.68	1.67
リスク選好	5.27	0.94	6.21	1.13***
社会規範	5.03	1.40	5.84	1.17**
時間選好	3.96	1.89	3.74	1.69
サンプル	31		19	

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

表 A4. バランステスト(いわき市除く)

データ種類	被説明変数	仮設住宅固定効果		出身市町村固定効果		サンプル数
		Chi^2	p 値	Chi^2	p 値	
個人レベル	男性	9.22	0.87	1.93	0.86	1,114
	年齢	40.04	0.00	12.80	0.03	1,113
	震災時無職ダミー	11.21	0.67	0.50	0.99	1,109
世帯レベル	世帯人数	0.94	0.52	0.81	0.54	515
	世帯メンバーの死亡・行方不明	10.32	0.67	0.00	1.00	486
	家屋被害レベル	12.95	0.61	1.39	0.93	513
	震災以前住居の部屋数	0.76	0.72	0.57	0.72	516

では、右の2つではどうですか?(ア)1ヶ月後に30万円貰う(イ)1年後に33万円貰う

では、右の2つではどうですか?(ア)1ヶ月後に30万円貰う(イ)1年後に36万円貰う

では、右の2つではどうですか?(ア)1ヶ月後に30万円貰う(イ)1年後に42万円貰う

では、右の2つではどうですか?(ア)1ヶ月後に30万円貰う(イ)1年後に48万円貰う

本稿では、これらの質問において何問目から(イ)を選択するかを時間選好の近似とした。個人が近視眼的であるほど、1年後に受け取る金額が高くて(ア)を選ぶため、時間選好の指標は高くなる。

ただしこの手法を利用する際に注意すべき点が3点存在する。第一に、この手法では個人の流動性制約が回答パターンに影響するおそれがある(Nakata

and Sawada 2015)。しかし本調査では、流動性制約の程度を Boucher *et al.* (2009) の手法に基づいて数値化しており、これによると回答者の流動性制約は深刻ではないと考えられる。第二に、569人の回答者のうち、22人から回答の反転や回答拒否が観測された。したがって、これらのサンプルは分析から除外した。第三に、本稿では避難者間での公平性を考慮し、質問項目に記載された金額を実際には支払っていないため、これによる測定誤差が生じる可能性がある。

注

* 本調査を実施するうえで、多くの方々にご協力いただいた。とりわけアンケートにご協力いただいた

仮設住宅の方々に心よりお礼を申し上げます。また、特定非営利活動法人3.11被災者を支援するいわき連絡協議会の方々からも様々な面でのご支援をいただいた。記して感謝の意を表したい。アンケート調査員として本調査に協力してくれた浅野将大、伊倉慎之介、池田裕亮、石幡光也、植村裕容、小原清也、鈴木健午、田谷昂大、手塚竜也、原田一輝、船見光、松井一樹、三義康史、矢崎貴大諸氏、そしてアンケート結果をデータ入力してくれた新井果歩、小嶋裕介、小林花織、田代映未、高橋成美、萩原詩織、蓮見彩加、増田美佳子、山本里瞳美諸氏の協力が無ければ、本稿の執筆は不可能であっただろう。ここに記して、感謝の意を表したい。また本稿を執筆するうえで、會田剛史氏、新名正弥氏、能勢孝氏、涌井智子氏、渡邊真理子氏より有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。本誌の匿名査読者2名のコメントも本稿の改善に大変有益であった。あり得べき誤りは全て筆者の責任であることは言うまでもない。

1) 東日本大震災以前の災害事例からも、大規模災害の経験や被災による損失が人々の精神疾患、PTSD、睡眠障害などを引き起こすことが示されている(Hobfoll 1989, Kessler *et al.* 2008, Norris *et al.* 2002, Norris 2005, 澤田 他 2013, 福岡 1998)。

2) 1995年の阪神淡路大震災では仮設住宅の入居先を抽選によって決定し、同じ集落内の人々が異なる仮設住宅に入居することとなった。その結果、高齢者を中心に孤立が深刻化し、震災から2年4ヶ月後までに仮設住宅内での孤独死は150人に達した(神戸新聞1997)。この教訓を生かし、2004年の中越地震では集落ごとの仮設入居を原則とするようになった。これにより、中越地震の事例では被災者の孤立回避に成功した(浦野他 2007)。

3) 震災後の長期避難生活によって要介護者やひきこもりが増加し、2013年8月末時点で、孤独死の件数は被災3県の仮設住宅だけでも合計81件にのぼった(産経新聞 2013)。

4) その他の原発避難指示区域は、いわき市以外の仮設住宅避難者の比率が多いか、広野町のように帰還町民の比率が多いため、国勢調査と世帯調査の比較からは避難形態によるサンプルの偏りを分析することは難しい。そこで本稿では檜葉町のみを対象として議論した。

5) 第3,4節ではこのバイアスに対する頑健性をテストする。

6) 各質問項目は付論1に掲載されている。

7) 各項目に対する質問は以下のとおりである。利他性：周囲を助けて、幸せにすることが大切だと思う。リスク選好：冒険し、リスクを冒すこと、刺激のある生活が大切だと思う。社会規範：常に礼儀正しくふるまうこと、間違っていると云われそうな行動を一切避けるのが大切だと思う。回答選択肢は「1全く違うと思う」から「7強くそう思う」の7段階である。

8) ただし、これらの指標は自己申告であるため、緻密な経済実験を用いた数値化方法よりも観測誤差が発生しやすい。とりわけ利他性に関する質問では、他者からのイメージに起因する不純な利他性も含んでいることに注意する必要がある。

9) 震災前からネットワークが小さい世帯は、主に小規模集落に住んでいた場合が多い。

10) 各仮設住宅はその規模に応じて複数のブロックに分けられており、各ブロックの平均世帯数は34世帯である。Kondo and Shoji (2016)で詳述されるように、ブロックは仮設住宅入居者にとってひとつのコミュニティ単位としてみなすことができる。したがって本稿では、ブロックレベルのクラスター標準誤差を推定した。異なるブロックの個人間において誤差項が相関する可能性も排除できないが、本データでは17仮設住宅でのみ調査が行われたため、仮設住宅レベルのクラスター標準誤差を用いることが出来ない(Cameron *et al.* 2008)。

11) <https://sites.google.com/site/masashoji/research>

12) ネットワーク規模が「1:1~3人」から「3:6~10人」に拡大した場合、被説明変数は2とする。したがって、この定式化には観測誤差が伴うことに注意が必要である。

13) ページの制約のため、注目する係数のみを掲載する。

参考文献

- 福岡欣治(1998)「自然災害によるストレスとソーシャル・サポート」松井豊・裏光博(編)『人を支える心の科学』誠信書房。
- 福島県(2016)「平成23年東北地方太平洋沖地震による被害状況即報(第1665報)」http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/ldata/240038_556032_misc.pdf (2016年10月26日アクセス)。
- 福島県広野町(2013)「広報ひろの10月号」<http://www.town.hirono.fukushima.jp/data/open/cnt/3/887/1/zennpe-zi.pdf>(2017年5月30日アクセス)。
- 福島民友(2014)「“孤独死は防げるのか”建設急ぐ復興住宅、懸念する声も」2014年6月4日 <http://www.minyu-net.com/osusume/daisinsai/serial/fukkou-kaige/140604/news.html>(2016年10月26日アクセス)。
- 福島県檜葉町(2013)「檜葉町の現状と復興に向けての取り組み」<http://www.town.naraha.lg.jp/information/files/%EF%BC%88%E8%B3%87%E6%96%99%EF%BC%91%EF%BC%89.pdf>(2016年10月26日アクセス)。
- 後藤昌彦・山崎治子・飯村しのぶ・他(1991)「都市における高齢者の社会的孤立」『高齢者問題研究』7, pp. 73-90。
- 堀江康熙・川向肇(2011)「東日本大震災の地域金融に及ぼす影響」『九州大学経済学会経済学研究』第78巻第2・3合併号, pp. 1-38。
- 池内裕美・藤原武弘(2000)「物的所有物の喪失およびソーシャル・サポート・ネットワークが生活の質(QOL)に及ぼす影響—阪神淡路大震災の被災者を対象として—」『社会心理学研究』第16巻第2号, pp. 92-102。
- 石黒格(2013)「社会心理学データに対する分位点回帰分析の適用：ネットワーク・サイズを例として」『社会心理学研究』第29巻第1号, pp. 11-20。
- 石野卓也, 大垣昌夫, 亀坂安紀子, 村井俊哉(2013)

- 「東日本大震災が生活満足度と幸福感に与えた影響」
Joint Research Center for Panel Studies, Keio University, DP2012-005.
- 河合克義(2009)『大都市のひとり暮らし高齢者と社会的孤立』法律文化社.
- 神戸新聞(1997)「孤独死 150人 約6割が男性 兵庫県内の仮設住宅」1997年5月2日 <http://www.kobe-np.co.jp/rentoku/sinsai/03/199705/0005477175.shtml>(2013年12月4日アクセス).
- 内閣府(2012)『平成24年版防災白書』内閣府.
- 小塩真司・阿部晋吾・カトローニ, ピノ(2012)「日本語版 Ten Item Personality Inventory(TIPI-J)作成の試み」『パーソナリティ研究』Vol. 21, No. 1, pp. 40-52.
- 斉藤雅茂・冷水豊・武居幸子・山口麻衣(2010)「大都市高齢者の社会的孤立と一人暮らしに至る経緯との関連」『老年社会科学』第31巻第4号, pp. 470-480.
- 斉藤雅茂・冷水豊・山口麻衣・武居幸子(2009)「大都市高齢者の社会的孤立の発現率と基本的特徴」『社会福祉学』Vol. 50, No. 1, pp. 110-122.
- 斉藤雅茂・藤原佳典・小林江里香・深谷太郎・西真理子・新聞省二(2010)「首都圏ベッドタウンにおける世帯構成別にみた孤立高齢者の発現率と特徴」『日本公衆衛生雑誌』第57巻第9号, pp. 785-795.
- 産経新聞(2013)「被災3県“孤独死”81人 仮設生活長期化で課題」2013年9月11日 <http://sankei.jp.msn.com/politics/news/130911/cl13091116250000-n1.htm>(2013年12月4日アクセス).
- 澤田康幸・上田路子・松林哲也(2013)『自殺のない社会へ：経済学・政治学からのエビデンスに基づくアプローチ』有斐閣.
- 宍戸邦章(2006)「高齢期における社会的ネットワークの多様性—JGSS-2003 データを用いた「相談」ネットワークの分析—」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』5, pp. 119-134.
- 戸堂康之・中島賢太郎・Petr Matous(2014)「自然災害からの復旧におけるサプライチェーン・ネットワークの功罪」澤田康幸(編)『巨大災害・リスクと経済』日本経済新聞出版社.
- 内田浩史, 植杉威一郎, 小野有人, 細野薫, 宮川大介(2011)「経済学的視点から見た二重債務問題」一橋大学経済研究所産業・金融ネットワーク研究センター Working Paper No. 12.
- 植杉威一郎, 内田浩史, 内野泰助, 小野有人, 間真実, 細野薫, 宮川大介(2012)「大震災と企業行動のダイナミクス」RIETI Policy Discussion Paper Series, 12-P-001.
- 浦野正樹・田中淳・吉井博明(2007)『復興コミュニティ論入門』弘文堂.
- Aida, J., Kawachi, I., Subramanian, S.V. and Kondo, K. (2013) *Disaster, Social Capital, and Health in Global Perspectives on Social Capital and Health*. (ed. Kawachi, I., Soshi, T., and Subramanian, S.), 87-122 (Springer).
- Andersen, Steffen, Glenn W. Harrison, Morten I. Lau and E. Elisabet Rutström (2008) "Eliciting Risk and Time Preferences," *Econometrica*, Vol. 76, No. 3, pp. 583-618.
- Andreoni, J. and Sprenger, C. (2012) "Estimating Time Preferences from Convex Budgets," *American Economic Review*, Vol. 102, No. 7, pp. 3333-3356.
- Barrick, M. R. and Mount, M. K. (1991) "The Big Five Personality Dimensions and Job Performance: a Meta-Analysis," *Personnel Psychology*, Vol. 44, No. 1, pp. 1-26.
- Boucher, S. R., Guirking, C. and Trivelli, C. (2009) "Direct Elicitation of Credit Constraints: Conceptual and Practical Issues with an Application to Peruvian Agriculture," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 57, No. 4, pp. 609-640.
- Bruni, L. and Stanca, L. (2008) "Watching Alone: Relational Goods, Television and Happiness," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 65, No. 3-4, pp. 506-528.
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B. and Miller, D. L. (2008) "Bootstrap-Based Improvements for Inference with Clustered Errors," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, No. 3, pp. 414-427.
- Chappell, N. and Badger, M. (1989) "Social Isolation and Well-Being," *Journal of Gerontology: Social Sciences*, Vol. 44, No. 5, S169-S176.
- Coate, S. and Ravallion, M. (1993) "Reciprocity without Commitment; Characterization and Performance of Informal Insurance Arrangement," *Journal of Development Economics*, Vol. 40, No. 1, pp. 1-24.
- Cohen, S. and Wills, T. A. (1985) "Stress, Social Support, and the Buffering Hypothesis," *Psychological Bulletin*, Vol. 98, No. 2, pp. 310-357.
- Coller, Maribeth, and Melonie B. Williams (1999) "Eliciting Individual Discount Rates," *Experimental Economics*, Vol. 2, No. 2, pp. 107-127.
- Cook, J.D. and Bickman, L. (1990) "Social Support and Psychological Symptomatology Following a Natural Disaster," *Journal of Traumatic Stress*, Vol. 3, No. 4, pp. 541-556.
- Dolan, P., Peasgood, T. and White, M. (2008) "Do We Really Know What Makes Us Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well-Being," *Journal of Economic Psychology*, Vol. 29, No. 1, pp. 94-122.
- Frederick, S., Loewenstein, G. and O'donoghue, T. (2002) "Time Discounting and Time Preference: A Critical Review," *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 2, pp. 351-401.
- Goodwin, R. D. and Friedman, H. S. (2006) "Health Status and the Five-Factor Personality Traits in a Nationally Representative Sample," *Journal of Health Psychology*, Vol. 11, No. 5, pp. 643-654.
- Graney, M. J. (1975) "Happiness and Social Participation in Aging," *Journal of Gerontology*, Vol. 30, No. 6, pp. 701-706.
- Harada, N., Shigemura, J., Tanichi, M., Kawaida, K., Takahashi, S. and Yasukata, F. (2015) "Mental Health and Psychological Impacts from the 2011

- Great East Japan Earthquake Disaster: a Systematic Literature Review," *Disaster and Military Medicine*, Vol. 1, No. 1, pp. 1-17.
- Hikichi, H., Aida, J., Kondo, K., Tsuboya, T., Matsuyama, Y., Subramanian, S. V. and Kawachi, I. (2016) "Increased Risk of Dementia in the Aftermath of the 2011 Great East Japan Earthquake and Tsunami," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 113, No. 45, E6911-E6918.
- Hobfoll, S. E. (1989) "Conversation of Resources: A New Attempt at Conceptualizing Stress," *American Psychologist*, Vol. 44, No. 3, pp. 513-524.
- Holt, Charles A. and Susan K. Laury (2002) "Risk Aversion and Incentive Effects," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 5, pp. 1644-1655.
- Inoue, M., Matsumoto, S., Yamaoka, K. and Muto, S. (2014) "Risk of Social Isolation among Great East Japan Earthquake Survivors Living in Tsunami-Affected Ishinomaki, Japan," *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, Vol. 8, No. 04, pp. 333-340.
- Iwasaki, K. and Sawada, Y. (2015) "Evacuation and Psychological Distress: New Evidence of Reference-Dependent Utility and Loss Aversion," *Journal of Behavioral Economics and Finance*, Vol. 8, pp. 77-80.
- Judge, T. A., Heller, D., and Mount, M. K. (2002) "Five-Factor Model of Personality and Job Satisfaction: Ameta-Analysis," *Journal of Applied Psychology*, Vol. 87, No. 3, pp. 530-541.
- Kessler, R.C., Galea, S., Gruber, M.J., Sampson, N.A., Ursano, R. J. and Wessely, S. (2008) "Trends in Mental Illness and Suicidality after Hurricane Katrina," *Molecular Psychiatry*, Vol. 13, No. 4, pp. 374-384.
- Kimball, M. S. (1988) "Farmers' Cooperatives as Behavior Toward Risk," *American Economic Review*, Vol. 78, No. 1, pp. 224-232.
- Kocherlakota, N. R. (1996) "Implications of Efficient Risk Sharing without Commitment," *Review of Economic Studies*, 63(4), pp. 595-609.
- Kondo, A. and Shoji, M. (2016) "Peer Effects in Employment Status: Evidence from Housing Lotteries for Forced Evacuees in Fukushima," *IZA DISCUSSION PAPER SERIES*, No. 9708.
- Kotozaki, Y. and Kawashima, R. (2012) "Effects of the Higashi-Nihon Earthquake: Posttraumatic Stress, Psychological Changes, and Cortisol Levels of Survivors," *PLoS one*, 7(4), e34612.
- Koyama, S., J. Aida, I. Kawachi, N. Kondo, S. V. Subramanian, K. Ito, G. Kobashi, K. Masuno, K. Kondo and K. Osaka (2014) "Social Support Improves Mental Health among the Victims Relocated to Temporary Housing following the Great East Japan Earthquake and Tsunami," *The Tohoku Journal of Experimental Medicine*, Vol. 234, No. 3, pp. 241-247.
- Krause, N. (1993) "Neighborhood Deterioration and Social Isolation in Later Life," *International Journal of Aging and Human Development*, Vol. 36, No. 1, pp. 9-38.
- Lelkes, O. (2006) "Knowing What is Good for You. Empirical Analysis of Personal Preferences and the "Objective Good"," *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 35, No. 2, pp. 285-307.
- Ligon, E., Thomas, J. P. and Worrall, T. (2002) "Informal Insurance Arrangements with Limited Commitment: Theory and Evidence from Village Economies," *Review of Economic Studies*, Vol. 69, No. 1, pp. 209-244.
- Maeda, M. and Oe, M. (2017) "Mental Health Consequences and Social Issues After the Fukushima Disaster," *Asia-Pacific Journal of Public Health*, Vol. 29, Issue 2_suppl. 36S-46S.
- Matsubara, C., Murakami, H., Imai, K., Mizoue, T., Akashi, H., Miyoshi, C. and Nakasa, T. (2014) "Prevalence and Risk Factors for Depressive Reaction among Resident Survivors After the Tsunami Following the Great East Japan Earthquake," March 11, 2011. *PLoS one*, 9(10), e109240.
- Matsumoto, S., Yamaoka, K., Inoue, M., Inoue, M., Muto, S. and Teikyo Ishinomaki Research Group, (2015) "Implications for Social Support on Prolonged Sleep Difficulties among a Disaster-Affected Population: Second Report from a Cross-Sectional Survey in Ishinomaki, Japan," *PLoS one*, 10(6), e0130615.
- Matsumoto, S., Yamaoka, K., Inoue, M., Muto, S. and Group, T. I. R. (2014) "Social Ties May Play a Critical Role in Mitigating Sleep Difficulties in Disaster-Affected Communities: A Cross-Sectional Study in the Ishinomaki Area, Japanm," *Sleep*, Vol. 37, No. 1, pp. 137-145.
- Nakata, H. and Y. Sawada (2015) "Time Preference, Risk and Credit Constrain Evidence from Viet Nam," in Sawada, Y. and S. Oum(eds.), *Disaster Risks, Social Preferences, and Policy Effects: Field Experiments in Selected ASEAN and East Asian Countries'*, ERIA Research Project Report FY2013, No. 34. Jakarta: ERIA, pp. 131-162.
- Norris, F. H. (2002) "Disasters in Urban Context," *Journal of Urban Health*, Vol. 79, No. 3, pp. 308-314.
- Norris, F. H. (2005) "Range, Magnitude, and Duration of the Effects of Disasters on Mental Health: Review Update 2005," *Research Education Disaster Mental Health*, pp. 1-23.
- Norris, F. H., Friedman, M. J., Watson, P. J., Byrne, C. M., Diaz, E and Kaniasty, K. (2002) "60,000 Disaster Victims Speak: Part I. An Empirical Review of the Empirical Literature, 1981-2001," *Psychiatry*, Vol. 65, No. 3, pp. 207-239.
- Pollet, T. V., Roberts, S. G. B. and Dunbar, R. I. M. (2011) "Extraverts Have Larger Social Network Layers: But Do Not Feel Emotionally Closer to Individuals at Any Layer," *Journal of Individual Differences*, Vol. 32, No. 3, pp. 161-169.
- Sawada, Y. and Aldrich, D. P. (2015) "The Physical

- and Social Determinants of Mortality in the 3.11 Tsunami," *Social Science and Medicine*, Vol. 124, pp. 66-75.
- Sone, T., Nakaya, N., Sugawara, Y., Tomata, Y., Watanabe, T. and Tsuji, I. (2016) "Longitudinal Association Between Time-Varying Social Isolation and Psychological Distress After the Great East Japan Earthquake," *Social Science & Medicine*, Vol. 152, No., pp. 96-101.
- Sugano, S. (2016) "The Well-Being of Elderly Survivors after Natural Disasters: Measuring the impact of the Great East Japan Earthquake" *Japanese Economic Review*, Vol. 67, No. 2, pp. 221-229.
- Sugimoto, T., Umeda, M., Shinozaki, T., Naruse, T. and Miyamoto, Y. (2015) "Sources of Perceived Social Support Associated with Reduced Psychological Distress at 1 Year After the Great East Japan Earthquake: Nationwide Cross-Sectional Survey in 2012," *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, Vol. 69, No. 9, pp. 580-586.
- Townsend, P. (1963) "Isolation, Loneliness, and the Hold of life," in *The family Life of Old People; An Inquiry in East London*, ed. By Townsend P., pp. 188-205. Penguin Books, London.
- Townsend, P. (1968) "Isolation, Desolation, and Loneliness," Shanias, E., Townsend, P. and Wedderburn, D., et al. eds. *Old People in Three Industrial Societies*, Routledge & Kegan Paul, pp. 258-287.
- Tsuboya, T., J. Aida, H. Hikichi, S. V. Subramanian, K. Kondo, K. Osaka and I. Kawachi (2016) "Predictors of Depressive Symptoms Following the Great East Japan Earthquake: A Prospective Study," *Social Science and Medicine*, Vol. 161, pp. 47-54.
- Tsujiuchi T., Yamaguchi M., Masuda K., Tsuchida M., Inomata T., Kumano H., et al. (2016) "High Prevalence of Post-Traumatic Stress Symptoms in Relation to Social Factors in Affected Population One Year after the Fukushima Nuclear Disaster," *PLoS ONE* 11(3): e0151807. doi: 10.1371/journal.pone.0151807
- Tunstall J. (1966) *Old and Alone: A Sociological Study of Old People*, Routledge and Kegan Paul, London.
- Uhlener, C. J. (1989) "'Relational Goods' and Participation: Incorporating Sociability into a Theory of Rational Action," *Public Choice*, Vol. 62, No. 3, pp. 253-285.
- Victor, C., Scambler, S., Bond, J. et al. (2000) "Being Alone in Later Life: Loneliness, Social Isolation, and Living Alone," *Reviews of Clinical Gerontology*, Vol. 10, No. 4, pp. 407-417.
- Yabe, H., et al. (2014) "Psychological Distress After the Great East Japan Earthquake and Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant Accident: Results of a Mental Health and Lifestyle Survey Through the Fukushima Health Management Survey in FY2011 and FY2012," *Fukushima Journal of Medical Science*, Vol. 60, No. 1, pp. 57-67.
- Yokoyama, Y., Otsuka, K., Kawakami, N., Kobayashi, S., Ogawa, A., Tannno, K. and Sakata, K. (2014) "Mental Health and Related Factors After the Great East Japan Earthquake and Tsunami," *PloS one*, 9 (7), e102497.