

社会的孤立とライフイベントの関連

——傾向スコア法による Web 調査データ分析から——

三 谷 は る よ

1 はじめに

日本社会において、人間関係の希薄化が叫ばれて久しい。2010 年に無縁死を取り上げた NHK の番組は社会的な反響を呼び、その後、関連番組の放映や書籍の出版など様々なメディアで無縁社会キャンペーンが繰り返し広げられた。その直後に起こった 2011 年の東日本大震災の際には、未曾有の事態の中で互いに助け合う人びとの“絆”が再発見された。しかし、震災が無縁社会の根本的な解決の契機となったとは言うに難く、「災害ユートピア」(Solnit 2009=2010)と呼ぶべき一瞬の灯だったかのように、今なお、高齢者の孤立、育児をする親の孤立、若年非正規労働者の孤立など、様々な社会的孤立が問題視されている。

ではいったい、誰が孤立しやすいのか。これまでの研究では、男性、高齢者、無配偶者、地方生活者、不健康な人、低階層者といった人ほど、孤立する傾向にあることが明らかにされている (Turner and Marino 1994; Harknett and Hartnett 2011; 菅野 2001; 大和 2008; 石田 2011, 2013; 伊達 2013; 金澤 2014)。これらは、社会的孤立のリスクは人びとの間に公平に分配されておらず、社会構造上の問題を反映する形で特定の属性に偏在していることを示唆する点で重要な知見といえる。

ところが先行研究では、「どのような人生を辿った人が、孤立に陥りやすいか」という点が十分に把握されていない。先行研究では主に、性別や年齢、居住地、社会階層といった、従来の社会調査で繰り返し把握されてきた要因と社会的孤立の関連が把握されているのみである。現在生じてい

る社会的孤立は、基本的属性や現在の社会経済的立場だけでなく、過去において、個人が自身の人生行路の中で行ってきた数々の決断や経験の積み重ねによって形作られていくという考え方もできよう。すなわち、ライフコース論的視点から社会的孤立のメカニズムを追究する余地が残されている。

そこで本稿では、社会的孤立にどのようなライフイベントが関連しているかを、質問紙調査データの計量分析によって検討する。とりわけライフイベントの中でも、家庭や地域、職場といった共同体からの離脱としての離婚・転居・退職に着目し、どういった離脱経験がとくに社会的孤立に結びつきやすいかを探る。このように社会的孤立と関連するライフイベントを特定することによって、社会構造上に潜在している孤立リスクを高める人生行路が浮かび上がると考えられる。

本稿の構成は以下である。第2節では、国内外のソーシャルサポート研究の知見を概観し、本稿における視座と仮説を明確化する。第3節では、データと変数について説明する。第4節では、データ分析を通じて仮説を検証する。第5節では、分析によって得られた結果に対して考察し、今後の課題を述べる。

2 先行研究のレビューと本稿の仮説

2.1 ソーシャルサポート研究の潮流

「社会的孤立 (social isolation)」とは、いざというときに助けしてくれる社会関係がないこと、すなわちソーシャルサポートが欠如している状態である⁽¹⁾。そこでまずは、ソーシャルサポート研究の潮流を追い、これまでの研究知見を概観する。

ソーシャルサポートとは、「個人にとって有益な対人関係中の要素」を指す⁽²⁾ (稲葉 2007)。ソーシャルサポート研究は、自殺と社会統合についての社会学者 Durkheim の古典的著作『自殺論』(Durkheim 1897=1985) に端を発し、1970年代にアメリカにおいて発展した。ソーシャルサポートという概念は、Cassel (1974, 1976) や Cobb (1976) を嚆矢として、健康と人間関係の関連をみるメンタルヘルス研究の領域で注目された。それら多くの研究が、ソーシャルサポートは健康やウェルビーイングを高めるために極めて重要な役割を担っていることを実証している (House et al. 1988)。

なおソーシャルサポートとは、質的な機能を指す概念である。House et al. (1988) は、社会関係を①社会関係の存在と量の側面を表す「社会的統合」(social integration)、②社会関係の構造的側面を表す「ソーシャルネットワーク」(social network)、③社会関係の質的側面を表す「関係性的要素」(relational content) の3つの側面に分け、③にソーシャルサポート (social support) を位置づけている。すなわちソーシャルサポートとは、社会関係の総体ではなく、構造でもなく、社会関係の中でやり取りされる質的要素といえる。

先行研究の多くは、個人レベルで生じているソーシャルサポートの「効果」に焦点をあてていた。具体的には、ソーシャルサポートがディストレスや孤独感、抑うつ、認知力の低下、生物学的リスク等を減じる効果を有していること、生活満足度や心理的健康、免疫システム、認知機能等を高める効果を有していることを見出している (Chappel and Funk 2011)。

一方で、ソーシャルサポートがそもそもどういう人に豊富であり、欠如しているのかという点、すなわちソーシャルサポートの「規定要因」の研究は、「効果」の研究と比較して蓄積は多いとはいえない。そうした中で Berkman et al. (2000) は、ソーシャルサポートが健康に影響を及ぼす前段階の過程も含めた、社会的・文化的背景を含み込む理論図式を提示している。それは、「マクロな社会構造がソーシャルネットワークに影響を及ぼし、ソーシャルネットワークが複数の心理社会

的メカニズム (ソーシャルサポート等) を經由して、人びとの健康に影響を及ぼしている」という図式である。この理論図式のように、「いかに社会的・文化的文脈が社会的ネットワークの形成・維持に影響し、いかにその社会的ネットワークおよびその機能的側面が社会的な個人間の行動に影響するか」という視点は、ソーシャルサポートと健康に関する実証研究にはあまり導入されていない (Chappel and Funk 2011)。

先行研究が多くないとはいえ、いくつかの研究ではソーシャルサポートに影響を及ぼす社会的・文化的文脈について検討されている。たとえば、Turner and Marino (1994) は、トロント市街6区の居住者に対する訪問面接調査データから、年齢や性別、婚姻地位、社会階層によるソーシャルサポートの社会的分布状況を検討し、女性や既婚者、管理職層や熟練技能職ほどソーシャルサポートを豊富に有することを確認している。また対象者を母親に絞った Harknett and Hartnett (2011) では、アメリカの人口20万人以上の都市で行われたパネル調査データを用いて、どのような母親がソーシャルサポート⁽³⁾を得やすいかを検討している。その結果、低収入や不健康、抑うつ、子どもの数が多い、子どもが不健康といった、互酬的な返礼をしにくい特徴をもつ母親ほど、サポートを得にくい傾向にあることを示している。

日本でも、ソーシャルサポートの規定要因に関していくつか研究がなされている。たとえば社会階層に関して、全国家族調査 (NFRJ) の1998年データからは、高学歴、高収入、専門管理職の人ほど、ソーシャルサポート (病気・介護・相談・経済サポート) をより多く享受する傾向があることがわかっている (菅野 2001)。また同調査の2003年データからは、「急いでお金を借りなければならぬとき」「あなたの家族の誰かが病気や事故で、どうしても人手が必要とき」の2場面に対し、高階層の方が多様な親族からの援助を期待しやすいことも確認されている (大和 2008)。これらから、日本社会でも階層の高い人ほどソーシャルサポートを得やすい傾向にあることがわかる。

また、それ以外の社会的属性に関しては以下の

ような先行研究がある。石田（2011）は、日本版総合的社会調査（JGSS）の2003年データから、男性、高齢者、離死別経験者、町村居住者は情緒的サポートを得にくいことを示している。石田（2013）は同データによって、経済的に恵まれている人、学歴の高い人ほど配偶者からのサポートを享受しやすく、男性、町村居住者ほど孤立しやすいと述べている。なお、男性や高齢者ほどサポートを得にくいという傾向は伊達（2013）でも確認されている。東アジア調査（EASS）の2010年データから、日本では男性、高齢者ほど「資源型」（必要があり情緒的サポートを受けた人）よりも「孤立型」（必要はあったが情緒的サポートを受けられなかった人）になりやすいことを示している。地域や婚姻地位に関しては、金澤（2014）が、関東甲信越健康調査のデータを使って、離死別・未婚、町村居住といった特徴をもつ人ほど、道具的・情緒的サポートに関して「孤立予備軍」（利用可能な社会関係が1つ）よりも「孤立者」（利用可能な社会関係が0）になりやすいことを見出している。以上の先行研究をまとめると、男性、高齢者、無配偶者、地方生活者、低階層の人ほど、ソーシャルサポートを受けにくく、孤立しやすいことが示唆されている。

先行研究はいずれも興味深い知見を与えてくれているとはいえ、主に性別や年齢、婚姻地位、居住地、現在における社会階層といった、従来の社会調査で繰り返し把握されてきた要因とソーシャルサポートの関連しか検討されていない。現在の社会的孤立は、基本的属性のみならず、過去、個人が自身の人生行路の中で行ってきた数々の決断や経験の積み重ねによって形成されるという考え方も可能であろう。つまり、ライフコース論的な視座から、社会的孤立の規定要因を捉える余地が残されている。しかし管見する限り、ライフイベントと社会的孤立の関連を詳細に検討した研究はない。

そこで本稿では、これまでに社会的孤立と関連することが確認されている性別や年齢、居住地、社会階層といった要因の影響を統制した上で、個人がこれまでに経験してきたライフイベントと現在の社会的孤立に関連があるかどうかを検証する

ことにする。

2.2 本稿での試み——4種のソーシャルサポートに対する離脱仮説の検証

本稿では、ソーシャルサポートの機能の諸相なるべく詳細に把握する。先行研究の中には、「情緒的サポートのみ」のように、限られたサポート変数にしか着目できていないものがあつた。しかしソーシャルサポートにはバリエーションがあり、典型的には「情緒的サポート」「道具的サポート」「情報のサポート」「評価的サポート」の4種類に分類される（Weiss 1974）。「情緒的サポート」とは、愛や気遣い、同情、理解、尊重、価値を示すことである。「道具的サポート」とは、買い物や料理といった具体的なニーズを満たすよう手助けすることである。「情報のサポート」とは、特定のニーズに応えるアドバイスや情報を提供することである。「評価的サポート」とは、評価的なフィードバックを与えたり、どのような行為を取るべきか決定することの力になったりすることである。これらは概念的に区別されているが、実際には道具的サポート以外の情緒的・評価的・情報のサポートは分けることが困難であり、経験的研究では主に情緒的サポートに焦点が当てられてきた（Berkman et al. 2000）。これらサポートの区別困難性については理解しつつも、本稿ではできるだけ操作化の段階でサポートの多様な諸相を表現できる指標を用いて、4種のソーシャルサポートの説明要因を把握することを試みたい。

つづいて、説明要因であるライフイベントとして、本稿では共同体からの離脱経験としての「離死別」「転居」「退職」に注目することにする。離死別は家族（夫婦関係）からの、転居は地域からの、退職は職場からの離脱を意味する。配偶者との離死別については、これまでも先行研究において、ソーシャルサポートを得にくい要因であることが認められてきた（Turner and Marino 1994；石田 2011；金澤 2014）。慣れ親しんだ人間関係からの離脱経験として、必ず考慮しなければならない観点だといえる。また、情緒的サポート以外のサポートに対しても影響するのかを検討する必要がある。転居や退職についてはこれまでほとんど

取り上げられなかった観点だが、これらによって人間関係が断たれやすい可能性はあろう。地域移動や雇用の流動化が進む今日、自分の意志で、あるいは否応なく共同体からの離脱を経験する人びとが、その後どれだけのソーシャルサポートを得ているか、得られなくなるのかという実態を把握することは重要である。

以上のことから、本稿で検証する諸仮説、すなわち「離脱仮説」群は以下のとおりである。次節ではこれらが成り立つかを、筆者が今回の研究枠組みに合致するよう独自に企画・実施した質問紙調査によるデータを用いて検証する。

H1：離別・死別している人ほど、ソーシャルサポートを得にくい。

H2：転居している人ほど、ソーシャルサポートを得にくい。

H3：退職している人ほど、ソーシャルサポートを得にくい。

3 方 法

3.1 データ

使用するデータは、2015年1月に実施された「サポートと人間関係に関する調査」(Web調査)によって得られたものである。本調査の対象者は、全国に居住する20～69歳の男女500人である。対象者は、調査会社が保有するモニターから2010年の国勢調査の性・年代別の構成比に合わせて、割当抽出されている。

Web調査の場合、低コストかつスピーディーにサンプルを入手できるという利点がある反面、標本の代表性に欠け、従来型の確率的標本抽出に基づく既存調査(訪問調査や郵送調査法)よりもバイアスを持つことが知られている(Couper 2000; 前田・土屋 2001)。そこで本研究では、Web調査データに傾向スコア法(Rosenbaum and Rubin 1983)を用いてサンプルの偏りを減じるための補正を行った。

傾向スコア(propensity score)とは、「交絡要因を所与として、ある処理がなされる条件つき確率」(林 2012: 107)と定義される。換言すれば、「興味のある二値の説明変数について『どちらに該当するか』という確率」(西内 2013: 199)で

ある。つまり、既存調査かWeb調査か、どちらに該当するかを予測する傾向スコアを算出することで、Web調査の回答者が仮に既存調査に回答したならばどのような値になるか、補正した上で推定値を求めることができる(三輪 2009)。

今回Web調査データの補正において「真値」として参照対象とするのは、訪問・留置調査である日本版総合的社会調査(JGSS)の2010年データである。この調査の対象者は20～89歳のため、今回のWeb調査の対象者に合わせて分析対象を20～69歳に絞った。この2つのデータを統合したデータセットを作成し、JGSS調査かWeb調査かという二値変数を被説明変数としたロジスティック回帰分析を行い、「Web調査の回答者である」ことを予測する傾向スコアを算出した。その際、星野・前田(2006)が提唱する、傾向スコア推定のための「共変量選択法」に従って説明変数を選んだ⁽⁴⁾。その結果、補正の対象となるソーシャルサポートに関する、2つの調査項目での共通変数「孤立(心理的問題)」と「孤立(経済的問題)」について、平均値の補正前後の二重誤差の和に基づく誤差の減少率が62.37%となった⁽⁵⁾。JGSS調査とWeb調査におけるソーシャルサポートに関する共通項目が限られており、わずか2項目で補正の精度を検討しているとはいえ、6割以上の誤差の減少が認められたのでこの傾向スコアを用いて補正が行えると判断した。この傾向スコアの逆確率を求めてウェイトを作成し、さらにウェイトづけされた度数の合計が標本サイズに一致するよう、ウェイトが平均で1になるように調整を行った⁽⁶⁾。この調整ウェイトを用いてデータ補正を行った。

3.2 変数

表1が、分析に用いる変数一覧である。

被説明変数として、「孤立(心理的問題)」「孤立(経済的問題)」「孤立(家事・育児)」「孤立(看病・介護)」「孤立(情報)」「孤立(承認)」の6つの変数を用いた。これらは、「あなたは過去1年間、次の(a)～(f)のような状況で援助や相談相手がほしいとき、どのような人に頼りましたか」という質問文に続く6つの場面(a)～(f)に

表1 変数一覧

		範囲	平均値	標準偏差
【被説明変数】				
孤立（心理的問題）	あなたは過去1年間、次の(a)～(f)のような状況で援助や相談相手がほしいとき、どのような人に頼りましたか。 (a) 悩みや心理的な問題が生じたとき→1：頼りにできる人はいなかった 0：その他	0-1	0.170	0.376
孤立（経済的問題）	(b) 経済的な問題が生じたとき→1：頼りにできる人はいなかった 0：その他	0-1	0.144	0.351
孤立（家事・育児）	(c) 家事や育児のため人手が必要とき→1：頼りにできる人はいなかった 0：その他	0-1	0.093	0.291
孤立（看病・介護）	(d) 看病や介護、介護のため人手が必要とき→1：頼りにできる人はいなかった 0：その他	0-1	0.077	0.266
孤立（情報）	(e) 自分が知らないことについての情報がほしいとき→1：頼りにできる人はいなかった 0：その他	0-1	0.127	0.333
孤立（承認）	(f) 自分の行いを正しく評価し、認めてほしいとき→1：頼りにできる人はいなかった 0：その他	0-1	0.151	0.358
【説明変数】				
女性ダミー	1：女性 0：男性	0-1	0.490	0.501
20代ダミー	20～29歳	0-1	0.160	0.367
30代ダミー	30～39歳	0-1	0.213	0.410
40代ダミー	40～49歳	0-1	0.213	0.410
50代ダミー	50～59歳	0-1	0.199	0.399
60代ダミー	60～69歳	0-1	0.215	0.412
政令指定都市・特別区	政令指定都市または東京23区	0-1	0.426	0.495
人口15万人以上の市	人口15万人以上の市	0-1	0.292	0.455
人口5万～15万人の市	人口5万～15万人の市	0-1	0.184	0.388
人口5万人未満の市・郡部	人口5万人未満の市・郡部（町村）	0-1	0.098	0.228
正規雇用者	経営者・役員、常時雇用されている一般従業者	0-1	0.450	0.497
非正規雇用者	臨時雇用・パート・アルバイト、派遣社員、嘱託	0-1	0.168	0.374
自営業主・家族従業者・内職	自営業主・自由業者、家族従業者、内職	0-1	0.105	0.307
無職（求職中）	無職：仕事を探している	0-1	0.057	0.233
無職（非求職）	無職：仕事を探していない、学生	0-1	0.220	0.415
世帯収入	世帯年収の回答（カテゴリ）に中央値を割り当て、対数変換したもの	0-16.8	15.125	1.994
初等学歴	中学校卒	0-1	0.026	0.137
中等学歴	高校卒、高卒後の専門学校卒	0-1	0.323	0.468
高等学歴	短期大学卒、高専卒、大学卒、大学院卒	0-1	0.651	0.477
12歳以下の子ども	1：12歳以下の子どもあり 0：12歳以下の子どもなし	0-1	0.201	0.401
子どもの人数	実数（人）	0-6	1.026	1.071
健康度	「あなたの現在の健康状態はいかがですか」→1：非常に悪い～10：非常に良い	1-10	6.280	1.955
既婚	結婚している（「事実上の配偶者がいる」も含む）	0-1	0.632	0.483
未婚	結婚したことがない	0-1	0.282	0.451
離死別	離別／死別して、現在は単身である	0-1	0.086	0.281
転居回数	「あなたは最後の学校を卒業した後、現在のお住まいで暮らすまでお引越をしましたか。引越しをした場合には、現在のお住まいが何回目のお引越しかもお答えください。」→実数（回）	0-15	2.742	2.565
結婚・出産による退職回数	0：0回 1：1回 2：2回以上	0-2	0.309	0.548
自己都合による退職回数	0：0回 1：1回 2：2回以上	0-2	0.660	0.862
定年・任期満了による退職回数	0：0回 1：1回 2：2回以上	0-2	0.117	0.371
職場の都合による退職回数（失業）	0：0回 1：1回 2：2回以上	0-2	0.220	0.536

※N=418.

において、頼った人（「配偶者」「友人」「近所の人」等の複数回答⁽⁷⁾）には記入せず、「頼りにできる人はいなかった」と回答したものを1、それ以外を0としたものである。前述した「情緒的サポート」「道具的サポート」「情動的サポート」「評価的サポート」の4分類に照らし合わせると、(a) 心理的問題は、「情緒的サポート」に関する場面、(b) 経済的問題、(c) 家事・育児、(d) 看病・介護の3つは「道具的サポート」に関する場面、(e) 情報は「情動的サポート」に関する場面、(f) 承認は「評価的サポート」に関する場面と分けられる。なお表1からは、各場面で「頼りにできる人はいなかった」と回答した人は約7～17%であり、1～2割程度の人が「孤立」状況に置かれていることがわかる。

主要な説明変数として、「婚姻地位」「転居回数」「結婚・出産による退職回数」「自己都合による退職回数」「定年・任期満了による退職回数」「職場の都合による退職回数（失業）」を用いた。

婚姻地位（既婚、未婚、離死別）のうち離死別によってH1を検証する。転居回数によってH2を検証する。4つの退職に関する変数によってH3を検証する。

その他、統制変数として、性別、年代、市郡規模、従業上の地位、世帯収入、学歴、12歳以下の子ども、子どもの人数、健康度を用いた。これらの多くは、先行研究において分析モデルに投入されているため、今回もそれらの影響を考慮した。

4 分析結果

では分析結果を確認しよう。表2が、各種「孤立」を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果である。これは補正なしの推定結果である。M1は統制変数のみのモデル、M2は統制変数と離脱仮説に関する説明変数を投入したモデルである。M1と比べてM2の方が、-2対数尤度が減少しており2つの疑似決定係数の値が上昇し

表2 ロジスティック回帰分析の結果（補正なし）

	孤立(心理的問題)		孤立(経済的問題)		孤立(家事・育児)		孤立(看病・介護)		孤立(情報)		孤立(承認)	
	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2
女性ダミー	0.094	-0.053	-0.050	-0.637	-0.317	-0.655	-0.249	-1.004 +	-0.717*	-1.346**	-0.629 +	-0.984*
年齢	0.024 +	0.051**	-0.006	-0.005	-0.020	-0.007	-0.011	0.010	-0.017	0.002	-0.002	0.006
政令指定都市・特別区	-0.003	-0.027	0.114	0.036	-0.627	-0.611	-1.270*	-1.443	-0.498	-0.608	0.034	-0.129
人口15万人以上の市	-0.511	-0.688	-0.303	-0.508	-0.687	-0.776	-0.863	-1.269*	-0.665	-0.993 +	-0.262	-0.482
人口5万～15万人の市	0.150	0.129	0.454	0.536	-0.282	-0.296	-0.930	-0.981	0.129	0.091	0.622	0.597
人口5万人未満の市・郡部(ref.)												
正規雇用者・経営者含む(ref.)												
非正規雇用者	-0.321	-0.384	-0.076	-0.279	0.222	-0.051	-0.450	-0.651	0.244	0.153	0.125	-0.080
自営業主・家族従業者・内職	0.379	0.334	0.961*	1.014*	0.492	0.528	0.761	0.783	1.085*	1.013*	0.719	0.663
無職（求職中）	1.383**	1.337*	1.443**	1.113 +	0.618	0.317	0.135	-0.449	1.609**	1.290*	1.612**	1.390*
無職（非求職）	-0.412	-0.552	-0.194	-0.451	0.575	0.256	-0.151	-0.813	0.286	-0.004	-0.206	-0.313
世帯収入	-0.035	-0.020	-0.042	-0.048	0.019	0.013	-0.029	-0.041	0.063	0.075	-0.052	-0.053
初等学歴(ref.)												
中等学歴	-0.256	-0.079	-0.348	-0.582	-0.368	-0.184	-0.828	-0.825	0.704	0.551	0.250	0.099
高等学歴	-0.771	-0.705	-0.890	-1.052	-0.831	-0.690	-0.998	-0.939	0.761	0.658	-0.013	-0.082
12歳以下の子ども	0.014	0.520	-0.268	-0.363	0.007	0.259	-0.272	-0.070	-0.356	-0.245	-0.712	-0.530
子ども人数	-0.279	-0.173	0.192	0.281	0.168	0.304	0.205	0.452	-0.016	0.113	-0.021	0.127
健康度	-0.209**	-0.219**	-0.243**	-0.245**	-0.297**	-0.299**	-0.291**	-0.282**	-0.213**	-0.202*	-0.160*	-0.157*
既婚(ref.)												
未婚		1.382**		0.854 +		1.448*		1.933*		1.242*		1.094*
離死別		0.116		-0.410		-0.252		-0.818		-0.220		-0.042
転居回数		-0.037		0.038		0.027		-0.062		-0.104		0.000
結婚・出産による退職回数		0.682*		1.060**		1.010**		1.801***		1.334**		0.710 +
自己都合による退職回数		-0.160		0.074		-0.010		0.388		0.097		0.100
定年・任期満了による退職回数		-0.536		-0.702		0.346		-1.499		-1.474*		-0.414
職場の都合による退職回数(失業)		0.069		0.703**		-0.121		-0.303		0.570*		0.654**
定数	-0.059	-2.033	0.844	0.534	0.911	-0.512**	1.821	0.100	-1.189	-2.510	0.159***	-0.741
χ ² 乗	38.205**	53.399***	34.218**	54.757***	18.440	29.712 +	23.242 +	46.811**	25.793*	50.598***	34.614**	51.208***
-2 対数尤度	342.726	327.532	309.661	289.123	240.812	229.540	202.707	179.138	292.093	267.289	319.809	303.216
Cox-Snell R ² 乗	0.087	0.120	0.079	0.123	0.043	0.069	0.054	0.106	0.060	0.114	0.079	0.115
Nagelkerke R ² 乗	0.146	0.201	0.140	0.219	0.093	0.148	0.130	0.254	0.112	0.214	0.139	0.202

※N=418. ***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, +: p<.10.

ている。よって、いずれの分析においても M2の方がよいモデルであるといえる。

まず、離脱仮説の検証のための説明変数の結果を確認しよう (M2を参照)。婚姻地位のうち、未婚が「孤立 (心理的問題)」「孤立 (経済的問題)」「孤立 (家事・育児)」「孤立 (看病・介護)」「孤立 (情報)」のすべてにおいて、正で有意な値を示している。つまり、既婚者よりも未婚の方が、4種のソーシャルサポートをいずれも得にくく、孤立しやすいことを意味する。一方、離死別に関しては、H1に反して有意な関連は認められない。なお、離別と死別に分けて推定も行ったが、結果は変わらなかった。したがって、H1は成り立っているとはいえない⁽⁸⁾。

次に転居に関しては、どの孤立においても有意な値は確認できない。よって、H2も成り立っているとはいえない。

つづいて退職のうち、結婚・出産による退職回数が、すべての「孤立」において有意な正の値を示している。すなわち、結婚・出産のために退職している人ほど、情緒的・経済的・情動的・評価的サポートを欠如しやすく、孤立する傾向にある。また、職場の都合による退職回数 (失業) は、「孤立 (経済的問題)」「孤立 (情報)」「孤立 (承認)」において、正で有意な値を示している。よって、失業を経験している人ほど、経済的問題が生じたとき、情報がほしいとき、評価してほしいときに孤立しやすい。その他には、定年・任期満了による退職回数が、「孤立 (情報)」において負で有意な値となっている。こちらは退職のポジティブな影響を示しており、定年等で退職した人ほど情動的サポートを得やすいことがわかる。

その他の統制変数のうち、主要な結果についても確認しておこう。性別に関しては、女性ダミーが「孤立 (看病・介護)」「孤立 (情報)」「孤立 (承認)」において負で有意な値である。つまり男性ほど、看病や介護で手助けがほしいとき、情報がほしいとき、認めてほしいときに孤立しやすい。また年齢に関しては、「孤立 (心理的問題)」において正で有意な値である。すなわち、高齢者ほど悩んでいるときに孤立しやすい。これらの結果は、男性や高齢者の孤立傾向を確認している先

行研究 (石田 2011; 伊達 2013) と整合的である。職業に関しては、自営業主・家族従業者・内職が「孤立 (経済的問題)」「孤立 (情報)」において正で有意な値となっている。つまり、自営業の人は経済的問題が生じたときや情報がほしいときに孤立する傾向にある。また「無職 (求職中)」では、「孤立 (心理的問題)」「孤立 (経済的問題)」「孤立 (情報)」「孤立 (承認)」において、正で有意な値を示している。無職で求職中の人は、悩んでいるとき、経済的問題が生じているとき、情報がほしいとき、評価してほしいときに、孤立しやすいことがわかる。健康度に関しては、すべての孤立に対して負で有意な値が認められる。つまり健康でない人ほど、あらゆるサポートを得にくく孤立しやすい。互酬的な返礼を返すことができない人びと (例: 不健康な人) はサポートを得にくい (Harknett and Hartnett 2011) という先行研究に、この分析結果も整合的である。

表2と同様の変数を用いて、データ補正の上で推定した結果が表3である⁽⁹⁾。ここでは、表2と共通の傾向がみられたものを、とくに頑健性が認められる推定結果として取り上げることにする。

離脱仮説に関わる変数について確認しよう。まず婚姻地位では、表2と同様に離死別では有意な関連は認められず、ここでもH1は支持されない。未婚では「孤立 (心理的問題)」「孤立 (経済的問題)」「孤立 (情報)」において、正で有意な値となっている。よって、既婚者よりも未婚の方が、悩んでいるときや経済的問題が生じているとき、情報がほしいときに孤立しやすい傾向にあるといえる。

次に転居に関しては、いずれの孤立においても有意な値は確認できない。よって、ここでもH2は成り立っているとはいえない。

退職では、表2と同様に結婚・出産による退職回数が、すべての孤立において有意な正の値を示している。すなわち結婚・出産のために退職している人ほど、情緒的・経済的・情動的・評価的サポートを得られず孤立しやすい。職場の都合による退職回数 (失業) も、表2と同様に、「孤立 (経済的問題)」「孤立 (情報)」「孤立 (承認)」において正で有意な値である。したがって失業を経

表3 ロジスティック回帰分析の結果(補正あり)

	孤立(心理的問題)		孤立(経済的問題)		孤立(家事・育児)		孤立(看病・介護)		孤立(情報)		孤立(承認)	
	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2
女性ダミー	0.051	-0.877	0.784	-0.532	-0.238	-1.615	0.495	-1.790	0.715	-1.321	0.420	-1.167
年齢	0.022	0.137**	0.076*	0.099**	-0.013	0.025	0.013	0.013	0.004	0.025	0.011	0.037
政令指定都市・特別区	1.887*	0.931	1.438	1.479	-0.295	-0.632	-0.251	-0.829	0.082	-0.130	0.603	0.822
人口15万人以上の市	2.267***	0.083	1.456+	0.609	0.076	-1.210	-0.209	-1.217	1.536*	-0.762	1.832*	0.547
人口5万～15万人の市	0.277	0.564	0.825	1.840	0.287	-0.128	-0.961	-0.299	0.450	0.617	0.826	1.171
人口5万人未満の市・郡部(ref.)												
正規雇用者・経営者含む(ref.)												
非正規雇用者	-1.607	-1.454	-1.316	-2.266	0.494	0.670	-1.228	-2.451	1.568*	1.065	1.313+	0.414
自営業主・家族従業者・内職	-2.584**	-2.671*	-0.113	0.583	-0.803	-0.329	-0.545	-0.491	-1.143	0.327	-0.808	-0.033
無職(求職中)	3.467***	3.707**	2.382**	1.269	-0.743	-0.593	-1.909	-2.582	2.369**	0.994	2.491**	1.259
無職(非求職)	0.363	-0.672	-0.096	-0.941	1.323	0.711	1.034	-0.540	-0.774	-1.214	-0.732	-0.977
世帯収入	0.008	0.193	0.020	0.135	0.230	0.191	-0.073	-0.125	0.026	0.117	-0.146	-0.108
初等学歴(ref.)												
中等学歴	3.265*	3.333*	1.606	1.126	1.003	1.079	0.687	-0.473	2.152	1.427	2.362+	2.334
高等学歴	1.380	1.336	1.374	0.811	1.036	0.920	1.996	1.484	2.248	2.398	2.318	2.384
12歳以下の子ども	0.366	2.021+	2.591**	2.515*	0.983	1.207	1.227	0.061	0.148	0.395	0.062	0.176
子ども人数	-0.700**	-0.849**	-0.082	-0.407	-0.163	-0.370	-0.070	-0.111	0.273	0.069	0.175	-0.117
健康度	-0.313**	-0.497**	-0.503***	-0.384**	-0.479**	-0.460*	-0.434**	-0.301	-0.262+	-0.151	-0.202	-0.080
既婚(ref.)												
未婚		4.107***		1.954+		1.999		2.237		2.619*		1.180
離死別		1.283		0.276		0.755		-2.389		0.770		0.160
転居回数		0.096		0.074		0.010		0.251		0.044		0.071
結婚・出産による退職回数		2.205**		1.669*		2.177**		3.392**		2.509**		1.406*
自己都合による退職回数		-0.806*		0.249		0.073		0.672		-0.426		-0.367
定年・任期満了による退職回数		-1.282+		-2.070**		-0.268		-3.127*		-4.115**		-1.769*
職場の都合による退職回数(失業)		-0.116		1.304**		-0.299		0.345		2.434***		2.093***
定数	-4.662+	-11.858**	-7.170**	-10.468**	-4.396	-5.763	-1.662	-1.798	-5.533+	-8.450+	-3.482	-5.790+
χ^2 乗	144.711***	189.943***	105.172***	132.314***	21.669	32.947+	25.750*	52.549***	100.434***	147.328***	101.484***	140.157***
-2対数尤度	169.982	124.751	155.079	127.937	95.766	84.488	91.626	64.828	147.453	100.559	172.839	134.166
Cox-Snell R ² 乗	0.300	0.374	0.229	0.279	0.052	0.078	0.062	0.122	0.220	0.305	0.222	0.293
Nagelkerke R ² 乗	0.556	0.693	0.482	0.588	0.207	0.310	0.245	0.484	0.480	0.666	0.450	0.595

※補正ありの分析結果。N=405。***: $p<.001$, **: $p<.01$, *: $p<.05$, +: $p<.10$ 。

験している人ほど、経済的問題が生じたとき、情報がほしいとき、評価してほしいときに、孤立する傾向にある。なお、定年・任期満了による退職回数では、ここでも「孤立(情報)」において負で有意な値が認められる。以上から、H3については、とくに結婚・出産による退職、職場都合による退職において部分的に成立しているといえる。

統制変数の結果についても確認しておこう。年齢では、「孤立(心理的問題)」において正で有意な値である。高齢者の孤立傾向は、情緒的サポートの欠如という形で見出されることがわかる。職業に関しては、「無職(求職中)」が、「孤立(心理的問題)」と強い関連を示している。求職中の無職者は、悩んでいるときに孤立しやすい。健康度に関しては、表2と同様に、「孤立(心理的問題)」「孤立(経済的問題)」「孤立(家事・育児)」との間に負で有意な関連が認められる。不健康な人ほど、情緒的・道具的・情動的サポートを得に

くいことを意味している。

5 まとめと考察

本稿では、過去の離脱経験(離死別・転居・退職)と現在の社会的孤立に関連があるかを、Web調査データの計量分析によって検証した。主要な分析結果は以下である。第1に、結婚・出産による退職を経験している人ほど、情緒的・道具的・情動的・評価的サポートを欠如しやすく、孤立する傾向にある。第2に、職場の都合による退職(失業)を経験している人ほど、経済的サポートや情動的サポート、評価的サポートを欠如しやすく、孤立する傾向にある。

まず第1の結果から、離脱経験の中でも、そして退職経験の中でも、とくに結婚・出産による退職が、多様なサポート受領を困難にし、社会的孤立を引き起こす可能性が大きいことが示唆された。今回の対象者のうち、結婚・出産による退職を2回以上しており、かつ「孤立」だった((a)

～(f) のいずれかの場面で誰にも頼れなかった) 人の特徴を確認すると、女性が95.2%であり、20代が14.3%、40代が28.6%、50代が14.3%、60代が42.9% (平均年齢50.4歳) と多世代にわたっていた。また、中等学歴が42.9%、高等学歴が57.1%であり、常時雇用者が28.6%、非正規雇用者が14.3%、無職が57.2% (非求職が42.9%、求職中が14.3%) と過半数が現在は無職であった。暮らし向きについては平均世帯年収が342.9万円、階層帰属意識の平均値が2.2 (2は「下の上」) と、平均より低い水準であった。家族関係は、有配偶者が85.7%、離別者が14.3%、平均婚姻期間が21.5年、子どもありが100.0%、平均子ども人数が1.6人、12歳以下の子どもありが42.9%、平均同居人数が3.0人であった。おおよそ平均的な人物像として、経済的に余裕があるとはいえない生活の中で、子育てや仕事をしている女性たちの姿が浮かび上がる。

日本では、多くの女性が学校教育の後、就職して20代は働き、結婚・出産を機に仕事を辞め、子育てが落ち着いた頃に再び働き始めるという、いわゆる“M字型カーブ”のライフコースパターンが他国より顕著であることが長年問題視されてきた。近年、M字型の窪みの底は上昇しているが (厚生労働省雇用均等・児童家庭局 2013)、結婚や出産を契機に退職する女性は依然として多い。今なお、結婚前に就業していた女性の約3割が結婚後に退職し⁽¹⁰⁾、出産前に就業していた女性の約6割が出産後に退職している⁽¹¹⁾ (内閣府男女共同参画局 2013)。女性たちが離職する理由は、「家事・育児に専念するため自発的にやめた」 (三菱UFJリサーチ&コンサルティング 2009) や、「夫や夫の親からの就労反対」 (小坂・柏木 2007) 等があげられる。自発的に決めた退職であっても、家族から求められた退職であっても、その後、頼れる人がおらず孤立してしまうのは“意図せざる結果”といえよう。結婚・出産を理由に一度ではなく二度以上も労働市場から退出した人びとは、いったん築き上げられた職場での人間関係から何度も切り離された経験を有する。その退職と同じタイミングで配偶者の転勤等の都合によって地域移動した場合には、なお一層、頼

れる人がいないという状況だと推察される⁽¹²⁾。先述した経済的な余裕のなさや、子育ての困難性などが重なれば、孤立状況はより深刻化するだろう。結婚・出産退職が社会的孤立につながるという事実は見逃されるべきではなく、その現状をさらに検討することが求められる。

そして第2の、職場の都合による退職 (失業) と孤立の関連についても注目すべき結果である。今回、失業者は経済的サポートや情報的サポート、評価的サポートを誰からも受けていないということがわかったが、これらのサポートはとりわけ失業を経験した際に必要となる支援だといえる。ではなぜ失業を経験するほど、こうしたサポートを逆に受けられなくなってしまうのだろうか。

職場の都合による退職は、自発的ではなくむしろ不可避的に身に降りかかってきたライフイベントである。働く意思があるのに、ある日退職を余儀なくされるという出来事は、生活を支える経済的基盤だけでなく、生活の大半を過ごす居場所を喪失させる。新たな職を探すという緊張が続く状況下で、かつての居場所にはあった人間関係を退職後も維持することは容易なことではないだろう。また、その失業という経験は自らに劣勢感を生み、けれども自尊心を守りたいという葛藤の中で、他者に依存することを躊躇ってしまうという可能性も考えられる。互酬性の観点から、自分が資源をもち安定的な立場にあるときはサポートを受け入れやすいが、自分が厳しい窮状の中にあり、返礼できない場合にはサポートを受けられない (Harknett and Hartnett 2011) という意識もあるかもしれない。失業を繰り返して経験してきた人たちは、こうした思考・行動パターンの積み重ねによって、徐々に孤立に陥っていった可能性が示唆される。2008年のリーマン・ショック後の急激な景気の悪化は、日本の雇用情勢に深刻な打撃を与えた。その後、景気は持ち直し最悪期を脱したものの、2015年5月においても完全失業者数は224万人にのぼる (総務省統計局 2015)。この中には、失業を複数回経験している人びとが含まれているだろう。このような人びとがどうして他者に頼れなくなるかを、質的研究等で当事者の

意識にも注目して追求することが必要である。

最後に、本稿の限界について述べておく。第1に、Web 調査のサンプルサイズが小さいために測定精度が不十分である可能性がある。今回、サンプルのバイアスを取り除くために傾向スコア法を使って補正を行ったが、重みづけされたサンプルで得られた分析結果が「真値」であるかどうかは判断しがたい。今後、より大規模なサンプルサイズの郵送調査や訪問調査等を行うことで、本稿で確認された離脱経験と社会的孤立の関連がやはり認められるか、再検証することが求められる。

第2に、クロスセクショナルなデータを用いているため、因果関係については特定できない。本稿では時間的前後関係を想定し、「過去のライフイベント（離脱経験）→現在の孤立」のように一方向の因果関係に近似させて解釈した。しかし、「過去の孤立→過去のライフイベント（離脱経験）」といった因果関係が存在する可能性も否定できない。これらの因果関係を厳密に特定するためには、同一対象者に繰り返して実査するパネル調査等による検証が必要である。

このような限界があるものの、本稿でははじめてライフコース論的視座から社会的孤立の要因を検討し、離脱経験との関連性を析出した。とりわけ、結婚・出産による退職や失業が、経済的な側面だけでなく人間関係の側面に対し負の帰結をもたらしうることを示唆した点に意義がある。本稿は、Web 調査データを活用した予備的研究にすぎない。今回見出された関連の頑健性を再検証するとともに、因果関係の精密な把握によって、社会的孤立が発生するメカニズムのさらなる探究が進むことが期待される。

付記

本稿は、科学研究費補助金（研究活動スタート支援）「孤立の形成メカニズムに関する実証研究——サポート受領を規定する社会的文脈の検討」（代表：三谷はるよ、課題番号：26885045）による研究成果の一部である。

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「日本版 General Social Surveys

（JGSS-2010）」（大阪商業大学 JGSS 研究センター）の個票データの提供を受けました。

注

- (1) 社会的孤立研究に大きな影響を与えたといわれるのがタウンゼントの研究である（藤本 2012）。タウンゼントは、社会的孤立（social isolation）を「家族やコミュニティとほとんど接触がないこと」、孤独（loneliness）を「仲間づきあいの欠如あるいは喪失による好ましからざる感じ（unwelcome feeling）をもつこと」と区別し、これらの定義は今日まで多くの研究に引き継がれている（河合 2009:69）。社会的孤立に統一的な定義はないが、「いざというときに助けてくれる人がいない状態」（藤井 2012:18）、「行為者にとって頼りにする人がいない状態」（石田 2011:73）といった先行研究での定義に倣い、本稿では「いざというときに助けてくれる社会関係がないこと」とした。
- (2) その他には、「他者から受けたり、他者に与えたりする支援や手伝い」（Novak and Campbell 2006:291）や、「頼ることができ、ひとりの人間として価値づけられ、ケアされていると感じさせてくれるような個人的な信頼のおける人びとと関われる可能性」（McDowell 2006:152）といった定義がなされている。なお、本稿では「社会的孤立」と「孤立」が混在しているが、後者は前者の略称としている。
- (3) 論文では“PSN (Personal Safety Net)”と表現されている。
- (4) 星野・前田（2006）は以下の4つの基準をすべて満たす共変量を推定に用いることを推奨している。「1. 個人内変動が少なく、かつインターネット調査と訪問調査で継続的に質問できる可能性が大きい項目を選ぶ。」「2. 訪問調査とインターネット調査間で差のある項目を選ぶ。」「3. 補正したい項目を共変量に回帰させた時の偏回帰係数が、二群とも同じ方向に（正なら正、負なら負）になるものを選ぶ。特に標準偏回帰係数の絶対値が大きいものを選ぶ。」「4. 上記の基準で選択された共変量のセットから、さらに二乗誤差の和を減少させる（又はもっとも増加分が小さくなる）ように共変量を減らす。」（星野・前田 2006:195）。この基準に則して共変量を選択し、今回は性別、年齢、市郡規模、従業上の地位、教育年数、世帯収入、子どもあり、同居人数、信仰が推定に用いられた。
- (5) JGSS 2010 では、「過去1年間、必要なときに心配事を聞いてくれた人はいますか」に対し「いいえ」

と答えたものを「孤立（心理的問題）」の1、「過去1年間、必要なときに経済的な面で助けてくれた人はいですか」に対し「いいえ」と答えたものを「孤立（経済的問題）」の1とコーディングしている。

- (6) このようなウェイト調整は、推定の精度を高めることが知られている（林 2012）。
- (7) 回答選択肢は、「配偶者」「同居家族（配偶者以外）」「別居家族や親族（配偶者以外）」「恋人」「近所の人」「職場の人」「友人」「行政職員や専門家」「その他」「頼りにできる人はいなかった」「そのような状況は経験しなかった」である。
- (8) ただし、この結果には今回の Web 調査におけるサンプルサイズの小ささや離死別者の少なさ（全体の 8.6%）が影響している可能性がある。
- (9) 表 2 と表 3 の各分析における変数は同一だが、補正に用いた変数（ウェイト）で欠損値が存在するため、表 3 の方がケース数が少なくなっている。
- (10) 厚生労働省「第 10 回 21 世紀成年者縦断調査」（平成 23 年）による。
- (11) 国立社会保障・人口問題研究所「第 14 回出生動向基本調査（夫婦調査）」（平成 22 年）による。
- (12) 退職時と同時に地域移動しているかどうかは、今回の調査では把握できない。今後、詳細な回顧データ等で検討すべき事項である。

文献

- Berkman, L. F., T. Glass, I. Brissette and T. E. Seeman, 2000, "From Social Integration to Health: Durkheim in the New Millennium," *Social Science & Medicine*, 51 (6) : 843-57.
- Cassel, J., 1976, "The Contribution of the Social Environment to Host Resistance," *American Journal of Epidemiology*, 104(2) : 107-23.
- Cassel, J., 1974, "Psychosocial Processes and 'Stress': Theoretical Formulations," *International Journal of Health Services*, 4(3) : 471-82.
- Chappel, N. L. and L. M. Funk, 2011, "Social Support, Caregiving, and Aging," *Canadian Journal on Aging*, 30 (3) : 355-70.
- Cobb, S., 1976, "Social Support as a Moderator of Life Stress," *Psychosomatic Medicine*, 38(5) : 300-14.
- Couper, M. P., 2000, "Web Surveys: A Review of Issues and Approaches," *Public Opinion Quarterly*, 64(4) : 464-94.
- 伊達平和, 2013, 「東アジアにおける情緒的サポート——EASS 2010 による比較分析」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』(13) : 67-79.
- Durkheim, É., 1897, *Le Suicide: Étude de sociologie*, Paris: Félix Alcan. (=1985, 宮島喬訳『自殺論』中央公論新社.)
- 藤本健太郎, 2012, 「孤立社会からつながる社会へ——ソーシャルインクルージョンに基づく社会保障改革」ミネルヴァ書房.
- 林光, 2012, 「JGSS 統計分析セミナー 2011 傾向スコア・ウェイト法を用いる因果分析」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』(12) : 107-27.
- 星野崇宏・前田忠彦, 2006, 「傾向スコアを用いた補正法の有意抽出による標本調査への応用と共変量の選択法の提案」『統計数理』54(1) : 191-206.
- House, J. S., D. Umberson and K. R. Landis, 1988, "Structures and Processes of Social Support," *Annual Review of Sociology*, 14 : 293-318.
- 石田光規, 2011, 「孤立の社会学——無縁社会の処方箋」勁草書房.
- , 2013, 「孤立する人々の特性」稲葉陽二・藤原佳典編『ソーシャル・キャピタルで解く社会的孤立——重層的予防策とソーシャルビジネスへの展望』ミネルヴァ書房, 37-55.
- 金澤悠介, 2014, 「社会関係資本からみた社会的孤立の構造」辻竜平・佐藤嘉倫編『ソーシャル・キャピタルと格差社会——幸福の計量社会学』東京大学出版会, 137-52.
- 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.
- 小坂千秋・柏木恵子, 2007, 「育児期女性の就労継続・退職を規定する要因」『発達心理学研究』18(1) : 45-54.
- 厚生労働省雇用均等・児童家庭局, 2013, 「平成 25 年版働く女性の実情」(2015 年 6 月 1 日取得, <http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/josei-jitsujo/13.html>).
- Harknett, K. S. and C. S. Hartnett, 2011, "Who Lacks Support and Why? An Examination of Mothers' Personal Safety Nets," *Journal of Marriage and Family*, 73(4) : 861-75.
- 前田忠彦・土屋隆裕, 2001, 「日本人の国民性 2000 年度吟味調査報告——電話・郵送・面接調査の比較」『統計数理研究所研究リポート 87』.
- McDowell, I., 2006, *Measuring Health: A Guide to Rating Scales and Questionnaires (3rd ed.)*, New York: Oxford University Press.

- 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング, 2009, 「平成 20 年度 両立支援に係る諸問題に関する総合的調査研究（子育て期の男女へのアンケート調査及び短時間勤務制度等に関する企業インタビュー調査）報告書」.
- 三輪哲, 2009, 「傾向スコア法によるワーキングパーソン Web 調査補正の可能性」石田浩ほか「信頼できるインターネット調査法の確立に向けて SSJ Data Archive Research Paper Series」(42) : 123-32.
- 内閣府男女共同参画局, 2013, 「男女共同参画白書 平成 25 年版」(2015 年 6 月 1 日取得, http://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/h25/zentai/index.html).
- 西内啓, 2013, 「統計学が最強の学問である——データ社会を生き抜くための武器と教養」ダイヤモンド社.
- Novak, M. and L. D. Campbell, 2006, *Aging and Society: A Canadian Perspective (5th ed.)*, Toronto: Nelson.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70(1) : 41-55.
- Solnit, R., 2009, *A Paradise Built in Hell: The Extraordinary Communities that Arise in Disaster*, New York: Viking Adult. (=2010, 高月園子訳『災害ユートピア——なぜそのとき特別な共同体が立ち上るのか』亜紀書房.)
- 総務省統計局, 2015, 「労働力調査（基本集計）平成 27 年（2015 年）5 月分」（2015 年 6 月 30 日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/tsuki/>).
- 菅野剛, 2001, 「社会階層とソーシャル・サポートの関連についての分析」石原邦雄・大久保孝治編『家族生活についての全国調査（NFR 98）報告書 No.2-6—現代家族におけるサポート関係と高齢者介護』（日本家族社会学会 全国家族調査（NFR）研究会）, 1-20.
- Turner, R. J. and F. Marino, 1994, "Social Support and Social Structure: A Descriptive Epidemiology," *Journal of Health and Social Behavior*, 35(3) : 193-212.
- Weiss, R. S., 1974, "The Provisions of Social Relationships," Z. Rubin ed., *Doing Unto Others*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- 大和礼子, 2008, 『生涯ケアラーの誕生——再構築された世代関係／再構築されないジェンダー関係』学文社.