

孤立と自殺 ——自殺念慮の計量分析から

平野 孝典

1 孤立者は自殺の危険性が高いか

孤立状態にある人々は、自殺の危険に晒されているのだろうか。孤立死・孤独死という言葉が広く人口に膾炙しているように、社会から孤立することが「死」と結びつくという発想は、もはや馴染み深いものになってしまった。

健康の社会的要因に関する研究は、他者との結びつきの欠如は心身の健康状態を悪化させ、死亡率を高めることを明らかにしている (Umberson and Montez 2010; 杉澤・近藤 2015)。健康状態の悪さは自殺の重大なりスク要因であることをふまえれば (Hawton and Heeringen 2009; 高橋 2009)、孤立は心身の健康状態を悪化させ、自殺の危険性を高めると考えることができる。

孤立とは端的には「人間関係を喪失した状態」であるといえるが、大きく分けて2つの捉え方がある (石田 2013)。第1の立場は、人付き合いが極端に少ない状態を孤立と捉える。たとえば、家族や友人と疎遠であったり、そもそも家族や友人がいない人が孤立状態にあるといえる。この意味における孤立者の自殺の危険性が高いことはすでに多くの研究が明らかにしてきた (Kposowa 2000; Bearman and Moody 2004; 森田 2008; Denney 2010)。

これに対して、第2の立場は「困ったときに助けてくれる人がいない」状態を孤立と捉える。社会関係と自殺との関係を問うことは Durkheim (1897=1985) 以来の重要な課題であるといえるが、この意味で孤立を捉えている研究は多いとはいえ、レビュー論文においてもほとんど紹介されていない (Stack 2000b; Wray et al. 2011)。

そこで本稿では、孤立すなわち「困ったときに助けてくれる人がいない」状態が自殺の危険性に与える影響を明らかにする。自殺の社会学にとって「社会関係と自殺」研究は伝統的な研究領域であるが、新たな要因に注目することによって、社会関係が私たちの well-being に与える影響をより正確に理解できるようになるだろう。

2 先行研究の整理と分析課題

2.1 孤立と孤独

ここで改めて、孤立とは何か（何でないか）という点を確認しておく。孤立の捉え方についてさまざまな立場があるが、以下では石田（2013: 37-39）を参考に次のように整理しておきたい⁽¹⁾。

まず、孤立は「孤独」とは異なった現象である。端的にいえば、孤立とは「人間関係を喪失した状態」のことであり、孤独とは「人間関係の欠損または消失により生じる否定的な意識」のことを指す。つまり、孤立状態から生まれる、「寂しさ」や「やるせなさ」といった意識が孤独だということである。したがって、孤立は客観的な現象であり、主観的な現象である孤独とは異なるといえる⁽²⁾。

2.2 社会関係の量的な乏しさとしての孤立

それでは、「人間関係を喪失した状態」とは具体的にはどのような状態だろうか。まず考えられるのが、「人づきあいが極端に少ない」状態である。家族や親戚、友人、近所の人などとの付き合いが極端に少ない、あるいは家族や友人などがいない人のことを「孤立している」と捉えることに異論は少ないだろう。換言すれば、社会関係が量的に乏しい状態のことを孤立状態とみなすのである。

Durkheim（1897=1985）以来の自殺の社会学的研究は、他者との結びつきこそが、人々を自殺から保護する要因であると繰り返し主張してきた⁽³⁾（Stack 2000b; Wray et al. 2011）。今日においても、配偶者がいないこと（Kposowa 2000）、同居家族がいないこと（Denney 2010）、友人がいないこと（Bearman and Moody 2004）、友人との付き合いの頻度が少ないこと（森田 2008）は、自殺の危険性と結びついていることが明らかにされている。これらの知見をふまれば、社会関係の量的な乏しさは、自殺の危険性の高さとは結びついているといえるだろう。

2.3 社会的サポートの欠如としての孤立

もう1つの考え方は、「困ったときに助けてくれる人がいない」状態を孤立と捉える。言い換えれば、他者からの社会的サポートを得られない状態を孤立とみなすのである。

社会的サポートとは、「対人関係からもたらされる、手段的・表出的な機能をもった援助」

(1) 孤立の定義については、阿部（2014）も参照。

(2) 孤独感と自殺との関連については、平光（2015）を参照。

(3) この主張とは反対に、自殺の伝染に関する研究は、他者との結びつきこそが自殺のリスク要因であることを指摘している（Abrutyn and Mueller 2014；平野 2018）。

のことである(稲葉 1992: 67)。手段的援助とは、お金を貸すとか何かの手伝いをするようなサポートを指し、道具的サポート (instrumental support) とも呼ばれる。表出的援助とは、悩み事を相談するとか自分を評価してくれるというようなサポートを指し、情緒的サポート (emotional support) とも呼ばれる。

また、社会的サポートには、サポートの利用可能性を問う概念である「認知されたサポート (perceived support)」と、実際にサポートを受けとった経験を問う概念である「受け取られたサポート (received support)」に区分される(稲葉 1998)。

前述の通り、社会的サポートが自殺の危険性に与える影響を明らかにした研究は多いとはいえないが、海外では親 (Thorlindsson and Bjarnason 1998) からの情緒的・道具的サポートの利用可能性の高さが青少年の自殺念慮と自殺企図を抑制することが報告されている。日本においても、社会的サポートの利用可能性の高さが自殺を抑制すること (Poudel-Tandukar et al. 2011)、そして実際に受け取られた情緒的・道具的サポートが高齢者の自殺念慮を抑制することが報告されている (Noguchi et al. 2014)。ここから、社会的サポートの欠如もまた、自殺の危険性の高さとは結びついているといえるだろう。

2.4 分析課題の提示

このように、孤立にはさまざまな定義があり、「研究の目的に応じた指標の作成が重要であり、無理な統一は避けるべき」であろうと思われる(石田 2013: 38)。

この点をふまえたうえで、本稿では孤立を「困ったときに、頼りになる人がいない状態」として定義する。つまり、他者から社会的サポートを得られない状態を孤立とするのである。その理由として、第1に、この意味での孤立と自殺の関係が十分に明らかになっていないことがあげられる。第2に、孤立している人とそうでない人を簡単に区別することができるというメリットがある。第3に、より深刻な状況にある人々を把握できるというメリットもある。単純に人づきあいが少ないことよりも、誰の助けも得られない孤立無援の状態の方が、状況としてより深刻だろう。

また、「認知されたサポート」と「受け取られたサポート」のうち、本稿では後者に焦点をあてる。先行研究ではNoguchi et al. (2014) が後者に注目していたが、高齢者に分析対象が限定されている。そのため、受け取られたサポートの欠如が高齢者以外に与える影響は十分に明らかになっていないとはいえない。

したがって、以下では孤立を「社会的サポートが実際に欠如している状態」として捉え、分析を進めていく。社会的サポートとしては、情緒的サポートと道具的サポートの2つに注目する。検討する仮説は以下の通りである。

仮説1：情緒的サポートが欠如している者は、サポートを受けている者よりも、自殺の危険性

が高い。

仮説2：道具的サポートが欠如している者は、サポートを受けている者よりも、自殺の危険性が高い。

3 データ・変数・方法

3.1 データ

分析に使用するデータは、「生活と意識に関する全国調査」によって得られたデータである。この調査は、2016年1～3月に日本リサーチセンターによって実施された郵送質問紙調査である。対象者は、全国に居住する20～79歳の男女4,500名である。対象者は、住民基本台帳による母集団構成比に合わせて、日本リサーチセンターの保有する郵送調査パネルから性別・年齢層・地域・市郡規模別に抽出された。有効回答数は2,023票（有効回収率：45.0%）であった。

なお、分析には使用するすべての変数に欠損値のない1,698ケースを用いる。

3.2 従属変数

自殺の危険性を示す指標として、自殺念慮を用いる。自殺念慮は、自殺のリスク要因として知られており（Nock et al. 2012=2015）、また自殺という社会調査データでは把握することが難しい現象にアプローチするさいの代理指標として自殺の社会学で広く用いられている（Thorlindsson and Bjarnason, 1998; 森田 2008; Abrutyn and Mueller 2014）。

従属変数は、過去1年間の自殺念慮である。「過去1年の間に、自殺をしたいと考えたことがあるか」という質問に対し、「あった」という回答を「過去1年の自殺念慮あり」とし、「ここ1年はないが、それ以前はあった」と「これまで一度もない」を「過去1年の自殺念慮なし」とした。

表1に示した通り、過去1年に自殺念慮を経験した者は、全体の4.4%である。「ここ1年は無かったがそれ以前はあった」は19.4%であり、「過去1年間にあった」と合計すると、分析対象者の23.8%は、これまでの人生で一度は自殺念慮を経験している計算になる。

表1 自殺念慮の分布

過去1年間の自殺念慮	度数	%
あった	75	4.4
以前にはあった	330	19.4
これまで一度もない	1,293	76.2
合計	1,698	100.0

なお、厚生労働省の「平成28年度自殺対策に関する意識調査」でも、ほぼ同様の結果が得られている。同調査は全国に居住する20歳以上の男女2,019人に類似の質問項目（「あなたは、

これまでの人生のなかで、本気で自殺したいと考えたことがありますか)で自殺念慮の経験を尋ねている。調査の結果、過去1年間に自殺念慮を経験した者は4.5%、これまでの人生で自殺念慮を経験した者は23.6%にのぼることが明らかになっている。

3.3 独立変数

独立変数は孤立である。上記の通り、本稿では情緒的サポートおよび道具的サポートの欠如を孤立状態とみなす。情緒的サポートについては、過去1年間の「悩みや心理的な問題が生じたとき」の相談相手として、「頼りにできる人はいなかった」と答えた者を「孤立（情緒的サポートなし）」、誰かを頼った層を「非孤立（情緒的サポートあり）」とした。道具的サポートについては、過去1年間の「経済的な問題が生じたとき」の相談相手として、「頼りにできる人はいなかった」と答えた者を「孤立（道具的サポートなし）」、誰かを頼った者を「非孤立（道具的サポートあり）」とした。なお、いずれの質問についても、サンプルサイズの減少を防ぐため、「そのような状況は経験しなかった（不必要）」と回答した者も分析に加える。

それでは、今回の調査対象者において孤立者はどの程度、存在するのだろうか。表2によれば、情緒的サポートが欠如している孤立者は全体の3.6%、道具的サポートが欠如している孤立者は全体の4.8%を占めていることがわかる。

表2 孤立の分布

	度数	%
情緒的サポート		
あり（非孤立）	1,310	77.2
なし（孤立）	61	3.6
不必要	327	19.3
道具的サポート		
あり（非孤立）	799	47.1
なし（孤立）	81	4.8
不必要	818	48.2

n = 1,698

注) まるめのために、総計が100%にならない。

3.4 その他の変数

孤立が自殺念慮に与える影響を明らかにするためには、2つの変数それぞれに影響を与える変数（第3変数）を統制する必要がある。これまでの研究では、性別、年齢、居住地域、所得（相対的貧困）、社会関係、主観的健康が孤立の規定要因であることが明らかにされてきたが（石田 2011；伊達 2013；永吉 2017）、これらの要因は自殺にも影響を与えると想定される（Stack

2000a, 2000b; 高橋 2009; Wray et al. 2011)。このほか、学歴、職業という基本的属性も分析に用いる。

具体的には、性別（女性ダミー）、年齢、居住地域（郡部ダミー）、学歴（高等教育ダミー）、職業（有職ダミー）、所得（相対的貧困ダミー）、社会関係を示す諸変数（配偶関係、家族人数、信仰する宗教、組織・活動への参加、社会的交流の頻度）と主観的健康を用いる⁽⁴⁾。各変数の詳細については表3を、記述統計量については表4を参照のこと。

3.5 方法

まず、クロス表の分析により、孤立と自殺念慮の関連を確認する。そのうえで、全ての変数を投入した多変量解析をおこない、孤立が自殺念慮に与える影響を明らかにする。従属変数である自殺念慮は二値をとるカテゴリカル変数であるため、二項ロジスティック回帰分析による分析をおこなう。分析にはStata ver. 15を用いた。

なお、先行研究では、男女で自殺の規定要因が異なる可能性が示唆されている（Kposowa 2000; 森田 2008）。しかしながら、従属変数である自殺念慮と独立変数である孤立の度数がともに小さいため、本稿では男女別分析はおこなっていない⁽⁵⁾。以下では男女をあわせたデータの分析をおこなう。

4 分析結果

4.1 基礎的分析の結果

まずはクロス表の分析から、孤立と自殺念慮の関連を確認する。表5には情緒的サポートと自殺念慮のクロス表を示している。ここから、孤立者の24.6%が自殺念慮を抱いているのに対し、非孤立者ではわずか4.1%しか自殺念慮を抱いていないことがわかる。自殺念慮の経験率に実に約6倍の差が確認できる。

(4) 相対的貧困とは、可処分所得の中央値の半分の額（貧困線）を下回る等価可処分所得しか得ていない状態を指す。「平成28年度国民生活基礎調査」(厚生労働省)によれば、貧困線は122万円であったため、本稿では等価世帯所得が122万円未満の層を相対的貧困とした。

(5) 過去1年間の自殺念慮の経験がある者は、わずか75ケースに過ぎない。このように、従属変数の度数が小さい場合、通常のロジスティック回帰分析では係数にバイアスが生じる可能性がある指摘されている（King and Zeng 2001）。そこで、King and Zeng (2001) が提唱したレアイベント・ロジスティック回帰分析による分析もおこなったが、結果に大きな変化は見られなかった。したがって、本稿の分析結果は比較的頑健であると考えられる。

表3 変数の概要

変数名		概要
従属変数	自殺念慮	「過去1年の間に、自殺をしたいと考えたことがあるか」に対し、「あった」を「過去1年の自殺念慮あり」(=1)、「ここ1年はなかったが、それ以前はあった」と「なかった」を「過去1年の自殺念慮なし」(=0)とした。
独立変数	孤立	過去1年間の「悩みや心理的な問題が生じたとき」の相談相手として、「頼りにできる人はいなかった」を「孤立」、誰かを頼った者を「非孤立」(参照カテゴリー)とした。分析には、「そのような状況は経験しなかった(不必要)」も加えた。
	(a) 情緒的サポート	過去1年間の「悩みや心理的な問題が生じたとき」の相談相手として、「頼りにできる人はいなかった」を「孤立」、誰かを頼った者を「非孤立」(参照カテゴリー)とした。分析には、「そのような状況は経験しなかった(不必要)」も加えた。
	(b) 道具的サポート	過去1年間の「経済的な問題が生じたとき」の相談相手として、「頼りにできる人はいなかった」を「孤立」、誰かを頼った者を「非孤立」(参照カテゴリー)とした。分析には、「そのような状況は経験しなかった(不必要)」も加えた。
	性別	女性に1、男性に0を割り当てたダミー変数。
	年齢	年齢を20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代、70歳代に分け、20歳代を参照カテゴリーとした。
	居住地域	郡部(町・村)居住に1、それ以外に0を割り当てたダミー変数。
	学歴	最終学歴が高等教育卒(短大・高専・大学・大学院卒)に1、それ以外に0を割り当てたダミー変数。
	職業	有職に1、無職に0を割り当てたダミー変数。
	所得	等価世帯所得を122万円未満(相対的貧困)、122万円以上、無回答・わからないに分け、122万円以上を参照カテゴリーとした。
	配偶関係	配偶関係を有配偶、未婚、離別・死別に分け、有配偶を参照カテゴリーとした。
その他の変数	家族人数	家族の人数を用いた(本人含む)。
	信仰する宗教	「あなたご自身は、なにか宗教を信仰していますか」という質問に対し、「信仰している」「とくに信仰していないが、家の宗教はある」を「信仰する宗教あり」(=1)とし、「信仰していない」を「信仰する宗教なし」(=0)とした。
	組織・活動への参加	「あなたは、過去1ヵ月の間に、自治会、PTA、労働組合、趣味のグループ、市民活動団体などの何らかの組織で、どのくらい無償で活動しましたか」という質問に対し、0時間と回答した者を「組織・活動への参加なし」(=1)とし、それ以外の回答を「組織・活動への参加あり」(=0)とした。
	社会的交流	過去1か月間の「人(家族を含む)と会ったり、一緒に出かけたりする」頻度と、「人(家族を含む)と電話で話したり、メールしたりする」頻度を尋ね、その平均値を3分位数にもとづき低群・中群・高群にわけ、参照カテゴリーは高群である。
	主観的健康	「非常に良い」を10点、「非常に悪い」を1点とした連続変数。

表4 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
過去1年間の自殺念慮	.044	.206	0	1
情緒的サポート				
非孤立	.771	.420	0	1
孤立	.036	.186	0	1
不必要	.193	.394	0	1
道具的サポート				
非孤立	.471	.499	0	1
孤立	.048	.213	0	1
不必要	.482	.500	0	1
性別 女性	.544	.498	0	1
年齢				
20歳代	.098	.297	0	1
30歳代	.140	.347	0	1
40歳代	.190	.392	0	1
50歳代	.176	.381	0	1
60歳代	.242	.428	0	1
70歳代	.154	.361	0	1
居住地域 郡部(町・村)	.087	.282	0	1
学歴 高等教育卒	.422	.494	0	1
職業 有職	.712	.453	0	1
所得				
122万円未満(相対的貧困)	.067	.250	0	1
122万円以上	.807	.395	0	1
わからない・無回答	.126	.332	0	1
配偶関係				
有配偶	.733	.443		
未婚	.163	.369	0	1
離別・死別	.105	.306	0	1
家族人数	3.299	1.459	1	11
信仰する宗教 あり	.401	.490	0	1
組織・活動への参加 なし	.366	.482	0	1
社会的交流				
低群	.296	.457	0	1
中群	.365	.482	0	1
高群	.339	.473	0	1
主観的健康	6.734	2.074	1	10

n = 1,698

表5 情緒的サポートと自殺念慮

情緒的サポート	過去1年間の自殺念慮					
	あり		なし		合計	
	度数	%	度数	%	度数	%
非孤立	54	4.1	1,256	95.9	1,310	100.0
孤立	15	24.6	46	75.4	61	100.0
不必要	6	1.8	321	98.2	327	100.0
合計	75	4.4	1,623	95.6	1,698	100.0

カイ二乗値 = 64.233 ($p < .01$) クラマーの $V = .195$

表6 道具的サポートと自殺念慮

道具的サポート	過去1年間の自殺念慮					
	あり		なし		合計	
	度数	%	度数	%	度数	%
非孤立	34	4.3	765	95.7	799	100.0
孤立	17	21.0	64	79.0	81	100.0
不必要	24	2.9	794	97.1	818	100.0
合計	75	4.4	1,623	95.6	1,698	100.0

カイ二乗値 = 56.933 ($p < .01$) クラマーの $V = .183$

続いて、表6には道具的サポートと自殺念慮のクロス表を示している。ここから、孤立者の21.0%が自殺念慮を抱いているのに対し、非孤立者では4.3%に過ぎないことがわかる。自殺念慮の経験率に約5倍の差が確認できる。

このように、クロス表の分析からは、社会的に孤立している人々は、自殺念慮の経験率が高いことがわかった。

4.2 孤立が自殺念慮に与える影響

それでは、すべての変数の効果を統制しても、孤立は自殺念慮に影響を与えているのだろうか。自殺念慮を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析をおこない、その結果を表7に示した。

まず、情緒的サポートの係数を確認すると、孤立が1%水準で有意な正の値を示している。これは情緒的サポートが得られず孤立している人々は、孤立していない人々よりも、自殺念慮を抱きやすいことを意味している。オッズ比は3.864であり、孤立層は非孤立層よりも3.9倍も自殺念慮を抱きやすいということである。

表7 自殺念慮の規定要因についての二項ロジスティック回帰分析の結果

変数	係数	標準誤差	オッズ比
情緒的サポート			
非孤立 (参照)			
孤立	1.352**	.432	3.864
不必要	-.505	.475	.603
道具的サポート			
非孤立 (参照)			
孤立	.966*	.421	2.627
不必要	-.192	.296	.826
性別 女性	.419	.269	.419
年齢			
20歳代 (参照)			
30歳代	-.884 †	.453	.413
40歳代	-1.201*	.494	.301
50歳代	-1.209*	.517	.298
60歳代	-1.510**	.563	.221
70歳代	-1.205 †	.627	.300
居住地域 郡部 (町村)	.262	.408	1.300
学歴 高等教育卒	-.052	.272	.949
職業 有職	.064	.307	1.066
所得			
122万円未満 (相対的貧困)	.692	.429	1.998
122万円以上 (参照)			
わからない・無回答	.181	.345	1.198
配偶関係			
有配偶 (参照)			
未婚	.235	.399	1.265
離別・死別	-.278	.468	.758
家族人数	.039	.089	1.040
信仰する宗教：あり	-.163	.287	.850
組織・活動への参加：なし	-.050	.287	.951
社会的交流			
低群	.358	.351	1.430
中群	.430	.317	1.537
高群 (参照)			
主観的健康	-.205**	.062	.815
切片	-1.605*	.796	-1.605
model カイ二乗	89.960**		
McFaddenのR ²	.146		

$n = 1,698$. ** $p < .01$; * $p < .05$; † $p < .1$

次に、道具的サポートの係数を確認すると、孤立が5%水準で有意な正の値を示している。これは道具的サポートが得られず孤立している者は、孤立していない者よりも、自殺念慮を抱きやすいことを意味している。オッズ比は2.627であり、孤立層は非孤立層よりも2.6倍も自殺念慮を抱きやすいということである。

このほかの変数の係数を確認すると、年齢と主観的健康が有意な値を示している。年齢の各カテゴリーは負の値を示しており、これは20歳代よりも他の年齢カテゴリーは自殺念慮を抱きにくいということを意味している。同様に主観的健康も負の値を示しており、自身の健康状態を良いと評価する者ほど自殺念慮を抱きにくいことを意味している。

以上の結果から、「仮説1：情緒的サポートが欠如している者は、サポートを受けている者よりも、自殺の危険性が高い」と「仮説2：道具的サポートが欠如している者は、サポートを受けている者よりも、自殺の危険性が高い」は支持されたといえる。また、オッズ比を比較すると、情緒的サポートの欠如の方が、道具的サポートの欠如よりも自殺念慮に強い影響を与えているようである。

5 議論

社会関係と自殺との関係を問うことは、自殺の社会学的研究における重要な課題の1つである (Durkehim 1897=1985; Stack 2000b; Wray et al. 2011)。これまでの研究は、配偶者や友人がいないことなど特定の社会関係の欠如や、友人付き合いの少なさなど社会的交流の頻度と自殺の危険性との関連を検討してきた。これらの先行研究に対して、本稿は社会的サポートの欠如を孤立と定義し、自殺念慮に与える影響を検討した。

分析の結果、情緒的サポートが欠如している者は、サポートを得ている者よりも、3.9倍も自殺念慮を抱きやすいことがわかった。同様に、道具的サポートが欠如している者は、サポートを得ている者よりも、2.6倍も自殺念慮を抱きやすいことがわかった。社会的サポートの欠如は、人々の自殺の危険性に無視できないほど大きな影響を与えているといえる。すなわち、孤立者は非孤立者よりも自殺の危険性が高いのである。

この結果は、従来の社会関係と自殺についての研究枠組みに再考を促すものである。つまり、自殺の社会关系的要因を正確に理解するためには、特定の社会関係の有無や社会的交流の頻度など社会関係の量的側面だけに注目するだけでは不十分ということである。健康の社会的要因に関する研究では、社会関係のさまざまな側面と健康状態の関係が検討されている (Umberson and Montez 2010; 杉澤・近藤 2015)。自殺の社会学的研究もまた、社会関係の多様な側面と自殺の危険性との関係を明らかにしなくてはならない⁽⁶⁾。

(6) 社会的サポートの欠如の効果は検討されていないものの、青少年のネットワーク構造が自殺の危険性に与える影響を精緻に検討した Bearman and Moody (2004) は今後のモデルとすべき調査研究であるといえる。

そもそも、多くの社会関係を保有し、頻繁に他者と交流していたとしても、困ったときに助けてくれる人が誰もいないということは十分に考えられる。事実、石田（2011）は全国規模の社会調査データであるJGSS-2003を用いて、心配事や悩み事を相談する人がいない者のうち、実に9割以上は家族と同居しているという事実を報告している。つまり、彼ら彼女らの大多数は家族がいないわけではなく、家族がいるにもかかわらず、「孤立」しているのである。このような事実をふまえれば、社会関係と自殺研究においても、孤立（社会的サポートの欠如）という要因により一層の注意が払わなければならないだろう。

また、本稿から得られた知見に基づけば、今後の自殺動向には注意が必要であるといえる。孤立者の背景を検討した研究によれば、孤立の規定要因として、年齢の高さ（伊達 2013）や無配偶（石田 2011）であることを指摘している。ここから、高齢化や未婚化・非婚化の趨勢は、孤立者の増加を導くことが予想される。孤立と自殺の危険性との関連が頑健かつ長期的に安定的であるとすれば、孤立者の増加は自殺の増加を引き起こす可能性は否定できない。もちろん、マクロな自殺動向に影響を与える要因は多様であり（澤田ほか 2013；柴田 2014）、自殺動向の変化については慎重な分析が必要である。しかしながら、社会から孤立する人々をいかに減らすかという点が、今後の自殺動向にとって重要であると指摘することは許されるだろう⁽⁷⁾。

以上のように、孤立は自殺念慮と密接に関連しており、今後の研究でも孤立という要因に注目することが求められる。ただし、本稿の知見はあくまでも自殺念慮についてのものであり、自殺企図や自殺既遂にも一般化できるかはさらに検討する必要がある。また、本稿で分析したデータはクロスセクショナルデータであり、孤立と自殺念慮とのあいだには関連（相関）があるということしか明らかになっていない。「社会から孤立することによって、自殺念慮を抱きやすくなる」という因果関係を主張するためには、パネルデータの収集などの試みが求められよう。

付記

本稿は科学研究費助成事業（若手研究B）「私的/公的サポートがwell-beingに与える影響に関する実証的研究」による研究成果の一部である。データの使用については研究代表者の許可を得た。記して感謝したい。

文献

- 阿部彩, 2014, 「包摂社会の中の社会的孤立：他県からの移住者に注目して」『社会科学研究』65(1): 13-29.
- Abrutyn, Seth, and Anna S. Mueller, 2014, "Are Suicidal Behaviors Contagious in Adolescence?: Using Longitudinal Data to Examine Suicide Suggestion," *American Sociological Review*, 79(2): 211-27.

(7) とはいえ、孤立を予防もしくは抑止することが本当に望ましいかどうかは、議論の分かれるところである。この点については、石田（2015）を参照。

- Bearman, Peter S., and James Moody, 2004, "Suicide and Friendships Among American Adolescents," *American Journal of Public Health*, 94(1): 89-95.
- 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General Social Surveys 研究論文集』13: 67-79.
- Denney, Justin T., 2010, "Family and Household Formations and Suicide in the United States," *Journal of Marriage and Family*, 72(1): 202-13.
- Durkheim, Émile, 1897, *Le Suicide: étude de sociologie*, Paris: Alcan. (= 1985, 宮島喬訳『自殺論』中央公論新社.)
- Hawton, Keith, and Kees van Heeringen, 2009, "Suicide," *Lancet*, 373: 1372-81.
- 平光良充, 2015, 「孤独感による自殺死亡と同居人の有無の関連」『厚生指標』62(6): 16-9.
- 平野孝典, 2018, 「自殺は伝染するか? ——自殺念慮の計量分析から」『桃山学院大学社会学論集』51(2): 125-50.
- 稲葉昭英, 1992, 「ソーシャル サポート研究の展開と問題」『家族研究年報』17: 67-78.
- , 1998, 「ソーシャル・サポートの理論モデル」松井豊・浦光博編『人を支える心の科学』誠信書房, 151-75.
- 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.
- , 2015, 「個人化社会における孤立と孤立死」鈴木宗徳編『個人化するリスクと社会——ベック理論と現代日本』勁草書房, 188-220.
- King, Gary and Langche Zeng, 2001, "Logistic Regression in Rare Events Data," *Political Analysis*, 9: 137-63.
- Kposowa, Augustine J., 2000, "Marital Status and Suicide in the National Longitudinal Mortality Study," *Journal of Epidemiology & Community Health*, 54: 254-61.
- 森田次朗, 2008, 「自殺願望の規定要因に関する一考察——JGSS-2006データによる分析」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』7: 107-19.
- 永吉希久子, 2017, 「非家族ネットワーク喪失の規定要因におけるジェンダー差」『理論と方法』2(1): 114-26.
- Nock, Matthew K., Guilherme Borges, and Yutaka Ono eds., 2012, *Suicide: Global Perspectives from the WHO World Mental Health Surveys*, Cambridge; Cambridge University Press. (= 2015, 坂本律訳『世界自殺統計——研究・臨床・施策の国際比較』明石書店.)
- Noguchi, Masayuki, Toshihide Iwase, Etsuji Suzuki, Yoko Kishimoto and Soshi Takao, 2014, "Social Support and Suicidal Ideation in Japan: Are Home Visits by Commissioned Welfare Volunteers Associated with a Lower Risk of Suicidal Ideation among Elderly People in the Community?," *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 49: 619-27.
- Poudel-Tandukar K, Akiko Nanri, Tetsuya Mizoue, Yumi Matsushita, Yoshihiko Takahashi et al., 2011, "Social Support and Suicide in Japanese Men and Women - the Japan Public Health Center (JPHC)-Based Prospective Study," *Journal of Psychiatric Research*, 45(12): 1545-550.
- 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.
- 柴田悠, 2014, 「自殺率に対する積極的労働市場政策の効果」『社会学評論』65(1): 116-33.
- Stack, Steaven, 2000a, "Suicide: A 15-Year Review of the Sociological Literature Part I: Cultural and Economic Factors,"

Suicide & Life-Threatening Behavior, 30(2): 145-62.

———, 2000b, "Suicide: A 15-Year Review of the Sociological literature Part II: Modernization and Social Integration Perspectives," *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 30(2): 163-76.

杉澤秀博・近藤尚己, 2015, 「社会関係と健康」川上憲人・橋本英樹・近藤尚己編『社会と健康——健康格差解消に向けた統合科学的アプローチ』東京大学出版会, 209-32.

高橋祥友, 2009, 『新訂増補 自殺の危険』金剛出版.

Thorlindsson, Thorolfur, and Thoroddur Bjarnason, 1998, "Modeling Durkheim on the Micro Level: A Study of Youth Suicidality," *American Sociological Review*, 63(1): 94-110.

Umberson, Debra, and Jennifer Karas Montez, 2010, "Social Relationships and Health: A Flashpoint for Health Policy," *Journal of Health and Social Behavior*, 51(S): S54-S66.

Wray, Matt, Cynthia Colen, and Bernice Pescosolido, 2011, "The Sociology of Suicide," *Annual Review of Sociology*, 37: 505-28.