

4.2. 個人を単位とした主観的健康の規定要因に関する分析

本研究では、被説明変数の主観的健康が5段階の順序のついたカテゴリ変数であることから、そのようなデータをうまく取り扱うことができる順序ロジット分析を行う。説明変数として性別、年齢、世帯員数、1人当たり家計支出、持ち家、自覚症状の有無を投入する。

変数の概要は表6に示すとおりである。また、変数の記述統計量を表7に示している。

表6 変数の概要

変数名	調査票	質問番号	質問の内容	変数の内容
主観的健康	健康票	質問	「あなたの現在の健康状態」	よい=5、まあよい=4、ふつう=3、あまりよくない=2、よくない=1
性別	世帯票	II 質問3	「男性・女性」	男性=1、女性=0
年齢(5歳-14歳)	健康票	(実数)		5歳以上14歳以下=1、それ以外=0
年齢(15歳-24歳)	健康票			15歳以上24歳以下=1、それ以外=0
年齢(25歳-34歳)	健康票			25歳以上34歳以下=1、それ以外=0
年齢(35歳-44歳)	健康票			35歳以上44歳以下=1、それ以外=0
年齢(45歳-54歳)	健康票			45歳以上54歳以下=1、それ以外=0
年齢(55歳-64歳)	健康票			55歳以上64歳以下=1、それ以外=0
年齢(65歳-)	健康票			65歳以上=1、それ以外=0
世帯員数(1人)	世帯票	I 質問1	「ふだん一緒にお住まいで、生計を共にされている方」(回答者含む)	1人=1、それ以外=0
世帯員数(2人)	世帯票	I 質問1		2人=1、それ以外=0
世帯員数(3人)	世帯票	I 質問1		3人=1、それ以外=0
世帯員数(4人)	世帯票	I 質問1		4人=1、それ以外=0
世帯員数(5人)	世帯票	I 質問1		5人=1、それ以外=0
世帯員数(6人以上)	世帯票	I 質問1		6人以上=1、それ以外=0
家計支出(5万円以下)	世帯票	I 質問5	「平成19年5月中の世帯の方全員の支出金額の合計額」/世帯員数	5万円未満=1、それ以外=0
家計支出(5万円以上10万円未満)	世帯票	I 質問5		5万円以上10万円未満=1、それ以外=0
家計支出(10万円以上15万円未満)	世帯票	I 質問5		10万円以上15万円未満=1、それ以外=0
家計支出(15万円以上)	世帯票	I 質問5		15万円以上=1、それ以外=0
持ち家	世帯票	I 質問3	「住まいの住居」	あり=1、なし=0
就業	世帯票	II 質問11	「平成19年5月中の仕事の状況」	あり=1、なし=0
自覚症状	健康票	質問2	「ここ数日、病気やけがなどで体の具合の悪いところ(自覚症状)」	あり=1、なし=0
健診受診	健康票	質問11	「過去1年間に、健診等(健康診断、健康診査及び人間ドック)を受けたこと」	あり=1、なし=0

表7 記述統計量

変数名	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
主観的健康	522,181	2.565	1.022	1	5
性別	624,168	0.481	0.500	0	1
年齢(5歳-14歳)	624,168	0.099	0.298	0	1
年齢(15歳-24歳)	624,168	0.097	0.296	0	1
年齢(25歳-34歳)	624,168	0.118	0.323	0	1
年齢(35歳-44歳)	624,168	0.127	0.333	0	1
年齢(45歳-54歳)	624,168	0.131	0.337	0	1
年齢(55歳-64歳)	624,168	0.154	0.361	0	1
年齢(65歳-)	624,168	0.228	0.420	0	1
世帯員数(1人)	624,168	0.086	0.280	0	1
世帯員数(2人)	624,168	0.210	0.407	0	1
世帯員数(3人)	624,168	0.227	0.419	0	1
世帯員数(4人)	624,168	0.233	0.423	0	1
世帯員数(5人)	624,168	0.129	0.335	0	1
世帯員数(6人以上)	624,168	0.116	0.320	0	1
家計支出(5万円以下)	504,376	0.012	0.109	0	1
家計支出(5万円以上10万円未満)	504,376	0.543	0.498	0	1
家計支出(10万円以上15万円未満)	504,376	0.220	0.414	0	1
家計支出(15万円以上)	504,376	0.225	0.417	0	1
持ち家	624,168	0.764	0.425	0	1
就業	524,176	0.599	0.490	0	1
自覚症状	588,015	0.346	0.476	0	1
健診受診	463,304	0.647	0.478	0	1

個人を単位として順序ロジット分析を行った結果が表8に示したものである。表中では変数それぞれのオッズ比を記載している。

すべての年齢を対象とした分析では、性差に注目してみると男性の方が女性よりも主観的健康は良く、オッズ比をみるとカテゴリーが1つ上がる確率は女性の1.017倍となっている。

加齢は主観的健康に悪い影響を与えており、65歳以上と比べて、若い方が6.942から1.379倍の間でカテゴリーが上がる確率は高くなっており、その値は若ければ若いほど大きくなっている。

家族の状況は世帯員の数が6人以上いるのと比べて、3人以下の場合はそれぞれのカテゴリーにおいて主観的健康が悪くなっている。ただし、4人と5人の場合は、6人以上の場合と変わらない。

経済状況は一人当たりの家計支出が、15万円以上と比べて低い時、すべてのカテゴリーで主観的健康のカテゴリーが上がる確率は0.890から0.927倍の間で1より小さくなっているため主観的健康

は悪化する。

家計の資産状況について、住居が持ち家の場合はそうでない場合と比べて、主観的健康は良くなる確率は1.051倍高くなっている。

健康状態について、自覚症状がある方がないよりも良くなる確率が0.137倍となっており、主観的健康も悪くなっている。

次に、全ての年齢を対象とした分析では含めなかった、就業の有無・健診の受診の有無の変数を加え、25歳以上に対象を限定して順序ロジット分析を行った結果も表8に示してある。

性差について全ての年齢の結果とは異なり、男性の方が女性よりも主観的健康が悪く、オッズ比をみるとカテゴリーが1つ上がる確率は女性の0.927倍となっている。

年齢は全サンプルの分析と同様に、若ければ若いほど主観的健康は良くなっている。

家族の状況は世帯員の数が6人以上いるのと比べて、3人以下の場合はそれぞれのカテゴリーにおいて主観的健康が悪くなっている。ここでも、4人と5人の場合は、6人以上の場合と変わらない。

経済状況は一人当たりの家計支出が、15万円以上と比べて低い時、すべてのカテゴリーで主観的健康のカテゴリーが上がる確率は0.898から0.928倍の間で全サンプルの場合と同様、主観的健康は悪化する。

資産状況について住居が持ち家の場合はそうでない場合と比べて、主観的健康が1段階良くなる確率は1.042倍高くなっている。

健康状況について自覚症状がある方がないよりも、主観的健康1段階上がる確率は0.128倍となっており、主観的健康は悪くなっている。

就業状況は就業している人の方がしていない人よりも、1段階上がる確率は1.294倍で主観的健康が良くなっている。

過去1年の検診受診について、受診している方がしていない場合よりも1段階上がる確率は1.147倍で主観的健康は良くなっている。

表 8 推定結果 (順序ロジットモデル)

[主観的健康]	全サンプル		25歳以上サンプル	
	オッズ比	標準誤差	オッズ比	標準誤差
性別(男)	1.017 **	0.006	0.927 ***	0.007
年齢(5歳-14歳)	6.942 ***	0.103		
年齢(15歳-24歳)	2.733 ***	0.035		
年齢(25歳-34歳)	2.395 ***	0.029	2.051 ***	0.027
年齢(35歳-44歳)	2.014 ***	0.024	1.710 ***	0.022
年齢(45歳-54歳)	1.477 ***	0.016	1.238 ***	0.015
年齢(55歳-64歳)	1.379 ***	0.014	1.217 ***	0.013
世帯員数(1人)	0.916 ***	0.016	0.884 ***	0.017
世帯員数(2人)	0.956 **	0.014	0.954 **	0.016
世帯員数(3人)	0.936 ***	0.013	0.930 ***	0.015
世帯員数(4人)	0.996	0.014	0.988	0.017
世帯員数(5人)	0.991	0.015	0.980	0.019
家計支出(5万円以下)	0.920 **	0.027	0.913 **	0.031
家計支出(5万円以上10万円未満)	0.890 ***	0.009	0.898 ***	0.010
家計支出(10万円以上15万円未満)	0.927 ***	0.010	0.928 ***	0.011
持ち家	1.051 ***	0.009	1.042 ***	0.010
就業			1.294 ***	0.012
自覚症状	0.137 ***	0.001	0.128 ***	0.001
健診受診			1.147 ***	0.009
/cut1	-4.747	0.024	-4.711	0.027
/cut2	-2.386	0.021	-2.340	0.024
/cut3	0.499	0.021	0.573	0.023
/cut4	1.509	0.021	1.601	0.024
対数尤度	-425490		-346028	
サンプルサイズ	364285		295568	
尤度比検定量	111602.3 ***		81325.06 ***	
擬似決定係数	0.1159		0.1052	

推定に用いた説明変数はすべてダミー変数である。

年齢の基準カテゴリーは65歳以上。

世帯員数の基準カテゴリーは6人以上。

家計支出の基準カテゴリーは15万円以上。

***, **は、それぞれ0.1%, 1%水準で有意であることを示す。

D. 考察

同居家族の人数や就業状態は、社会的なネットワークを形成する環境条件となるものであり、これらの条件が整うようにしていくことは、主観的な健康という側面から検討しても重要な要素である。また、検診を受診することによって客観的健康状態を知ることができることになるが、受診することそのものが安心感を醸成し、主観的健康を高めうることも考えられる。そして、健康状態に悪いところがない人において主観的健康が高くなる確率がきわめて高い。悪いところがないと判断するためには受診を行う必要があることから、受診が円滑に行えるように環境整備をさらに整えていくことが重要である。

E. 結論

同居家族、経済状況、資産状況、住居形態、自覚症状、就業の有無、健診受診の有無などの検討されうる変数がすべて統計的に有意な結果として示された。また、仮説として考えられる方向の符号をとっており、これらの変数に関する政策は健康政策としても関連する事象として改めて検討すべきものであると言える。

【参考文献】

- 1) Cai, Lixin and Kalb, Guyonne (2006) Health status and labour force participation: evidence from Australia, *Health Economics*, vol.15, no.3, pp.241-261.
- 2) Salas, Christian (2002) On the empirical association between poor health and low socioeconomic status at old age, *Health Economics*, vol.11, no.3, pp.207-220.
- 3) Virtanen P.; Liukkonen, V.; Vahtera, J.; Kivimäki, M. and Koskenvuo, M. (2003) Health inequalities in the workforce: The labour market core-periphery structure, *International Journal of Epidemiology*, vol.32, no.6, pp.1015-1021.
- 4) 菅万理 (2009) 「日本の高齢者の健康格差に関する計量分析—老人保健制度の効果に注目して」『医療経済研究』 vol.20, no.2, pp.85-108.

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

(参考)

「あなたは現在、日常生活で悩みやストレスがありますか」(健康票 質問8)

表2 悩みやストレスの有無

悩み・ストレス	度数	比率(%)
ある	220,232	51.2
ない	209,760	48.8
合計	429,992	100.0

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査 平成19年度」をもとに作成

6つの精神的感覚に関する項目について「過去1か月の間はどのようであった」(健康票 質問9)

表3 過去1か月間の精神的感覚

(N=429,992, %)	いつも	たいてい	ときどき	少しだけ	まったくない	無回答
神経過敏に感じましたか	2.6	3.4	15.1	21.0	50.7	7.2
絶望的だと感じましたか	1.1	1.4	6.8	13.8	68.9	8.1
そわそわ、落ち着かなく感じましたか	0.9	1.7	9.7	19.4	60.3	8.1
気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか	1.5	2.7	12.2	21.8	54.3	7.6
何をするのも骨折りだと感じましたか	1.7	2.7	10.7	22.0	55.5	7.5
自分は価値のない人間だと感じましたか	1.4	1.4	7.0	14.4	68.1	7.7

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査 平成19年度」をもとに作成

世帯所得と世帯員の健康の関連を踏まえた
医療保障・所得保障施策の在り方に関する研究
—マルチレベル分析による孤立化の地域間解析—

研究分担者 濱野 強 島根大学プロジェクト研究推進機構 専任講師
研究分担者 藤澤 由和 静岡県立大学経営情報学部 准教授

研究要旨

孤立化における様々な政策を考える際に、個人のレベルにのみ焦点をあてるだけで十分であるのか、それとも集団レベルの特性や環境要因に関しても焦点をあてるべきなのであろうかという問いが存在する。こうした議論は、現状の孤立化対策の限界を克服しうる一助として新たに注目されつつある政策的な視座であり、これからの孤立化対策の具体的な展開を検討していくうえで大きな示唆を含んでいる。以上の背景に基づき本研究においては、いまだ定量的な検討が行われていない、社会的な孤立の町丁目間のばらつきについて実証的検証に基づき明らかにした。その結果、先行研究で指摘されてきた個人レベルの説明変数によって調整を行った後でも、町丁目間のばらつきが認められた。

A. 研究目的

現在、高齢者や若者の孤立に関する議論がなされ、社会的課題として関心を集めつつあるが、孤立化を生じせしめている要因としては、多種多様なものが考えられ、それらを定量的な知見に基づき論じた研究成果が近年明らかにされ始めている。ただし、多くの研究が、もっぱら個人要因（学歴、収入、健康問題など）などに焦点を置くものであり、孤立した個人が置かれている居住状況や地域環境などのいわゆる地域要因が及ぼす影響を踏まえて論じられた研究成果は未だ限られている。

その理由の一つには、「果たして地域間において孤立化の現状に差異が生じているのだろうか」という問いに対して、定量的な知見が示されていない現状が考えられる。そこで、本研究では、マルチレベル分析により、町丁目単位での孤立化の差異（ばらつき）に関して検討を行った。具体的には、社会的孤立を目的変数として、個人レベルの説明変数を調整したうえで、町丁目間において有意なばらつきが示されるかを検討することを通して、個人要因と地域要因の両軸に基づく社会的な孤立に関する検討の必要性を提起することを目的とした。

B. 研究方法

本研究では、「ソーシャル・キャピタルと健康の関係性に関する実証的研究基盤の確立とその展開の研究」（平成18年度～20年度科学研究費補助金（若手研究(A)）、研究代表者：藤澤由和）で収集した調査データに基づき検討を行った。したがって、本研究は、既存データの二次利用による研究である。調査は、日本を母集団とした町丁目単位でのサンプリングに基づき2008年3月に郵送調査法によって実施し、8,221名より回答を得た。

そこで、本研究では、性別、年齢、教育歴、世帯収入、居住年数、居住形態、主観的健康、同居家族の有無、日常生活における相談相手の有無、病気や怪我をした際に手助けをしてくれる相手の有無に関する質問について欠損値を有する回答者を除いた6,637名を分析対象とした。

（倫理面への配慮）

本研究は、調査データの二次利用によって研究を実施しており、介入を意図した研究ではない。したがって特定の個人に不利益、もしくは危険性が生じるものではない。また、動物を用いた実験を実施しないため、動物愛護上の配慮に関しても必要としない。なお、利用した個人データは、各個人に対してIDを割り振り、収集されたデータと個人情報とを連結することもない。

C. 研究結果

表1に分析対象者の特性を示した。性別は、男性3,347名（50.4%）、女性3,290名（49.6%）であった。年齢については、60歳代が最も多く1,867名（28.1%）であり、50歳代が1,228名（18.5%）、40歳代は847名（12.8%）の順であった。さらに、最終学歴では、高等学校と回答したものが2,851名（43.0%）であり、大学は1,712名（25.8%）、短大・高専は962名（14.5%）の順であった。世帯収入は、300万円～400万円未満の者が最も多く1,037名（15.6%）であり、200万円～300万円未満が1,033名（15.6%）、400万円～500万円未満が773名（11.6%）の順であった。居住年数は、21年以上が3,314名（49.9%）、6年～10年以下が723名（10.9%）、3年～5年以下が699名（10.5%）の順であった。居住形態は、持家（一戸建て）が4,096名（61.7%）、民間の借家が966名（14.6%）、持家（集合住宅）が743名（11.2%）の順であった。主観的健康の平均値（標準偏差）は、57.4±17.1点であった。

孤立については、「一人暮らし、かつ気軽に相談できる友人・知人がいない」と回答したものが615名（9.3%）であり、「一人暮らし、かつ病気やけがをした際に身の回りのことを手助けしてくれる友人・知人がいない」は675名（10.2%）であった。

表 1 分析対象者の特性

	n/mean	%/SD	range
孤立(相談)¹			
なし	6022	90.7%	
あり	615	9.3%	
孤立(病気)²			
なし	5962	89.8%	
あり	675	10.2%	
性別			
男性	3347	50.4%	
女性	3290	49.6%	
年齢			
30歳代未満	389	5.9%	
30歳代	775	11.7%	
40歳代	847	12.8%	
50歳代	1228	18.5%	
60歳代	1867	28.1%	
70歳代	1247	18.8%	
80歳代以上	284	4.3%	
教育歴			
中学校	915	13.8%	
高等学校	2851	43.0%	
短大・専門学校	962	14.5%	
大学	1712	25.8%	
大学院	197	3.0%	
世帯収入			
収入なし	171	2.6%	
100万円未満	294	4.4%	
100万円～200万円未満	555	8.4%	
200万円～300万円未満	1033	15.6%	
300万円～400万円未満	1037	15.6%	
400万円～500万円未満	773	11.6%	
500万円～600万円未満	638	9.6%	
600万円～700万円未満	417	6.3%	
700万円～800万円未満	471	7.1%	
800万円～900万円未満	267	4.0%	
900万円～1000万円未満	267	4.0%	
1000万円～1100万円未満	172	2.6%	
1100万円～1200万円未満	111	1.7%	
1200万円以上	431	6.5%	
居住年数			
1年未満	263	4.0%	
1年～2年	393	5.9%	
3年～5年	699	10.5%	
6年～10年	723	10.9%	
11年～15年	636	9.6%	
16年～20年	609	9.2%	
21年以上	3314	49.9%	
居住形態			
持家(一戸建て)	4096	61.7%	
持家(集合住宅)	743	11.2%	
民間の借家	966	14.6%	
給与住宅	130	2.0%	
公営の借家	547	8.2%	
借間、下宿	104	1.6%	
住み込み、寄宿舍、独身寮など	8	0.1%	
その他	43	0.6%	
主観的健康	57.4	17.1	0.0-100.0

¹ 一人暮らし、かつ気軽に相談できる友人・知人がいない

² 一人暮らし、かつ病気やけがをした際に身の回りのことを手助けしてくれる友人・知人がいない

表2に示した通り、孤立（相談）について見るとモデル1（説明変数で調整を行わないモデルでnullモデルとも呼ぶ）での町丁目間のばらつきは有意（ $p < 0.05$ ）であった（ $\sigma^2_{u0} = 0.77$ ）。また、モデル2では、性別、年齢、学歴、収入で調整してもなお町丁目間のばらつきは有意（ $p < 0.05$ ）であった（ $\sigma^2_{u0} = 0.27$ ）。さらに、モデル3では上記の変数に加えて、居住年数、居住形態、主観的健康を含むモデルにおいても町丁目間のばらつきは依然として有意（ $p < 0.05$ ）であった（ $\sigma^2_{u0} = 0.16$ ）

表 2 孤立（相談）の地域間のばらつき

	モデル 1	モデル 2	モデル 3
町丁目ばらつき (SE)	0.77 (0.13)	0.27 (0.08)	0.16 (0.06)

モデル 1：調整変数なし；モデル 2：性別、年齢、学歴、収入で調整；
 モデル 3：上記及び居住年数、居住形態、主観的健康で調整

表3には、孤立（病気）について同様に示した。全体の傾向は、孤立（相談）と同一であり、モデル1、モデル2、モデル3ともに、町丁目間のばらつきが有意（ $p < 0.05$ ）であることが認められた。

表 3 孤立（病気）の地域間のばらつき

	モデル 1	モデル 2	モデル 3
町丁目ばらつき (SE)	0.67 (0.11)	0.24 (0.07)	0.13 (0.05)

モデル 1：調整変数なし；モデル 2：性別、年齢、学歴、収入で調整；
 モデル 3：上記及び居住年数、居住形態、主観的健康で調整

D. 考察

本研究では、社会的な孤立化の現状が、個人の変数を調整した上でも、町丁目間におけるばらつきが認められるかに関して検討を行った。言い換えると、構成效果（compositional effect）を調整したうえで、文脈間のばらつき（contextual variation）が存在するかを検証したものであり、結果として、先行研究で指摘されてきた個人レベルの説明変数により調整を行った後でも、町丁目間のばらつきが認められた。本研究結果が示唆するところは、町丁目単位の何らかの集合的な特性が孤立化を引き起こしている可能性があり、こうした変数で調整することにより町丁目間のばらつきも減少することが考えられたのである。そうした意味で、今後の孤立化対策のあり方を検討するに当たっては、個人が置かれている現状にとどまらず、どのような集団に属しているのか（本研究では、居住している生活空間単位である町丁目を基に検討を行った）という視点が重要になることが考えられた。

今後は、経年データに基づく社会的な孤立化の現状を把握するとともに、個人レベルの要因や地域レベルの要因、さらには両レベル間の相互作用を踏まえて孤立化の現状とどのような関係にあるかという点に関してより踏み込んだ実証的検証を進めることで、政策的により有益、かつ頑強な知見が得られるものと期待される。

E. 結論

孤立化における様々な政策を考える際に、個人のレベルにのみ焦点をあてるだけで十分であるのか、それとも集団レベルの特性や環境要因に関しても焦点をあてるべきなのであろうかという問いが存在する。こうした議論は、現状の孤立化対策の限界を克服しうる一助として新たに注目されつつある政策的な視座であり、これからの孤立化対策の具体的な展開を検討していくうえで大きな示唆を含んでいる。本研究成果は、実証的な知見に基づき、こうした議論の重要性を初めて提起したものであり、今後は、本研究成果を発展させるべく個人―地域レベルのデータ構築とその解析が望まれる。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

世帯所得と世帯員の健康の関連を踏まえた 医療保障・所得保障施策の在り方に関する研究 —社会的孤立の規定要因に関する実証研究—

研究分担者 石田 祐 明石工業高等専門学校一般科目 講師
研究協力者 芦田 登代 大阪大学大学院国際公共政策研究科 博士後期課程

研究要旨

本研究では、社会的孤立が健康に及ぼす影響について検討を行った。その結果、社会的孤立の起こりやすさとして、①女性よりも男性の方が高まる、②有職者よりも無職の人の方が孤立指標の程度が高い、③所得分位のカテゴリーが1つ高くなるごと1.12ポイント程度低下することが明らかとなった。

A. 研究目的

本研究においては、孤立化の状況を確認したうえで、どのような属性の人が社会的に孤立しているのかを実証的に検討し、日本で進む社会的孤立化の実相の把握を試みることを目的とした。

B. 研究方法

本研究では、我々の調査研究プロジェクト（平成18年度～20年度科学研究費補助金若手研究（A）「ソーシャル・キャピタルと健康の関係性に関する実証的研究基盤の確立とその展開の研究」研究代表者：藤澤由和）において構築された調査データに基づき、社会的孤立の規定要因に関して検討を行った。

（倫理面への配慮）

「個人情報保護に関する法律」（平成17年4月1日全面施行）では、「報道」「著述」「学術研究」の目的で個人情報を取り扱う場合、個人情報取扱い事業者の義務等を定めた規定の適用が除外されているが、その一方でこれらの適用除外分野についても個人情報の適正な取扱いを確保するために必要な措置を自ら講じて公表するよう努めなければならないとされているため、本研究においては、研究代表者の責任のもとで、自主的、自立的に調査データを適切に扱うことを心がけた。

本研究は、調査データの二次利用により研究を実施することから、介入を意図した研究ではない。したがって特定の個人に不利益、もしくは危険性が生じるものではない。また、動物を用いた実験を実施しないため、動物愛護上の配慮に関しても必要としない。

C. 研究結果

1. 社会的孤立問題に対する政策・施策に関する現状把握

社会的孤立に関連すると考えられる施策として、ひとり親世帯を対象としたものには相談支援としての母子家庭等就業・自立支援センター、そして保育サービスや児童扶養手当などがある。また、失業者には相談支援としてハローワーク、給付サービスとしての職業訓練・職業紹介、失業給付、他にも子ども虐待への取り組みとして児童相談所や社会的養護、高齢者には年金相談センターや介護サービス、年金給付などが挙げられる。

近年、「社会的孤立」が問題視されるようになり、2007年には厚生労働省において「孤立死防止推進事業」（孤立死ゼロ・プロジェクト）という直接的な対策が、特に高齢者に関して講じられることとなった。モデル地域における見守り活動やネットワークづくりなどの取り組みを推進する事業を支援し、2008年に「高齢者等が一人でも安心して暮らせるコミュニティ作り推進会議（『孤立死』ゼロを目指して）」の報告がなされている。支援を望まない単身者の増加や居住形態の変化などを踏まえて、「孤立死」防止と高齢者虐待・認知症対策、さらに災害時の援護の対象として一体的に考えることおよび見守りシステムの開発や継続的な運用といったことが提言されている。

また、孤独死対策は高齢者福祉事業の中で実施されてきたが、地域福祉の視点に広げていくことが求められている。職の面からの社会的孤立の解消を目指しているものとして、緊急雇用創出事業の一環として行われている「パーソナル・サポート・サービス」が挙げられる。日常生活や経済的な自立を希望しながらも困難である者に対し、複雑に絡み合った問題の全体を受け止め、継続的に支援される。具体的には第1のセーフティネットとして失業時の所得保障である雇用保険、第2のセーフティネットとして緊急人材育成支援事業（雇用保険が受給できない者への職業訓練）、住宅手当などがあり、支援の横断的調整が実施されている。

2010年には、菅直人首相（当時）が就任演説において、「誰一人として排除されることのない社会の実現を目指す」ことを表明した。そして、「一人ひとりを包摂する社会」特命チームが設置され、「居場所と出番」のある社会を作り出すことを目的として、セーフティネットの強化を含めた社会的包摂を推進するための戦略（社会的包摂戦略）がまとめられた（首相官邸 website）。そこでは、従来実施されているパーソナル・サポート・サービスのモデル・プロジェクトが就労につながることを対象とされていたことを、震災の影響も踏まえて、高校中退者や稼働年齢ではなく就労にすぐにつなげることが適当でない者も対象者に含めてモデル事業を継続発展させることが課題であると示した。2011年4月には内閣府において社会的包摂推進室が設置され、また、2011年7月には東日本大震災復興対策本部から復興の基本方針として社会的包摂の実現として、社会的支援を必要とされる者に対して巡回相談などのアウトリーチによるニーズ把握や居場所づくり、寄り添い支援に関する先導的なモデルを構築することを表明している。

2. 先行研究

2. 1. 社会的孤立と諸要因

孤立 (isolation) と孤独 (loneliness) の定義がタウンゼントによって試みられており、社会的孤立は「家族やコミュニティとほとんど接触がないということ」という客観的な側面であり、孤独は「仲間付き合いの欠如あるいは喪失による好ましからざる感じをもつこと」という主観的な側面を捉えたものとされている。また、タウンゼントは社会的孤立を客観的に測定するために、「社会的接触」として得点化した。接触の強さや持続性までを問われていないが、親族、隣人や友人や地域の人々、社会的活動への接触頻度から社会的孤立として捉えようとしたところ、孤立している人のうち孤独を感じている人は半数程度ということが明らかになったことから、両者の間にギャップが存在することが指摘されている。異なる観点からは、岩田 (2008) が、社会的孤立の概念は個人の状態を把握することで、社会的排除というような差別のメカニズムが働く社会そのものまでを問うことにはならないことを指摘している。

孤立を捉えるにあたり、タウンゼントの家族やコミュニティという視点では狭いのではないかという河合 (2009) の指摘がある。江口・川上 (2009) が1970年代に実施した中野区調査では、高齢者の「労働と生活の衰退」が社会的孤立の背景にあることが示唆されている。河合 (2009) は、それらの議論を踏まえて階層性 (所得・消費)、親族 (子どもとの同居)・地域のネットワーク、政策・行政対応 (生活保護の設定) を視点とすることを論じている。産業構成、一人暮らし高齢者数、最長職、年間所得、住宅 (持ち家)、家族形態などのデータから、自立同居型、自立可能型、非自立同居型、不安定独立型、困窮型という分類を提案している。

どの議論においても課題として残ってくるのは、孤立を定義・把握する際に「共通の合意」(タウンゼント)をとるか、「分析者の独断」(タンスツール)で進めるか、ということである (河合 2009: 69-98)。さらに後藤 (2009) は自ら望んで孤立という立場をとる人々への社会的介入の必要性について、自己決定やパターンリズムというような観点から検討する必要性を指摘している。Burchardt, Le Grand and David (1999) は社会的排除の指標として5つの領域から指摘した。第1に消費活動としては低所得であり、第2には切り詰めた行動、例えば持ち家がなかったり、貯蓄が2,000ポンド (約256,000円) 以下であって儉約せざるを得ないこと、第3には働けないというような生産活動、第4に選挙などの政治的参加、第5として援助などのサポートや心地よく話せる人がいないというような社会的孤立の側面から検討している。

次項より、社会的孤立と関係していると考えられている諸要因のうち、家族、友人、職場、年齢、学歴、所得という個人属性要因について、先行研究での議論を整理しておきたい。

2. 2. 要因 (1) 一家族

図1は内閣府が2002年に高齢者を対象とした調査で、心配事があったときの相談相手について質問した結果である。それによると悩み事があったときには子どもに相談する人の割合が目立って高い。次に続く兄弟姉妹の2倍であり、単身の高齢者には子どものサポートが大きいことを示している。

かたや、離婚率が上昇していることから（厚生労働省 2009）、家族との縁が希薄している人が増えつつあることが推察される。単身者は社会的に孤立するリスクが高くなりやすいが、熟年離婚率の高まりはそういった男性単身者を生み出してしまう可能性がある。また、男性の生涯未婚率（50歳時の未婚率）は70・80年代には2%前後であったが、2005年には16%まで上昇している。今後、離婚や死別などの理由も含めて中高年男性の一人暮らしが広がっていくと、単身中高年男性の孤立が問題になりうることが示唆される（土堤内 2010a）。

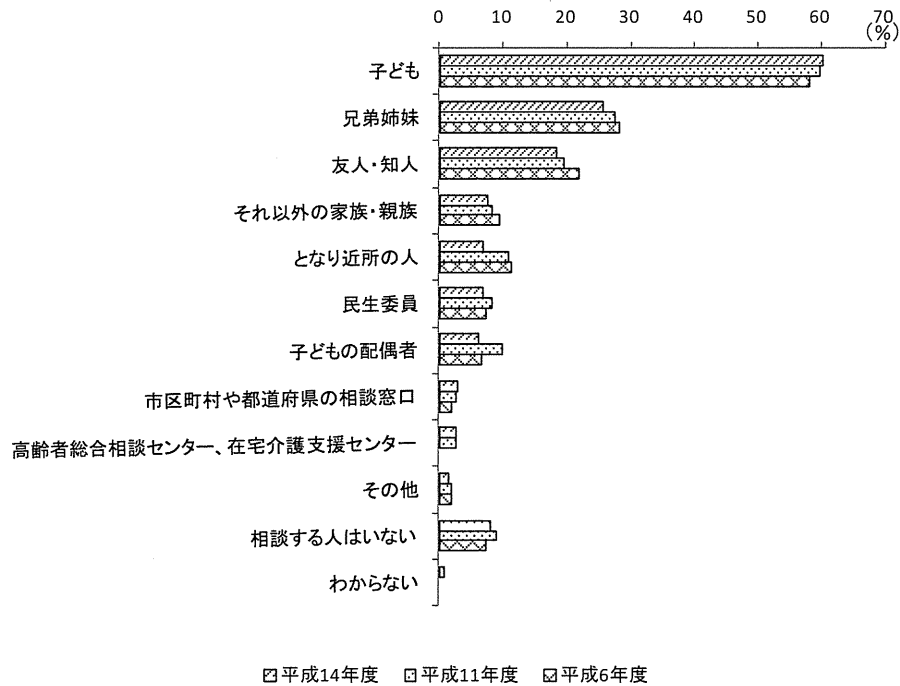


図1 心配ごとの相談相手（複数回答）
出所：内閣府（2002）

2. 3. 要因（2）—友人・職場などの他者との人間関係

友人は重要なサポート資源であることが先述の図1からうかがえる。しかしながら、内閣府（2002）によると、「家族や親族以外で相談しあったり、世話をしあったりする親しい友人がいますか」という問いに対して、いずれもないという回答が30.5%、特に男性においては44.9%である。また、2010年の内閣府の調査によっても健康状態が悪いほど、単身の高齢者ほど友人と付き合う割合が少なくなっていくことが示されている。

東京都産業労働局（2009）によると、勤労者が職場の環境について直近5年の間での不調者が4人に1人、コミュニケーションの減少や人間関係の希薄化が問題と感じている人も4人に1人程度見られる。厚生労働省（2007a）では、「相談できる人がいない」という回答が男性10.8%、女性6.0%となっており、10%程度の人が職場の問題を自らで抱え込んでいると言える。

図2はOECDによる先進諸国を対象とした調査の結果であるが、友人や同僚、その他の人との交流が

「全くない」「ほとんどない」と回答した人の割合が日本は15.3%であり、OECDの加盟国20カ国の中で交流がないと答えた人が最も高かった。

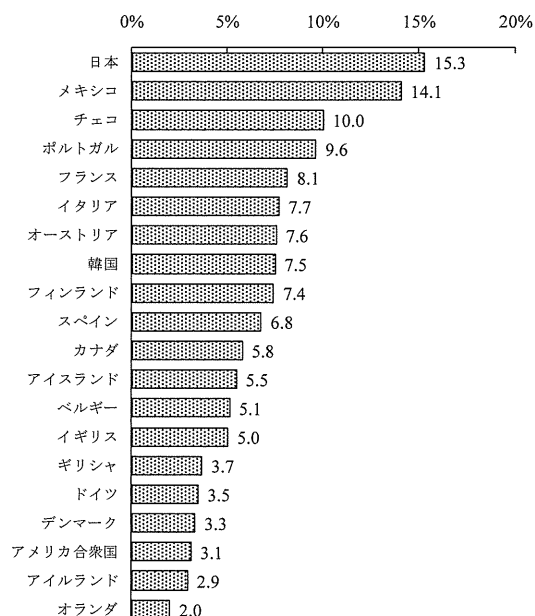


図 2 先進諸国における社会的孤立
出所：OECD（2009）

2. 4. 要因（3）一年齢

OECD（2005）は、若年世代や就業世代よりも高齢者の社会的孤立の方が高いことを指摘している。高齢者の孤立には、身体の衰えから家にこもりがちになることや離別・死別による単身での居住になりやすいことが、人および社会との接触が希薄になってしまうことが考えられる。内閣府（2010）は、60歳以上の高齢者を対象とした「高齢者の生活実態に関する調査」をもとに、「会話の頻度」、「困ったときに頼れる人の有無」、「社会活動への参加や交流の状況」の集計から、一人暮らし世帯が孤立状態である割合が最も高く、女性よりも男性の方が孤立状態の者が多く、未婚者や離別者、そして暮らし向きや健康状態が良くない者ほど孤立状態になっていることを報告している。

中年世代については、働き盛りである一方、自殺者の増加が著しいことが指摘され、職場などの問題を相談できずに社会的孤立に陥っている可能性が示唆される。自殺の要因には、失業や健康不安、多重債務などが挙げられるが、社会的孤立が影響していると考えられる、うつ病患者の増加も検討する必要がある。東京都産業労働局（2009）によると、メンタルヘルスの不調の理由の最も多い回答として「職場の人間関係」（46.2%）があがっている。うつ病の発症状況は、厚生労働省（2008）によると、気分障害（躁うつ病含む）が年代別にみると勤労世代と想定される20～60歳未満が全体の7割弱である。

若年世代においては、IT（情報技術）の発達や雇用環境の変化によって社会的孤立が増加しつつあると考えられる。ITの発達においては、時間を問わずに誰とでもつながるようになった半面、一方的につながりを断ち切って孤立してしまうことがある。また、近年においては終身雇用の保証が薄れて、不安定な立場である非正規雇用者が増加し、職場における人のつながりが少なくなっていると考えられ

る。さらには、労働参加のみならず、結婚による新しい世帯を形成することにまで影響を及ぼしているのではないかということが指摘される。(土堤内2010b)

また、幼少期の社会的孤立であったことは成人期の健康に悪影響を与える可能性がある。Caspi et al. (2006) は、1972年4月1日～1973年3月31日に生まれた出生コホートの追跡調査から、成人後に健康障害を抱えていた者のうち、幼少期に社会的に孤立していた者と幼少期に孤立していなかった者と比較すると循環器疾患のリスクが1.37倍であるという結果を示している。Hobcraft John and Kiernan Kathleen (2001) も子どもの貧困は、その後の生活に悪影響を与えていると指摘している。日本においては、近年の子どもの対人関係について厚生労働省(2007b)が2001年に生まれた子どもの生活状況などを継続的に把握しており、母親が子どもに関する「友達との関係で気になること」として、「近所に遊び友達がいない」という回答が34.4%にのぼっている。さらに、子どもが「一人でよく遊ぶ」という回答が全体の4割を超えていることも留意すべき点であろう。幼少期の社会的孤立の増加が成人後の社会的孤立を促進しうるということが示唆され、幼少期における友人関係の形成の機会をいかに形成するかということから検討しなければならないと考えられる。

2. 5. 要因(4) 一学歴

学歴について、斉藤(2010)は、長期孤立のみ学歴が有意な影響を及ぼしていることを指摘している。これは、都市に居住している高齢者の社会的孤立を、高齢期からの短期孤立と中年期からの長期孤立に分けて説明したものであったが、学歴が低いことは同年齢の友人が集まる機会が少なかったことや教育自体が友人形成に有利になるということのどちらかまでは言及できず、低学歴が中年期から高齢期の社会的孤立の不利な資源となることを示したまでとしている。

3. データ

静岡県立大学藤澤研究室において全国を対象に実施されたアンケート調査データを用いる。この調査は、平成18-20年度科学研究費補助金(若手研究(A))「ソーシャル・キャピタルと健康の関係性に関する実証的研究基盤の確立とその展開の研究(18683004)」(研究代表者:藤澤由和)において実施された研究成果である。主な調査項目は、社会的ネットワーク、健康、生活の意識、信頼や社会参加、個人属性などである。アンケート調査は郵送回収方式で行われ、調査実施時期は2008年1月、有効回答数は8,221である。アンケート調査の実施概要は、藤澤・濱野(2010)、Hamano et.al(2010)を参照されたい。

4. 実証分析(1)

4. 1. 社会的孤立指標の検討

表1は、アンケート調査データを用いて、他者と日常的にどの程度接触しているかについて集計したものである。調査票で問われている「親や親族」「友人」「仕事関係」「近所の人々」「その他」について個別に集計した結果、親との接触が全くないという回答者は全体の7.0%であり、友人関係については同

14.1%、仕事関係は36.1%、近所の人々は54.0%、その他は50.7%となった。ただし、この集計の場合、親がすでに死去したなどの理由で全く接触がない場合もありうるし、一度も働いていない人は仕事関係の付き合いが必然的に全くないことになる。

表1 家族および他者との日常的接触の程度

(N=4,248)	(単位:%)				
	毎週／ ほぼ毎週	月に 1～2回	年に 数回程度	全くない	合計
親	34.0	24.2	34.7	7.0	100.0
友人	19.3	34.5	32.1	14.1	100.0
仕事関係	17.8	19.6	26.5	36.1	100.0
近所の人々	7.3	14.6	24.1	54.0	100.0
その他	8.2	13.6	27.6	50.7	100.0

社会的孤立の問題においては、親族であることや職場での知人であることなど、どのような場面で関係性が構築されているかという視点も重要であるが、ここでは、全般としてどの程度の社会的ネットワークを有しているかに注目したい。したがって、最初の問題として、どのような関係性であっても人と接触する環境を有しているかどうかを検討する。

4. 2. 社会的孤立を規定する要因の検討

どのような人が社会的孤立に陥る傾向にあるかを掴むため、個人属性を中心にクロス集計から要因の探索を行う。ここでは、先行研究において密接に関連することが指摘されている、性別、年齢、学歴、職業、同居人数、収入、居住形態を取り上げ、本研究において作成した社会的孤立指標との関係性を捉える。孤立された者と、そうではない者との間にどのような違いが見いだせるのか、確認をしておくために、本節では、いずれの人とも全く接触がないと回答した者を社会的に孤立されたものとして検討した。該当した者は2.5%であった。

表2の性別との関係から男性の方が孤立していることがうかがえる。また、ケンドールのタウbで有意な結果であることが示された。表3の年齢との関係からは、年齢が高くなるほど孤立になる傾向が統計的に有意に示されている。その中でも特に、退職期や配偶者の死去などが考えられる年代からの孤立が高くなっていると言える。表4の学歴との関係からは、高学歴である人ほど孤立しない傾向があることが統計的に有意な結果としてうかがえる。表5の同居家族との関係からは、同居人数が多いほど孤立しない傾向があり、4人以上であると孤立しない傾向がより強くなっている。さらに、表6の年収との関係からは、年収が高いほど孤立しない傾向にあるが、600万円から800万円の階級が最低値となっており、年収がかなり高くなるとまた孤立する可能性がある傾向もうかがえる。

表2 性別と社会的孤立の関係

(単位:%)

	非孤立	孤立	合計
男性	96.8	3.3	100
女性	98.5	1.6	100
合計	97.6	2.5	100

Kendall's tau-b = 0.0548 Pr = 0.000

表3 年齢と社会的孤立の関係

(単位:%)

	非孤立	孤立	合計
20代	100.0	0.0	100
30代	98.6	1.4	100
40代	98.3	1.7	100
50代	98.0	2.0	100
60代	97.4	2.6	100
70代以上	94.3	5.7	100
合計	97.5	2.5	100

Kendall's tau-a = 0.0774 Pr = 0.000

表4 学歴と社会的孤立の関係

(単位:%)

	非孤立	孤立	合計
中学校	93.9	6.1	100
高校	97.3	2.7	100
短大・高専	98.1	2.0	100
大学	98.6	1.4	100
大学院	99.3	0.7	100
合計	97.5	2.5	100

Kendall's tau-b = -0.0698 Pr = 0.000

表5 同居家族人数と社会的孤立の関係

(単位:%)

	非孤立	孤立	合計
1人暮らし	96.0	4.0	100
2人	97.1	2.9	100
3人	97.5	2.5	100
4人以上	99.0	1.0	100
合計	97.5	2.5	100

Kendall's tau-b = -0.0590 Pr = 0.000

表6 収入と社会的孤立の関係

(百万円)

	非孤立	孤立	合計
収入なし	93.1	6.9	100
200未満	93.5	6.5	100
200-400	96.8	3.2	100
400-600	98.1	1.9	100
600-800	99.6	0.4	100
800-1000	99.1	0.9	100
1000-1200	99.0	1.0	100
1200以上	98.6	1.4	100
合計	97.5	2.5	100

Kendall's tau-b = -0.0930 Pr = 0.000