

通学中の) 学校」を聞き、問 29 でその学校を卒業したかどうかを尋ねている。学校の種類と卒業の有無を考慮して、学歴を表す変数を以下のように作成した。カテゴリは、「中学校卒」、「高等学校卒」、「専修学校(専門学校)卒」、「短期大学・高等専門学校卒」、「大学・大学院(中退・在学中)」、「大学・大学院卒」である。高等学校中退・在学中は「中学校卒」とし、専修学校(専門学校)中退・在学中は「高等学校卒」とし⁸、短期大学・高等専門学校中退・在学中は「高等学校卒」とした。大学・大学院を「中退」あるいは「在学中」と答えた者は、大学を中退・在学中なのか、大学院を中退・在学中なのか区別できないため、これらは別個に選択肢を用意した。

就業状況に関しては、社会生活調査票の問 31 で「ふだん何か収入になる仕事をしていますか」と問い、「仕事をしている」、「通学している」、「家事をしている」、「求職中である」、「病気・ケガ・障がいのため働いていない」、「その他」の選択肢から選んでもらっている。ここから、「仕事をしている」を「有職」、「求職中である」を「失業」、その他の選択肢を「無職」とする、3 カテゴリの変数を作成した。また、婚姻状況は、問 18 を用いる。「死別」に該当するケース数が少ないため、「未婚」、「既婚」、「死別・離別」の3 カテゴリ変数を使用する。

次に、生まれ育った家庭環境としては、15 歳の時の暮らし向き、子どもの時から 18 歳までの出来事、15 歳時の両親の働き方を取り上げる。15 歳時の暮らし向きは、社会生活調査票の問

⁸専修学校には高等課程、専門課程、一般課程があり、高等課程入学には中卒資格が必要であり、専門課程入学には高卒資格が必要である。しかし、高等課程のみを置く専修学校は少なく、高等課程、一般課程の専修学校はその数もその数も少数であり、多くは専門課程であると考えられるため、専修学校「中退」あるいは「在学中」は、高卒とみなした。

25で、「あなたが15歳だった頃(中学卒業時)、あなたのお宅の暮らしむきはどのようなものでしたか」と尋ね、「ゆとりがあった」、「ややゆとりがあった」、「同じ(ふつう)」、「やや苦しかった」、「苦しかった」という5つの選択肢から選んでもらっている。子どもの時から18歳までの出来事(社会生活調査票、問26)は、「大人から精神的・身体的にひどい扱いを受けた」、「借金や低収入などで家族がお金に困っていた」、「両親のどちらかが亡くなった」、「両親のどちらかが半年以上の失業を経験した」、「両親が激しい口論」、「両親が離婚」という出来事があったかなかったかを尋ねている。15歳時の両親の働き方は、社会生活調査票、問24を用いる。「経営者、役員」、「常用雇用の一般従業者」、「臨時雇用・派遣社員」、「自営業主・自営業者・家族従業者」、「働いていなかった・学生」、「わからない」を区別する。

3-2-3. 社会的孤立

2節で取り上げた先行研究においては、社会的孤立はさまざまな変数によって捉えられている。Gallie et al. (2003) は、単身で暮らしているかどうか、友人や親戚、近所の人とどのくらい話したり、会ったりする機会があるか、ボランティアや趣味のサークルなどの組織にどれくらい参加しているか、という指標を用いている。阿部(2010) は、社会参加の欠如(スポーツ、旅行、ボランティア、政治活動などへの参加)と社会関係の欠如(家族・親族、近所の人、友だちとの付き合いなど)を考慮している。菊池(2007) は、「サポートネットワークにおける排除」と「地域での活動における排除」を取り上げている。

以上を踏まえ、本稿では、社会的孤立を表す変数として、親しい友人の数、親しい友人/近所の人との付き合いの頻度、組織への参加、孤独感を用いる。友人の数を取り上げるのは、生

活保護受給者は、友人との付き合いの頻度を問題化する手前の段階で、そもそも友人がいない、という孤立状況にあるのではないかと想定したためである。また、孤独感は、生活保護受給者がどれくらい孤独感を感じているかを把握するとともに、友人数、付き合いの頻度、組織への参加で捉えられる社会的孤立の客観的状況が、個人の心理状況にどれくらい影響を与えているかを捉えるために用いる⁹。

それでは、それぞれの変数について説明していく。親しい友人の数は、社会生活調査票の問13を用いる。「いない」、「1人」、「2～4人」、「5～6人」、「10人以上」の5カテゴリ変数である。親しい友人／近所の人との付き合いの頻度に関しては、直接会うかどうかと、電話やメール・手紙等で連絡をとるかどうかに関して、その頻度を尋ねている。親しい友人については問15、近所の人については問8で尋ねている。選択肢は、「ほぼ毎日（週5～7回）」、「週に3～4回」、「週に1～2回」、「月に1～2回」、「年に数回」、「まったくなかった」である。

組織への参加に関しては、社会生活調査票の問12で、以下の9つの組織への参加の有無を尋ねている。「政治関係の団体や会」、「業界団体・同業者団体」、「ボランティアのグループ（介護・福祉）」、「ボランティアのグループ（介護・福祉以外）」、「市民運動・消費者運動のグループ」、「宗教の団体や会」、「スポーツ関係のグループやクラブ」、「町内会・自治会」、「PTA」の9つの組織である。ここから、変数の分布を考慮して、「いずれにも参加していない」、「1つの組織に参加している」、「2つ以上の組織に参加している」かどうかを区別する変数を作成した。

⁹ Whelan and Maître (2008) は、社会的排除の概念は、不安定な状態やリスクへさらされていることだけでなく、自らの不安定な状況を人々がどのように認識しているか、という心理的状況も射程に入れる、と述べている。

孤独感に関しては、社会生活調査票の問49で、「あなたは現在、孤独を感じることはありませんか」と尋ね、「いつも孤独を感じている」、「たまに孤独を感じることもある」、「あまり孤独を感じない」、「まったく孤独を感じない」の4つの選択肢のなかから選んでもらった。

4. 分析

4-1 生活保護受給の背景

では、生活保護を受給する背景について、確認していく。最初にクロス表分析を行い、生活保護受給に結びつく社会的・経済的要因と生活保護受給の関連の大きさを確かめた後、生活保護受給を従属変数としたロジット分析を行う。

4-1-1. 二変数の関連

まず、生活保護受給者の性別、年齢、学歴を確認する。性別に関しては、受給者のうち、男性は62.1%、女性は37.9%であり、受給者以外では、男性は44.3%、女性は55.7%であった。次に、年齢については、受給者の平均年齢は50.7歳（標準偏差は10.7歳）であり、保護を受けていない者の平均年齢は44.3歳（標準偏差は11.7歳）であった。10歳刻みのカテゴリで見ると、受給者のうち、25～34歳は9.5%、35～44歳は21.6%、45～54歳は23.3%、55～64歳は45.7%であった。受給者以外では、25～34歳は25.2%、35～44歳は27.5%、45～54歳は22.5%、55～64歳は24.8%であった。生活保護受給者には男性が多く、その年齢は高い。

次に、生活保護の受給と学歴との関連を示すクロス表を、表1に示した。表1によると、受給者のうち、50.0%が中卒であり、31.9%が高卒である。また、中卒者のうち18.7%が受給者であり、低学歴者の受給率の高さが際立っている。

表1 生活保護受給と学歴

		中卒	高卒	専修学校卒	短大・高専卒	大学・大学院 (中退・在学中)	大学・大学院 (卒業)
受給者以外 (N=3116)	行%	8.1	36.3	13.1	12.3	2.8	27.4
	列%	81.4	96.8	97.8	99.0	100.0	99.1
受給者 (N=116)	行%	50.0	31.9	7.8	3.5	0.0	6.9
	列%	18.7	3.2	2.2	1.0	0.0	0.9

注) Pearson $\chi^2(df) = 149.985(5), P < 0.01, Gamma = -0.678$

次に、生活保護受給と就業状況についてのクロス表を、表2に示した。表2によると、受給者のうち61.2%が無職、16.4%が失業である。

一方、受給者以外では、無職は15.2%、失業は5.1%に過ぎず、就業状況に大きな違いがあることがわかる。

表2 生活保護受給と就業状況

	有職	無職	失業
受給者以外(N=3111)	79.7	15.2	5.1
受給者(N=116)	22.4	61.2	16.4

注) Pearson $\chi^2(df) = 248.188(2), P < 0.01$ 、数値は行%

では、婚姻状況についてはどうだろうか。表3に、生活保護受給と婚姻状況についてのクロス表を示した。表3によると、受給者のうち

44.8%が未婚、41.4%が離別・死別であり、既婚者は13.8%に過ぎない。受給者以外では60.6%が既婚であり、受給者との違いは大きい。

表3 生活保護受給と婚姻状況

	未婚	既婚	離別・死別
受給者以外(N=3122)	28.4	60.6	11.1
受給者(N=116)	44.8	13.8	41.4

注) Pearson $\chi^2(df) = 136.762(2), P < 0.01$ 、数値は行%

ではここから、生活保護の受給と生まれ育った家庭環境との関連について、確認していく。表4に、生活保護受給と15歳時の暮らし向きとの関連を示した。受給者のうち、39.5%が「苦しかった」、18.4%が「やや苦しかった」と答えている。受給者以外では、「苦しかった」が14.3%、「やや苦しかった」が15.3%であり、生活保護

受給者と受給者以外では違いがあることがわかる。

表 4 生活保護受給と 15 歳時の暮らし向き

	ゆとりが あった	ややゆとり があった	ふつう	やや苦し かった	苦しかった
受給者以外(N=3044)	15.3	13.5	41.5	15.3	14.3
受給者(N=109)	11.0	5.5	25.7	18.4	39.5

注) Pearson $\chi^2(df) = 57.428(4), P < 0.01, Gamma = 0.4019$ 、数値は行%

表 5 には、生活保護受給と子どもの頃から 18 歳時までの出来事との関連を示した。表 5 によれば、受給者のほうが子どもの頃に厳しい経験をした者が多い。受給者のうち、19.8%が大人から精神的・身体的にひどい扱いを受け、40.5%が借金や低収入などで家族がお金に困っていた経験があり、16.4%が親を亡くしており、18.1%が両親が離婚したと答えている。

表 5 生活保護受給と子どもの頃から 18 歳時までの出来事の関連

	大人から ひどい扱い	借金や 低収入	両親どちらか が亡くなった	両親どちらか が失業	両親が 激しい口論	両親が 離婚
受給者以外 (N=3122)	6.6	16.4	7.3	6.5	22.2	8.7
受給者 (N=110)	19.8	40.5	16.4	13.8	30.2	18.1
Pearson $\chi^2(df)$	30.050(1)**	45.546(1)**	13.218(1)**	9.552(1)*	4.119(1)*	11.867(1)**

注) 数値は「あった」と答えた者の%、** $p < 0.01, * p < 0.05$

次に、生活保護の受給と、15 歳時の両親の働き方との関連をみてみよう。表 6 には父親の、表 7 には母親の働き方とのクロス表を示した。これらの表によると、受給者と受給者以外で、両親の働き方に関して大きな違いはみられない。ただし、受給者は、父親あるいは母親の仕事について、「わからない」と答える者が多く、父親が「働いていなかった」と答えた者も、やや多くなっている。一方、受給者以外では、父親や母親が「常時雇用の一般従業者」であった割合が受給者より高い。

表 6 生活保護受給と 15 歳時の父親の働き方

	経営者・ 役員	常用雇用の 一般従業者	臨時雇用・ 派遣社員	自営・家族 従業者	働いて いなかった	わからない
受給者以外 (N=3112)	9.6	49.8	0.9	33.2	1.5	5.0
受給者 (N=115)	7.0	39.1	0.0	26.1	6.1	21.7

注) Pearson $\chi^2(df) = 75.243(5), P < 0.01$ 、数値は行%

表 7 生活保護受給と 15 歳時の母親の働き方

	経営者・ 役員	常用雇用の 一般従業者	臨時雇用・ 派遣社員	自営・家族 従業者	働いて いなかった	わからない
受給者以外 (N=3101)	2.0	15.6	28.9	23.2	27.4	3.0
受給者 (N=112)	2.7	9.8	26.8	14.3	27.7	18.8

注) Pearson $\chi^2(df) = 83.028(5), P < 0.01$ 、数値は行%

4-1-2. ロジット分析

以上の分析から、生活保護受給者には男性が多く、年齢が高く、学歴が低い者が多いこと、無職や失業中の者が多いこと、配偶者がいない者が多いことがわかった。また、家庭環境に関しては、15 歳時の暮らし向きが「苦しかった」と答える者が多く、子どもの頃に大人からひどい扱いを受けたり、家族が経済的に困窮していたり、親の離婚や親との死別を経験していたり、様々な社会的・経済的困難に直面していたこともわかった。

これらの社会的・経済的要因が生活保護の受給に対してどれほど影響をもっているかを確かめるために、生活保護受給を従属変数とした二項ロジット分析を行った。なお、就業状況と婚姻状況に関しては、現在の状況を聞いており、生活保護の受給に影響を与えた要因なのか、受給によって影響を受けている事象なのか不明なため、独立変数として投入していない。

表 8 に結果を示した。モデル 1 は性別、年齢、学歴を、モデル 2 はそれに加えて 15 歳時の父親の働き方¹⁰を、モデル 3 はそれに加えて 15 歳時の暮らし向き、子どもの時の出来事を独立

変数として投入したモデルである。学歴に関しては、「大学・大学院（中退・在学中）」と「大学・大学院（卒業）」の違いは、生活保護の受給とはほとんど関連を持たないため、この 2 つのカテゴリは統合して用いている。父親の働き方に関しては、「常時雇用の一般従業者」と「臨時雇用・派遣社員」は統合して用いている。この 2 つのカテゴリの間に大きな違いはなく、「臨時雇用・派遣社員」の度数が少なく推定結果が不安定になるからである。子どもの時の出来事に関しては、「両親どちらかが亡くなった」、「両親どちらかが失業」、「両親が激しい口論をしていた」、「両親が離婚」は、生活保護受給に対して統計的に有意な効果をもたなかったので、投入していない¹¹。

¹⁰ 父親の働き方と母親の働き方とでは、父親の働き方のほうが生活保護受給とより強い関連をもっていた。また、家庭の豊かさや社会的地位を表す変数としては父親の働き方のほうが適切であるため、表 8 では父親の働き方のみを投入した。

¹¹ 両親の死亡、失業、離婚という出来事は、どのような家庭にも起こりうることであり、このような出来事が起こったとして、必ずしも生活保護の受給を促すことにはならない、と考えられる。

表8 生活保護受給を従属変数とした二項ロジット分析

	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー	1.866** (0.401)	1.978** (0.432)	2.182** (0.487)
年齢	1.026** (0.010)	1.028** (0.010)	1.034** (0.010)
学歴			
高卒	0.185** (0.043)	0.209** (0.050)	0.235** (0.057)
*1 専修学校卒	0.157** (0.061)	0.182** (0.071)	0.203** (0.081)
*1 短大・高専卒	0.081** (0.044)	0.108** (0.059)	0.126** (0.070)
大学・大学院	0.048** (0.019)	0.060** (0.024)	0.071** (0.029)
父親の働き方			
被雇用者		0.849 (0.361)	0.940 (0.422)
*2 自営・家族従業者		0.819 (0.359)	0.912 (0.412)
働いていなかった		2.741 (1.627)	2.171 (1.366)
2 わからない		3.017 (1.421)	3.207* (1.594)
15歳の暮らし向き			
*3 ややゆとりがあった			0.569 (0.297)
同じ(ふつう)			0.623 (0.237)
やや苦しかった			0.598 (0.257)
*3 苦しかった			0.758 (0.320)
大人からひどい扱い			3.240** (0.941)
借金や低収入			1.713* (0.466)
切片	0.037** (0.020)	0.029** (0.019)	0.019** (0.014)
Mcfadden's Pseudo R2	0.155	0.178	0.208
-2LL	794.087	772.316	744.566
AIC	808.087	794.316	778.566
BIC	850.448	860.885	881.444

注) ** p < 0.01, * p < 0.05, N=3139、数値はオッズ比(括弧内は標準誤差)、基準カテゴリは*1「中卒」、*2「経営者・役員」、*3「ゆとりがあった」

では、結果を確認しよう。属性に関しては、男性ほど、年齢が高いほど、低学歴であるほど、生活保護を受給する確率が高い。特に学歴は強い効果を持っており、中卒とそれ以外の学歴では、生活保護を受給する確率が大きく異なっていた。モデル3によれば、大学・大学院の者と比較して、中卒の者は、14.1 (1/0.071) 倍、生活保護を受けている確率が高い。中卒の者が生活保護を受給する確率は、高卒と比較すると4.3 (1/0.235) 倍、専修学校卒では4.9 (1/0.203) 倍、短大・高専卒では7.9 (1/0.126) 倍、高い。

父親の働き方に関しては、父親が経営者・役員だった者に比較して、父親の働き方が「わからない」と答えた者のほうが、生活保護を受給する確率が高い。なお、父親の働き方が「わからない」者と、被雇用者あるいは自営・家族従業員だった者との間の違いも1%水準で統計的に有意である。15歳という、中学卒業を卒業する時期というのは、高校に進学するかどうか、どのような高校に進学するかなど、将来につながる重要な決断をする時である。そういった時期に、父親の仕事が「わからない」と答えるほど父親と疎遠だった者は、家族が離散の状態にあったり、経済的に恵まれない状態にあった可能性が高く、そのような家族の要因が、成人になってからの生活保護受給につながっていると考えられる。

子どもの頃の出来事に関しては、大人からひどい扱いを受けたことがあり、借金や定収入で家族が困っていた場合、生活保護を受ける確率が高くなる。モデル3によると、その確率はそれぞれ3.2倍と1.7倍である。一方、15歳時の暮らし向きは生活保護受給に対して有意な効果を持っていなかった。暮らし向きが「ゆとりがあった」、「苦しかった」という判断は、対象者の主観的な基準に基づく部分が大きいため、生活保護の受給に結びつくような困窮状態を捉え切れてないのだと考えられる。それに対して、

「借金や低収入で家族がお金に困っていた」という変数の方が、子ども時代に生まれ育った家庭の困窮状態を捉えられていると考えられる。この分析結果からは、先行研究で指摘されていたように、貧困世帯で生まれ育った者が大人になってから貧困になるという、貧困の連鎖が生じていることがうかがえる。また、大人からひどい扱いを受けていた、ということは、生まれ育った環境（家庭や人間関係）が荒廃していたことを表している。

また、3つのモデルを比較すると、学歴の効果は、父親の働き方や子どもの頃の出来事を投入すると小さくなるのがわかる。どれくらいの学歴を取得することができるかは、その家庭環境によって影響を受ける。中卒者のなかで生活保護受給者が多いのは、かれらが、大人からひどい扱いを受けるような荒廃した人間環境のなかにあったり、家族が経済的に困窮していたり、父親と疎遠な状況にあったりしたからであると考えられる。以上のように、生活保護を受給するかどうかということは、学歴や子どもの頃の環境に大きく影響を受けていることがわかった。

4-2 生活保護受給者の社会的孤立

では次に、生活保護受給者の社会的孤立について、分析する。最初にクロス表分析を行い、二変数間の関連を確認して、その後、社会的孤立を従属変数としたロジット分析を行う。

4-2-1. 二変数の関連

まず、生活保護の受給と親しい友人の数との関連をみてみよう。結果を表9に示した。表9によると、受給者の24.4%が親しい友人が「いない」と答えている。また、10人以上の友人がいる者は、受給者以外では18.0%だが、受給者では7.0%に過ぎない。

表9 生活保護受給と親しい友人の数

	いない	1人	2~4人	5~6人	10人以上
受給者以外(N=3089)	9.0	3.3	36.3	33.3	18.0
受給者(N=115)	24.4	6.1	41.7	20.9	7.0

注) Pearson $\chi^2 = 43.653$ $P < 0.01$, $Gamma = -0.420$ 、数値は行%

次に、親しい友人や近所の人との付き合いの頻度と、生活保護受給との関連をみてみよう。表10と表11に、生活保護受給と親しい友人との付き合いの頻度とのクロス表分析の結果を示した。これらの表によると、受給者の方が「友人がいない」と答える割合が高いが、会ったり連絡をとったりする頻度については、受給者と

受給者以外で大きな違いはない。また、近所の人との付き合いに関しては、受給者と受給者以外とでは、統計的に有意な違いはなかった(表は省略)。ここから、受給者の特徴として「友人がいない」ことが挙げられるが、友人がいさえすれば、付き合いの頻度は取り立てて低いというわけではないことがわかった。

表10 生活保護受給と親しい友人に直接会う頻度

	ほぼ毎日	週に3~4回	週に1~2回	月に1~2回	年に数回	まったくなかった	友人は いない
受給者以外(N=3094)	4.3	5.8	16.7	31.8	30.1	2.4	9.0
受給者(N=115)	4.4	11.3	11.3	27.8	15.7	6.1	23.5

注) Pearson $\chi^2(df) = 46.757(6)$, $P < 0.01$, $Gamma = 0.105$ 、数値は行%

表11 生活保護受給と親しい友人に連絡をとる頻度

	ほぼ毎日	週に3~4回	週に1~2回	月に1~2回	年に数回	まったくなかった	友人は いない
受給者以外(N=3068)	7.1	10.5	20.6	30.0	20.8	2.0	9.0
受給者(N=113)	9.7	11.5	14.2	21.2	12.4	7.1	23.9

注) Pearson $\chi^2 = 48.142(6)$, $P < 0.01$, $Gamma = 0.141$ 、数値は行%

次に、生活保護受給と組織への参加との関連についてみてみよう。クロス表分析の結果を表 12 に示した。表 12 によると、受給者のうち 76.1%が組織に参加していないと答えている。

一方、受給者以外では、参加していない者が過半数を占めているが、2 つ以上の組織に参加している者も 23.0%いることがわかる。

表 12 生活保護受給と組織への参加

	参加していない	1 つ参加	2 つ以上参加
受給者以外(N=3088)	50.5	26.5	23.0
受給者(N=113)	76.1	14.2	9.7

注) Pearson $\chi^2(df) = 28.744(2) P < 0.01, Gamma = -0.473$ 、数値は行%

最後に、生活保護受給と孤独感との関連について分析した。結果を表 13 に示す。受給者のうち、35.1%が孤独を「いつも感じる」、43.0%

が「たまに感じる」と答えており、特に「いつも感じる」かどうかは、受給者と受給者以外で非常に異なっていることがわかった。

表 13 生活保護受給と孤独感

	いつも感じている	たまに感じる ことがある	あまり 感じない	まったく 感じない
受給者以外(N=3106)	5.9	40.4	35.0	18.8
受給者(N=114)	35.1	43.0	13.2	8.8

注) Pearson $\chi^2(df) = 156.793(3) P < 0.01, Gamma = -0.576$ 、数値は行%

4-2-2. ロジット分析

以上より、生活保護受給者は、親しい友人の数が少なく、組織に参加していない者が多く、孤独感を感じていることがわかった。

では、受給の背景となる社会的・経済的要因や、社会的孤立に影響を与える他の要因をコントロールしても、生活保護を受給することは社会的孤立を高めているのだろうか。本節では、親しい友人の数、組織への参加、孤独感を従属変数としたロジット分析を行う。友人／近所の人との付き合いの頻度に対して、生活保護受給は統計的に有意な効果を持っていなかったため、本節では取り上げない。

ではまず、親しい友人の数に生活保護受給が影響を与えているのかをみてみよう。従属変数として、親しい友人が「いない」、「1～4 人」、「5 人以上」の 3 カテゴリーの変数を用いる。生活保護受給者と受給者以外の違いが著しく出てくるのは、この 3 つのカテゴリの間であり、前節で用いた 5 カテゴリーの変数を従属変数として分析を行っても、結果に大きな違いは出ない。

独立変数は、性別、年齢、学歴、子どもの頃の経験、就業状況、等価所得、生活保護受給である。従属変数の基準カテゴリは、「5 人以上」である。先行研究より、就業状況や経済状況が社会的孤立に影響を与えることが指摘されているので、これらの変数を考慮する。経済状況を

■友人の数を従属変数とした多項ロジット分析

表す変数として、等価所得¹²を用いる。等価所得の分布を四等分し、それとは別に生活保護を受給しているかを区別した5カテゴリの変数を用いる。等価所得の第1四分位数は155.9、中央値は269.1、第3四分位数は420.0であり、それぞれのカテゴリの平均所得は、受給者が95.0万円、第1グループが102.4万円、第2グループが206.3万円、第3グループが315.7万円、第4グループが522.2万円である。ここから、所得に関しては受給者と第1グループで大きな違いがないことがわかる。等価所得は欠損値が多いため、分析に投入すると利用できるサンプル数が少なくなる。したがって、受給者のダミー変数を入れたモデルと、受給と経済状況を同時に考慮した5カテゴリ変数を入れたモデルの両方を推計し、両者を比較する。なお、生活保護受給の背景的要因である、15歳時の暮らし向き、父親の働き方は、生活保護の受給と関連がないか、弱い関連しかもっておらず、現在の社会的孤立の状況に直接的に影響を与えるとは考えられないため、投入していない¹³。

結果を表14に示す。モデル1が受給者ダミーを投入したモデル、モデル2が受給者／等価所得カテゴリ変数を投入したモデルである。モデル1とモデル2の分析結果は、生活保護の受給者は友人の数が少ないことを示している。モデル1からは、受給者は受給者以外と比較して、友達が「5人以上」いる状態と比べて「いない」確率が1.8倍高く、「1～4人」いる確率が1.6倍高い。モデル2からは、受給者と下位の所得レベルの者との間には、友人数について違いが

ないこともわかる。一方、受給者と最も所得レベルの高い者との間には、友人数に違いがある。受給者は、最も所得が高いグループと比べて、「5人以上」友人がいるよりも「いない」確率が $1/0.416=2.4$ 倍高く、「1～4人」の確率が $1/0.494=2.0$ 倍高い。他の変数に関しては、性別、年齢、学歴、子どものある出来事（大人からひどい扱いを受けた）、就業状況が有意な効果を持っていた。男性ほど、年齢が高いほど、学歴が低いほど、大人からひどい扱いを受けた経験があるほど、有職と比べて無職ほど、友人がいない確率が高い。また、これらの要因は、「5人以上」いる状態と比べて友人が「いない」と答える確率を高めていた。たとえば、子どもの頃大人からひどい扱いを受けたこと、無職であることは、友人の数が「少ない」ことではなく、友人が「いない」ことにつながっている。

¹² 世帯所得を世帯員数の平方根で除したものである。世帯所得は、社会生活調査票の問42で尋ねている。カテゴリの中央値で連続変量化したものをを用いる。

¹³ 友人の数、組織参加、孤独感を従属変数としたいずれの分析においても、これらの変数を投入しても統計的に有意な効果を持っていなかった。

表 14 友人数（「5人以上」が基準カテゴリ）を従属変数とした多項ロジット分析

	モデル1		モデル2	
	いない	1~4人	いない	1~4人
男性ダミー	2.912** (0.426)	1.342** (0.112)	2.948** (0.493)	1.339** (0.125)
年齢	1.024** (0.006)	1.005 (0.003)	1.022** (0.007)	1.004 (0.004)
高卒	0.758 (0.157)	0.843 (0.124)	0.734 (0.173)	0.854 (0.144)
学歴	0.547* (0.151)	0.805 (0.139)	0.432* (0.144)	0.841 (0.167)
1 短大・高専卒	0.470 (0.141)	0.634* (0.113)	0.474* (0.166)	0.768 (0.157)
大学・大学院	0.421** (0.097)	0.678* (0.105)	0.438** (0.118)	0.787 (0.141)
大人からひどい扱い	1.881** (0.433)	1.214 (0.187)	1.621 (0.439)	1.327 (0.228)
借金や低収入	1.048 (0.178)	1.163 (0.120)	1.111 (0.210)	1.210 (0.138)
就業状況	1.815** (0.324)	1.114 (0.123)	1.847** (0.374)	1.003 (0.125)
*2 失業	1.428 (0.370)	1.172 (0.200)	1.263 (0.404)	1.243 (0.248)
受給者ダミー	1.846* (0.565)	1.612* (0.387)		
受給者 ／ 等価所得			0.689 (0.230)	0.738 (0.188)
3 1 st			0.437 (0.150)	0.635 (0.161)
2 nd			0.571 (0.203)	0.533* (0.139)
3 rd			0.416* (0.150)	0.494** (0.129)
4 th				
切片	0.047** (0.017)	0.667 (0.149)	0.099** (0.050)	1.104 (0.367)
N	3,188		2,545	
Mcfadden's Pseudo R2	0.030		0.035	
-2LL	5784.421		4575.951	

注) ** p < 0.01, * p < 0.05、数値はオッズ比（括弧内は標準誤差）、基準カテゴリは*1「中卒」、*2「有職」、*3「受給者」

他の変数を投入せずに、生活保護受給ダミー変数のみを独立変数として投入したモデルでは、受給者ダミーのオッズ比は、「いない」が4.995であり、「1~4人」が2.228であり（いずれも1%水準で有意）、これらの数値は、表14・モデル1におけるオッズ比よりもかなり大きい。前節で確認したように、生活保護受給者には男性が多く、年齢が高く、学歴が低く、大人からひどい扱いを受けた経験があり、無職の者が多い。生活保護受給に影響を与えるこれらの要因をコントロールすれば、生活保護受給が友人数に与える直接的効果は小さくなる。つまり、生活保護受給の背景にある社会的・経済的要因によって、生活保護受給者の友人数は少なくなっている。以上より、生活保護受給者の友人数は少ないことがわかった。

■組織参加を従属変数とした多項ロジット分析

次に、組織参加を従属変数とした多項ロジット分析を行った。従属変数の基準カテゴリは、「参加していない」である¹⁴。独立変数は、友人数の分析と同じく、性別、年齢、学歴、子どもの頃の経験、就業状況、等価所得、生活保護受給である。

結果を表15に示す。モデル1が受給者ダミーを投入したモデル、モデル2が受給者/等価所得カテゴリ変数を投入したモデルである。分析結果によると、受給者は、1つの組織に参加している者、2つ以上の組織に参加している者と比べて、不参加の確率が高い。モデル1によると、オッズ比はそれぞれ0.318と0.285である。これは、受給者は非受給者と比べて、1つの組織に参加しているよりも「参加していない」

確率が3.1倍高く、2つ以上の組織に参加しているよりも「参加していない」確率が3.5倍高いことを意味している。モデル2によれば、いずれの所得グループと比較しても、受給者の組織への不参加の確率が高い。受給者と、どの所得グループの間の差異（オッズ比）も同程度であり、生活保護を受給しているということそのものが、組織への参加の不活性につながっていることがわかった。

その他の変数に関しては、性別、年齢、学歴、就業状況が効果を持っていた。男性ほど、年齢が若いほど、学歴が低いほど、不参加の確率が高い。また、失業状況にある者は、有職の者と比較して、不参加よりも2つ以上の組織に参加する確率が低い。

他の変数を投入せずに、生活保護を受給しているかどうかのみを独立変数として投入したモデルでは、受給者ダミーのオッズ比は、「1つ参加」が0.354であり、「2つ以上参加」が0.281であった（いずれも1%水準で有意）。これらの数値は、表15のモデル1の数値とほとんど違いはない。つまり、受給者が組織に参加していない確率が高いのは、生活保護受給の背景にある社会的・経済的要因のためではなく、受給していることそれ自体が、組織への不参加の状況を促していることがわかった。

■孤独感を従属変数とした二項ロジット分析

では最後に、孤独感を従属変数とした分析を行う。「いつも孤独を感じる」を1つのカテゴリとし、それ以外のカテゴリを統合して作成した二値変数を従属変数とした二項ロジット分析を行った。この変数を用いたのは、誰しも孤独を感じるものだが、「いつも孤独を感じる」と答えた者は強い孤独感を感じており、社会から孤立された状況にあることを表していると考えられるからである。

独立変数は、性別、年齢、学歴、子どもの頃

¹⁴ 受給者の社会的孤立を捉えることが目的なので、「2つ以上参加」を基準カテゴリにしたほうが解釈は容易になるが、「2つ以上参加」している者が少数であるため、推計結果が不安定になる。

の経験、就業状況、生活保護受給、等価所得、一人暮らしかどうか、婚姻状態である。孤独感、友人の数や組織参加とは異なり、個人の心理的状态を表すものであり、様々な変数によって影響を受けると考えられる。特に、単身で暮らしているかどうか、婚姻状態（配偶者がいるかどうか）は孤独感に大きく影響を与えられ、コントロール変数として考慮する。また、これまで分析してきた、友人数と組織参加も独立変数として投入する。

結果を表 16（モデル 1～3）と表 17（モデル 4～6）に示す。生活保護受給が孤独感に与える効果をより細かくみるため、受給者ダミーを投入したモデル、受給者／等価所得カテゴリ変数を投入したモデルそれぞれについて、3つのモデルを推計した。生活保護受給を表す変数に加えて、モデル 1・モデル 4 は性別、年齢、学歴、子どもの頃の体験、就業状況を投入したモデル、モデル 2・モデル 5 はそれに加えて単身世帯ダミー、婚姻状況を投入したモデル、モデル 3・モデル 6 はそれに加えて友人の数、組織参加を投入したモデルである。

では、分析結果をみてみよう。すべてのモデルにおいて、生活保護を受給していることは孤独感に有意な効果を与えていた。まず、モデル 1～モデル 3 をみてみよう。モデル 1 からは、生活保護を受給していることは、約 5 倍、孤独感を強めることがわかった。モデル 2 とモデル 3 では、受給の直接効果は弱まっているが、いまだに 1%水準で有意である。さらに、モデル 1 とモデル 2 あるいはモデル 3 の比較から、受給者が強い孤独を感じているのは、かれらが単身で暮らしており¹⁵、未婚あるいは死別・離別が多く、友人がおらず、組織に参加していないためであることもわかる。

¹⁵ 受給者のうち、69.0%が単身世帯であり、受給者以外では、18.0%が単身世帯である。

では次に、モデル 4～モデル 6 をみてみよう。これらのモデルによると、いずれの所得グループと比較しても、受給者の孤独感は強いことがわかる。なお、多少の違いはあるものの、所得グループ間で孤独感の違いはなく、受給者の孤独感が際立っている¹⁶。モデル 6 では、最も所得の高いグループと比較して、受給者は約 3.1 倍（1/0.320）、孤独感が高い。所得が最も下位のグループと比較しても、受給者の孤独感は約 2.5 倍（1/0.404）、高い。

では、他の変数についてもみてみよう。性別、子どもの頃の体験、単身世帯ダミー、婚姻状況、友人の数、組織参加が孤独感について有意な効果をもっていた。男性ほど、子どもの頃大人からひどい扱いを受けた者ほど、家族が借金や定収入で困っていたほど、単身で暮らしているほど、既婚者に比べて未婚あるいは死別・離別であるほど、友人がいないほど、組織に参加していないほど、孤独感は強いことがわかった。

¹⁶ 所得グループ間の違いは統計的に有意ではない。

表 15 組織への参加（「参加していない」が基準）を従属変数とした多項ロジット分析

	モデル1		モデル2	
	1つ参加	2つ以上参加	1つ参加	2つ以上参加
男性ダミー	0.779** (0.075)	0.661** (0.068)	0.808* (0.087)	0.671** (0.077)
年齢	1.038** (0.004)	1.055** (0.005)	1.032** (0.005)	1.050** (0.005)
高卒	1.336 (0.221)	1.443* (0.266)	1.313 (0.248)	1.448 (0.298)
学歴 専修学校卒	1.158 (0.231)	1.433 (0.315)	1.018 (0.233)	1.338 (0.330)
1 短大・高専卒	1.591 (0.321)	1.946** (0.426)	1.551 (0.356)	1.773* (0.440)
大学・大学院	1.597** (0.281)	2.487** (0.478)	1.322 (0.270)	2.129** (0.466)
大人からひどい扱い	1.082 (0.191)	1.280 (0.235)	0.995 (0.198)	1.135 (0.235)
借金や低収入	1.060 (0.127)	1.163 (0.148)	0.988 (0.132)	1.098 (0.153)
就業状況 無職	1.074 (0.134)	0.979 (0.130)	0.954 (0.135)	0.892 (0.131)
*2 失業	0.861 (0.159)	0.281** (0.082)	0.992 (0.211)	0.270** (0.094)
受給者ダミー	0.318** (0.093)	0.285** (0.098)		
受給者 ／ 等価所得 *3			2.927** (0.901)	3.464** (1.240)
			3.090** (0.951)	3.581** (1.277)
			2.865** (0.905)	3.142** (1.145)
			3.213** (1.011)	3.331** (1.209)
Constant	0.082** (0.021)	0.029** (0.008)	0.038** (0.016)	0.012** (0.006)
N	3,184		2,541	
Mcfadden's Pseudo R2	0.043		0.038	
-2LL	6263.550		5049.639	

注) ** p < 0.01, * p < 0.05、数値はオッズ比（括弧内は標準誤差）、基準カテゴリは*1「中卒」、*2「有職」、*3「受給者」

表 16 孤独感を従属変数とした二項ロジット分析 (1)

	モデル 1	モデル 2	モデル 3
男性ダミー	1.813** (0.294)	1.774** (0.291)	1.553** (0.259)
年齢	0.993 (0.007)	0.997 (0.007)	0.997 (0.008)
学歴			
高卒	1.103 (0.275)	1.129 (0.287)	1.150 (0.293)
*1 専修学校卒	1.129 (0.348)	1.134 (0.355)	1.159 (0.365)
短大・高専卒	1.029 (0.354)	1.112 (0.390)	1.276 (0.450)
大学・大学院	1.129 (0.307)	1.204 (0.336)	1.385 (0.390)
大人からひどい扱い	2.887** (0.597)	2.645** (0.561)	2.665** (0.575)
借金や低収入	2.078** (0.345)	2.042** (0.347)	2.016** (0.348)
就業状況			
2 無職	1.658 (0.333)	2.072** (0.429)	1.891** (0.399)
失業	1.501 (0.411)	1.310 (0.362)	1.256 (0.350)
単身世帯ダミー		1.556* (0.293)	1.496* (0.287)
婚姻状況			
*3 未婚		2.496** (0.521)	2.283** (0.483)
死別・離別		2.987** (0.693)	2.946** (0.694)
友人数			
*4 いない			2.967** (0.690)
1~4人			2.080** (0.358)
組織参加			
5 1つ参加			0.640 (0.126)
2つ以上参加			0.605* (0.146)
受給者ダミー	5.226** (1.377)	2.618** (0.741)	2.402** (0.686)
切片	0.040** (0.017)	0.018** (0.008)	0.014** (0.007)
Mcfadden's Pseudo R2	0.094	0.132	0.158
-2LL	1437.998	1377.595	1336.333
AIC	1461.998	1407.595	1374.333
BIC	1534.598	1498.346	1489.284

注) ** p < 0.01, * p < 0.05、N=3,134、数値はオッズ比 (括弧内は標準誤差)、
基準カテゴリは*1「中卒」、*2「有職」、*3「既婚」、*4「5人以上」、*5「参加していない」

表 17 孤独感を従属変数とした二項ロジット分析 (2)

	モデル 4	モデル 5	モデル 6
男性ダミー	1.792** (0.334)	1.744** (0.330)	1.541* (0.296)
年齢	0.998 (0.008)	0.999 (0.008)	0.998 (0.009)
学歴			
高卒	1.056 (0.294)	1.049 (0.300)	1.053 (0.302)
*1 専修学校卒	1.098 (0.392)	1.079 (0.393)	1.106 (0.406)
*1 短大・高専卒	1.327 (0.508)	1.423 (0.558)	1.598 (0.629)
大学・大学院	1.339 (0.415)	1.423 (0.454)	1.556 (0.500)
大人からひどい扱い	2.830** (0.671)	2.610** (0.638)	2.622** (0.648)
借金や低収入	2.236** (0.416)	2.112** (0.404)	2.042** (0.397)
就業状況			
2 無職	1.438 (0.334)	1.806 (0.435)	1.659* (0.409)
*2 失業	1.485 (0.465)	1.404 (0.446)	1.351 (0.434)
単身世帯ダミー		1.677* (0.381)	1.574* (0.364)
婚姻状況			
*3 未婚		2.101** (0.541)	2.016** (0.525)
*3 死別・離別		3.286** (0.884)	3.401** (0.929)
友人数			
*4 いない			3.049** (0.819)
*4 1~4人			1.876** (0.370)
組織参加			
*5 1つ参加			0.689 (0.153)
*5 2つ以上参加			0.633 (0.171)

注) ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, $N=2,505$ 、数値はオッズ比 (括弧内は標準誤差)、
基準カテゴリは*1「中卒」、*2「有職」、*3「既婚」、*4「5人以上」、*5「参加していない」

表 17 孤独感を従属変数とした二項ロジット分析 (2) (続き)

	モデル 4	モデル 5	モデル 6
受給者 / 等価所得 ^{*6}			
1 st	0.231** (0.0696)	0.396** (0.126)	0.404** (0.130)
2 nd	0.154** (0.049)	0.354** (0.122)	0.389** (0.135)
3 rd	0.143** (0.049)	0.282** (0.103)	0.314** (0.116)
4 th	0.131** (0.045)	0.273** (0.100)	0.320** (0.118)
切片	0.171** (0.089)	0.0455** (0.027)	0.0348** (0.021)
Mcfadden's Pseudo R2	0.117	0.155	0.177
-2LL	1097.746	1049.827	1022.378
AIC	1127.746	1085.827	1066.378
BIC	1215.136	1190.696	1194.551

注) ** p < 0.01, * p < 0.05, N=2,505、数値はオッズ比 (括弧内は標準誤差)、基準カテゴリは*6「受給者」

5. 議論

以上、生活保護受給に影響を与える社会的・経済的要因と、受給者の社会的孤立の状況について、明らかにしてきた。この最後の節では、本稿の分析結果からわかったことをまとめ、結果がもつインプリケーションについて議論する。

本稿の分析結果を、以下の二点にまとめる。第一に、生活保護受給者の様々な特徴が明らかになった。クロス表分析からは、生活保護受給者には男性が多く、年齢が高く、学歴が低い者が多いこと、無職や失業中の者が多いこと、配偶者がいない者が多いことがわかった。また、生まれ育った家庭環境に関しては、15歳時の暮らし向きが「苦しかった」と答える者が多く、子どもの頃に大人からひどい扱いを受けたり、家族が経済的に困窮していたり、様々な社会的・経済的困難に直面していたこともわかった。

いずれの要因が生活保護の受給に影響を及ぼしているかを確認するため、生活保護受給を従属変数とした二項ロジット分析を行った。分析の結果、生活保護を受給しているかどうかには、

低学歴であることが強い効果をもっていることがわかった。また、15歳の頃の父親の仕事が「わからない」者、大人からひどい扱いを受けたり、経済的な困窮状況を経験した者が生活保護を受ける確率が高いこともわかった。生まれ育った家庭環境が本人の学歴に影響を及ぼすことを考慮すれば、以下のようにまとめることができるだろう。大人からひどい扱いを受けるような荒廃した人間環境のなかにあたり、家族が疎遠であったり、経済的に困窮した家庭に育った者は、低い学歴しか取得できない環境にある。こういった不利な環境と、中卒という非常に不利な学歴しか得られなかったことが、生活保護の受給につながっているのである。

第二に、本稿の分析からは、生活保護受給者が社会的に孤立していることがわかった。生活保護受給者は、親しい友人の数が少なく、組織に参加していない者が多く、強い孤独感を感じていた。友人数、組織への参加、孤独感を従属変数としたロジット分析によれば、生活保護受給の背景にある社会的・経済的要因、孤立状態をもたらす様々な要因をコントロールしても、

生活保護を受給していることそれ自体が、孤立状況を高めていることがわかった。

さらに、生活保護を受給していることが、友人数、組織への参加、孤独感それぞれに与える影響のあり方は、異なっていることがわかった。友人数と孤独感に関しては、生活保護受給の背景にある社会的・経済的要因（男性が多く、学歴が低く、大人からひどい扱いを受けた経験があり、無職の者が多く、単身者や配偶者のいない者が多いことなど）が友人数、孤独感に影響を与えていた。さらに、友人数が少なく、組織に参加していない者が多いという、受給者の社会的孤立の客観的状況が、孤独感に影響を与えていた。つまり、受給者が、友人数が少なく、強い孤独感をもっているのは、社会的孤立を促すこれらの特徴を持っていることによる。しかし、これらの要因をコントロールしても、生活保護を受けていること自体が、友人数を少なくし、孤独感を強める効果を持つことがわかった。

一方、組織への参加に対しては、友人数や孤独感と比較すると、属性や家庭環境が与える影響は小さかった。受給者がもつ特徴というよりは、生活保護を受けていることそのものが、組織への参加を不活性にしていることがわかった。ここで取り上げた組織は、政治団体、ボランティアグループ、市民運動や消費者運動など、親密な絆で結ばれたプライベートなグループというよりは、より公的な性格をもつものが多い。こういった団体へ参加するためには、個人の社会的地位や、幅広い人間関係、広く開かれた好奇心、などが必要とされる。しかしながら、受給者はこういった資源へのアクセスを欠いており、まさに生活保護を受給しているということそのものが、参加への障壁になる。ゆえに、このような結果が出たのではないかと考えられる。

以上より、生活保護受給者は、以下の2つのルートを通じて、社会的に孤立する傾向にあるといえるだろう。1つは生活保護を受給してい

るということそれ自体が、受給者を孤立させている、ということである¹⁷。もう1つは、生活保護受給者のもつ様々な特徴（低学歴、厳しい家庭環境、婚姻状況、友人数、組織参加）が、孤立に結びつく、ということである。

生活保護を受給していることそれ自体が受給者の孤立状況を高めるという結果は、この社会のなかで、生活保護受給者に向けられる厳しいまなざしを反映していると考えられる。第1節でも述べたように、生活保護受給者が社会から孤立することによって、人付き合いから疎遠になったり、職探しが難しくなったりして、生活保護の受給がさらに長期化する可能性がある。孤立状況に陥れば、社会と接点をもつことがさらに難しくなる。こういった社会からのまなざしが生活保護受給者の社会的孤立に結びつくかどうかは、本稿の分析結果からは直接的にはわからないが、今後、生活保護受給が社会的孤立に対してもつ直接効果の意味について、詳しく検討していく必要があるだろう。

では、生活保護受給者を孤立させないための、どのような取り組みが必要であろうか。生活保護受給者が、友人数が少なく、組織に参加しない傾向にあり、強い孤独感をもつのは、かれらが子ども時代に厳しい経験をしたり、低学歴であったり、無職であったりするためである。もちろん、より高い学歴を取得させるには時間がかかるし、子ども時代の経験を変えることもできない。しかし、過去ではなく、現在の状況については変えられる可能性がある。無職の者には就労支援を進めたり、受給者に、ボランティア等、何らかの活動への参加を促したり、そういう活動を通じて友人を作るための環境を作ることにはできる。同じ社会を構成する人々のなかに、強い孤立状態にある人がいることは、社会

¹⁷ もちろん、本稿で取り上げることができなかった変数もあり、生活保護受給者の持つ特徴すべてをコントロールできたわけではない。

にとっても望ましいことではないだろう。生活保護受給者は、生活保護を受給しているということだけで、孤立状況に陥る傾向にある。だからこそ、かれらと社会とをつなぐための様々な試みが必要だといえるだろう。

引用文献

阿部彩, 2010, 「低所得世帯と被保護世帯の生活実態—消費パターンとウェル・ビーイング—」『季刊社会保障研究』46(2): 86-100.

青木紀(編著), 2003, 『現代日本の「見えない」貧困—生活保護受給母子世帯の現実』明石書店.

藤原千沙・湯澤直美, 2010, 「被保護母子世帯の開始状況と廃止水準」『大原社会問題研究所雑誌』620: 49-63.

Gallie, Duncan, Serge Paugam and Sheila Jacobs, 2003, "Unemployment, Poverty and Social Isolation: Is there a vicious circle of social exclusion?", *European Societies*, 5(1): 1-31.

菊地英明, 2007, 「排除されているのは誰か? —「社会生活に関する実態調査」からの検討—」『季刊社会保障研究』43(1): 4-14.

道中隆, 2007, 「保護受給層の貧困の様相——保護受給世帯における貧困の固定化と世代的連鎖(特集 都市の下層社会)」『生活経済政策』127: 14-20.

道中隆, 2009, 『生活保護と日本型ワーキングプア—貧困の固定化と世代間継承』ミネルヴァ書房.

大阪市, 2012, 「生活保護行政に関するよくある質問」大阪市ホームページ, <http://www.city.osaka.lg.jp/fukushi/page/0000091680.html#0>, 2013年5月19日取得.

Whelan, Christopher T. and Bertrand Maître,

2005, "Economic Vulnerability, Multidimensional Deprivation and Social Cohesion in an Enlarged European Community, *International Journal of Comparative Sociology*, 46(3): 215-239.

Whelan, Christopher T. and Bertrand Maître, 2008, "Social class variation in risk: a comparative analysis of the dynamics of economic vulnerability", *British Journal of Sociology*, 59(4): 637-659.

Whelan, Christopher T. and Bertrand Maître, 2010, "Welfare regime and social class variation in poverty and economic vulnerability in Europe: an analysis of EU-SILC", *Journal of European Social Policy*, 20(4): 316-33.

9 「助け合い」のさかんな地域の条件 —マルチレベル分析による居住地特性の検討—

赤枝尚樹（関西大学社会学部・助教）

【要約】

これまで社会学では社会関係資本の議論が蓄積されてきており、それらのなかでも、近年では人々の健康や教育に与える影響の観点から、地域の社会関係資本の重要性が指摘されてきた。そしてさらには、Sampson らの議論を中心に、集合的効力感の観点から発展的な議論がなされている。しかしながら日本において、集合的効力感の規定構造についての研究はあまりなされてはこなかった。

そこで本稿では、大阪市民の社会生活と健康に関する調査のデータを用い、集合的効力感の一側面を表すと考えられる「助け合い」の盛んな地域の条件について検討を行った。マルチレベル分析を用い、特に「都市度」「高齢化率」「持ち家比率」といった居住地特性に注目して分析を行った結果、(1)都市度は影響をもたないこと、(2)高齢化率が高い地域ほど助け合いが盛んであること、(3)持ち家比率が高い地域ほど助け合いが盛んであること、の3点が明らかとなった。

キーワード：助け合い・居住地特性・マルチレベル分析

1. はじめに

近年、社会学、経済学、政治学、社会疫学など、様々な分野において、社会関係資本 (social capital) に関する議論が行われている。社会関係資本とは、「社会的ネットワーク、およびそこから生じる互酬性と信頼性の規範」(Putnam 2000=2006: 14) と定義されるものである。では、なぜ社会関係資本は様々な分野で議論の俎上に上っているのだろうか。その理由は、社会関係資本が子どもの地位達成、経済発展、政治参加、健康など、様々な帰結につながるものと考えられるからである (Coleman 1988=2006; Fukuyama 1995; Putnam 2000 = 2006; Kawachi et al. 2007=2008)。

そして社会関係資本には、「個人的な側面と集合的な側面」(Putnam 2000=2006: 15) があるとされている。個人的な側面というのは、個人がもつ社会関係資本が、個人の利得につながるという考え方であり、たとえば、個人の地位達成への効果を検討した N. Lin (2001=2006) が中心的な論者とされる。それに対して、集合的

な側面とは集団がもつ社会関係資本のことであり、そのなかでも特に注目されているのは、地域やコミュニティがもつ社会関係資本である (Putnam 2000=2006)。特に R. Putnam (2000=2006) は、地域の社会関係資本と自殺率の関連を分析するなど、地域・コミュニティの社会関係資本の効果を重点的に検討した。このように、社会関係資本は、それを持っている個人に影響をもたらすだけでなく、地域やコミュニティ全体でそれが豊富に存在するということにも意味があり、これら二つの側面は分けながら議論が展開されているのである。

そのなかで、後者の地域・コミュニティの社会関係資本の延長線上で議論されているものとして、R.J. Sampson らによって展開された集合的効力感 (collective efficacy) の議論がある (Sampson et al. 1997)。集合的効力感は、「公共財の利益になるように行動する意思と結びついた隣人間の社会的結合」(Sampson et al. 1997: 918) と定義されるものであり、地域の役に立つように行動しようとする感覚、さらにはそれに結びついていくような地域関係をさす概