

就業者における社会的排除 ——就業の二極化への示唆——

西 村 幸 満
卯 月 由 佳

I はじめに

知識と技術の市場価値が高まりつつあるなかで、就業の二極化が進んでいる〔総務省統計局 2005, 阿部 2005〕。労働市場の内部における賃金、労働時間などの雇用契約の差、それに関連する失業のリスクや就職のチャンスの差が、労働者とその家族に与える影響は、まず所得の多寡と変動に表れる〔石川 1991〕。社会保障をめぐる議論では、貧困対策の給付を拡大するよりも就業による自立を促すほうが社会的に支持されやすいと考えられるが、就業が二極化している場合には、こうした市場を通じた(再)分配が不平等を縮小するとは限らない。また、就業の二極化の進行とともに懸念されるのは、それが所得の不平等を拡大することを通じて、所得の貧困を生み出すということだけではない。就業における差が所得以外の生活の質に差をもたらし、多面的な社会参加を妨げる可能性もある。本稿は、日本ではまだ十分に検討されていないこの問題について、社会的排除という視点から実証的に分析することを目的とする。

社会的排除とは、ある社会で必要または重要だと考えられる活動に、その社会に住む人々が何らかの制約を受けて参加できずにいる状況のことである。そこで社会的排除の研究は、何が制約となって排除が生じるのか、何がその制約を作り出し、排除を行う主体(agency)となっているのかを問う。何が必要または重要な活動であるかは時代あるいは社会によって異なるという点で社会的排

除は相対的な概念である。社会的排除の概念の独自性は、貧困概念との比較の上で、多元的、動態的な側面にあると指摘されることがある〔Berghman 1995〕。しかし、欧米では社会的排除の議論が活発になる以前から貧困の多元的、動態的な側面について研究されてきている。また一方で、貧困の概念と測定をめぐる論争は続いている〔Grusky and Kanbur 2006〕。そのため両者の間に誰にでも納得のいく線引きをするのは難しく、社会的排除の概念は貧困研究の発展のなかに位置づけられる。

日本では欧米に比べると貧困研究の蓄積はまだ少ないにもかかわらず〔岩田 2006〕、あえて社会的排除という概念を用いるのは、それを通じて提示されてきた貧困と政策に関する論点が、日本の貧困問題にとっても有意義だと考えられるためである。特に次の2点が重要だろう。第1に社会的排除は、排除の主体に着目することによって、Murray〔1984/1994〕に代表されるアンダークラス論が主張したような、個人の価値観や行動が貧困の根本的な原因となっているとする見方と一線を画す。この見方は、貧困者を社会の主流から隔絶された他者とみなし、スティグマを助長してきた。また貧困対策の削減によって個人を自立させることをスタート地点とするため、実際の要因が個人の外側にある場合には、貧困状況をより悪化させるという悪循環を招く可能性を孕んできた。日本もこの可能性と無縁であるとは言えないので〔岩田 2005〕、社会的排除の枠組みに基づいて実証的な知見を提出することが求められる。第2に、貧困

に対する行政の取り組みをより効果的な方向へと変化させる可能性をもつ。例えばイギリスの行政では、貧困は Department of Social Security (現在の Department for Work and Pensions) が管轄することになっていたが、社会的排除の解決のためにはより多くの省庁が連携することを求められている [Glennester 2000]。日本の現在の行政の仕組みに対しても示唆を含むだろう¹⁾。

次節では、本稿において議論する社会的排除の概念をより詳しく説明し、就業形態および職業と社会的排除との関連についての問いを提示する。第 III 節では分析に用いるデータの特性と、社会的排除の指標についてまとめる。また、データのなかで就業形態と職業がどのように分布しているのか、基本的な属性変数との関連について確認しておく。第 IV 節では、まずクロス表によって就業形態、職業と社会的排除との関連を考察し、関連が見られたものについては他の変数の影響を取り除いて詳細に検討する。第 V 節では本稿の知見を整理し、就業の二極化による社会的排除の進行を緩和するための課題について提案する。

II 社会的排除の概念

1 社会的排除の概念

社会的排除の概念は、既に述べたように、その社会で必要または重要だと考えられている活動に参加できずにいる状況のことであり、その活動に何が含まれるかは時代や社会によって異なる。現在の日本でどのような活動が必要・重要であるのか、これまでに具体的に議論されてきた形跡はない。そこで、Burchardt et al. [2002] の研究によって 1990 年代のイギリス社会で重要だとみなされた、次の 4 つの活動を参考にすることにしたい。これらは現在の日本社会にも応用できると考えられる。

消費：商品やサービスを購入する能力 (経済力) をもつこと

生産：経済的・社会的に価値があるとみなされる活動に参加すること

政治参加：地域レベルと国家レベルの意思決定に参加すること

社会関係：家族、友人関係、地域コミュニティに組み込まれていること

これらの活動に参加することができていない場合、その人は社会的に排除されていると定義される。本稿は就業者を分析対象としているため、生産の次元において排除されている者は含まれない。そこで、消費、政治参加、社会関係の 3 つの次元における排除の問題を検討する。一方で、労働市場の外側で主婦 (夫) として家事・育児に従事することによって生産に参加をしている人たちもいる。しかし本稿の課題は、労働市場の仕組みのなかに、他の 3 つの次元における排除をもたらす主体があるのかどうかを明らかにすることであるため、主婦 (夫) は分析の対象外とする。

排除をとらえる際には、「何が活動への参加を妨げる制約になっているのか」というのが中心的な問題となる。すると、自らの選択や希望によって参加していない場合は、問題とはならないことになる。しかし、自らの選択であるかそうでないのかについて、本人の回答をどこまでその通りに受け取ってよいのかという点には注意が必要である。自らの選択や希望自体が、その人の現在置かれている状況、過去の経験によって形作られることもある [Burchardt 2004]。長年貧困を経験している人が、そうでない多くの人がもっているものを欲しくないという場合、それをもたない生活に慣れているだけかもしれない。本人に関心がないために政治参加をしていない場合も、政治への無関心が例えば過去に教育を十分に受けられなかったことと関係しているとすれば、本当にそれは自らの希望や選択とみなせるのかは疑問である。社会関係についても、長年孤独を経験している人が、その状態に慣れて人間関係を求めなくなっている場合、問題がないといって見過ごすことはできないだろう。社会的排除をもたらす制約が、排除される者の価値観をも形作っていると予想できるとき、その価値観に基づいた選択や希望を問題の射程外に置くことは避けなければならない。

観察される結果に対して、それが価値観の違いに由来するのか、Sen [1993] が論じる潜在能力の束 (capability set) の違いに由来するのかを区別することは非常に難しい。しかし、すべての住民²⁾に保障されるべき最低限の生活水準、社会参加が実現していないとき、それが本人の選択や希望によるのかどうかに関係なく、潜在能力の束が限られているために生じていると理解するほうが妥当だと主張することもできる [Burchardt 2006]。そのため本稿は、本人の価値観を考慮に入れずに、上述の3つの次元における社会的排除について定義する³⁾。

2 就業の二極化と社会的排除：仮説

就業によって生産活動へは参加しているとしても、就業形態や職業の種類によっては、その他の活動において排除されるリスクが高まる可能性がある。働いていたとしても、個人として自律的に豊かな生活を送ることが約束されないという問題は深刻である。この問題についてヨーロッパでは研究されているが [Bailey 2006]、日本で着目されてきたとは言いがたい。具体的には、高賃金で安定した就業形態や職業と、低賃金で不安定な就業形態や職業との間で、3つの活動のそれぞれにおいて、どのような排除のリスクの違いがあると考えられるのか、また排除の主体として何が想定されるのか、次のように整理できる。

(1) 消費

就業形態と職業によって賃金に差があるため、その賃金水準によっては消費活動に参加できない可能性がある。正規就業者よりも非正規就業者で、ホワイトカラーよりもブルーカラーの職業で、消費における排除のリスクが高くなるだろう。ただし、ホワイトカラーの内部、ブルーカラーの内部でそれぞれスキルレベルによる賃金の格差が生じているときに、相対的にスキルレベルの低いホワイトカラーと、相対的にスキルレベルの高いブルーカラーのどちらが排除のリスクが高くなるのだろうか。特に、ホワイトカラーの職業が量的に拡大する中で、前者の層に社会的排除のリスクが高いとすれば、問

題は今後ますます深刻化することが懸念される。

消費能力は、本人の就業からの収入ばかりではなく、家計をともしする世帯メンバーの就業からの収入、その他の収入と、世帯の構成メンバーのニーズによって調整した世帯所得の水準によって決まる。そうすると、就業そのものが社会的排除のリスクを高めていても、世帯形成の仕方によっては、社会的排除のリスクを低くする可能性も考えられる。例えば、正規就業の夫をもつ非正規就業の妻は、本人の賃金が低い場合にも、必ずしも消費の次元で排除されているとは限らないだろう。しかし、夫婦ともに非正規就業である場合、単身で非正規就業である場合の排除のリスクはどうか。

就業形態、職業によって消費における排除のリスクが異なることがデータから確認されれば、その排除を行う主体としては、低賃金の決定に関与する労働市場の制度、政策、雇用者の被雇用者に対する待遇、社会に広がる特定の職業に対する「差別」などが想定される。当然のことながら、低賃金労働が失業のリスクを軽減している可能性もあるので、そうした主体の影響力は、より厳密な分析を行わないことには検証できないが、潜在的な問題として指摘しておく必要はあるだろう。また、労働市場によっては解決できないことが明確になるのであれば、社会政策が低賃金労働者の消費への参加を促すことが、重要な課題となる。

(2) 政治参加

自らの「声」を地域レベル、国家レベルの意思決定主体へと伝える手段をもつかどうかは、選挙での投票だけではなく、参加しやすい団体、組合が存在するかによって決まるだろう。特に後者について、就業形態、職業によって違いがあると考えられる。サービス業、非正規就業はそういった職業団体、労働組合が存在しないか、存在したとしても伝統が浅いために期待される機能をはたさないことが考えられる。また、政治参加を可能にする時間的・精神的な余裕がもてないということが、就業形態や職業によって発生する可能性もある。例えば、低賃金で長時間労働をせざるを得ない場合

や、正規就業で就業時間の調整がつかない場合などである。

政治参加は、少なくとも「国民」「市民」として扱われる限りは権利として認められるため、そこからの排除としてその権利を行使する手段の不在によって起きている側面が大きいと考えられる。そのため消費に比べると、排除を行う主体というのが明確に存在するわけではないが、特定の就業形態、職業で排除のリスクが高いとすれば、そこに政治参加の手段をより積極的に構築していくことが課題として挙げられる。

(3) 社会関係

個人として自律的な生活を送ることは重要であるが、個人の力では解決できない問題を抱えたときに頼りにできる人が存在すること、他人から必要とされたり、尊敬を受けたりすることもまた重要である。そのような人間関係を、家族、友人、地域コミュニティのどこに求めるかは人それぞれだろうが、いずれの場合においても求められない場合、社会的排除の問題として考えなければならない。就業形態や職業は、就業を通じた人間関係や、尊敬されるかどうかということに直接影響するほか、家族形成の仕方、人とのコミュニケーションを可能にする精神的・時間的余裕のもち方にも影響を与える可能性がある。特に社交の時間を十分に取れない日本人の生活スタイルにおいては[矢野 1998]、社会関係からの排除は最も広範に広がる可能性もある。

社会関係における排除のリスクが就業形態や職業ごとに異なるとすれば、排除を行う主体として、まず労働市場には、過剰労働時間を促す職業環境や低賃金、家族形成に影響を与える低賃金や不安定就業が考えられる。また、労働市場以外の主体として、過剰な通勤時間を要求する住宅環境、社会に広がる特定の就業形態、職業に対する「差別」などが挙げられるだろう。

III データと社会的排除の指標

1 データと分析方法

関東近郊の A 地区の 20 歳以上の住民を対象に行った『社会生活に関する実態調査』を用いる。この調査は、A 地区の住民基本台帳から無作為に抽出した 1,600 人に対して、平成 18 年の 2 月に訪問留置方式で回答を依頼し、その後調査員が訪問して回収した⁴⁾。有効回答は 488 票 (30.5 %) である。日本の他の大規模社会調査と同様に、本調査でも調査そのものへの回答拒否と、個別の質問項目への無回答について、属性による偏りが見られる。収入への無回答は特に多い上に、収入の高低による偏りがあると予想される。世帯所得の無回答を就業形態、職業別に見ると、正規就業者 (24.0 %) に比べて非正規就業者 (37.0 %) と自営業者 (38.1 %) に多く、ホワイトカラー上 (19.0 %) に比べてホワイトカラー下 (34.2 %), ブルーカラー上 (39.1 %), ブルーカラー下 (35.3 %) に多い。また、住民基本台帳を使用していることから、社会的排除という問題を扱う際の留意点として、住所不定の者、日本に定住する外国人がそもそも母集団に含まれていないという限界はある。しかし、社会的排除を把握するための質問項目が網羅的に含まれ、使用価値の高いデータとなっている。

分析では、まず、クロス表を用いて、就業形態と職業と、消費、政治参加、社会関係のそれぞれからの排除との関連について検討する。さらに、年齢や就業形態、職業に関連していると考えられる収入や学歴を統制してもなお、クロス表で見られる関連が支持されるのかどうか、ロジスティック回帰分析によって求めたオッズ比を用いて確認する⁵⁾。ただし、女性の就業者はケース数が少ないため、ロジスティック回帰分析は男性のみを対象とする。本調査データはサンプルサイズが小さいため、ロバスト標準誤差を提示しておくが有意検定は目的とはせず、オッズ比の大きさに着目する。そのため本稿の知見は、より代表性のある大きな調査データを用いて、今後さらに確認すべき仮説として位置づけられる。

2 社会的排除指標

それぞれの活動について社会的排除の指標を(1)～(3)のように設定する。概念の設定と同様、できる限り Burchardt et al. [2002] で用いられた指標に合わせている。ただし、あくまで社会的排除のリスクを示す指標であり、それぞれの変数によって計測している内容そのものに最終的な価値を置いているわけではない。そのため、指標として妥当ではないと判断されれば、今後の研究で改善していく必要がある。

(1) 消費

世帯メンバーにおける大人と子どもの人数によって調整済みの世帯所得が、60歳未満の回答者(非就業者も含める)の調整済み世帯所得の中央値の60%未満の値である場合に、消費活動から排除されているとみなす。これは、ヨーロッパ諸国で相対的貧困を測定する際に用いられる方法と同じである。調整尺度は、大人1人目を0.67、2人目以降を1人あたり0.33、14歳以上19歳未満の子どもを1人あたり0.33、14歳未満の子どもを1人あたり0.2として合計した数値を用いる。これはOECDの修正尺度[Atkinson et al. 2002]を、子どもがいない夫婦で1となるよう縮小した数値である。例えば、夫婦と16歳の子ども1人、13歳の子どもが1人の世帯であれば、 $0.67 + 0.33 + 0.33 + 0.2 = 1.53$ となる。世帯全員の収入の合計を調整尺度で除したものが調整済み世帯所得となる。

しかし、この指標で消費において排除されているとみなされる者は、分析対象者のうち8.2%の14人と少ない。この度数だと、就業との関連について把握することは難しいため、調整済み世帯所得の分布(5分位)で示し、第1分位(下20%)に位置づけられる人々は、排除のリスクが高いとみなすことにする。世帯所得の第1分位では、貯蓄がほとんど不可能な上に、現代の日本で必要最低限とみなされる消費が経済的に不可能になるリスクが第2分位以上に比べて高い[西村・卯月2007]。

(2) 政治参加

政治参加の手段として有権者が選挙で投票することは、民主主義社会では必要・重要とみなされる活動である。ただし、投票には行っていないとしても、他の手段、例えば種々の政治的な団体への参加を通じて政治参加している場合は排除されるとみなされる必要はない。本調査データから、次の2項目の両方にあてはまる場合、政治参加において排除されていると定義する。

- 選挙の投票に行かない⁶⁾。
- いずれの政治的な団体(町内会、子供会、老人会、婦人会、PTA、政党・政治団体、労働組合・業界団体・職業団体など)にも参加していない⁷⁾。

(3) 社会関係

次のリストに挙げられる5つの活動は、社会関係に参加するための基本的なものであると考えられるので、どれか1つでもあてはまる場合は、排除されていると定義する。

- 誰とも日常的なコミュニケーションを取っていない⁸⁾
- 誰かに相談する必要があるときに、相談相手として頼れる人がいない⁹⁾
- 本当に困っていて助けが必要ときに、頼れる人がいない¹⁰⁾
- ありのままの自分をみせることができ、自分の良さを認めてくれる人がいない¹¹⁾
- 精神的につらい思いをしているときに慰めてくれる人がいない¹²⁾

3 就業者の概要

就業者における社会的排除の分析に先立って、就業形態(表1)と職業(表2)から就業者の概要を記述しておく。表中の、全体および男女別のそれぞれの形態、職業への就業率は、就業者数を分母としたときの値である。職業の4分類、W上、W下、B上、B下は職業の種類とスキルレベルによる分類を示し、それぞれホワイトカラー上(管理・

表1 男女別・属性別の就業形態

	全体			男性			女性		
	正規就業	非正規就業	自営業	正規就業	非正規就業	自営業	正規就業	非正規就業	自営業
全体	57.5 (142)	26.7 (66)	15.8 (39)	68.8 (95)	10.9 (15)	20.3 (29)	43.1 (47)	46.8 (51)	10.1 (11)
年齢グループ									
20-29	70.0	28.0	2.0	70.8	25.0	4.2	69.2	30.8	0.0
30-39	56.1	24.6	19.3	64.3	3.6	32.1	48.3	44.8	6.9
40-49	65.6	19.7	14.8	81.0	4.8	14.3	31.6	52.6	15.8
50-59	44.3	32.9	22.8	59.1	13.6	27.3	25.7	57.1	17.1
教育達成									
大学以上	80.8	8.2	11.0	81.0	6.9	12.1	80.0	13.3	6.7
短大・高専・専門学校	52.4	34.5	13.1	63.3	16.7	20.0	46.3	44.4	9.3
高校	44.3	31.4	24.3	57.9	7.9	34.2	28.1	59.4	12.5
中学	40.0	40.0	20.0	55.6	22.2	22.2	16.7	66.7	16.7
世帯構成									
単身	76.2	16.7	7.1	64.3	25.0	10.7	100.0	0.0	0.0
夫婦のみ	62.5	28.1	9.4	84.6	0.0	15.4	47.4	47.4	5.3
2人以上の大人(親子を含む)	56.1	24.4	19.5	75.0	0.0	25.0	29.4	58.8	11.8
2人以上の大人(親子を含む 世帯, 夫婦のみの世帯を除く)	62.5	28.1	9.4	66.7	26.7	6.7	58.8	29.4	11.8
5歳未満の子がいる世帯	70.4	11.1	18.5	81.8	0.0	18.2	20.0	60.0	20.0
5-11歳未満の子がいる世帯	50.0	27.3	22.7	71.4	7.1	21.4	12.5	62.5	25.0
11-20歳未満の子がいる世帯	44.4	36.1	19.4	62.5	6.3	31.3	30.0	60.0	10.0

注) 数値は比率(%), ()内の数値は合計数。

専門・技術職), ホワイトカラー下(事務・販売・サービス職), ブルーカラー上(技能・保安職), ブルーカラー下(生産工程・運輸・作業労働職)を表している。調査したA地区の概要からは, 日本の一般的な就業パターンが確認できる。

表1より, 男性就業者の正規就業率, 20-29歳の女性就業者の正規就業率はともに70%と高いことがわかる。しかし女性の場合は年齢が高くなるに従って非正規就業率が高くなり, 40-49歳時には正規/非正規の比率は逆転する。女性の非正規就業率は夫婦世帯では半数, 子どもがいる場合にはさらに高くなり, 60%前後となる。女性の非正規就業は, 結婚と育児との関連で多くなると考えられる。教育達成別に見ると, 男性の正規就業率は, 大学卒の81.0%に対し, 中学卒は55.6%と低い。この教育達成の差は女性の場合に特に顕著であり, 正規就業率は大学卒80.0%に対し, 中学卒は16.7%である。一方で, 女性は教育達成が低くな

るほど非正規就業率が高まる。日本では女性の中卒者でも, 1960年代には初職で正規職についていたので[石田・村尾2000], 結婚・出産などのイベントを経ると, 教育達成が低いほど正規就業から非正規就業に移行しやすいことを示している。

表2によると, 男性就業者の43.0%がW上, 女性就業者の67.0%がW下の職業に就いている。より安定した職業であるW上の就業機会は女性よりも男性に開かれていている。女性の就業者のうちW下が占める比率は, 20-29歳で72.0%, 30歳以上では概ね60%以上と, どの年齢層, 世帯構成においても高く, 特に20歳未満の子どものいる世帯で高い。

表2 男女別・属性別の職業

	全体				男性				女性			
	W上	W下	B上	B下	W上	W下	B上	B下	W上	W下	B上	B下
全体	34.2 (77)	45.3 (102)	7.6 (17)	12.9 (29)	43.0 (55)	28.9 (37)	12.5 (16)	15.6 (20)	22.7 (22)	67.0 (65)	1.0 (1)	9.3 (9)
年齢グループ												
20-29	29.8	55.3	4.3	10.6	36.4	24.4	9.1	18.2	24.0	72.0	0.0	4.0
30-39	34.0	52.0	4.0	10.0	37.5	24.4	8.3	16.7	30.8	65.4	0.0	3.9
40-49	39.0	35.6	5.1	20.3	48.8	37.5	7.3	19.5	16.7	61.1	0.0	22.2
50-59	33.3	42.0	14.5	10.1	43.9	36.4	22.0	9.8	17.9	67.9	3.6	10.7
教育達成												
大学以上	58.8	35.3	1.5	4.4	60.4	32.1	1.9	5.7	53.3	46.7	0.0	0.0
短大・高専・専門学校	29.9	55.8	7.8	6.5	44.8	24.1	20.7	10.3	20.8	75.0	0.0	4.2
高校	19.4	43.6	14.5	22.6	22.9	31.4	25.7	20.0	14.8	59.3	0.0	25.9
中学	7.7	38.5	7.7	46.2	12.5	12.5	0.0	75.0	0.0	80.0	20.0	0.0
世帯構成												
単身	45.0	42.5	2.5	10.0	42.3	38.5	3.9	15.4	50.0	50.0	0.0	0.0
夫婦のみ	39.3	50.0	3.6	7.1	66.7	33.3	0.0	0.0	18.8	62.5	6.3	12.5
2人以上の大人(親子を含む)	44.4	36.1	16.7	2.8	47.8	21.7	26.1	4.4	38.5	61.5	0.0	0.0
2人以上の大人(親子を含む 世帯, 夫婦のみの世帯を除く)	34.5	51.7	3.5	10.3	46.2	38.5	7.7	7.7	25.0	62.5	0.0	12.5
5歳未満の子がいる世帯	23.8	42.9	9.5	23.8	27.8	33.3	11.1	27.8	0.0	100.0	0.0	0.0
5-11歳未満の子がいる世帯	27.3	45.5	4.6	22.7	35.7	28.6	7.1	28.6	12.5	75.0	0.0	12.5
11-20歳未満の子がいる世帯	29.4	41.2	11.8	17.7	50.0	6.3	25.0	18.8	11.1	72.2	0.0	16.7

注) 数値は比率(%), ()内の数値は合計数。

表3 就業形態別・職業別の消費における排除

世帯所得	正規就業			非正規就業			自営業			合計		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性
中央値 60 % 未満	8.3	11.7	0.0	7.3	0.0	8.8	7.4	5.3	12.5	7.9	9.7	5.4
第1分位	14.7	18.2	6.3	9.8	14.3	8.8	18.5	21.1	12.5	14.1	18.5	8.1
合計数	109	77	32	41	7	34	27	19	8	177	103	74

世帯所得	W上			W下			B上			B下			合計		
	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性
中央値 60 % 未満	1.6	0.0	5.9	8.8	22.2	0.0	0.0	0.0	0.0	15.8	14.3	20.0	6.2	8.3	3.1
第1分位	9.5	8.7	11.8	11.8	29.6	0.0	9.1	10.0	0.0	21.1	21.4	20.0	11.8	16.5	4.7
合計数	63	46	17	68	27	41	11	10	1	19	14	5	161	97	64

注) 数値は比率(%).

IV 分析結果

1 消費における排除と就業の関係

消費における排除と就業形態・職業との関連を、表3に示している。就業形態別では、消費において排除される(調整済み世帯所得の第1分位に入る)リスクは男女ともに自営業で高い。調査時点で排除されているとみなされる男性は、正規就業で18.2%, 非正規就業で14.3%であるのに対し、自営業で21.1%である。女性は、正規就業で6.3%, 非正規就業で8.8%, 自営業で12.5%である。

男性の場合、収入の少ないと考えられる非正規就業であっても、消費における排除のリスクは予想に反して低い。ただし、本調査データのなかに男性の非正規就業者の人数が少ないうえに、世帯所得データに関する欠損値が多いため、この知見がA地区全体、まして日本社会全体に対して一般化のできるものかどうかは定かではない。このことを念頭に置いた上で仮説的に言えることは、表1に示されるように非正規就業の男性は単身世帯、大人のみの世帯に多く見られることから¹³⁾、彼らは扶養家族をもたないことにより、自分自身の消費における排除のリスクを高めずにすんでいる可能性である。

女性の非正規就業で消費におけるリスクが高くないのは、男性とは全く別の理由で、結婚している場合に配偶者の収入次第で調整済み世帯所得が十分な額に達することが可能なためだと考えられる¹⁴⁾。ただし、女性の非正規就業は、結婚・出産による中断の後、配偶者の収入が低い場合に家計補助の目的で再開されるパターンが多いため〔西村2007〕、その世帯メンバーが消費において排除されるリスクをむしろ積極的に軽減しているというほうが現状に即しているだろう。女性の自営業で消費からの排除のリスクが高いのは、カテゴリー上自営業に含まれる家族従業者の存在に加え、サンプルに含まれる自営業者の世帯形成の傾向と関連している可能性もある。表1を見ると、比較的ニーズの抑えられている単身世帯、夫婦のみの世帯では、女性の自営業者の割合は非常に少

ない。

職業別で見ると(表3)、男性はW下、次にB下で消費からの排除のリスクが高い。W上でその排除のリスクが低いことはほぼ明確であるが、W下の状況を見ると、単純にホワイトカラーがブルーカラーに比べて恵まれているとは言えない。一方でW下につく女性は、その排除のリスクが低いことが読み取れる。上述した非正規就業の女性が雇用されている職業の多くはW下に分類され¹⁵⁾、それゆえ非正規就業とほぼ同じ理由で彼女たちのリスクは小さくなるのだろう。

以上のようなクロス表分析の結果は、表4に示すように、ロジスティック回帰分析の結果からも支持される。男性の場合には、年齢を統制しても、正規就業に比べて自営業は1.5倍ほど消費の排除のリスク(オッズ)が高く、非正規就業のリスクは正規就業者の約40%になる。自営業のリスクは、さらに月収を統制しても大きな違いはなく、非正規就業の場合はますます排除のリスクが小さいことが鮮明になる。職業との関連を見るロジスティック回帰分析では、B上とB下はケース数が少ないため、1つのカテゴリーにまとめた。社会のサービス経済化を背景に今後拡大すると見込まれるW下の

表4 消費における排除(男性; オッズ比)

	(1)	(2)
正規就業	1	1
非正規就業	0.44 (0.48)	0.01 (0.01)
自営業	1.51 (1.02)	1.63 (1.30)
サンプルサイズ	103	102
	(3)	(4)
W上	1	1
W下	4.10 (2.78)	2.60 (2.04)
B上・B下	2.05 (1.57)	1.73 (1.33)
サンプルサイズ	97	96
統制変数	年齢	年齢, 月収

注) ()内の数値はロバスト標準誤差。

職業で社会的排除のリスクが高く、W上に比べてオッズが4.1倍高くなっていることは、悲観の対象である。ただし、このオッズに表れる社会的排除と職業との関連は、部分的には月収との関係であった。

2 政治参加における排除と就業の関係

表5は政治参加における排除と、就業形態と職業との関連について示しており、第III節で述べた指標に基づいて排除されているとみなされる人の比率を表している¹⁶⁾。

就業形態との関連では、男女で異なる傾向が見られる。男性では正規就業に比べて非正規就業と自営業で排除のリスクが高い。一方、女性では自営業に比べて正規就業と非正規就業で排除のリスクが高い。西村・卯月[2007]で確認したように、男女ともに投票行動と労働組合・職業団体などへの参加については就業形態による傾向は共通している。すなわち、正規就業者は他のグループに比べて投票率は高く、非正規就業者は政治参加の手段として労働組合や職業団体を利用するチャンスが少ないという傾向が見られる。男女で異なるのは、町内会など地域レベルの政治参加の比率であり、全体的には女性のほうが参加率は高いなかで、相対的に正規就業の女性の参加率は低く、自営業の男性の参加率は高い。

サンプルサイズが小さいこと、それにより政治参

加における排除を経験している人数が少ないことから、職業とその排除の関係については、本調査データでは厳密な分析は難しい。よって、職業と政治参加における排除との関連については、これ以上の分析は省略する。

就業形態との関連を見ると(表6)、男性ではより安定した正規就業に比べて、非正規就業と自営業でリスクが高い。正規就業に比べて非正規就業でオッズは8.8倍高く、自営業で4.1倍高くなる。これは月収を統制しても大きな違いはない。

表6 政治参加における排除（男性；オッズ比）

	(1)	(2)
正規就業	1	1
非正規就業	8.78 (6.43)	8.49 (6.17)
自営業	4.13 (2.70)	4.11 (2.66)
サンプルサイズ	137	137
統制変数	年齢	年齢, 月収

注) ()内の数値はロバスト標準誤差。

3 社会関係における排除と就業の関係

表7のクロス表を見ると、男女ともに正規就業者は社会関係における排除のリスクが相対的に低い。全体として男性は女性よりも社会関係における排除のリスクが高いが(男性21.7%, 女性14.7%), 特に非正規就業の男性は最もそのリスクが高く、半

表5 就業形態・職業別の政治参加における排除

	全体	男性	女性	合計数
就業形態				
正規就業	2.1	1.1	4.3	142
非正規就業	4.6	6.7	3.9	66
自営業	5.1	7.1	0.0	39
全体	3.2	2.9	3.7	247
職業				
W上	2.6	0.0	9.1	77
W下	0.0	0.0	0.0	102
B上	0.0	0.0	0.0	17
B下	6.9	10.0	0.0	29
全体	1.8	1.6	2.1	225

注) 数値は比率(%)。

表7 就業形態・職業別の社会関係における排除

	全体	男性	女性	合計数
就業形態				
正規就業	12.7	13.7	10.6	142
非正規就業	25.8	53.3	17.7	66
自営業	28.2	32.1	18.2	39
全体	18.6	21.7	14.7	247
職業				
W上	11.7	12.7	9.1	77
W下	18.6	27.0	13.9	102
B上	29.4	31.3	0.0	17
B下	20.7	25.0	11.1	29
全体	17.3	21.1	12.4	225

注) 数値は比率(%)。

数強が社会関係から排除されている¹⁷⁾。

職業との関係では、男性ではW上で社会関係における排除のリスクが低い(12.7%)、その他の職業では一様に排除のリスクが高い(25.0%～31.3%)。女性については、ケース数が少ないため、社会関係における排除と職業との関連を読み取ることは難しいが、W上では相対的にリスクが低い(9.1%)。

表8 社会関係における排除(男性;オッズ比)

	(1)	(2)	(5)
正規就業	1	1	1
非正規就業	7.11 (4.14)	6.65 (3.93)	9.10 (5.80)
自営業	2.58 (1.19)	2.54 (1.17)	2.51 (1.28)
サンプルサイズ	137	137	
	(3)	(4)	
W上	1	1	1
W下	1.10 (0.53)	1.07 (0.51)	0.72 (0.39)
B上・B下	1.52 (0.70)	1.44 (0.66)	0.92 (0.46)
サンプルサイズ	128	128	128
統制変数	年齢	年齢, 月収	年齢

注) ()内の数値はロバスト標準誤差。

以上のクロス表からの知見を、年齢、本人の月収を統制して確認し、また就業形態と職業の相対的な関連の強さを検討すると、次のことがわかる(表8)。まず、男性のリスクを就業形態別に見ると、年齢を統制した場合には、正規就業者に対して非正規就業者は7.1倍、自営業者は2.6倍、社会関係から排除されるリスクが高い。さらに月収を統制しても、正規就業者と比べたリスクの高さは非正規就業者の6.7倍、自営業者は2.5倍と大きな変化はないことから、就業形態そのものとの関連は強いと言える。職業別では、年齢を統制すると、W上に対してW下では1.1倍、ブルーカラーでは1.5倍、社会関係からのリスクが高い。この結果は月収を統制しても、ほとんど変わらない。就業形態と職業の相対的な関連の強さについて検討すると、むしろW上に比べた他の職業のリスクは小さ

くなり、正規就業者に比べた非正規就業者、自営業者のリスクは依然として高い(それぞれ9.1倍、2.5倍)。

V 考察

就業の二極化によって、相対的に恵まれない就業者に社会的排除のリスクが高まるのではないかという懸念のもと、消費、政治参加、社会関係という3種類の活動領域における社会的排除と就業形態、職業との関連について検討してきた。最後にこれらの結果を要約し、それを踏まえて社会的排除について問題提起をする。

消費における社会的排除のリスクは、特に非正規就業で高いわけではなく、自営業で最も高い。非正規就業では収入が低い場合でも、男性の場合は扶養家族をもたないこと、結婚している女性の場合は配偶者の収入に頼ることで、世帯構成によるニーズで調整した世帯所得を指標とすると、消費における排除を免れることが可能になっていると考えられる。ただし、非正規就業は不安定で長期的に見ると失業を経験する危険性も強いと考えられるため¹⁸⁾、ライフコースを長期的に観察すればこのグループのリスクはより顕著になると予想される。事務・販売・サービス職は、他に比べて消費における排除のリスクの高い職業であり、正規就業であっても扶養家族をもった場合に、十分な消費水準を保つだけの収入を得ることが難しくなっていることが示唆される。

政治参加における排除のリスクは、男女ともに職業との関係は明確ではない。就業形態との関係は、男女で異なる傾向が見られる。男性はより安定した正規就業に比べて、非正規就業と自営業でリスクが高い。女性の場合は、自営業に比べて正規・非正規就業でリスクが高い。これを労働時間の影響と考えることもできるが、なぜ女性だけが労働時間に影響を受けるのかという問題に踏み込むと、二極化とは異なる論点を導くことになる。すなわち女性が就業する場合、家事・育児との両立だけでも負担が大きく、政治参加をする余裕が少なくなる可能性が考えられる。

社会関係における排除のリスクは、男性の非正規就業者で特に高い。60歳未満の男性が非正規就業をする場合、人間関係を築くための精神的な余裕をもつことが難しくなるかもしれない。また就業を通じて形成される人間関係も、継続の難しいものなのかもしれない。就業形態の特質そのものの影響だけではなく、低収入により単身でいることを余儀なくされることによる影響も考えられる。女性は男性に比べて社会関係における排除のリスクは低い、それでも正規就業に比べて非正規就業と自営ではリスクが高い。

本稿の分析では、それぞれの就業形態、職業を選択する人の属性を十分に統制することができなかったため、就業と社会的排除の関連が、本当に就業との関連なのか、それとも個人的な属性との関連なのかは明確ではない。このことを念頭に置きながらも、仮に就業と社会的排除が関連しているとすれば、何がそれぞれの就業者に対して社会的排除のリスクを高める制約となっているのか、その解決策は何かということについて、3点指摘しておきたい。

男性の非正規就業者で、社会関係における排除のリスクが非常に高いのは、低収入が扶養家族をもつことを難しくしているからかもしれないが、社会関係の維持を難しくする理由は家族の有無の他にもあるだろう。いずれにしても、所得補助がこの問題を解決するとは考えにくく、彼らの労働市場での地位を向上させることが重要である。十分な人的資本に対して不当な賃金設定がなされているのであれば、まずそれを解決する必要がある。人的資本が低い場合には、それを向上させる教育訓練機会の拡充が、彼らの機会費用の高さをも考慮に入れたうえで検討される必要がある。

正規就業者でも、子どものいる家族は消費において排除されるリスクが高い。特に今後広がる事務・販売・サービス職で消費における排除のリスクが高いことは、労働市場からの収入だけでは家族を支えることが困難になる人が増えていくことを予想させる。子どものいる家族には、より充実した所得補助が必要になってくるだろう。

就業している女性は、就業に加えて家事・育児を

引き受けることで、雇用関係や待遇の良好な就業機会に参入することが難しくなっている。それにより、政治参加と社会関係における排除が懸念される。より柔軟な就業環境、労働市場を整備することが求められる。また、2つめの課題とも重なるが、子どものいる家族が所得補助を受ければ、育児期の就業時間を減らすことも可能になるだろう。

社会的排除の枠組みは、就業者のなかにもいくつかの面で社会参加が難しくなっているグループが存在することを明らかにしている。消費からの排除の問題は本稿の定義では所得の貧困を示しているが、それが他の次元における排除へと波及する可能性を考慮して、ニーズの多い世帯に対する所得補助の拡大の必要性は強調されてよい。社会関係からの排除に対しては、所得補助よりも、労働市場をより包含的な仕組みへと改善していくことの重要性が示唆されている。

注

- 1) 例えば、2003年4月以降、新規学卒就職を中心に若年者の就業について政府全体として対策を講じたのは記憶に新しい。ここでは文部科学省、厚生労働省、経済産業省および内閣府の4大臣による「若者自立・挑戦戦略会議」を発足させ、同年6月には「若者自立・挑戦プラン」をとりまとめた。ただし、このプランは組織横断的な取組というよりも、各省府の担当する取組のすみ分けを明確にするにとどまった。またプランに基づく各省府の方針は、地域別のモデル事業の性格が強く、連携は時限的である。
- 2) しかし実際には、「住民」すべてに対する保障は行われていない。「国民」「市民」と定義されない人々は、そもそもその権利が与えられないという社会的排除を経験している場合がある。本稿ではそういった社会的排除について網羅できていないという限界がある。
- 3) 政治参加については、必要最低限とみなすべきかどうか判断が難しい活動もあり、質問紙の設計上、自らの選択により参加していないのかどうかかわかるようになっている。具体的な変数作成の手続きはIII.2(2)で述べるが、自らの選択を考慮に入れる場合と入れない場合の二種類の定義のもとに政治参加からの排除の変数を作成したところ、排除されているかどうかに変化する回答者はほとんどいなかった。
- 4) 2006年5月に、2月の調査時点で不在であった対象者に対して郵送調査を行っている。それぞ

- れの回収の内訳は以下の通り。訪問調査 488 票、郵送調査 96 票である。分析には訪問調査のみを使用した。
- 5) 本分析の目的は有意検定ではなく、年齢、月収、学歴を統制したうえで就業形態・職業と社会的排除指標との関連を確認することにある。
 - 6) 「選挙の投票」に「行かない」、「選挙権がない」と回答したものをさす。
 - 7) 活動を「しない」なかで「関心がない(したくない)」ものを除いたもの、活動に「加入していない」なかで「関心がない(したくない)」ものを除いたものを、さす。
 - 8) 「人(家族を含む)」と「話」・「電話や E メール」を「1 週間に一回以下・ほとんどしない」と回答したものをさす。
 - 9) 「転職・転居・結婚などの人生の相談」または「配偶者・家族内でのトラブルの相談」のどちらかで「あまり頼れない」「全然頼れない」と回答したものをさす。
 - 10) 「病気の時の世話」で「あまり頼れない」「全然頼れない」と回答したものをさす。
 - 11) 「ありのままの自分をみせることができる人」が「いない」と回答し、かつ「あなたの良さを認めてくれる人」が「いない」と回答したものをさす。
 - 12) 「寂しいときの話し相手」で「あまり頼れない」「全然頼れない」と回答したものをさす。
 - 13) 調査時点で、非正規就業の男性 15 人のうち 13 人は結婚していないと回答している。
 - 14) 表 2 を見ると、本稿のサンプルでは非正規就業で単身世帯に生活する女性は存在しなかったもので、そうした女性についての検討は別稿の課題となる。また、表 2 からは読み取れないので補足しておく、未成年の子どもがいる世帯に住む女性回答者 61 人のうち、12 人は調査時点で結婚していない。そのうち 6 人は非正規就業者である。彼女たちの状況についても、サンプルサイズの大きなデータを用いて別に検討する必要がある。
 - 15) 非正規就業のうち、W 上と B がそれぞれ 10 %、12 % なのに対して W 下は 64 % を占める。
 - 16) その指標を作るために用いた質問項目に対して、「投票していない」、「参加していない」と回答した人の比率は、西村・卯月[2007]に示している。
 - 17) 世帯所得と社会関係における排除の関連は明確ではないことから(第 2 分位で排除のリスクは最も高いものの、第 1、第 3 分位よりは第 4、第 5 分位のほうが高い)、非正規就業と排除の関連は、低世帯所得と排除の関連によって完全に説明することはできないようである〔西村・卯月 2007〕。けれども、女性は、所得の低いグループで社会関係における排除のリスクが高い。
 - 18) 現在の就業状況別に本調査時点までの失業経験の有無を見ると、男性の場合、失業経験のある者は正規就業者の 23.6 %、自営業者の 33.3 % で

あるのに対して、非正規就業者の 71.4 % である。女性の場合、正規就業の 22.2 %、自営業者の 36.4 % に対して、非正規就業者の 47.9 % である。ただし、非正規就業のときに失業したのか、正規就業または自営業のときに失業して非正規就業を選択せざるを得なかったのかは判別できない。

参考文献

- Atkinson, A. B., B. Cantillon, E. Marlier, and B. Nolan (eds) (2002). *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*. Oxford, Oxford University Press.
- Bailey, N. (2006). Does Work Pay? : Employment, Poverty and Exclusion from Relations. *Poverty and Social Exclusion in Britain*. C. Pantazis, D. Gordon and R. Levitas (eds) The Policy Press: 163-183.
- Berghman, J. (1995). Social Exclusion in Europe: Policy Context and Analytical Framework. *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*. G. Room. Bristol, Policy Press: 10-28.
- Burchardt, T., J. Le Grand, and D. Piachaud (2002). Degrees of Exclusion: Developing a Dynamic, Multidimensional Measure. *Understanding Social Exclusion*. J. Hills, J. Le Grand and D. Piachaud. (eds) Oxford, Oxford University Press: 30-43.
- Burchardt, T. (2004). *One Man's Rags are another Man's Riches: Identifying Adaptive Preferences Using Panel Data*. CASEpaper 86. London, Centre for Analysis of Social Exclusion. London School of Economics.
- Burchardt, T. (2006). *Foundations for Measuring Equality: A Discussion Paper for the Equalities Review*. CASEpaper 111. London, Centre for Analysis of Social Exclusion. London School of Economics.
- Glennerster, H. (2000). *British Social Policy since 1945*: 2nd.edn, Malden, MA, Blackwell Publishers.
- Grusky, D. B. and S. M. R. Kanbur (2006). *Poverty and Inequality*. Stanford, Calif., Stanford University Press.
- Murray, C. (1984/1994). *Losing Ground: American Social Policy, 1950-1980*. New York, BasicBooks.
- Sen, A. (1993). Well-Being and Capability. *The Quality of Life*. M. C. Nussbaum and A. Sen, Oxford, Clarendon Press: 30-53.
- 阿部正浩 (2005)『日本経済の環境変化と労働市場』東洋経済新報社。
- 石川経夫 (1991)『所得と富』岩波書店。
- 石田浩・村尾裕美子 (2000)「女子中卒労働市場の制度化」荻谷剛彦・菅山真次・石田浩編『学校・職安と労働市場—戦後学卒労働市場の制度化過程』

- 東京大学出版会, pp.155-192。
- 岩田正美 (2005)「政策と貧困－戦後日本における福祉カテゴリーとしての貧困とその意味－」岩田正美・西澤晃彦編『貧困と社会的排除－福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房, pp.15-41。
- 岩田正美 (2006)「バスに鍵はかかってしまったか？－現代日本の貧困と福祉政策の矛盾－」『思想』岩波書店, pp.135-152。
- 総務省統計局 (2005)『就業構造基本調査』日本統計協会。
- 西村幸満 (2007)「男性の仕事と生活の調和に関する実態分析」『仕事と生活－体系的両立支援の構築へ向けて－』労働政策研究・研修機構, pp.243-254。
- 西村幸満・卯月由佳 (2007)「就業の二極化と社会的排除－「貧困対策」を超えたアプローチに向けて－」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業 平成 18 年度総括・分担研究報告書『日本の社会保障制度における社会的包摂 (ソーシャル・インクルージョン) 効果の研究』pp.153-173。
- 矢野眞和・連合総合生活開発研究所編 (1998).『ゆとりの構造～生活時間の 6 か国比較』日本労働研究機構。
- (にしむら・ゆきみつ 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部第 2 室長)
(うづき・ゆか 日本学術振興会特別研究員)