

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業  
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

日本における社会的排除の動的要因  
——パネルデータによる多様な就業状態からみる障壁——

著者名 百瀬 由璃絵

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

2020年（令和元年）1月

## 1 問題の所在

本研究では、パネルデータを使って、日本における各次元の社会的排除 (social exclusion) の動的要因を紐解く。その上で、社会的排除の不利な連鎖はどのように起き、どのような人が社会的に排除されているのか、特に就業状態との関係から検討する。

この社会的排除は、1970年代にフランスで Lenoir (1974; 1989 改編) により指摘された。社会的排除の範囲は、単に貧しい人 (the poor) だけでなく、社会に順応できないとされる様々な人々 (social misfits) とされている (Bossert et al. 2007)。この指摘を機に、社会的排除と、その社会的排除された人たちを再び社会に統合しようとする社会的包摂 (social inclusion) の概念に焦点が当てられ、社会学者や政策立案者の重点は「貧困 (poverty)」から「社会的排除」へとシフトしていった。このシフトは、欧州諸国をはじめ、米国やカナダ、オーストラリア、日本と各国で起きている (Room 1995; Saunders et al. 2008)。

社会的排除の多次元かつ動的プロセスを分析するには、一時点のデータをみただけでは社会的排除の状態を把握することができず、個人や世帯を長期間、複数の調査をかけて追ったパネルデータが必要である (阿部 2002)。世界各国では、どのような人が社会的に排除されているのかを明らかにするため、パネルデータを用いた分析が進められているのに対し、日本においては、いまだにパネルデータを用いた実証研究は進んでいない。パネルデータを使った国内研究は、筆者が確認できる限り、saito (2012) のみである。その saito (2012) も対象者が愛知県の高齢者と限定されており、社会的排除を説明変数として、死亡率への影響をみている。つまり、社会的排除の異なる各次元同士がどのような関係にあるのかもわからなければ、そもそも日本社会全体で誰が社会的に排除されているのかもわからない。この誰が社会的に排除されているのかを明らかにすることで、欧州諸国の社会的排除の研究においては、これまで政策から見落とされてきた「若者」の存在が指摘された (Burchardt et al. 1999)。パネルデータを活用した分析が進んでいないことで、日本においても社会政策の対象から見落とされ、社会的排除されている人がいるのではないだろうか。そこで本研究では、社会的排除の動的要因から社会的排除の不利な連鎖を検証し、誰が不利な状態にあるのか、就業状態や雇用環境のリスクとの関連を中心に考察する。

本論文では、パネルデータである内閣府経済社会総合研究所の「生活の質に関する調査 (2013, 2014)」を使って、日本の社会的排除の動的要因を明らかにする。本論文は以下のように構成されている。2 節では、まず社会的排除と類似する貧困や剥奪の概念との相違を整理し、社会的排除の概念が単に経済的な要因のみならず、人が文化的な生活を送るという社会的な要因も視野に入れ、長期の人間生活のあり方まで論じた意義が大きいという点に触れる。その上で、社会的排除の先行研究の到達点を示す。本研究では、パネルデータを用いることで、これまでは想定に留まっていた日本の社会的排除が起こる不利な連鎖に関する実証をおこなう。そして、誰が社会的排除されているのか、細かく検討されてこなかった多様な就業状態と働くうえでの阻害要因となる雇用環境のリスクに注目し分析していく。3 節では、多次元かつ動的な社会的排除を捉えるうえで不可欠なデータについて説明をする。4 節では分析を行い、最後に 5 節で帰結を示す。

## 2 多次元かつ動的な社会的排除の先行研究

### 2.1 貧困・剥奪・社会的排除の相違

社会的排除の概念は、類似する貧困や剥奪 (deprivation)<sup>1)</sup> の概念とどう違うのだろうか。Berghman (1995) は、「一次元/多次元」と「静的アウトカム/動的プロセス」の二軸から

整理している。

第1に、貧困は低所得か否かという一次元で語られるのに対し、社会的排除は「多次元」が重視される。この多次元で考慮される範囲は広い（阿部 2002）。

貧困には、絶対的貧困と相対的貧困<sup>2)</sup>の2つがあるが、一次元の貧困指標とは主に相対的貧困である場合が多い。絶対的貧困とは、貧しくて衣食住がままならず、最低限度の生活ができない状態のことである。相対的貧困とは、他人と比べて生活水準が低い状態で、貧困線を下回る所得しか得ていない人の割合を算出することで求められる。求められやすく比較しやすい相対的貧困のみならず、社会的排除の指標では、絶対的貧困についても考慮されることもある。さらに、貧困状態に関する客観的指標に加えて主観的指標も計測の対象になっている。それが、生活費をやりくりする困難感などの主観的貧困である。「貧困」は専門家によって恣意的に定められた「線」の上か下かで決定するものではなく、それぞれの人が経験し感じるものであるという考えに主観的貧困は基づいている。

単に、貧困のような経済的な要因だけではなく、社会関係や社会参加についても指標に含まれる。友人や家族との関係や、社会との関わりなど、所得や消費などの金銭的な状況だけでなく、孤立している状況についても重要視されている。その他、地域の安全性（犯罪率など）や環境の善し悪しなどが指標の一部に含まれていることもある。地域・国単位の指標を含むことにより、社会的排除に至る要因を個々人の問題としてとらえるのではなく、排除されている人の置かれた環境にあるとする姿勢がある。また、金融不安や物資的な剥奪、システムやサービスからの排除、健康格差、教育格差など、様々な次元が社会的排除の指標として用いられる。

この背景には、社会的に排除されているのはどのような人かを知ろうとする試みのなかで、経済的な問題の解決だけでなく、社会生活全般にわたって不利な立場に追いやられているのは誰かということに焦点があてられ、人が文化的な生活を行うことも視野に入れられようになったという経緯がある。どの変数を使用して多次元とするかは、データの制約にもよるが、研究者の視点により異なり、明確に定まっているとは言えない。この「多次元」で不利な立場の人を捉えようとする点は剥奪の概念においても類似する。

だが、第2の静的アウトカムか動的プロセスかという点で、社会的排除は剥奪とも異なる。剥奪は、貧困と同様に一時点を考慮する静的なアウトカムであり、社会的排除は一時点に留まらず複数時点への動的プロセスである<sup>3)</sup>。社会的排除論では、一時点の状態だけではなく、排除されている状態が繰り返し起こっているのか、持続的に起こり慢性的な状態なのかというところまで注目される。経済的な貧困や快適な社会生活を送れないということが一時的であるか、あるいは持続的に注目した社会的排除論は、一時的な経済生活の困難に集中しがちであった貧困論よりも、長期間の人間生活のあり方にまで分析を拡大したという意義は大きいとされている（橘木・浦川 2006）。

## 2.2 社会的排除の実証研究

この社会的排除を多次元かつ動的なプロセスとする先行研究には、複数の次元における複合的な状況のほうが社会的排除であると考え、複数の次元の指標を集積した一つを社会的排除指標とする研究がある。Tsakloglou (2002) は、相対的貧困・耐久財や住宅環境などの生活条件・衣食などの生活の必需品・友人と会う頻度や組織への参加などの社会関係の

4つの次元を加算して複合的な指標とし、4次元のうち2次元以上あてはまる場合を社会的排除とみなしている。Bossert et al. (2007) は、財政難・生活必需品・住居条件・耐久財の変数の重みづけをして複合的な社会的排除指標としている。一方で、複数の次元を集約せずに異なる各次元別の状況を社会的排除の要因として把握した研究が多い (Burchardt et al. 1999 ; 阿部 2007)。これは、異なる各次元間で属性がどのように異なるのかを比較している研究である。

国内では社会政策研究として、阿部 (2007) や菊池 (2007), Abe (2010) の研究がある。これらの研究は、川崎市で一時点のデータを取り、過去の不利な状態が異なる各次元別の社会的排除へどう影響しているのかを分析している。上記の研究の調査地域は限定的であったが、久米ら (2010) は全国調査を試みている。この調査は、派遣労働者を対象にした Web 調査で、学生時代の過ごし方や卒業時の非正規経験という過去の状態が社会的排除へ影響しているかを分析している。しかしこの調査も、全国を対象としているが一時点のデータである。確かに、阿部 (2007) や Abe (2010) は、基本ニーズの欠如・物質的剥奪・制度から排除・社会関係の欠如・適切な住環境の欠如・社会参加の欠如・主観的貧困・相対的貧困の8つの次元を考慮した功績は大きい。久米ら (2010) も、阿部 (2007) を参考に指標を作成している。これらの研究は、過去の不利な状態を変数に加えることで、過去から現在までの動的プロセスを描こうとしている。だが、一時点のデータでは、異なる各次元別の社会的排除の関係や規定要因についての分析が不十分である。

パネルデータを使った調査としては、永吉 (2017) が東京大学社会科学研究所で実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (若年パネル調査・壮年パネル調査)」を使用して失業や貧困が非家族ネットワークの損失に与える影響を分析している。ただしこのデータは、2007年時点に20歳から40歳までである者を対象としており、働き世代とされる15歳から60歳までや高齢者に関する情報はふくまれていない。幅広い年齢層を捉え、パネルデータを使用して日本社会全体の動的プロセスを明らかにした研究はいまだないのが現状である。さらに、非家族ネットワークの損失が貧困に与える影響などの逆の関係性は見られず、社会的排除の異なる次元の関係性はわからない。あくまで非家族ネットワークの損失という一次元のみへの影響で、多次元間の比較がなされているとは言い難いだろう。

異なる各次元別の排除の関係に対して分析は進んでいないが、阿部 (2007) では、①低所得がそのほかの社会的排除に影響している、②異なる次元の不利が互いに連鎖し合い Moisis (2002) が指摘する危険性のスパイラルが起こっている、③経済状況が裕福であっても社会参加が少ないなどの要因から低所得は社会参加や社会関係には影響しないという3つを想定しているが、あくまで想定に留まっておりその関係性がわからない。Gallie et al. (2003) は、社会的排除の不利な連鎖を描くのに、パネルデータなしには問題が生じるとしている。そこで本研究では、パネルデータを使用し、阿部 (2007) で想定されている社会的排除の不利な連鎖がどのように起きているのかを実証する。

この不利の連鎖を検討したのちに、本研究では、説明変数として特に就業状態に注目し、労働市場での地位や雇用環境との関連を検討する。労働市場の状況は、社会的排除の指標の一つとして含まれる場合もあるが、Tsakloglou (2002) は、労働市場に参加できない高齢者や障害者などの多くの人を分析から除外するという点と、原因と結果を混合するリスク

があるという点から、労働市場の状況を説明変数としている。

国内研究でも就業状態の違いによる社会的排除への影響が分析されているが、Abe (2010) は、有職か無職かのみで、仕事をしていない退職者・主婦・失業者を同じカテゴリーにまとめたため、結果は誤解を招く可能性があり、就業状態と社会的排除のより詳細な分析が必要であるという限界を述べている。菊池 (2007) も就業状態は分析しているが、正規・非正規・自営業・非就労の分類のみである。久米ら (2010) の対象は派遣労働者で、無職者についてはわからない。永吉 (2017) は経営者・自営・正規雇用をまとめ、その他、非正規雇用、失業、非労働力の4つのカテゴリーで分析している。

求職中や就職希望の無職者が社会的排除されている状況は、退職者や主婦主夫などの無職者と異ならないのだろうか。そして求職中や就職希望の無職者は、不安定就労であっても働けば社会的排除の状態は改善されるのだろうか、それともフルタイム正規雇用でなければ回避できないのだろうか。これまでフルタイム正規雇用は、社会的排除や貧困に対する最も安全な領域であるとされてきた (Tsakloglou 2002)。日本でも、同様な知見が得られるのだろうか。労働市場上の地位が高くても、働くうえで阻害要因となりうる雇用環境が良くなければ社会的排除にも影響するかもしれない。そこで就業状態とともに、雇用環境に関するリスクも踏まえて検討する。

### 2.3 本研究での分析手順

本研究では、日本では分析が進んでいないパネルデータを使用し社会的排除が起こる動的要因を明らかにする。社会的排除の変数には、阿部 (2007) に類似する相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困・社会的孤立・劣悪な住環境を扱う。分析手順は、第1に、各次元の社会的排除の関係を記述する。第2に、異なる各次元別の社会的排除の指標から、各次元の社会的排除の関係を紐解く。そして誰が社会的に排除されているのか、特に就業状態に関する変数に着目する。

## 3 データ

### 3.1 パネルデータ

本研究で使うパネルデータは、内閣府経済社会総合研究所のパネルデータ「生活の質に関する調査」である。調査年は2013年と2014年で、対象者は全国の一般世帯の15歳以上である。市区町村の選定を第1段階、市区町村内の調査地点の選定を第2段階、調査地点における世帯の抽出を第3段階とする層化三段抽出によりおこなわれた。2013年調査(2013年2月14日～3月3日)は、世帯票3,086世帯(回収率:62.3%)個人票7,717人(男性:3,604人,女性:4,113人)であった。2014年調査(2014年1月23日～2月11日)は、世帯票1,932世帯(回収率:62.6%)個人票4066人(男性:1,851人,女性:2,215人)であった。

本研究のパネルデータは二時点であり、社会的排除の長期的なダイナミックな実情はとらえられない。しかし、社会的排除の全事情をとらえる社会調査は、既存データのみならず独自調査でも実質的には不可能であり、事象の一部から全体像を伺うしかないと言われる。世界的には、多次元かつ動的なプロセスとされる社会的排除の実証研究でパネルデータを用いるのは周知な事実であるにもかかわらず日本にはいまだなそのような実証研究が少な

い点を踏まえると、二時点であっても社会的排除の動的要因を捉える意義は大きいだろう。そして、このデータであれば、有職か無職かというだけでなく、有職のなかでもフルタイムの非正規なのか短期間の非正規なのかを区別でき、無職のなかでも求職中や就職希望か否かの区別もできる。このパネルデータであれば、このような就業状態に関して詳細な分析が可能であり、本研究に最適なデータであると言える。

### 3.2 変数

相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困・社会的孤立・劣悪な住環境の変数は、表1の通りに操作化した。相対的困率は、OECDの手法と同様に、等価世帯所得の中央値の50%でカットオフした<sup>4)</sup>。それ以外の次元の変数は、理論値で排除率を定めカットオフした。カットオフを下回る人たちが、各指標のなかで最も不利な状況化にある人たちであり、該当する場合を1、それ以外を0とし、ダミー変数にした。この5つの異なる各次元別の変数を従属変数とする。

次に、独立変数である。まず、就業状態に関する変数を説明する。このデータでは、少しでも働いた者に対し、職業上の地位（常用雇用、臨時・日雇い、会社役員、自営業主の手伝い、内職）が聞かれている。この常用雇用と臨時・日雇いの際には、正規の職員・従業員であるのか、それともパートやアルバイトや、派遣社員、契約社員、嘱託、その他と、勤め先での呼称までわかる。常用雇用のうち、正規の職員・従業員の者はフルタイムの正雇用とし、非正規雇用（パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託）でも常用雇用に該当する者はフルタイム非正規雇用とした。呼称は問わず、臨時・日雇い該当する者は短期間非正規雇用とした。

無職者においても、現在求職活動をしているかどうかと、求職活動をしていないものの就職を希望しているかどうか聞かれている。求職中や就職希望の無職者は、働きたい気持ちはあるのに働けていない者であり、働く意欲がない無職者とは分けて考える。一方で、求職中や就職希望以外の無職者には、「就職を希望しない」とする者のほかに、「就職を希望するか不明」である者が一定数いた。おそらく、就職を希望しない者は、働く必要がない専業主婦や定年退職をした年金受給者などの高齢者が考えられる。ニートなどの場合、働く意思がある者は「求職・就職希望の無職者」に含まれるであろうが、何等かの事情により現時点で就職を希望するか否かの回答に答えが出ない者は「就職希望が不明の無職」に含まれるだろう。

就業状態のみならず雇用環境において何かのリスクがある場合に社会的排除に影響することを考え、過労死と仕事のストレスに関する変数を使用する。どちらも雇用環境のリスクが高い場合を1としたダミー変数にした。過労死リスクが高い者とは、「過労死への不安を感じる」かつ「週60時間以上働く者」である。仕事ストレスが高い者は、「仕事の要求度」「職場の人間関係」「危険・不健康な環境での仕事」（5件法）の3項目で「非常にストレスを感じる」が1つ以上ある場合と定義した。

個人の属性として、性別は男性を1女性が0の男性ダミー、学歴は大卒以上を1高卒以下が0の大卒ダミーにそれぞれ操作化した。家族構成に関しては、15歳～34歳を若年、35歳～59歳を壮年、60歳以上を高齢とし、単身者・母子父子家庭・子どものいない夫婦のみ・子どものいる夫婦にわけた。なお、高齢者に関しては、単身者以外はまとめて家族の

いる高齢者とした。さらにかなり少数であるが 55 歳～59 歳でも高齢により定年退職した者は高齢に分類している。

個人の属性には性別や学歴、世代による家族構成のほかに、経済的な要因から貧困者とみなされることが多い生活保護や障害者に関する変数として、生活保護諸扶助費や障害者向け年金等諸手当というような社会保障の受給状況の変数を使用する。どちらも受給している場合を 1、受給していない場合を 0 とした。ただし障害者向け年金等諸手当は、あくまで受給ができていない限定された障害者であることが予想されるため、健康状態に関する変数も使用する。心理状態や抑うつ傾向を示す変数である精神的健康は、「神経過敏に感じた」「絶望的に感じた」「そわそわしたり、落ち着かなく感じた」「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た」「何をするにも骨折りだと感じた」「自分は価値のない人間だと思った」の 6 項目が 6 件法で聞かれている。無回答を欠損とし、「全くない」から「いつもあった」までを 0 から 4 までの変数に置き換え 6 項目を合算している（最大値：24）。主観的健康は、5 件法の健康状態が「健康ではない」「どちらかといえば健康ではない」を 1 としている。

## 4 分析

### 4.1 社会的排除の各次元の関係に関する記述統計

第 1 に、相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困・社会的孤立・劣悪な住環境の各次元がどのようなパターンで起きているのかみていく（表 2）。2013 年に 0 次元であったのは 50.21%であり、2014 年は 50.76%で、過半数以上の人はどの次元においても不利な状況にないということがわかる。1 次元になると 2013 年は 31.02%，2014 年は 30.44%と 3 割の人は 5 つのうちどれかは不利な状況にあることがわかる。そして、相対度数については、どの次元も不利な状況ではない人が多く、次元が増えるにつれて度数が減っていく。これは、日本の剥奪を分析した阿部（2007）や、ヨーロッパの社会的排除について分析した Tsakloglou（2002）でも確認されている現象である。しかし、派遣労働者に関して分析した久米ら（2010）は 1 次元が最も多く、本研究の結果とは異なる。社会的排除が起きているパターンでみると、1 次元と 2 次元では、2013 年と 2014 年では頻度が多い組み合わせは異なるが、3 次元と 4 次元では同じ組み合わせとなっている。例えば、1 次元をみると、2013 年は（3）主観的貧困の割合が多く、2014 年は（1）相対的貧困の割合が多く、一致はしない。2 次元は、2013 年では（2）絶対的貧困（3）主観的貧困であるのに対し、2014 年は（1）相対的貧困（4）社会的孤立の組み合わせが最も多い。一方で、3 次元では（1）相対的貧困（2）絶対的貧困（3）主観的貧困が一番多く一致している。

またパネルデータの特徴として、同じ人へ繰り返し質問することから次年度に答えてもらえない事があり、データから観測値である度数が減ることが懸念される。現に、表 2 で示した通り、wave1 から wave2 では半分以上脱落している。しかし、二時点の相関係数は 0.599 で強い相関があり、相対度数もあまり変わらない。

第 2 に、社会的排除の変数が次年度にどのようなカテゴリー移行したのか、各次元別と異なる次元と関係の双方を確認する。社会的排除論では、単に社会的排除が次年度も継続している人のみならず、次年度に「なし」から「あり」に変わった人や、「あり」から「なし」に変わったというような一時的な社会的排除も、社会的排除を繰り返す可能性があり、

重要だと考える。

結果は表3の通りである。各次元別をみると、相対的貧困であった人は次年度でも73.9%であった。同様に7割の人が持続的であったのは社会的孤立についてで、77.0%が次年度も持続していた。一方で絶対的貧困は62.7%、主観的貧困は55.5%と次年度でも持続的であった人は相対的貧困や社会的孤立と比べ少ない。劣悪な住環境に関しては、次年度になると47.4%になり過半数を割る傾向にある。異なる変数間への移行をみると、次年度に他の変数へ移動する次元は3割未満である次元が多い。しかし、絶対的貧困であった人が次年度に主観的貧困になる割合は41.6%と過半数に迫る。また、絶対的貧困であった人が相対的貧困になる割合は32.7%で、社会的孤立であった人が次年度に相対的貧困になる割合は31.8%であった。その他のカテゴリーからカテゴリーへの移行は3割未満にとどまっていた。次年度に「なし」から「あり」に変わった人をみていくと、相対的貧困ではなかった人が次年度に相対的貧困になる割合は10.8%であった。しかし、絶対的貧困・主観的貧困・社会的孤立・劣悪な住環境は「なし」のままである人が9割を超えている。

つまり、5つの次元の変数のなかでも相対的貧困は現時点でない場合でも相対的貧困に変わるリスクは高く、相対的貧困になるとそのまま持続的しやすいことが考えられる。一方で劣悪な住環境は、住環境が悪かったとしても良くなる可能性が高く、悪くない人は現状が維持されることが多いだろう。社会的孤立に関してみると、孤立していない人は次年度も孤立せず、孤立している人は次年度も孤立する傾向がある。絶対的貧困や主観的貧困に関しても社会的孤立と同様な傾向が考えられるが、社会的孤立に比べると、絶対的貧困や主観的貧困になっても次年度に改善している傾向が見受けられる。

さらに、2013年にはそれぞれで不利な状況にない場合でも翌年には異なる次元での不利が発生している場合を考察する。相対的貧困ではない場合、次年度に主観的貧困の人は17.1%であった。絶対的貧困ではなかった場合、次年度に相対的貧困になった人は17.3%いた。同様に、主観的貧困でなかった人は17.7%、社会的孤立でなかった人は17.73%、劣悪な住環境でなかった人は19.84%が相対的貧困になっていた。

第3に、5つの異なる各次元の関係を探索する。まず、相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困・社会的孤立・劣悪な住環境の5次元の相関関係を確認する(表4)。2013年においては、絶対的貧困と主観的貧困が強い相関があった。そして、相対的貧困と劣悪な住環境、社会的孤立と絶対的貧困、社会的孤立と主観的貧困以外は、かなり弱い相関がある。一方で2014年は、社会的孤立と絶対的貧困にもかなり弱い相関関係がみられた。その他の関係は2013年と類似する結果となった。相対的貧困とそのほかの次元との相関が弱い点については、一時点における剥奪の状況を確認したAbe(2010)でも同じ結果が見られている。

次に2013年と2014年の関係をみたところ、同じ次元の変数はおおむね0.4~0.5前後の相関であった。しかし、社会的孤立は0.700とかなり強い相関が見受けられたが、劣悪な住環境に関しては0.396と相関は弱い。各次元の組み合わせを見ると、2013年の絶対的貧困と2014年の主観的貧困は弱い相関関係にあり、2013年の主観的貧困と2014年の絶対的貧困も弱い相関関係にあることが明らかとなった。また、2013年の相対的貧困と2014年の劣悪な住環境、2013年の絶対的貧困と2014年の社会的孤立、2013年の主観的貧困と2014年の社会的孤立、2013年の社会的孤立と2014年の主観的貧困の関連はなか



った。それ以外の組み合わせではかなり弱い相関関係にあることが分かった。

ここまで、社会的排除のパターン、クロス集計による2次元の変数間の比較、相関関係をみてきたところ、特に絶対的貧困と主観的貧困は互いに結びつきが強く、一方が不利な場合、もう一方も不利な状況であることが想定される。また、相対的貧困や劣悪な住環境ではなかった人でも、次年度に2割弱は主観的貧困になりやすい。ただし主観的貧困は、相対的貧困や社会的孤立よりは流動しやすいことが考えられる。相対的貧困については、各変数で不利な状況でなくても、2割弱は次年度で相対的貧困になっており、相対的貧困であると、次年度でも相対的貧困である割合が7割強であることから、一度相対的貧困になると抜けにくいことも考えられる。

では、5つの次元の社会的排除がどのように関連しあい、それぞれ誰が不利な状況になるのか、次節では社会的排除の動的要因を明らかにする。

#### 4.2 社会的排除の動的要因

本節では社会的排除の動的要因を検討するため、社会的排除の5つ各変数をそれぞれt期から一時点前の(t-1)期を引き、差分をとることでt期から(t-1)期に変化しない個体の特性を除いて分析する。独立変数には、(t-1)期の社会的排除の異なる次元の変数、個人の属性に関する変数、就業状態や雇用環境に関する変数を用いることで、(t-1)期のどのような状態の人が、t期に変化しているのかがわかる。プラスの値の場合は不利な立場に変化したことを意味し、マイナスの値は反対に不利な立場が改善されたことを意味する。パネルデータを用いる場合、(t-1)期からt期にかけて脱落が生じる可能性がある。先に述べた通り2013年と2014年の相関は高いとは言え、脱落の問題に対処するためにウェイト<sup>5)</sup>をかけて分析をおこなった(N=2,815)。

分析の結果は、表5に示した。まず、(1)社会的排除の各変数の関係性をみると、2013年に相対的貧困であった人ほど、2014年には相対的貧困が0.399減少する傾向がみられた。その他の各変数も同様に、2013年に絶対的貧困であった人ほど2014年の絶対的貧困は0.469減少、2013年に主観的貧困であった人ほど2014年の主観的貧困は0.592減少、2013年に社会的孤立であった人ほど2014年の社会的孤立は0.445減少、2013年に劣悪な住環境であった人ほど2014年の劣悪な住環境は0.581減少している。このように、2013年と2014年の2時点において、同じ次元の変数間では減少傾向であった。

異なる次元の変数間をみると、2013年の相対的貧困であった人ほど絶対的貧困と主観的貧困になりやすい傾向がみられた。同じく、絶対的貧困は相対的貧困と主観的貧困に影響し、主観的貧困も相対的貧困と絶対的貧困に影響している傾向がみられた。この3つの変数は互いに影響しあっていることが考えられる。一方で、2013年に劣悪な住環境であった人ほど相対的貧困ではなくなっていた。

次に、(2)個人属性である。女性よりも男性のほうが相対的貧困へと変化しやすいことがわかったが、その他の次元の変数には有意な差はみられなかった。学歴に関しては、高卒よりも大卒のほうが0.060主観的貧困になりにくいことがわかった。

家族構成は、35歳以上から60歳未満の壮年で子どもがいる夫婦を基準としている。壮年で子どもがいる夫婦よりも、35歳未満の若年単身者・若年夫婦・若年で子どもがいる夫婦・壮年単身者・壮年で母子父子家庭・高齢単身者・家族のいる高齢者のほうが相対的貧

困になりやすい傾向がわかった。社会的孤立についても、プラスの値に転じる傾向がある。壮年で子どものいる夫婦よりも、若年単身者・壮年単身者・壮年母子父子家庭・高齢単身者・家族のいる高齢者のほうが社会的孤立になりやすく、単身者は、若年・壮年・高齢のどの層でも相対的貧困と社会的孤立になりやすいことがわかる。一方で、絶対的貧困は、壮年で子どものいる夫婦よりも高齢単身者では正の値をとるが、若年母子父子家庭と壮年夫婦のみでは負の値をとっていた。劣悪な住環境も、壮年で子どものいる夫婦よりも若年で子どものいる夫婦では正の値をとり、若年夫婦のみは負の値をとっている。また主観的貧困は、壮年で子どものいる夫婦よりも若年母子父子家庭・若年夫婦のみであると減少傾向にあった。

経済的な不利な状況であると考えられる生活保護諸扶助費の受給者は、相対的貧困においては 0.273 増加するが、その他の次元で有意な結果は得られなかった。同じく社会保障の受給者である障害者向け年金等諸手当の受給者は絶対的貧困と劣悪な住環境で減少傾向にあった。反対に、精神的健康が悪い人ほど絶対的貧困と劣悪な住環境は増加傾向にあり、さらに主観的貧困も増加傾向であった。主観的健康に関してはどの次元の社会的排除の変数においても有意な結果は得られなかった。

最後に、(3) 就業状態や雇用環境におけるリスクから検討する。無職者のなかでも区別をするため、求職中や就職を希望している者と、就職を希望していない者、就職を希望するかどうか不明な者に無職者をわけ、求職中・就職希望者の基準とした。有意な結果が得られたのは絶対的貧困と社会的孤立のみである。絶対的貧困は、求職中・就職希望者よりも短期間非正規と自営業主の手伝い・内職で増加傾向がみられた。つまり、状況によっては無職者よりも有職者のほうが不利であることが判明した。これは同じ有職者のなかでも結果が異なることも示唆している。非正規でも常時雇用のフルタイム非正規か、臨時や日雇いなどの短期間非正規かで絶対的貧困へのなりやすさが異なることがわかる。また、社会的孤立に関しては、求職中・就職希望者よりも就職希望が不明の無職者では増加傾向がみられ、無職者のなかでも差異がある。雇用環境のリスクがあることが不利な立場になりやすいと考え、過労死のリスクや仕事のストレスをみると、仕事のストレスがある人のほうが 0.031 相対的貧困になりやすく 0.027 社会的孤立を経験しやすくなっていることが判明した。この結果をもとに次節で考察し、まとめる。

## 5 結論

本研究では、日本社会において社会的排除がどのように起きており、誰が不利な立場にあるのかを明らかにした。それでは、阿部(2007)で想定された3つの関係性から考察する。

1つ目は、低所得がそのほかの社会的排除に影響するというものである。2つの変数同士での関連をみると、相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困・社会的孤立・劣悪な住環境はすべてが関連し合っていないが、少なくとも2つ以上の次元の変数とは関連し合っている傾向が多くみられていた。相対的貧困の異なる次元の変数への影響をみると、絶対的貧困と主観的貧困とは影響がみられ、絶対的貧困や主観的貧困であった人は次年度には相対的貧困になりやすい傾向があった。一方で、相対的貧困であった人が社会的孤立や劣悪な住環境になることはわからない。さらに劣悪な住環境に至っては、劣悪な環境であった人ほど次年度には相対的貧困でなくなっていた。このことから、低所得がそのほかの社会的排除に影響するというわけではないことが

わかる。

つまり、2 つ目の異なる次元の不利が互いに連鎖し合っている点に関しても、相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困の3次元に関しては不利が互いに連鎖しあっていることが考えられる。特に絶対的貧困であると主観的貧困になる傾向が強い。2 つの変数間をみると、2 つの変数同士での関連で、相対的貧困や劣悪な住環境でなかった人でも次年度に2割弱は主観的貧困になり、絶対的貧困・主観的貧困・社会的孤立・劣悪な住環境でなかった人でも2割弱は次年度で相対的貧困になっていたことを考慮すると、不利な状況がない場合でも、相対的貧困や主観的貧困になることで絶対的貧困に結びつき、ますます主観的貧困になり得ることで、この3次元では Moisis (2002) で論じられている危険性のスパイラルになっていると言えよう。

3 つ目の低所得は社会参加や社会関係には影響しないというのは想定どおりで、社会的孤立は相対的貧困への影響はみられず、反対に、相対的貧困が社会的孤立へ影響しているということはわからなかった。

しかし、誰が社会的に排除されているのか個人の属性をみると、相対的貧困や社会的孤立は、世代は問わず、単身者であるほうが不利な状況になりやすいという点では類似している。他方で、不利な連鎖がみられる相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困はそれぞれの状態になりやすい人の属性が違う。例えば、仕事のストレスがある人ほど相対的貧困になりやすいが、絶対的貧困と主観的貧困ではそのような傾向はわからなかった。反対に絶対的貧困は、求職中・就職希望の無職者よりも短期間非正規や自営業主の手伝い・内職である有職者ほど絶対的貧困になりやすいが、相対的貧困と主観的貧困に関しては影響がみられなかった。Gallie et al. (2003) は、不利な連鎖は、人々が雇用構造から徐々に疎外されるという見解を支持しているが、社会的排除のプロセスの根底にあるのは貧困であるとしている。それは、失業が、人々が貧困に陥るリスクを高め、貧困が人々を仕事に戻すことをより困難にしているとしている。Tsakloglou (2002) においても正規雇用は、社会的排除や貧困に対する最も安全な領域であるとしていた。しかし、本研究では単に仕事に就くことだけで社会的排除を防げるとは考えにくいことがわかる。

ただ本研究では、相対的貧困・絶対的貧困・主観的貧困という貧困状態の連鎖は見受けられたが、求職中や就職を希望している人たちと社会的排除の関係については検討の余地があり、更なる分析が必要となるだろう。今回用いたのは二時点のパネルデータであり、日本における社会的排除の多次元かつ動的プロセスのダイナミックさを捉えるためには、より複数の時点で観察されたパネルデータを使った分析がやはり不可欠であろう。複数時点のパネルデータであれば、絶え間なく持続的に続きやすい社会的排除なのか、1年や2年おきに繰り返し頻出する一時的な社会的排除なのか、変化のパターンも検証することができる。ただ、社会的排除の状況を捉えることを目的としない既存のパネルデータでは複数次元を考慮できない。本研究の結果は頑健であると言えるのか、社会的排除の実態をより鮮明にするためには、パネルデータによる社会的排除の実態調査を定点的に行うこと急がれる。社会的排除された人々を再び社会に統合しようとする社会的包摂の概念に焦点を当て支援策を講じるためにも、複雑に絡み合った社会的排除の構造を読み解くことが先決であろう。

## [謝辞]

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「平成 24 年度生活の質に関する調査, 2013」「平成 25 年度生活の質に関する調査, 2014」(内閣府経済社会総合研究所)の個票データの提供を受けた。ここに記して、感謝申し上げる。

## [注]

- 1) 剥奪は、Townshend (1979, 1993) の相対的剥奪指数や Yitzhaki (1979) の相対的剥奪概念がある。前者の相対的剥奪は、人々が社会で通常手にいれることのできる栄養、衣服、住宅、居住設備、就労、環境面や地理的な条件について物的な基準における欠如や、一般に経験されているか享受されている雇用、職業、教育、レクリエーション、家族での活動、社会活動や社会関係に参加できない、ないしはアクセスできない状態である。後者の相対的剥奪とは、他人と自分の境遇を比較したときに感じる欠乏感や不満のことである。Yitzhaki (1979) は所得を対象としていたが、所得のほかに、生活満足感(石田 2011) 社会不公平感(黒川 2016) などが対象とされるようになってきた。剥奪と類似した多次元貧困もある。Alkire and Foste (2011a, 2011b) が、人間開発指数(HDI)の3つの要素がどの程度重なり合っているかを表す多次元貧困指数(MPI)を開発している。人間開発指数(human development index, HDI)は、Haq (1995) が、アマリティア・センにより『Commodities and Capabilities (Sen 1985)』で述べられたケイパビリティ・アプローチ(capability approach)の理論枠組みを応用し、所得、健康、教育に関する指標を組み合わせた多次元指標である。
- 2) 2015 年の相対的貧困率をみると、OECD30 か国の平均は 12.0%であるのに対し、日本は 15.7%と高い。年齢別にみると、定年退職で所得が減り、貧困になりやすいとされる 66 歳以上の高年齢層の貧困は 19.6%である。近年注目を集める 0~17 歳の子どもの貧困は 13.9%であった。そして、働き世代である 18~65 歳の貧困は 13.6%と、子どもの貧困と同様に高い。どの年齢層においても OECD の平均を上回る。
- 3) 貧困のダイナミックな側面に関して、Berghman (1995) は、困窮化(impoverishment)と定義し貧困とは区別している。
- 4) OECD や厚生労働省の国民生活基礎調査で用いられている所得は、直接税や社会保険料を差し引いた可処分所得を指すが、本研究ではデータの制約上、直接税と社会保険料を含んだ年間収入を用いている。
- 5) パネルデータにおけるサンプル脱落への対処のためのウェイトは以下の手順でおこなった。従属変数には、Wave1 から wave2 にかけて脱落したものを 1、継続したものを 0 とするダミー変数を用いてプロビット回帰分析をおこなった。独立変数には、坂本(2006)や三輪(2014)を参考に、脱落されやすいとされる変数を使用した。具体的には、性別、年齢、最終学歴、婚姻状況、子どもの有無・人数、同居家族の有無、住居、部屋数、地域ブロック、都市規模、世帯全体の年間収入、直近 1 週間の就業状況、年間収入、失業給付、労災保険給付、生活保護諸扶養費、障害者向け年金等諸手当、育児休業給付、療養手当・傷病手当金等、母子・父子家庭手当、該当する者はなし、無回答、次回調査の協力意向である。そして継続回答確率の逆確率を求めウェイトとしてかける Inverse Probability Weighting 法により、補正をおこなった。

[文献]

- 阿部彩, 2002, 「貧困から社会的排除へ:指標の開発と現状」『海外社会保障研究』 141: 67-80.
- 阿部彩, 2007, 「日本における社会的排除の実態とその要因(特集 社会的排除と社会的包摂理論と実証)」『季刊社会保障研究』 43(1): 27-40.
- Abe, Aya, 2010, “Deprivation and Earlier Disadvantages in Japan,” *Social Science Japan Journal*, 13(1): 5-31.
- Alkire, S., and Foster, J, 2011a, “Understandings and Misunderstandings of Multidimensional Poverty Measurement,” *The Journal of Economic Inequality*, 9(2): 289–314.
- Alkire, S., and Foster, J, 2011b, “Counting and multidimensional poverty measurement,” *Journal of Public Economics*, 95(7-8): 476-487.
- Berghman, Jos, 1995, “Social exclusion in Europe: Policy context and analytical framework,” G.Room eds, *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*, Policy, 10-28.
- Bossert, W. D’Ambrosio, C. and V. Peragine, 2007, “Deprivation and social exclusion,” *Economica* 74: 773-803.
- Burchardt, Tania, Le Grand, Julian, and David Piachaud, 1999, “Social Exclusion in Britain 1991-1995,” *Social Policy and Administration*, 33(3): 227-244.
- Gallie, Duncan., Paugam, Serge and Sheila Jacobs, , “Unemployment, Poverty and Social Isolation: Is There a Vicious Circle of Social Exclusion?,” *European Societies*, 5: 1, 1-32.
- Haq, Mahbub ul., 1995, *Reflections on human development: how the focus of development economics shifted from national income accounting to people-centred policies, told by one of the chief architects of the new paradigm*, Oxford University Press.
- 菊池英明, 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.
- Lenoir, R, [1974] 1989, *Les exclus : un français sur dix*, 4th ed, Seuil.
- 石田淳, 2015, 『相対的剥奪の社会学: 不平等と意識のパラドックス』 東京大学出版会.
- 久米功一・大竹文雄・奥平寛子・鶴光太郎, 2010, 「非正規労働者における社会的排除の実態とその要因」『RIETI Discussion Paper Series』 10-J-025.
- 黒川すみれ, 2016, 「社会不公平感の形成における収入比較メカニズム: 相対的剥奪指数を用いた分析から」『年報社会学論集』 29: 68-79.
- 三輪哲, 2014, 「NFRJ-08Panelにおけるウェイトによる脱落への対処」『家族社会学研究』26(2), 169-178.
- Moisio, Pasi, 2002, “The Nature of Social Exclusion: Spiral of Precariousness or Statistical Category,” Muffels, Ruud J.A., Tsakloglou, Panos and David G. Mayes eds, *Social Exclusion in European Welfare States*, 170-183.
- 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: 固定効果モデルを用いた失業と貧困の効果の検証」『理論と方法』 32(1), 114-126.
- Room, Graham, 1995, “Poverty and social exclusion: The new European agenda for policy and research,” G.Room eds., *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*, Policy, 1-9.
- Saito, Masashige., Kondo, Naoki., Kondo, Katsunori., Ojima, Toshiyuki., and Hiroshi Hirai, 2012,

- “Gender differences on the impacts of social exclusion on mortality among older Japanese: AGES cohort study,” *Social Science & Medicine*, 75(5): 940-945.
- 坂本和靖, 2006, 「サンプル脱落に関する分析—『消費生活に関するパネル調査』を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』 551:55-70.
- Saunders, P.R., Naidoo, Y., and M.M Griffiths., 2008, “Towards New Indicators of Disadvantage: Deprivation and Social Exclusion in Australia,” *Australian Social Policy Association*, 43(2): 175–194.
- Sen, A.K., 1985, *Commodities and Capabilities*, North-Holland.
- Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom*, London, Allen Lane and Penguin Books.
- Townsend, P,1993,*The international analysis of poverty / Peter Townsend : in association with the Michael Harrington Center for Democratic Values and Social Change*,Harvester Wheatsheaf.
- 橘木俊詔・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』 東京大学出版会.
- Tsakoglou, P., and F. Papadopoulos, 2002, “Identifying Population Groups at High Risk of Social Exclusion: Evidence from the ECHP,” R. Muffels, P. Tsakoglou., and D. Mayes eds., *Social Exclusion in European Welfare States*, Edward Elgar, 135-169.
- Yitzhaki, S., 1979, “Relative Deprivation and the Gini Coefficient.” *Quarterly Journal of Economics*, 93: 321-4.

表 1 従属変数の記述統計

変数の説明	wave	n	平均	標準偏差	最小値	最大値
(1) 相対的貧困: 等価世帯所得(世帯所得/√世帯員)の中央値の50%以下を1, それ以外を0とした。	2013	7,717	0.168	0.373	0	1
	2014	3,997	0.195	0.397	0	1
(2) 絶対的貧困: 「お肉, お魚を一日おきに食べる」「予期せず, 急に必要になった5万円の料金を支払うこと」「新しい衣類を買うこと」「寒い時に十分な暖を取ること」(2件法)を経済的にできないとする4項目を合算した。4項目のうち2つ以上経済的にできないものを1, それ以外を0とした。	2013	7,492	0.148	0.355	0	1
	2014	3,962	0.130	0.336	0	1
(3) 主観的貧困: 「必要不可欠な生活費をやりくりする困難感」「住居にかかる総費用の負担感」(5件法)の2項目を合算し, 「非常に困難」が1つ以上ある場合を1, それ以外を0とした。	2013	7,539	0.203	0.402	0	1
	2014	4,031	0.185	0.388	0	1
(4) 社会的孤立: 友人も恋人も「別居: 年数回」「別居: それ以下」「音信不通で所在不明」「該当者がいない」で配偶者もない該当する場合を1, それ以外を0とした。	2013	7,717	0.141	0.348	0	1
	2014	4,067	0.142	0.349	0	1
(5) 劣悪な住環境: 住宅スペースの欠如(部屋数より世帯員数が多い)と, 「騒音」「大気汚染」「水質」「犯罪, 暴力, 破壊行為」「街頭でのゴミや廃棄物」(5件法)の5項目で周りの環境が「非常に不満」「不満」を合算し, 2つ以上該当する場合を1, それ以外を0とした。	2013	7,516	0.101	0.302	0	1
	2014	3,911	0.112	0.315	0	1

表 2 社会的排除のパターン

次元	パターン	相対度数		次元	パターン	相対度数	
		2013	2014			2013	2014
0次元		50.21	50.76				
1次元	(1) 相対的貧困	6.45	<b>8.02</b>	3次元	(1)(2)(3)	<b>1.17</b>	<b>1.67</b>
	(2) 絶対的貧困	4.84	3.16		(1)(2)(4)	0.34	0.53
	(3) 主観的貧困	31.02	<b>8.38</b>		(1)(2)(5)	0.29	0.21
	(4) 社会的孤立	7.14	6.93		(1)(3)(4)	0.72	0.50
	(5) 劣悪な住環境	4.21	5.21		(1)(3)(5)	0.39	0.37
2次元	(1)(2)	1.58	1.46	(1)(4)(5)	4.76	0.23	5.09
	(1)(3)	1.82	1.65	(2)(3)(4)	0.41	0.42	
	(1)(4)	1.80	<b>2.47</b>	(2)(3)(5)	0.85	0.88	
	(1)(5)	0.52	0.85	(2)(4)(5)	0.15	0.03	
	(2)(3)	12.95	<b>2.92</b>	(3)(4)(5)	0.21	0.29	
	(2)(4)	0.65	12.48	(1)(2)(3)(4)	<b>0.33</b>	<b>0.58</b>	
	(2)(5)	0.48	0.61	(1)(2)(3)(5)	0.25	0.16	
	(3)(4)	1.05	0.74	4次元 (1)(2)(4)(5)	0.97	0.10	1.06
	(3)(5)	1.36	1.33	(1)(3)(4)(5)	0.12	0.16	
	(4)(5)	0.77	0.58	(2)(3)(4)(5)	0.17	0.13	
			5次元 (1)(2)(3)(4)(5)	0.11	0.16		

表 3 社会的排除の異なる各次元の相関関係 (N=3,660)

	相対的貧困 2013	絶対的貧困 2013	主観的貧困 2013	社会的孤立 2013	劣悪な住環境 2013	相対的貧困 2014	絶対的貧困 2014	主観的貧困 2014	社会的孤立 2014	劣悪な住環境 2014
相対的貧困2013	1	0.130 ***	0.087 ***	0.100 ***	-0.002	0.551 ***	0.158 ***	0.092 ***	0.111 ***	0.016
絶対的貧困2013	0.130 ***	1	0.253 ***	-0.002	0.076 ***	0.115 ***	0.579 ***	0.227 ***	0.017	0.088 ***
主観的貧困2013	0.087 ***	0.253 ***	1	0.011	0.101 ***	0.076 ***	0.265 ***	0.490 ***	0.018	0.073 ***
社会的孤立2013	0.100 ***	-0.002	0.011	1	0.040 *	0.125 ***	0.031 †	0.017	0.700 ***	-0.005
劣悪な住環境2013	-0.002	0.076 ***	0.101 ***	0.040 *	1	-0.030 †	0.074 ***	0.095 ***	0.028 †	0.396 ***
相対的貧困2014						1	0.185 ***	0.117 ***	0.140 ***	-0.004
絶対的貧困2014						0.185 ***	1	0.321 ***	0.041 *	0.075 ***
主観的貧困2014						0.117 ***	0.321 ***	1	0.026	0.119 ***
社会的孤立2014						0.140 ***	0.041 *	0.026	1	-0.003
劣悪な住環境2014						-0.004	0.075 ***	0.119 ***	-0.003	1

(注1) \*\*\*p < .001, \*\*p < .01, \*p < .05, †p < .10.

表4 社会的排除の移行表

		相対的貧困			絶対的貧困			主観的貧困			社会的孤立			劣悪な住環境			
		2014			2014			2014			2014			2014			
		なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	
相 対 的 貧 困	なし	3,071	371	3,442	3,043	370	3,413	2,876	591	3,467	3,056	440	3,496	3,007	364	3,371	
		89.2	10.8	100.0	89.2	10.8	100.0	83.0	17.1	100.0	87.4	12.6	100.0	89.2	10.8	100.0	
	あり	145	410	555	405	144	549	410	154	564	434	137	571	466	74	540	
		26.1	73.9	100.0	73.8	26.2	100.0	72.7	27.3	100.0	76.0	24.0	100.0	86.3	13.7	100.0	
Total		3,216	781	3,997	3,448	514	3,962	3,286	745	4,031	3,490	577	4,067	3,473	438	3,911	
		80.5	19.5	100.0	87.0	13.0	100.0	81.5	18.5	100.0	85.8	14.2	100.0	88.8	11.2	100.0	
Pearson chi2(1)		1200.0	Pr= 0.00			99.2	Pr= 0.00			33.9	Pr= 0.00			52.5	Pr= 0.00		
likelihood-ratio chi2(1)		957.7	Pr= 0.00			83.3	Pr= 0.00			31.1	Pr= 0.00			46.2	Pr= 0.00		
Cramér's V		0.550			0.158			0.092			0.114			0.032			
オッズ比		0.043			0.342			0.547			0.456			0.763			
		相対的貧困			絶対的貧困			主観的貧困			社会的孤立			劣悪な住環境			
		2014			2014			2014			2014			2014			
		なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	
絶 対 的 貧 困	なし	2,829	591	3,420	3,247	195	3,442	2,932	521	3,453	2,986	491	3,477	3,016	342	3,358	
		82.7	17.3	100.0	94.3	5.7	100.0	84.9	15.1	100.0	85.9	14.1	100.0	89.8	10.2	100.0	
	あり	338	164	502	185	311	496	292	208	500	428	81	509	388	92	480	
		67.3	32.7	100.0	37.3	62.7	100.0	58.4	41.6	100.0	84.1	15.9	100.0	80.8	19.2	100.0	
Total		3,167	755	3,922	3,432	506	3,938	3,224	729	3,953	3,414	572	3,986	3,404	434	3,838	
		80.8	19.3	100.0	87.2	12.9	100.0	81.6	18.4	100.0	85.7	14.4	100.0	88.7	11.3	100.0	
Pearson chi2(1)		66.7	Pr= 0.00			1300.0	Pr= 0.00			204.1	Pr= 0.00			1.16	Pr= 0.281		
likelihood-ratio chi2(1)		59.4	Pr= 0.00			866.9	Pr= 0.00			170.5	Pr= 0.00			1.13	Pr= 0.287		
Cramér's V		0.130			0.566			0.227			0.017			0.094			
オッズ比		0.431			0.036			0.249			0.869			0.478			
		相対的貧困			絶対的貧困			主観的貧困			社会的孤立			劣悪な住環境			
		2014			2014			2014			2014			2014			
		なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	
主 観 的 貧 困	なし	2,564	551	3,115	2,825	265	3,090	2,867	280	3,147	2,727	442	3,169	2,737	306	3,043	
		82.3	17.7	100.0	91.4	8.6	100.0	91.1	8.9	100.0	86.1	14.0	100.0	89.9	10.1	100.0	
	あり	606	208	814	569	241	810	362	454	816	701	124	825	675	124	799	
		74.5	25.6	100.0	70.3	29.8	100.0	44.4	55.6	100.0	85.0	15.0	100.0	84.5	15.5	100.0	
Total		3,170	759	3,929	3,394	506	3,900	3,229	734	3,963	3,428	566	3,994	3,412	430	3,842	
		80.7	19.3	100.0	87.0	13.0	100.0	81.5	18.5	100.0	85.8	14.2	100.0	88.8	11.2	100.0	
Pearson chi2(1)		25.6	Pr= 0.00			254.9	Pr= 0.00			938.0	Pr= 0.00			0.63	Pr= 0.43		
likelihood-ratio chi2(1)		24.3	Pr= 0.00			215.4	Pr= 0.00			788.2	Pr= 0.00			0.62	Pr= 0.43		
Cramér's V		0.081			0.256			0.487			0.013			0.070			
オッズ比		0.626			0.222			0.078			0.916			0.609			
		相対的貧困			絶対的貧困			主観的貧困			社会的孤立			劣悪な住環境			
		2014			2014			2014			2014			2014			
		なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	
社 会 的 孤 立	なし	2,867	618	3,485	3,014	432	3,446	2,868	642	3,510	3,369	173	3,542	3,024	381	3,405	
		82.3	17.7	100.0	87.5	12.5	100.0	81.7	18.3	100.0	95.1	4.9	100.0	88.8	11.2	100.0	
	あり	349	163	512	434	82	516	418	103	521	121	404	525	449	57	506	
		68.2	31.8	100.0	84.1	15.9	100.0	80.2	19.8	100.0	23.1	77.0	100.0	88.7	11.3	100.0	
Total		3,216	781	3,997	3,448	514	3,962	3,286	745	4,031	3,490	577	4,067	3,473	438	3,911	
		80.5	19.5	100.0	87.0	13.0	100.0	81.5	18.5	100.0	85.8	14.2	100.0	88.8	11.2	100.0	
Pearson chi2(1)		56.5	Pr= 0.00			4.47	Pr= 0.03			0.66	Pr= 0.42			2000.0	Pr= 0.00		
likelihood-ratio chi2(1)		50.8	Pr= 0.00			4.26	Pr= 0.04			0.65	Pr= 0.42			1400.0	Pr= 0.00		
Cramér's V		0.119			0.034			0.013			0.693			0.001			
オッズ比		0.461			0.759			0.908			0.015			0.993			
		相対的貧困			絶対的貧困			主観的貧困			社会的孤立			劣悪な住環境			
		2014			2014			2014			2014			2014			
		なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	なし	あり	Total	
劣 悪 な 住 環 境	なし	2,816	697	3,513	3,072	420	3,492	2,928	611	3,539	3,071	501	3,572	3,205	238	3,443	
		80.2	19.8	100.0	88.0	12.0	100.0	82.7	17.3	100.0	86.0	14.0	100.0	93.1	6.9	100.0	
	あり	349	65	414	329	84	413	297	122	419	352	68	420	212	191	403	
		84.3	15.7	100.0	79.7	20.3	100.0	70.9	29.1	100.0	83.8	16.2	100.0	52.6	47.4	100.0	
Total		3,165	762	3,927	3,401	504	3,905	3,225	733	3,958	3,423	569	3,992	3,417	429	3,846	
		80.6	19.4	100.0	87.1	12.9	100.0	81.5	18.5	100.0	85.8	14.3	100.0	88.9	11.2	100.0	
Pearson chi2(1)		4.06	Pr= 0.04			22.7	Pr= 0.00			34.9	Pr= 0.00			1.44	Pr= 0.23		
likelihood-ratio chi2(1)		4.25	Pr= 0.04			20.2	Pr= 0.00			31.4	Pr= 0.00			1.40	Pr= 0.24		
Cramér's V		-0.032			0.076			0.094			0.019			0.394			
オッズ比		1.329			0.535			0.508			0.845			0.082			

(注)薄灰色は一時的な変化であり、一時的とは、2013年に「なし」で2014年に「あり」に変化した人と、2013年に「あり」で2014年に「なし」になった人である。濃灰色は持続的な変化であり、持続的とは、2013年に「あり」で2014年も「あり」である人である。



表 5 差分を従属変数とした社会的排除の動的要因

	相対的貧困		絶対的貧困		主観的貧困		社会的孤立		劣悪な住環境	
	Coef.	Robust S. E.	Coef.	Robust S. E.	Coef.	Robust S. E.	Coef.	Robust S. E.	Coef.	Robust S. E.
社会的排除の次元										
相対的貧困	<b>-0.399 ***</b>	0.032	<b>0.096 ***</b>	0.027	<b>0.055 †</b>	0.028	0.015	0.017	0.013	0.023
絶対的貧困	<b>0.057 *</b>	0.028	<b>-0.469 ***</b>	0.035	<b>0.127 ***</b>	0.035	0.013	0.016	0.037	0.027
主観的貧困	<b>0.042 *</b>	0.018	<b>0.068 ***</b>	0.019	<b>-0.592 ***</b>	0.027	0.001	0.011	0.009	0.019
社会的孤立	0.031	0.031	0.017	0.027	-0.015	0.029	<b>-0.445 ***</b>	0.038	-0.030	0.022
劣悪な住環境	<b>-0.030 †</b>	0.018	0.023	0.022	0.029	0.029	0.001	0.015	<b>-0.581 ***</b>	0.037
個人の属性										
男性ダミー	<b>0.037 *</b>	0.015	0.010	0.016	-0.015	0.019	-0.012	0.011	0.008	0.015
大卒ダミー	-0.014	0.014	-0.013	0.014	<b>-0.060 ***</b>	0.018	0.003	0.010	-0.023	0.015
家族構成 (base: 壮年子どもがいる夫婦)										
若年単身者	<b>0.049 †</b>	0.025	-0.013	0.023	-0.028	0.027	<b>0.166 ***</b>	0.028	0.003	0.023
若年母子父子家庭	0.027	0.043	<b>-0.062 *</b>	0.026	<b>-0.155 *</b>	0.064	0.149	0.127	0.033	0.103
若年夫婦のみ	<b>0.111 *</b>	0.055	0.034	0.046	<b>-0.091 *</b>	0.046	-0.007	0.006	<b>-0.082 **</b>	0.031
若年子どもがいる夫婦	<b>0.045 †</b>	0.023	-0.012	0.029	-0.033	0.039	-0.004	0.005	<b>0.098 *</b>	0.042
壮年単身者	<b>0.146 ***</b>	0.045	-0.026	0.033	-0.037	0.032	<b>0.344 ***</b>	0.054	-0.028	0.028
壮年母子父子家庭	<b>0.200 **</b>	0.067	0.067	0.063	0.018	0.066	<b>0.361 ***</b>	0.063	-0.003	0.049
壮年夫婦のみ	<b>0.081 *</b>	0.036	<b>-0.052 ***</b>	0.016	0.003	0.041	-0.004	0.004	0.034	0.044
高齢単身者	<b>0.303 **</b>	0.108	<b>0.150 †</b>	0.087	0.056	0.097	<b>0.364 ***</b>	0.100	0.019	0.052
家族のいる高齢者	<b>0.095 ***</b>	0.020	0.010	0.018	-0.031	0.023	<b>0.020 *</b>	0.009	-0.020	0.018
生活保護諸扶助費ダミー	<b>0.273 *</b>	0.119	0.259	0.159	0.086	0.134	0.090	0.115	0.032	0.146
障害者向け年金等諸手当ダミー	0.066	0.076	<b>-0.128 *</b>	0.050	0.024	0.075	-0.067	0.056	<b>-0.053 *</b>	0.024
精神的健康	0.001	0.002	<b>0.004 *</b>	0.002	<b>0.004 *</b>	0.002	0.000	0.001	<b>0.006 ***</b>	0.002
主観的健康	0.014	0.020	0.024	0.021	0.035	0.025	0.010	0.013	0.0051	0.020
就業状態 (base: 求職中・就職希望)										
フルタイム正規雇用	-0.015	0.029	0.030	0.030	0.046	0.035	0.000	0.020	0.001	0.031
フルタイム非正規雇用	0.021	0.030	0.048	0.031	0.041	0.036	-0.016	0.020	-0.013	0.032
短期間非正規	0.018	0.037	<b>0.085 *</b>	0.038	-0.020	0.042	-0.025	0.026	0.002	0.037
会社役員	-0.004	0.039	0.028	0.035	0.049	0.051	-0.009	0.019	-0.031	0.041
自営業	0.051	0.040	0.004	0.036	0.038	0.043	-0.004	0.025	0.004	0.037
自営業主の手伝い・内職	0.056	0.044	<b>0.066 †</b>	0.040	-0.011	0.047	-0.019	0.024	-0.029	0.038
無職(就職未希望)	0.046	0.035	0.052	0.035	0.020	0.038	0.017	0.020	-0.010	0.035
無職(就職希望不明)	0.068	0.045	0.061	0.042	0.048	0.050	<b>0.107 **</b>	0.036	0.030	0.043
過労死リスクダミー	-0.015	0.017	0.003	0.021	0.008	0.024	0.004	0.013	0.013	0.019
仕事ストレスダミー	<b>0.031 †</b>	0.018	0.010	0.021	0.036	0.027	<b>0.027 *</b>	0.014	0.026	0.023
_cons	-0.017	0.027	-0.033	0.029	0.054	0.035	0.002	0.018	0.035	0.032
N	2,851									
R-squared	0.185	0.269		0.326		0.227		0.278		

(注) \*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , † $p < .10$ . 従属変数は、 $t$ 期-( $t-1$ )期の値をとっている。独立変数には、( $t-1$ )期の変数を用いている。脱落補正をしている。就業状態に関しては、通学中な者と、既に就職が決まって無職な者を除外している。