

日本の若者における社会的排除構造のコーホート比較

百瀬 由璃絵

本稿では、社会的排除を構成する経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面を取り入れたパネルデータによる潜在クラス分析を試みることで、日本における若者の社会的排除構造を明らかにした。さらに、2007年と2017年の30代のコーホートを比較した。分析の結果、5つの潜在クラスが確認され、日本社会における若者の過半数以上の人々が何かしらの不利な状態にあることが判明した。特に社会的排除が深刻な「4側面不利型社会的排除」「安定労働に隠れた社会的排除」「多次元的不利型自営業等」の3クラスが確認された。コーホートを比較した結果、2017年よりも2007年の30代のほうが社会的排除の状況は深刻であった。すなわち、2007年の30代は、10年違うだけで年齢との関わりが深い労働市場での採用や若者就労支援の対象から外されてきた可能性が高い世代であり、その結果が社会的排除の問題として浮上していることが示唆された。

1 はじめに

本稿の目的は、日本における若者の社会的排除（social exclusion）の構造を明らかにすることにある。その際に、2007年と2017年の30代のコーホートを比較する。

若者に関する社会的排除の実証研究は、近年重要な位置を占めている（Weil et al. 2016）。例えば、社会的排除の議論が盛んな欧州では、Europe 2020のフラッグシップ・イニシアチブ「貧困と社会的排除に対する欧州プラットフォーム」でも若者の社会的排除が議題に挙がり、若者への注目度が以前より増している（Unt et al., eds. 2021）。

欧州の政策のみならず日本においても若者の社会的排除の状況を解明する必要性が高まっている。社会にうまく入れない若者に対する社会学的研究として、2000年前後から急速に進んだ学校から仕事への移行に関する日本の研究は、大人への移行年齢の押上げといった大きな変容を迎えており、その全体像を把握する点では未だ多くの課題が残されている（乾 2016）。移行期間の延長が生み出す若者の新たな問題に対して乾（2016）は、多様な領域の研究者の協力が強く求められていると述べている。ここで必要とされるのは、従来のような細分化された社会科学分野の個別研究の集合ではなく、多様な領域の側面を総合的にみる視点である。社会的排除の研究は、貧困や剝奪の概念よりも扱う側面が広く、社会学をはじめ、経済学や政治学などの各分野で研究されてきた様々な側面を包括する。

社会的排除の理論で重んじられてきた経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面を含んだ社会的排除構造を明らかにすることで、各分野の境界線ゆえに検討されてこなかった総合的な問題に対する解決の糸口を見出せるだろう。現に、本稿で考慮する社会的排除の4つの側面は、子ども・若者支援の枠組みでも今日重視されるようになってきた。これは、現代の若者が抱える課題が複合的に絡み合っていることから一面的な支援で成り立たないため、社会的排除の概念を用いる必要性が高まっているからである（生田 2021）。

国内外で若者に関する社会的排除に注目が増しているのにもかかわらず、子ども（González et al. 2021 など）や高齢者（Key and Culliney 2018 など）の研究に比べると、パネルデータを用いた若者に関する社会的排除の計量的研究は少ない。Figgou et al. (2021) は、若者が失業率の上昇による不均衡な影響を受けていることを考えると、若者の社会的排除研究の少なさは驚くべきことであると述べている。これまで社会的排除の計量的研究では、複数の次元の動態性を捉えるために、同一個人を追跡したパネルデータが用いられてきた。しかし、若者に関する良好なパネルデータを提供するのはドイツ、スウェーデン、イギリスなどのごくわずかな国である。そのため Bertolini et al. (2021) は、若者の変遷に関する最新の時系列データや縦断的コーホート研究が不足しているとする。

とりわけ日本においては、2000年代以降に社会的排除の理論的研究（岩田・西澤編著 2005）が普及し

て実証研究も始まったが、そのほとんどが質的調査（内閣府 2012 など）か 1 時点のクロスセクションデータ（阿部 2007 など）に基づく研究である。パネルデータを用いて複数の次元の動態性を考慮した研究は少なく、総じて実証研究の蓄積が浅い。パネルデータがあることによって、複数の不利が一時的に生じている剝奪の状況なのか、複数時点で継続的に生じる社会的排除の状況なのかが明らかとなる。

以上を踏まえて本稿では、パネルデータによる若者に関する社会的排除の研究が国内外で不足しているという問題に応え、日本の学校から仕事への移行の研究で注目され始めた社会的排除の 4 つの側面の総合的な理解を目指して複合的な絡み合いを紐解く。

2 先行研究

2-1 社会的排除の計量的研究

若者をはじめ、社会的排除の理論や実証研究では、多様な側面の動態的な不利益を統計的に捉える重要性が示唆されてきた (Momose 2022)。これは、社会的排除の概念の原点とされる Lenoir ([1974]1989) から重視されている。EU が 1975 年に推進し始めて社会的排除への言及もなされた反貧困プログラムにおいても、社会的排除の多様な項目を含んだパネル調査をする必要性がより一層高まり、欧州共同体世帯パネル (ECHP) が 1994 年に開始された (Room eds. 1995)。つまり、社会的排除は、従来の貧困 (poverty) や剝奪 (deprivation) から発展したが、他の社会問題から独立した概念として大規模な実証研究の俎上に載せられてきた。その際には、1970 年代当初から社会的排除の概念の特徴とされる「多次元的 - 動態的」(Berghman 1995) に焦点があたり、長期的不利益の解明や社会政策的含意を考慮した点から計量的研究の必要性が示唆されたため、世界的にはパネル調査の発展とともに社会的排除の実証研究が進展してきた。

社会的排除の計量的研究は、大きく 2 つの分析枠組みで研究が進んできた¹。それは、複数の次元を原因や結果とみなす研究 (阿部 2007; 菊池 2007; 西村・卯月 2007; Abe 2010; Saito et al. 2012; Key and Culliney 2018; 百瀬 2020; Unt et al., eds. 2021) と、複数の次元の包括性や累積性といったリスク要因自体に関心を寄せる研究 (Gallie et al. 2003; Whelan and Maître 2005, 2010; Pirani 2013; Mikulionienė et al. 2021) である。

特に、後者のリスク要因に関心を寄せる研究のなかでも複数の次元の包括性を重視する研究では、多次元を測定するうえで「真」の指標は一つもないということを前提に、様々な側面の大量な記述 (Lenoir [1974]1989; EU 2000) を超えて、その重なりを理解しようとする試みがおこなわれてきた (Whelan and Maître 2005)。例えば Pirani (2013) は、経済的側面・社会的側面・制度的側面を含んだ階層的潜在クラス分析から地域と個人で社会的排除構造が異なることを鮮明にした。社会的側面・政治的側面・文化的側面を含んだ社会的関係に注目した Mikulionienė et al. (2021) は、バルト 3 国の成人後期に焦点をあて、他者との交流や宗教・芸術活動などの社会参加や、選挙への投票やボランティアなどの市民活動、帰属意識といった変数に重きを置いて 7 つの潜在クラスを抽出した。そして、社会関係からの排除度が最も高いクラスと最も低いクラスに関しては、性別や主観的健康感、教育達成の違いを記述している。また、所得貧困・物質的剝奪・主観的貧困などの経済的側面に注目した Whelan and Maître (2005) は、欧州 13 カ国の経済的脆弱性が国によって異なることを明らかにしている。このように複数の次元の包括性の研究は進んできた。

けれども、包括性を重視するいくつかの先行研究では、多次元性を十分に考慮できていない。社会的排除の理論研究 (Burchardt et al. 2002; 樋口 2004) で重んじられてきた多様な側面の相互の関連を、計量的研究でないがしろにして良いわけではないだろう。例えば、3 つの指標から経済的脆弱性を捉えても、単に経済的のみ不利な状態なのか、経済的のみならず社会的にも不利な状態なのかでは、深刻さが異なってくるだろう。そのため、様々な分野で研究されてきた側面をより配慮した多次元的な分析が必要となる。

とりわけ社会的排除の研究では、労働市場の地位が低い人々が社会的排除の状況になる可能性が高い

ため、社会的排除の指標を作成するうえで労働状況の不利を前提にすることに一般的な含意が示されてきた（EU 2000）。そのため若者を対象とした研究においても、失業者（Gallie et al. 2003）や無業者（Weil et al. 2016）のみならず、昨今では不安定層²にも注目が集まっている。なぜなら労働市場の不安定性を経験した若者は、主観的な幸福や健康、親元を離れて経済的にも自立する可能性、貧困や物質的剥奪のリスク、社会保障の受給資格などに短期・中期・長期的な影響があることが明らかとなっており、不安定の層も労働市場から排除されていると言えるからである（Unt et al., eds. 2021）。

そのため本稿では、日本における若者の社会的排除構造を明らかにする際に、金銭的状况のみならず労働状況も経済的側面の1つに入れ、その他の社会的側面・政治的側面・文化的側面とともに取り上げたい。金銭的状况は、先行研究で用いられることが多い収入や消費を客観的・主観的な指標で捉える相対的貧困・物質的剥奪・主観的貧困に注目する。

2つ目の個人間の関係に注目する社会的側面は、従来の貧困概念では捉えきれない側面として、社会的排除の概念が理論的に発展した過程で最も重視されている。個人の周りに信頼できる社会的ネットワーク（家族・友人・隣人・地域など）が存在することは、精神的なサポートだけではなく、物質的な援助の提供も可能になるとされている（Pirani 2013）。さらに、親との関係に関しては、子どもの頃に親が酒や薬の依存症であるほど高齢期の持続的な社会的排除に影響を与えることも明らかとなっているように、親が居ても関係が悪いことで社会的ネットワークが欠如していることが考えられる（百瀬 2021）。

3つ目の政治的側面は、国家的な活動や制度、社会関係からの排除を指す。項目として、政治参加の手段である選挙への投票や政治的な団体等への参加が用いられることは多い（西村・卯月 2007）。ただし、この政治参加を妨げる要因として、特に若者では、政治への関心と政治システムからの疎外感との関わりが深いとされている（Sloam 2007）。

そして、4つ目の側面として日本の社会的排除のメカニズムを熟考するうえで文化的側面を検討することは理論的に欠かせない。なぜなら、否定的なアイデンティティの形成は、労働への動機づけの低下や社会的な孤独感の増幅につながり、自己排除に向けた悪循環を形成するからである（樋口 2004）。文化的側面としては、Mikulionienė et al. (2021) のように階層帰属意識に焦点が当てられている。以上の通り、社会的排除の理論で重視されている経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面の多次元性を考慮する。

2-2 若者の移行期の長期化・複雑化：30代コーホートへの着目

若者の社会的排除に注目するうえで重要なのは、年齢である。なぜなら、何歳までを「若者」とみなすのかという定義が国内外で近年揺らいでいるからである。例えば、近年欧州では Unt et al., eds. (2021) のように、若者の社会的排除に関するミクロレベルの分析で“youth”や“young people”の年齢層を統一しないことを前置きし、30や39歳までが「若者」として論じられている。一般的には、1970年代末頃から若者の移行期の長期化と複雑な移行への変化が危惧され、イギリスでは社会的排除の危険と NEET の若者の複雑さから 25歳以下の失業者に対する施策が打ち出されたように、国連（UN）や世界保健機構（WHO）でも 25歳未満が若者とされてきた（宮本 2004; 乾ら編 2017）³。

日本においては、雇用問題が発生した 1990年代末に欧州のような変化が認識されたが、日本の若者の対象年齢は欧州よりも約 10歳高い。日本では、非労働力人口のうち、卒業者かつ未婚者で通学や家事をおこなっていない 15~34歳がニートであることが 2004年の労働白書で定義された。この状況に対して宮本（2004）は、子どもの教育責任を親に負わせる日本社会の構造と切り離しがたく、20代中盤以降でない日本の若者の困難が顕在化しない社会であることと無関係ではないと指摘している。

さらに、高学歴化のみならず非正規雇用の大幅な増大などで若者の労働市場の不安定性が増したため、大人への移行年齢が押し上げられ、日本の「若者」の対象年齢は大きな変容を迎えている（乾 2016）。これは、安定した仕事への到達や親からの自立、離家、新たな家族形成などに影響及ぼしている。例えば、ニートの年齢層を対象として、若者の就労支援である地域若者サポートステーション事業（サポステ）が 2006年から施行されたが、2009年度には 39歳までに引き上げられた（宮本 2015）。しかし、若者支援の対象者が 35歳未満であっても、労働市場の参入において「若者」は 30歳未満とされることが

多かった。第二新卒採用の年齢制限をみると、新卒採用枠は25歳が最も多く、中途採用枠は30歳が最も多かった（労働政策研究・研究機構 2015）。その後、若者の定義が40歳未満という認識で定着したのは、子ども・若者育成支援推進法が施行された2016年以降である。そして2020年からは、サポステの利用対象年齢が49歳までに変更された。つまり、2021年現在では50歳未満が「若者」に入り、約15年の間に何歳までを「若者」とみなすのかという定義が大きく変容してきた。

上述の日本における若者の対象年齢の変遷を、本稿で用いる東京大学社会科学研究所のパネル調査「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS）, 2007～2021（wave1～15）」の対象者とともにまとめると、同じ30代でも状況は異なる（図1）。2007年に30代である層（A）は若者とみなされにくかった世代だが、10年後の2017年に30代である層（B）は概ね若者としてみなされてきた世代である。つまり、特に30代以上は、時代によっては「若者」とみなされ、年齢との関わりが深い労働市場での採用や就労支援の対象者となるか否かの境界線にあった。言い換えれば、2007年の30代は、10年違うだけで、若者を対象とした採用や支援の対象から外されてきた可能性が高い。

この若者の移行期間は、長期化だけではなく、日本においても複雑化が指摘されるようになった。生田（2021）は、家庭や学校から仕事へ移行するうえで、社会的排除を構成する経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面などの各側面の問題が相互に関連するとしている。特に30代は20代よりも生き方や価値観の方向転換がしづらいと本人自身が考えやすくなっている可能性や、多様な側面の困難が想定されることから社会的なサポートが長期化かつ増大化しやすいと社会から判断されやすい可能性があるだろう。

これらの知見を踏まえて、本稿では先行研究と同様に包括的なアプローチを用いて、社会的排除を構成する経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面を取り入れたパネルデータによる潜在クラス分析をすることで、日本における若者の社会的排除構造を明らかにする。その際に、時代によっては「若者」とみなされ、若者向けの採用や支援の対象となるか否かの境界線にある30代に焦点をあてる。具体的には、2007年と2017年の30代のコーホートを比較して、2つのコーホート間で格差や障壁があると言われる性別や教育達成、結婚、健康状態などに違いがあるのかについても考察をおこなう。

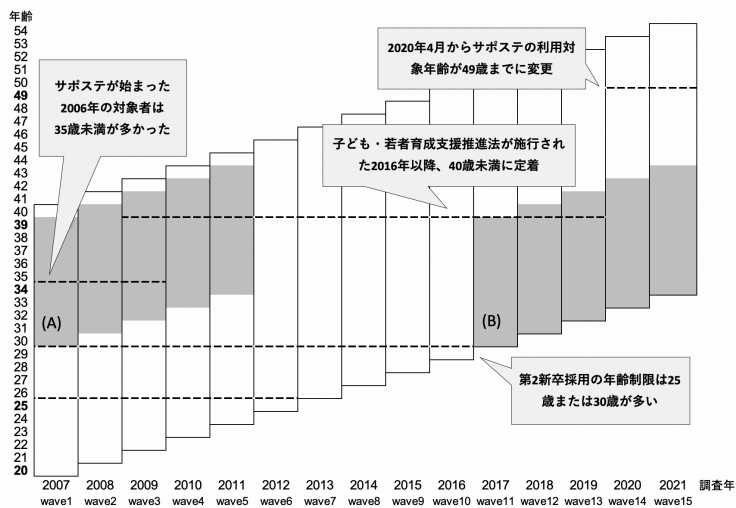


図1 JLPSの対象者と若者支援等の対象年齢

3 研究方法

3-1 データと変数

分析に用いるパネルデータ JLPS は、住民基本台帳や選挙人名簿を用いて抽出された日本全国に居住する 20～40 歳（1966～1986 年生まれ）の男女を対象に、2007 年から毎年実施されている⁴。調査には多様な項目が含まれており、経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面を考慮した分析が可能となる。15 年分の最新データを使用することで、2007 年に 30 代（1967～1976 年生まれ）である層（A）と、10 年経過した 2017 年に 30 代（1977～1986 年生まれ）である層（B）のコーホート比較が実現できる。

本稿で用いる指標について説明する（表 1）。第 1 に経済的側面である。現在の働き方を「経営者・正規雇用（無期）」「非正規雇用（パート・アルバイト、派遣社員、請負社員）・任期付き正規雇用」「自営業等（自営業主、自由業者、家族従業者、内職、その他）」「無職（通学・家事）」「無業（通学・家事以外の無職）」の 5 カテゴリーにわけた。相対的貧困は、カテゴリー変数で尋ねられている過去 1 年間の世帯所得を数値に置き換え、不明や無回答を欠損処理した。その後、相対的貧困率の算出方法と類似した方法として、同居人数の平方根で割り、中央値の 50 %未満を 1 としたダミー変数を作成した。物質的剥奪は、2008 年から各年で約 20 項目前後が尋ねられている。継続で尋ねられている 17 項目のうち 80 %以上が自宅にあると答えた 6 項目（携帯を含む電話、冷蔵庫、風呂、クーラー・エアコン、パソコン・ワープロ、乗用車）のうち 2 項目以上がない場合を 1 としたダミー変数を用いる⁵。主観的貧困は、5 件法で尋ねられた現在の暮らし向きが「貧しい」場合を 1 としたダミー変数である。第 2 に社会的側面は、社会的孤立として友人がいない場合と、親との関係としてその関係に不満がある場合にそれぞれ該当する者を 1 としたダミー変数を用いる。第 3 に政治的側面は、毎年 4 件法で尋ねられている政治上の出来事に対する関心について、「ほとんど関心を払っていない」を 1 とした政治無関心ダミー変数を用いる⁶。第 4 に文化的側面は、10 件法で毎年尋ねられている階層帰属意識を使用し、下位層にあたる 8～10 を選択した場合を 1 とした低階層ダミー変数を作成した。

指標は、2007～2011（wave1～5）と 2017～2021⁷（wave11～15）の 5 年間のうち共通した 2 年間の変数を用いる⁸。具体的には、wave1 と 5 または wave11 と 15 の変数を基本的に使用した。物質的剥奪は wave2 と 4 または wave12 と 14 を、親への不満は wave3 と 5 または wave13 と 15 の変数を使用した。共変量には、性別・教育歴・婚姻状況・健康状態（主観的健康感、健康上の問題による活動制限、メンタルヘルス）⁹を用いる。

3-2 分析方法

本稿では、包括的アプローチを試みた先行研究と同様に、複雑に絡み合ったカテゴリーカルな指標の背後に潜在的なグループがあると仮定して潜在構造を読み解くことで、単純な潜在グループにまとめられる手法である潜在クラス分析を試みる（三輪 2009）。パネルデータを用いた手法として、潜在クラス軌跡分析（latent class trajectory analysis）の 1 つである反復測定潜在クラス分析（repeated measures latent class analysis）を実施する（Collins and Lanza 2010; Twisk and Hoekstra 2012）。これは、反復された観測値となる指標を並べて、変化のパターンから人々を分類する手法である。

分析は 2 ステップでおこなう。第 1 に、2 つのコーホート間での多母集団同時分析によりモデルを選定し、選択された潜在クラスの条件付き正応答確率からクラスの特徴を読み解く（Latent GOLD 5.1）。多母集団同時分析により、複数のグループにおける潜在クラス構造の比較が可能となる（McCutcheon 1987）。データには、2007 年に 30 代である層（A）の wave1～5 と 2017 年に 30 代である層（B）の wave11～15 のデータが同質であるとみなした表 1 の全体（n=1,625）を用いる¹⁰。第 2 に、ステップ 1 の潜在クラスの所属確率が最も高い値を割り当てて、それを基に 2 つのコーホートの違いを考察し、格差や障壁があると言われる個人属性（性別・教育達成・結婚・健康状態）を共変量として抽出された潜在クラスの事後帰属確率を比較する（Stata/SE 16.0）。

表 1 指標の記述統計

	全体 (n=1,625)				A: 2007-2011(w1-5) (n=1,052)				B: 2017-2021(w11-15) (n=573)			
	Mean	Std.Dev.	Min	Max	Mean	Std.Dev.	Min	Max	Mean	Std.Dev.	Min	Max
現在の働き方 w1/w11												
経営者・正規雇用（無期）	0.546	0.498	0	1	0.523	0.500	0	1	0.588	0.493	0	1
非正規雇用・任期付き	0.210	0.408	0	1	0.204	0.403	0	1	0.222	0.416	0	1
自営業等	0.057	0.232	0	1	0.065	0.246	0	1	0.044	0.204	0	1
無職（通学・家事）	0.172	0.377	0	1	0.190	0.393	0	1	0.138	0.345	0	1
無業	0.015	0.121	0	1	0.018	0.133	0	1	0.009	0.093	0	1
現在の働き方 w5/w15												
経営者・正規雇用（無期）	0.552	0.497	0	1	0.531	0.499	0	1	0.590	0.492	0	1
非正規雇用・任期付き	0.234	0.423	0	1	0.239	0.426	0	1	0.225	0.418	0	1
自営業等	0.063	0.244	0	1	0.071	0.257	0	1	0.049	0.216	0	1
無職（通学・家事）	0.141	0.348	0	1	0.147	0.355	0	1	0.129	0.336	0	1
無業	0.010	0.099	0	1	0.011	0.106	0	1	0.007	0.083	0	1
経済的側面												
相対的貧困 w1/w11	0.074	0.263	0	1	0.060	0.237	0	1	0.101	0.302	0	1
相対的貧困 w5/w15	0.062	0.242	0	1	0.055	0.228	0	1	0.075	0.264	0	1
物質的剥奪 w2/w12	0.054	0.226	0	1	0.036	0.187	0	1	0.087	0.282	0	1
物質的剥奪 w4/w14	0.044	0.204	0	1	0.043	0.202	0	1	0.045	0.208	0	1
主観的貧困 w1/w11	0.162	0.368	0	1	0.170	0.376	0	1	0.147	0.354	0	1
主観的貧困 w5/w15	0.162	0.368	0	1	0.181	0.385	0	1	0.127	0.334	0	1
社会的側面												
友人不在 w1/w11	0.015	0.121	0	1	0.013	0.115	0	1	0.017	0.131	0	1
友人不在 w5/w15	0.017	0.130	0	1	0.015	0.122	0	1	0.021	0.143	0	1
親への不満 w3/w13	0.059	0.236	0	1	0.067	0.251	0	1	0.044	0.204	0	1
親への不満 w5/w15	0.058	0.235	0	1	0.065	0.246	0	1	0.047	0.212	0	1
政治的側面												
政治無関心 w1/w11	0.128	0.334	0	1	0.106	0.309	0	1	0.168	0.374	0	1
政治無関心 w5/w15	0.124	0.330	0	1	0.086	0.280	0	1	0.195	0.397	0	1
文化的側面												
低階層 w1/w11	0.140	0.347	0	1	0.150	0.357	0	1	0.120	0.326	0	1
低階層 w5/w15	0.128	0.334	0	1	0.139	0.349	0	1	0.108	0.311	0	1

4 結果

4-1 反復測定潜在クラス分析

第 1 に、2 つのコーホート間での多母集団同時分析によりモデル選定をおこない、選択された潜在クラスの条件付き正応答確率からクラスの特徴を読み解く。まずはモデルを選定する（表 2）。経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面の指標を用いて潜在クラス分析を試みた。その結果、情報量基準 BIC をみると、5 クラスで値が最も小さかった。

表 2 モデルの選択

【クラスの選択】	L ²	自由度	p 値	BIC(LL)	【5 クラス間での比較】	L ²	自由度	p 値	BIC(LL)
1 クラス	6,095.7	1,603	0.00	20,575.0	同質モデル	3,900.8	1,507	0.00	18,423.3
2 クラス	4,703.8	1,580	0.00	19,353.1	異質モデル I	3,779.3	1,485	0.00	18,464.4
3 クラス	3,644.6	1,557	0.00	18,463.9	異質モデル II	3,669.2	1,397	0.00	19,004.9
4 クラス	3,416.9	1,534	0.00	18,406.2	異質モデル III	3,666.5	1,397	0.00	19,002.3
5 クラス	3,245.0	1,511	0.00	18,404.4					
6 クラス	3,096.5	1,488	0.00	18,426.0					

次に、支持された 5 クラスにコーホートを共変量として投入し、多母集団同時分析をおこなう。比較するモデルは、クラスの測定「同質/異質」と各指標に対するコーホートの直接効果や交互作用項「有/無」の 2 軸で分けた 4 つである（Kankaraš et al. 2010: 361-375, Vermunt and Magidson [2008]2016: 59-64）。1 つ目は同質モデルで、クラス測定は同質で、各指標に対するコーホートの直接効果や交互作用項を含まない。つまり、2 つのコーホート間で各クラスの条件付き正応答確率が等値であるという測定不変性が担保され、クラスのサイズのみがコーホート間で異なる。2 つ目の異質モデル I は、クラス測定は同質だが、各指標に対するコーホートの直接効果を含む。3 つ目の異質モデル II は、コーホート間でクラス測定が異なり、各指標へのコーホートの直接効果や交互作用項を含まない。4 つ目の異質モデル III は、コーホート間でクラス測定が異なり、各指標に対するコーホートの直接効果および交互作用

項を含む。

分析の結果、情報量基準 BIC は同質モデルが支持された。同質モデルが支持されたことにより、各クラスの条件付き正応答確率が等値であるとして、2007年の30代(A)と2017年の30代(B)のコーホート間での潜在クラスの構成割合の比較が可能となる。

続いて、5クラスの同質モデルの結果を考察する(表3)。クラスの構成割合は、クラス1が46.3%、クラス2が29.0%、クラス3が11.7%、クラス4が8.4%、クラス5が4.6%あった。クラスがどれだけ指標の情報の違いをすくい上げているかを示す寄与率をみると、現在の働き方が5割強で最も高く、次いで主観的貧困が4割、低階層は2~3割、相対的貧困は2割、物質的剥奪・友人不在・親への不満・政治無関心は1割未満であった。

表3 パネルデータを用いた潜在クラス分析(5クラス n=1,625)

クラス構成割合		クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	クラス5	寄与率
指標の条件付き正応答確率		46.3	29.0	11.7	8.4	4.6	
現在の働き方 w1/w11							52.5
	経営者・正規雇用(無期)	94.6	4.8	10.1	97.7	0.6	
	非正規雇用・任期付き	3.0	43.1	57.2	0.6	9.3	
	自営業等	1.9	1.5	1.9	1.7	88.6	
	無職(通学・家事)	0.0	49.1	24.9	0.0	0.3	
	無業	0.6	1.6	5.9	0.0	1.2	
現在の働き方 w5/w15							51.5
経済的 側面	経営者・正規雇用(無期)	95.7	4.5	16.0	88.1	7.3	
	非正規雇用・任期付き	2.5	53.0	57.3	0.3	2.5	
	自営業等	1.8	1.9	4.2	4.1	89.9	
	無職(通学・家事)	0.0	39.9	17.4	5.4	0.4	
	無業	0.0	0.7	5.0	2.2	0.0	
	相対的貧困 w1/w11	1.2	4.1	39.4	8.0	9.1	20.5
	相対的貧困 w5/w15	0.8	3.0	33.9	8.8	6.1	18.4
	物質的剥奪 w2/w12	4.1	2.1	16.2	10.4	2.6	3.9
	物質的剥奪 w4/w14	2.4	2.9	13.1	7.6	5.7	2.9
	主観的貧困 w1/w11	3.2	4.5	60.2	63.6	21.8	39.4
	主観的貧困 w5/w15	2.7	2.3	64.7	64.7	28.0	45.7
社会的 側面	友人不在 w1/w11	0.7	0.5	5.7	4.2	0.0	2.3
	友人不在 w5/w15	0.6	0.2	8.1	5.6	0.0	4.4
	親への不満 w3/w13	4.1	3.0	14.1	15.8	3.3	3.7
	親への不満 w5/w15	4.1	4.3	11.9	11.9	6.7	1.7
政治的 側面	政治無関心 w1/w11	10.3	12.9	17.2	23.0	7.4	1.4
	政治無関心 w5/w15	9.8	12.3	19.7	18.5	10.5	1.2
文化的 側面	低階層 w1/w11	3.8	8.3	43.0	49.6	13.6	21.9
	低階層 w5/w15	2.0	4.2	51.6	46.9	14.3	31.3

(注) 構成割合と条件付き正応答確率は%を表示。現在の働き方以外はダミー変数であり、不利である確率のみを表示した。クラス1よりも条件付き正応答確率が高いクラス2~5は太文字にした。

クラス1の現在の働き方をみると、wave1/11の初期およびwave5/15の末期の2時点で経営者や正規雇用(無期)の割合が高く、4つの側面において不利な状態にある確率は低かった。そのため、クラス1を「非社会的排除」とみなし、このクラス1を基準にクラス2~5を考察する。クラス1と同様に、経営者や正規雇用(無期)の割合が高いのはクラス4である。しかし、クラス1とは異なり、末期の時点では自営業等や無職である確率が高い。さらに、同じ経済的側面である金銭的状况や、社会的側面・政治的側面・文化的側面も不利な状態が2時点で続いている傾向が強い。つまり、クラス4は、「安定労働に隠れた社会的排除」であると言える。また、クラス4と同様に金銭的状况、そして社会的側面・政

治的側面・文化的側面で不利な状態が起きているのは、クラス3である。このクラスは、経営者や正規雇用（無期）の割合が低く、特に他のクラスと比較しても、2時点で非正規雇用・任期付き正規雇用や、無業の確率が高く、労働市場から排除されている可能性が高い。すなわち、クラス3は「4側面不利型社会的排除」である。

クラスの2や5は、クラスの3や4のように不利な状態が全体的に表出しているわけではなく、クラス1よりも不利が生じている確率が低い指標もある。ただし、全く不利がないとは言えない。クラス2はクラス3と同様に、非正規雇用・任期付き正規雇用である確率が2時点で高く、通学や家事に従事する無職である確率は他のクラスと比較すると最も高い。相対的貧困・政治無関心・低階層も2時点でクラス1より確率が高い。しかし、クラス3～5の寄与率は上述の通りに現在の働き方が50%以上であるのに対して、相対的貧困・政治無関心・低階層は3割未満と低い。つまり、クラス2は、働き方の影響を強く反映している可能性が高いため、クラス2は「労働市場からの排除」であると判断できる。最後のクラス5は、2時点で自営業等の確率が高い。クラス1と同様に金銭的状况や、社会的側面・政治的側面・文化的側面における不利な確率が低ければ社会的排除ではないとみなせるが、相対的貧困・主観的貧困・低階層においては2時点で不利な状態にある確率が高い。そのため、クラス5は、「多次元的不利型自営業等」と名付ける。

4-2 社会的排除構造のコーホート比較

第2に、2007年に30代である層（A）と2017年に30代である層（B）のコーホートの違いを考察し、格差や障壁があると言われる個人属性（性別・教育達成・結婚・健康状態）を共変量として、抽出された潜在クラスの事後帰属確率を比較する。まず、コーホートの違いを確認すると、（A）より（B）のほうが、クラス1「非社会的排除」の割合は高く、そのほか何かしらの不利が生じているクラス2～5の割合は低かった（図2）。つまり社会的排除は、（B）より（A）のほうが深刻であると言える。

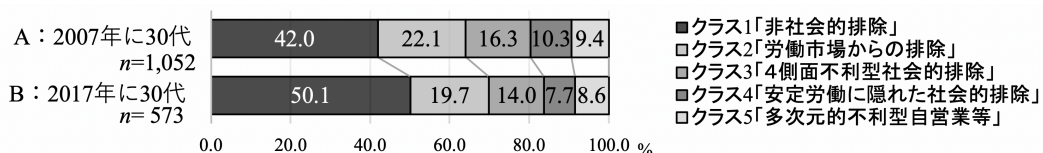


図2 5クラスのコーホート比較

次に、2007年に30代である層（A）と2017年に30代である層（B）を、個人属性の共変量から事後帰属確率を比較する（表4）。クラス1「非社会的排除」をみると、（A）（B）ともに、男性かつ大学院卒で、健康状態が良く、5年間で未婚から既婚になった可能性が高かった。対照的に社会的排除の状況が最も深刻であったクラス3「4側面不利型社会的排除」をみると、既婚女性であることは（A）（B）ともに共通していた。一方で、（A）は短大・専門卒で2時点とも活動制限が高い傾向にあったが、（B）は中卒で初期の時点のみ健康3項目すべてが不調であった。クラス4「安定労働に隠れた社会的排除」は、（A）（B）ともに健康状態が悪い低学歴な男性で、既婚ではない傾向にあるという点で共通していた。クラス5「多次元的不利型自営業等」は、離別・死別を経験した中卒の女性に多い。特に（A）は総じて健康3項目すべてが不調である。（B）は、主観的健康感 は初期の時点よりも回復している傾向が読み取れるが、全体的に健康状態が悪い。最後にクラス2「労働市場からの排除」をみると、短大・専門卒の女性に多い。一方で、（A）は既婚から離別・死別への変化が見られるのに対して、（B）は既婚の割合が2時点で高い。

表4 5クラスの共変量（事後帰属確率）

	A: 2007-2011(w1-5) (n=1,052)					n	B: 2017-2021(w11-15) (n=573)					n
	クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	クラス5		クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	クラス5	
性別												
男性	66.3	7.0	4.8	16.2	5.6	499	73.7	6.5	4.9	8.5	6.5	247
女性	20.1	35.6	26.6	4.9	12.8	553	32.2	29.8	20.9	7.1	10.1	326
教育歴												
中学	14.3	14.3	14.3	42.9	14.3	14	25.0	0.0	50.0	0.0	25.0	4
高校	34.5	25.0	12.2	15.5	12.8	296	37.2	23.9	10.6	12.4	15.9	113
短大・専門	34.3	25.1	21.4	6.9	12.4	379	42.2	26.1	13.3	9.4	8.9	180
大学	56.6	16.4	14.5	8.8	3.8	318	59.1	14.6	16.6	4.5	5.3	247
大学院	62.2	20.0	13.3	4.4	0.0	45	75.9	10.3	3.5	6.9	3.5	29
婚姻状況w1/11												
既婚	41.3	22.7	18.9	9.5	7.5	787	49.3	21.6	16.7	5.4	7.0	426
未婚	45.2	20.2	7.9	12.7	14.0	228	53.9	15.4	6.9	11.5	12.3	130
離別・死別	37.8	18.9	10.8	10.8	21.6	37	41.2	5.9	0.0	35.3	17.7	17
婚姻状況w5/15												
既婚	42.5	21.7	18.9	9.8	7.2	849	50.1	21.7	16.4	5.5	6.2	451
未婚	42.8	22.9	4.8	12.1	17.5	166	50.0	14.3	6.1	14.3	15.3	98
離別・死別	27.0	27.0	8.1	13.5	24.3	37	50.0	4.2	0.0	20.8	25.0	24
主観的健康感w1/11												
好調	42.8	23.3	16.6	9.1	8.3	945	52.2	20.6	13.9	6.4	6.9	481
不調	35.5	11.2	13.1	20.6	19.6	107	39.1	15.2	14.1	14.1	17.4	92
主観的健康感w5/15												
好調	43.5	23.2	17.0	8.8	7.5	898	51.0	21.1	14.4	6.5	6.9	492
不調	33.1	15.6	11.7	18.8	20.8	154	44.4	11.1	11.1	14.8	18.5	81
活動制限w1/11												
好調	43.8	22.6	16.1	9.9	7.6	911	51.7	20.1	13.2	7.7	7.3	478
不調	30.5	18.4	17.0	12.8	21.3	141	42.1	17.9	17.9	7.4	14.7	95
活動制限w5/15												
好調	43.8	22.3	15.3	10.3	8.4	916	52.1	18.7	14.0	7.5	7.7	493
不調	30.2	20.6	22.8	10.3	16.2	136	37.5	26.3	13.8	8.8	13.8	80
メンタルヘルスw1/11												
好調	44.7	22.8	18.4	8.1	6.0	631	54.4	21.0	13.1	4.6	6.9	305
不調	38.0	20.9	13.1	13.5	14.5	421	45.2	18.3	14.9	11.2	10.5	268
メンタルヘルスw5/15												
好調	45.1	23.0	18.6	7.4	5.9	596	53.7	20.5	15.3	4.8	5.8	313
不調	37.9	20.8	13.2	14.0	14.0	456	45.8	18.9	12.3	11.2	11.9	260

(注1)クラスの事後帰属確率は%を表示。

5 結論

本稿では、社会的排除の理論で重視されてきた4つの側面（経済的側面・社会的側面・政治的側面・文化的側面）を取り入れてパネルデータをを用いた潜在クラス分析をおこない、日本における若者の社会的排除構造を明らかにした。さらに、2007年の30代（1967～1976年生まれ）と2017年の30代（1977～1986年生まれ）のコーホートを比較した。同じ30代でも10年違うだけで、年齢との関わりが深い若者の採用や支援の対象から外されてきた可能性が高いためである。分析結果から特筆すべき点は3点ある。

第1に、若者の社会的排除構造は、悪い順に「4側面不利型社会的排除」「安定労働に隠れた社会的排除」「多次元的不利型自営業等」「労働市場からの排除」「非社会的排除」の5クラスに分かれた。「非社会的排除」は過半数を下回っており、30代の多数は何かしら不利な状態にあると言える。特に問題なのが前半の3クラスで、複数の次元の不利が2時点以上で起きており、多次元かつ動的な社会的排除の概念と一致する。一方で「労働市場からの排除」は、労働市場という1つの次元の不利が強く、社会的排除というよりも従来の貧困概念に類似する。このクラスは「非社会的排除」のように問題がないとは言わないが、前半の3クラスのほうがより深刻であるとみなせる。

第2に、否応なしに最も深刻な状況であると言える「4側面不利型社会的排除」のほかに、経営者や正規雇用（無期）でありながら、それ以外の側面で不利な状態にある「安定労働に隠れた社会的排除」が発見されたことは、本稿の大きな知見と言える。これまでの先行研究は、労働市場の不安定性を基本的な前提として論じられてきた（EU 2000; Bertolini et al. 2021）。すなわち、「安定労働に隠れた社会的排除」は、労働市場の不安定性を前提とした際に社会的排除の研究では見落とされてきた危険性が高い

クラスである。確かに、本稿においても「4 側面不利型社会的排除」は、無業や不安定就労の割合が高く、先行研究における解釈と合致する。しかし、経営者や正規雇用（無期）である者が複数の側面からの不利を被っていることは、先行研究では指摘されてこなかった。安定労働には、労働状況以外のすべてで不利なクラスと、4 つの側面で全く不利な状態にないクラスの両極端なクラスが確認されており、労働状況が良いだけで有利とは言えない。この安定労働である 2 つのクラスが異なる点として、労働時間などのワーク・ライフ・バランスや職場風土の違いが考えられる。社会的排除の研究において「安定労働に隠れた社会的排除」は今後重視すべきクラスであり、このクラスの特徴をより鮮明にする必要があるだろう。

第 3 に、2017 年よりも 2007 年の 30 代のほうの社会的排除の状況が深刻であったことは、まさしく、2007 年の 30 代は、10 年違うだけで年齢との関わりが深い労働市場での採用や若者就労支援の対象から外されてきた可能性が高い世代であり、その結果が社会的排除の問題として浮上していることが考えられる。反対に 2017 年の 30 代は、若者向けの採用や支援の対象であったことが効果として表出し、2007 年の 30 代よりも社会的排除の状況が良かった可能性が高い。また、不利な立場にいる者たちは格差や障壁が生じやすい個人属性で、特に女性が多いクラスは学歴や婚姻状況、健康状態がコーホート間で異なっていた。同じ 30 代でも、女性は 10 年違うだけで状況が多様であるのかもしれない。

最後に今後の課題として、本稿では 30 代のコーホートを比較したが、2007 年の 30 代が 40 代になった際に社会的排除の状況が深刻化しているのかを検討することが残されている。さらに、別のコーホートが 30 代である時にも違いがあるのか検討の余地がある。JLPS は、これまで 1986 年生まれまでを調査対象としてきたが、2019 年から 1998 年生まれまでが対象に含まれるようになった。この新しい世代を含んだ分析も今後可能となる。

また、社会的排除が深刻な前半の 3 クラスは、コーホートで共通して健康状態が比較的悪かった。EU (2000) などの初期の研究では、主観的健康感是指標の一つとみなされていた。だが近年は、健康格差への注目もあり、社会的排除と健康の関係に関心が寄せられている。日本では、健康が社会的排除に与える影響 (Abe 2010; 百瀬 2021) の研究がなされてきたが、社会的排除が健康に与える影響は死亡率 (Saito 2012) のみで、今後は若者を含めた成人期の社会的排除と健康格差の解明などの更なる研究が求められる。

付記

本稿は、日本学術振興会 (JSPS) 科学研究費補助金・特別推進研究 (25000001, 18H05204)、基盤研究 (S) (18103003, 22223005)、特別研究員奨励費 (22J10114) の助成、および JST 次世代研究者挑戦的研究プログラム JPMJSP2108 の支援を受けたものである。東京大学社会科学研究所 (東大社研) パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル調査運営委員会の許可を受けた。

注

- 1 本稿で扱う潜在クラス分析 (latent class analysis) のほかに、構造方程式モデリング (structural equation modeling)、項目反応理論 (item response theory)、自己組織化マップ (self-organizing map) などの洗練された分析戦略が、社会的排除のメカニズムを解明するために近年採用されるようになってきた (Whelan and Maître 2010)。
- 2 Standing (2011) の出版後、不安定 (precarious) と労働者階級 (proletariat) を合わせたプレカリアート (precarariat) が注目されている。不安定労働 (precarious work) とは、有期契約等および公的手当 (失業手当など) や私的手当 (投資・拋出型保険) もないことを指す (Standing 2021)。日本の雇用保険の加入には週 20 時間以上の労働等の条件がある。失業手当や厚生年金保険・健康保険の対象外となる 1 年契約で週 10 時間 2 つ以上の仕事をしている者などが、日本では上記に該当するだろう。
- 3 UN や WHO の定義では、15~24 歳が “youth”、10~24 歳が “young people” である。

- 4 有効回答率や継続率などの調査概要は、社研パネル調査プロジェクトの HP (<https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/socialresearch/>) を参照されたい。
- 5 物質的剥奪指標の作成方法として、金銭的に持てないのか不必要なのかに区別する手法もあるが、JLPS では非所持理由はわからない。そのため、大津・渡辺 (2019) の剥奪項目の普及率が 80 % 以上であったことから、本稿では 80 % 以上の項目に限定した。
- 6 選挙がある年にも投票行動が調査項目に入るため、本稿の対象期間ではほぼ尋ねられていない。項目があった年のクロス集計をみると、政治に無関心な人ほど選挙へ行かない (投票しない) 傾向があり、選挙行動は政治無関心の変数で代替え可能と言える。また、ほぼ毎年尋ねられている政治団体等への参加の該当者は 1 % 前後で、日本では不参加でも政治的側面の欠如とはみなされにくいだろう。
- 7 2021 年は、新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) 拡大の影響が想定されるが、表 1 のとおり、大きく各年と乖離した結果はみられなかった。
- 8 本来ならば 5 時点の変数を用いることが望ましいが、各変数の項目数を揃えるために 5 時点のなかで最も離れている 2 時点を利用した。連続した 2 時点でないことから、解釈上、より多くの時点でも頻出しているか否かが検討できる。また、データの制約上、観測時点が部分的に均等ではないが、これは多次元性の測定を重視した。
- 9 主観的健康感、自身の健康状態が「あまり良くない」「悪い」場合を不調とした。活動制限は、過去 1 ヶ月に健康上の理由で家事や仕事ができないことが「ときどき」から「いつも」までであった場合を不調とした。メンタルヘルスは、MHI-5 (five-item version of the mental health inventory) の尺度を重度 (0~52 点)、中度 (53~60 点)、軽度 (61~68 点)、健康 (69~100 点) にわけた後に、重度・中度を不調とした。
- 10 本稿は 2007 年からの「継続サンプル」のみを使用し、若者支援の対象となる若者に注目するため、生活保護と障害年金の受給者は分析から除いた。社会政策および社会保障の制度設計上、この受給者は生活保護制度や障害者福祉制度の対象者であり、両制度の非利用者が若者支援の対象者になりやすい。

文献

- 阿部彩, 2007, 「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』43(1): 27-40.
- Abe, Aya. K. 2010, "Social Exclusion and Earlier Disadvantages: An Empirical Study of Poverty and Social Exclusion in Japan," *Social Science Japan Journal* 13(1): 5-30.
- Berghman, Jos, 1995, "Social Exclusion in Europe: Policy Context and Analytical Framework," Graham Room eds., *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*, Policy Press, 10-28.
- Bertolini, Sonia, Vassiliki Deliyanni-Kouimtzi, Michael Gebel, Dirk Hofäcker and Marge Unt, 2021, "Conclusions: Integrating Perspectives on Youth Transitions and the Risk of Social Exclusion," Marge Unt, Michael Gebel, Sonia Bertolini, Vassiliki Deliyanni-Kouimtzi and Dirk Hofäcker eds., *Social Exclusion of Youth in Europe: The Multifaceted Consequences of Labour Market Insecurity*, Policy Press, 362-377.
- Burchardt, Tania, Julian Le Grand and David Piachaud, 2002, "Degrees of Exclusion: Developing a Dynamic, Multidimensional Measure," John Hills, Julian Le Grand and David Piachaud eds., *Understanding Social Exclusion*, Oxford University Press, 30-43.
- Collins, Linda M. and Stephanie T. Lanza, 2010, *Latent Class and Latent Transition Analysis: With Applications in the Social, Behavioral, and Health Sciences*, Wiley.
- European Union, 2000, *European Social Statistics: Income, Poverty and Social Exclusion (2000 Edition)*, European Communities.
- Figgou, Lia, Martina Sourvinou, Christina Athanasiades, Valentina Moiso and Rosy Musumeci, 2021, "Unemployment and Job Precariousness: Material and Social Consequences for Greek and Italian Youth," Marge Unt, Michael Gebel, Sonia Bertolini, Vassiliki Deliyanni-Kouimtzi and Dirk Hofäcker eds., *Social*

- Exclusion of Youth in Europe: The Multifaceted Consequences of Labour Market Insecurity*, Policy Press, 315–339.
- 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): 1–32.
- González, Lúcia, Marisa Estarlich, Mario Murcia, Florencia Barreto-Zarza, Loreto Santa-Marina, Sandra Simó, María Isabel Larrañaga, Estefanía Ruiz-Palomino, Jesús Ibarluzea and Marisa Rebagliato, 2021, “Poverty, Social Exclusion, and Mental Health: the Role of the Family Context in Children Aged 7 – 11 Years INMA Mother-and-Child Cohort Study,” *European Child and Adolescent Psychiatry*, Published online, (Retrieved January 2, 2022, <https://doi.org/10.1007/s00787-021-01848-w>).
- 樋口明彦, 2004, 「現代社会における社会的排除のメカニズム——積極的労働市場政策の内在的ジレンマをめぐって」『社会学評論』55(1): 2–18.
- 生田周二, 2021, 『子ども・若者支援のパラダイムデザイン——“第三の領域”と専門性の構築に向けて』かもがわ出版.
- 乾彰夫, 2016, 「学校から仕事への移行期間延長と青年期研究の課題」『発達心理学』27(4): 335–345.
- 乾彰夫・本田由紀・中村高康編, 2017, 『危機のなかの若者たち——教育とキャリアに関する5年間の追跡調査』東京大学出版会.
- 岩田正美・西澤晃彦編, 2005, 『貧困と社会的排除——福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房.
- Kankaraš, Miloš, Guy Moors and Jeroen K. Vermunt, 2010, “Testing for Measurement Invariance with Latent Class Analysis,” Miloš Kankaraš, Guy Moors and Jeroen K. Vermunt eds., *Cross-Cultural Analysis: Methods and Applications*, Routledge, 359–384.
- Key, Wesley and Martin Culliney, 2018, “The Oldest Old and the Risk of Social Exclusion,” *Social Policy and Society* 17(1): 47–63.
- 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, René, [1974] 1989, *Les exclus: un Français sur dix*, Seuil.
- McCutcheon, Allan L., 1987, *Latent Class Analysis*, Sage.
- Mikulionienė, Sarmitė, Inga Gaizauskaitė and Vaidas Morkevičius, 2021, “Patterns of Social Embeddedness in Later Adulthood: Gender and Other Covariates,” *Gender a výzkum / Gender and Research* 22(1): 36–58.
- 宮本みち子, 2004, 「社会的排除と若年無業——イギリス・スウェーデンの対応」『日本労働研究雑誌』46(12): 17–26.
- , 2015, 「若年無業者と地域若者サポートステーション事業」『季刊社会保障研究』51(1): 18–28.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』24(2): 345–356.
- 百瀬由璃絵, 2020, 「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」『SSJ Data Archive Research Paper Series』73: 1–17.
- , 2021, 「過去の経験が高齢期の社会的排除に与える影響——人生序盤の困難が生み出す長期的なリスクに着目して」『社会学研究』106: 103–108.
- Momose, Yurie, 2022, “The Origins of Social Exclusion and Today’s Challenges for the Quantitative Study,” *Bulletin of the Graduate School of Education, the University of Tokyo*, 61: 381–390.
- 内閣府, 2012, 『社会的排除にいたるプロセス——若年ケース・スタディから見る排除の過程』(2022年1月2日取得, <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002kvtw-att/2r9852000002kw5m.pdf>).
- 西村幸満・卯月由佳, 2007, 「就業者における社会的排除——就業の二極化への示唆」『季刊社会保障研究』43(1): 41–53.
- 大津唯・渡辺久里子, 2019, 「剥奪指標による貧困の測定——『生活と支え合いに関する調査』(2017)を用いて」『社会保障研究』4(3): 275–286.
- Pirani, Elena, 2013, “Evaluating Contemporary Social Exclusion in Europe: A Hierarchical Latent Class Approach,” *Quality and Quantity: International Journal of Methodology* 47(2): 923–941.

- 労働政策研究・研修機構, 2015, 『第二新卒者の採用実態調査』調査シリーズ 3.
- Room, Graham eds., 1995, *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*, Policy Press.
- Saito, Masashige, Naoki Kondo, Toshiyuki Ojima and Hiroshi Hirai, 2012, “Gender Differences on the Impacts of Social Exclusion on Mortality among Older Japanese: AGES Cohort Study,” *Social Science and Medicine* 75(5): 940-945.
- Sloam, James, 2007, “Rebooting Democracy: Youth Participation in Politics in the UK,” *Parliamentary Affairs* 60(4): 548-567.
- Standing, Guy, 2011, *The Precariat: The New Dangerous Class*, Bloomsbury Academic.
- , 2021, *The Precariat: The New Dangerous Class Special Covid-19 Edition 4th ed.*, I. B. Tauris and Co. Ltd.
- Twisk, Jos and Trynke Hoekstra, 2012, “Classifying Developmental Trajectories over Time Should Be Done with Great Caution: A Comparison between Methods,” *Journal of Clinical Epidemiology* 65(10):1078–1087.
- Unt, Marge, Michael Gebel, Sonia Bertolini, Vassiliki Deliyanni-Kouimtzi and Dirk Hofäcker. eds., 2021, *Social Exclusion of Youth in Europe: The Multifaceted Consequences of Labour Market Insecurity*, Policy Press.
- Vermunt, Jeroen K. and Jay Magidson, [2008]2016, *LG-Syntax™ User’s Guide: Manual for Latent GOLD® 5.1 Syntax Module*, Statistical Innovations Inc.
- Weil, Susan Warner, Danny Wildemeersch and Barry Percy-Smith, 2016, *Unemployed Youth and Social Exclusion in Europe: Learning for Inclusion?*, Routledge.
- Whelan, Christopher T. and Bertrand Maitre, 2005, “Vulnerability and Multiple Deprivation Perspectives on Economic Exclusion in Europe: A Latent Class Analysis,” *European Societies* 7(3): 423–450.
- , 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): 316–332.

(ももせ ゆりえ、東京大学、momo-se@g.ecc.u-tokyo.ac.jp)
 (査読者 相澤真一、斉藤知洋)

Cohort Comparisons of Social Exclusion Structures of Youth in Japan

MOMOSE, Yurie

This study examines and reveals the structure of social exclusion among Japanese youth. We used panel data to perform latent class analysis comprising economic, political, social, and cultural aspects. We compared the structure of social exclusion using different cohorts of individuals in their 30s in 2007 and 2017. Five latent classes were identified, and the results showed that most people in their 30s in Japanese society were in a disadvantageous position in some way. Three classes were identified as being particularly vulnerable to social exclusion: (1) wherein all the four aspects of social exclusion were unfavorable, (2) one disguised under the garb of stable work, and (3) composed of self-employers experiencing multidimensional disadvantage. Comparing the cohorts shows that social exclusion was more severe for individuals in their 30s in 2007 than for those in their 30s in 2017. This suggests that, between the two groups, the former was the generation more likely to have been excluded from labor market recruitment and employment support for the youth, which is closely linked to age, even though they were born only 10 years earlier than those in the latter cohort were.