

Working Paper Series

No.61

学校中退経験と成人期の社会的排除
School Dropout and Adults' Social Exclusion in Japan

斉藤知洋
Tomohiro SAITO

2022 年 3 月

https://www.ipss.go.jp/publication/j/WP/IPSS_WPJ61.pdf



国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3 日比谷国際ビル 6 階

<https://www.ipss.go.jp>

本ワーキング・ペーパーの内容は全て執筆者の個人的
見解であり, 国立社会保障・人口問題研究所の見解を示
すものではありません.

学校中退経験と成人期の社会的排除

斉藤知洋（国立社会保障・人口問題研究所）

1. 問題の所在：学歴社会における高校・大学中退者

戦後から現在にかけて、多くの先進諸国は社会成員の教育水準が向上する高学歴化を経験した。後発産業国とされる日本も例外ではなく、高度経済成長期に高校進学率は1950年時点の42.5%からわずか20年で8割を超え（82.1%）、1990年代半ばには95%前後と飽和状態に達した。それと並行して高等教育への進学率も1970年代に入ると着実に上昇し始め、2005年には18歳人口の半数以上が高等教育機関に進学する局面に突入した（文部科学省「学校生活基本調査」）。

高学歴化は、第三次産業を中心とする高度な知識や技能を要求する専門・サービスの職業の需要増大によって教育の相対的価値を高めた一方で、進学者内部の教育ニーズや学力水準の多様化をもたらした（荻谷 1995）。そして、教育の大衆化の帰結として問題視されるようになったのが中途退学者の存在である。2000年代初頭まで年間10万人前後を推移してきた高校中途退学者数は、2002（平成14）年度には初めて9万人を下回り（年間退学率2.3%）、2020（令和2）年度では約3万5千人（同1.1%）まで減少した（文部科学省「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸問題に関する調査」）。一方、大学の入学年度別退学率¹は、7.6%（1990年度）から11.9%（2001年度）まで上昇し、その後低下して2005年度には9.6%と試算されている（朴澤 2016）。文部科学省の調査報告では、2012（平成24）年度の大学中途退学者数（短期大学・高等専門学校を含む）は約7万9千人に達し、年間退学率は2.7%（2007年度2.4%）となっている（文部科学省 2014）²。

学校中退が教育現場のみならず社会的な 이슈として認識されているのは、人生初期に教育制度からの脱落を経験することが労働・住居・社会サービス・家族形成をはじめとする成人期の社会生活に対して持続的な影響を及ぼす可能性があるためである。この問題認識は、高校中退が離学後の職業移行（正規雇用就労）を困難とさせ、若年シングルマザーや劣悪な住環境、精神疾患、薬物／アルコール依存症のリスク要因となることを明らかにした実証研究によってすでに共有されている（古賀 2015；内閣府・社会的排除リスク調査チーム 2012）³。さらに欧州連合（European Union）における社会的排除（social exclusion）と包摂（inclusion）をめぐる政策的議論の中では、学校（教育）からの排除を予防すること

¹ 「学校生活基本調査」（文部科学省）の集計値から算出された入学年度別退学率は、修業年限4年の専門分野のみを対象に卒業しなかったと推定される学生数を「中退者数」とし、それを入学者数で除した値である。この算出では医学・歯学・獣医学・薬学の6年制課程の学生は集計から除外されている。「卒業しなかったと推定される学生」とは、入学者数から累積卒業生数（最低修年数卒業生数・1～3年超過卒業生数・4年以上超過卒業生数の総和）を減じて算出された値である（朴澤 2016: 76-78）。

² 年間退学率とは、中退者数を全学生数（中退者・休学者を含む）で除した値であり（文部科学省 2014）、入学年度別退学率とは算出方法が異なることから直接的な比較ができない点は注意を要する。

³ 一方、第1子出生年が離学年以前である割合が中退経験者（女性）で3%台（3.3～3.9%）と卒業群（0.5～1.4%）よりも高い傾向は、「21世紀成年者縦断調査（2012年調査）」（厚生労働省）を用いた小杉（2015）によって明らかにされている。すなわち、在学中の予期せぬ妊娠（unexpected pregnancy）が学校中退をもたらすリスク要因とも考えられ、学校中退と若年出生の因果関係を識別することは難しい。

が重要な政策課題とされている。18～24 歳人口に占める早期退学者（前期中等教育（ISCED2）以下の修了者であり、教育あるいは訓練を受けていない者⁴）の割合は、社会的排除の程度を把握すべく承認されたラーケン指標（2001 年）の主要指標の一つとされ、後継の社会的包摂関連指標（Social Inclusion Portofolio）にも計上されている（European Commission 2009）。

このように、学校中退は低学歴（義務教育修了）と並んで成人期の社会的排除リスクを規定しうる要因として政策的にも注目されているが、日本で得られている諸知見の多くはインタビュー調査やエスノグラフィーといった定性的研究が大勢を占めている。その背景には、①国際的に見て日本の中途退学率は他の OECD 諸国よりも低水準であり（OECD 2008）⁵、統計分析に耐えうるだけの学校中退経験者の客体数を確保することが困難であったこと、そして②学校中退経験の有無と社会的排除指標の双方を把握できる統計調査が不足していたことがある。新卒一括採用制度や終身雇用に特徴づけられる日本的雇用慣行の下では、学校中退経験は離学後の就労に不利益をもたらし、それを介して他の社会生活上のリスクを高めることが推測され、その実態把握が求められる。

そこで本稿では、学校中退経験が成人期の社会生活上のリスクに及ぼす影響について社会的排除の視点から定量的に評価することにする。次節では、主要な先行研究を整理したうえで二つの分析課題を提示する。第 3 節では、データと使用変数を説明したうえで、第 4 節でその分析結果を示す。最後に、第 5 節では設定した分析課題の評価を行い、結びとする。

2. 先行研究の整理

2.1 学校中退経験と社会的排除

1980 年代の福祉国家の危機、グローバル化に伴う失業・貧困・住居の喪失・家族崩壊などの問題が複合的に生じた EU 圏内では、1990 年代に入ると社会的排除の是正が喫緊の政策課題として位置づけられるようになった。

社会的排除とは、人々があらゆる社会領域（福祉国家・市場・政治・地域など）へのアクセスが困難となり、次第に社会の周縁に追いやられていく過程を指す。この概念が普及する以前から学際的に用いられてきた貧困（poverty）や剥奪（deprivation）と対比すると、社会的排除は次のような概念上の特徴を有する。第 1 に、多元性と動態性である。Berghman（1995）は、貧困・剥奪・社会的排除の三概念を「一次元（所得）／多次元」と「静態的な結果／動態的な結果」の二軸から相対化している。その整理に基づく、貧困は世帯の金銭的側面である所得に焦点を置いたものであるが、剥奪および社会的排除は非金銭的側面（教育・就労・住居・社会制度・サービスなど）をも視野に入れている。そして、貧困と剥奪は一時点でその生活状態を把握する静態的な概念であるのに対し、社会的排除は結

⁴ 社会的包摂関連指標（2009 年）における早期退学者（early school leavers not in education or training）の定義のうち、不就学・非訓練については「調査直前の 4 週間の間に教育あるいは訓練を受けていない者」と変更されている（European Commission 2009）。

⁵ 2000 年前後に収集された OECD 加盟国（27 ヶ国）のデータをもとに高等教育進学者の退学率を算出した OECD（2008）によると、大学退学率はイタリア（54.7%）とアメリカ（53.0%）が突出して高い一方で、日本は 10.4%と 27 ヶ国の中で最も低い水準となっている（OECD 平均：30.8%）。

果としての状態だけでなくその過程も捉えようとする時間性を帯びた概念とされる。第 2 に、社会関係に力点を置いている点である。Room (1995) は、貧困が資源の分配（欠如）に基づく概念であるのに対して、社会的排除は関係性（relational issue）に焦点をあてた概念であると述べる。つまり、社会的排除は個人や集団が社会を構成する権利や義務から切り離されている現象を表し（阿部 2002）、帰属やシチズンシップの喪失という点で社会統合・包摂と対置される概念である⁶。

社会的排除が経済・社会・政治にわたる種々の社会的不利益が相互に絡み合い、それらが時間の経過とともに累積していく様相を捉えようとする「多元的・動的」な概念であることから（Berghman 1995; Giddens 2006=2009; 酒井 2015）、EU 各国では教育政策が社会的排除への初期対応として注目されてきた。Bhalla and Lapeyre (2004=2005) は、排除の予防策として雇用政策とともに、「負債、学校からの排除、ホームレス状態などといった人生の危機を予防しようとする政策」（訳書 p.143）の充実化を説き、公教育の役割を強調している。そして彼らは、社会的排除の問題を Sen (1999=2000) のいうケイパビリティ（潜在能力 capability）の問題でもあることを指摘する（Bhalla and Lapeyre 2004=2005）。ケイパビリティとは、個人がある価値を見出し、選択できる機能の集合であり、その個人に何ができるかという可能性を表している（酒井 2015）。そしてこのケイパビリティを高めることこそが社会的排除に対する最も効果的な予防策であり、馬上 (2006) は教育が基礎的ケイパビリティ（「見る」「聞く」「話す」などの初歩的能力）をより高次のケイパビリティに変換する役割を持つとしている。その点で、教育（最終学歴）は人生前半期の社会保障の一つと捉えることができる（酒井 2015）。

学校・教育制度への参加が社会的排除に対抗するケイパビリティを人々に付与するとされる一方で、その組織・システム自体にも人々を排除に追いやるメカニズムが内在しているという問題点も指摘されている。その議論の中で、中退はいじめ・不登校・学力不振と並んで、公教育が社会的排除をもたらす潜在リスクとされる。たとえば、内閣府・社会的排除リスク調査チーム (2012) は社会的排除の状況が著しいと考えられる若年層 53 ケース（18 歳～39 歳）を選定し、高校中退者・ホームレス・非正規就労者・生活保護受給者・シングルマザー・自殺者・薬物／アルコール依存者に共通する潜在リスクを整理し、社会的排除に至るプロセスの類型化を試みている。その結果、学校中退を経験した事例（その大多数が高校中退）は 22 ケース存在し、ホームレスやシングルマザー、薬物／アルコール依存者の間で学校中退が頻繁に見られた出来事であること、中退後は就労する事例が多いものの、その大多数が非正規雇用者として職業キャリアを開始していることを明らかにしている。さらに、教育制度からの脱落を契機として急速に社会的排除に陥った事例が全事例の 4 割超（23 ケース）存在し、学校中退は本人の先天の障害や家庭環境の問題と並んで、社会的排除を誘引する主要な経路と捉えられている（内閣府・社会的排除リスク調査チーム 2012）。

⁶ 岩田 (2008) も、社会的排除を「主要な社会関係から特定の人々を閉め出す構造から、現代の社会問題を説明し、これを阻止して『社会的包摂』を実現しようとする政策の新しい言葉」（p.17）だと述べている。

2.2 学校中退経験に関する定量的研究

先述のとおり、学校中退経験を分析対象とする日本国内の定量的研究はインタビュー調査やエスノグラフィーに比べると少ないが、2010年代にはその研究蓄積が見られるようになった。とりわけ社会学の分野では、個人の教育・職業的地位達成の観点から学校中退経験者と社会階層の関連が検討されている。

一連の研究は、学校中退が社会経済的に恵まれない子どもを中心に経験しやすく、教育から労働市場へのスムーズな移行を阻害することを通じて、職業キャリアや賃金の面で不利をもたらすとする上記の定性的研究の知見を支持している。教育達成の観点からは、中退リスクには階層差が存在し、出身階層（父職）が上層ホワイトカラー（専門・管理職）の者に比べて自営業やブルーカラー（半熟練・非熟練職）である子どもの間で大学中退を経験しやすい（三輪・下瀬川 2017）。そして、家庭の経済状況や家族構造も独自の影響を持ち、15歳時の生活苦や母子世帯での生活を経験した者ほど高校退学のリスクが高い傾向にあることも示されている⁷（斉藤 2014）。

出身階層による差異を伴う学校中退経験は、その後の職業キャリア（到達階層）に対しても持続的な影響を与える。すなわち、大学中退者は卒業者と比べて初職や現職が非正規雇用となりやすく（下瀬川 2015; 小杉 2015; 菅澤 2021）、離学後まもなく就労する「間断なき移行」を経験しにくい（下瀬川 2015; 小杉 2015）。そして、高校・大学退学者は各卒業者と比べて、年間収入や時間当たり収入が低い傾向にある（小杉 2015）。こうした学校中退経験者に見られる職業達成上の不利については、投資としての教育と限界生産性に着目した人的資本論や、職務能力の代理指標として最終学歴が雇用主の評価に用いられるとするシグナリング理論による説明が試みられている（下瀬川 2015）。それらの理論枠組みに基づくと、中途退学は各学校段階で育成される認知的・非認知的スキルの獲得を阻害し、新卒一括採用制度の下では中退経験が雇用者にとって望ましくない個人特性として評価されることになる。

これらの定量的研究から得られた諸知見は示唆に富むものの、先の社会的排除の定義に照らせば、人々が徐々に社会の周縁に追いやられる排除状況の累積性（cumulation）とそのプロセスを断片的にしか捉え切れていない。社会的排除の分析視角からは、前者の研究群（教育達成）は、教育制度からの排除を構成する学校中退の発生プロセスを検討する一方で、後者（職業達成）では学校中退経験者が社会領域の一つである労働市場の内外で周縁化される様相を捕捉しているに過ぎない⁸。他の排除リスクに関しては、小杉（2015）が学校中退と家族形成（同居家族の構成・結婚の有無・子どもの有無・子どもの年齢）および健康（最近1年間の通院・入院経験の有無）との関連を補足的に分析したものに留まり、その知見は限られている。その要因として、統計分析に耐えうるだけの学校中退経験ケースを含む学術調査が日本では稀少であった点が挙げられる（下瀬川 2015; 菅澤 2021）。

⁷ 文部科学省（2014）の調査からも、高等教育の中途退学の理由として「経済的理由」（20.4%）が上位を占めていることが指摘されており、転学（15.4%）、学業不振（14.5%）、就職（13.4%）がそれに続く。

⁸ もっとも、上記の先行研究が出身階層・教育・到達階層（初職・現職）の連関構造に着目する地位達成アプローチに依拠している以上、上記の分析上の限界点は至極当然のことである。

また、統計調査において職業的地位を除く他の社会的排除指標を測定することの困難さも定量的研究の不足に結び付いている。阿部（2007, 2015）が指摘するように、生活必需品をはじめとする基本的ニーズ（basic human needs: BHN）の充足度や社会参加の状況を精緻に測定するためには、財やサービスの所有（利用）の有無だけでなく、それらの非所有（非利用・不参加）が個人の選好によるものなのか、金銭的理由などによる「強制された欠如（enforced lack）」であるのかを識別できるように調査設計上の工夫が必要となる。また、Townsend（1979）の貧困調査に見られるように、調査項目の選定を目的とした事前調査、そして実査では排除指標を作成するために多くの質問項目を調査票に含めることを必要とする（阿部 2007, 2015）。社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）や日本版総合的社会調査（JGSS）に代表される日本の学術調査の多くは、回答負担の観点からこれらの諸点を十分考慮できず、学校中退経験者の排除状況を定量的に評価することを困難にしている。

2.3 分析課題

以上をふまえ、本稿では二つの分析課題を設定する。第1に、学校中退を経験することが成人期の社会的排除状況とどのように関連しているかを検討する。人生初期の生活経験が成人期の社会的排除に及ぼす影響については、その潜在リスクとして子ども期の貧困や両親との離死別（ひとり親世帯）に着目した定量的研究がすでに蓄積されている（菊池 2007; 阿部 2011 など）。その一方、教育制度からの排除の一側面である学校中退経験を分析対象とした研究は先述の理由により不足している。本稿では従来の研究で着目されてきた労働市場に加えて、他の社会領域における高校・大学中退経験者の排除状況を既卒者（中学卒・高校卒・大学卒）との比較から明らかにする。

第2に、学校中退経験と社会的排除リスクに関連が認められた場合、両者の関連を初期の職業キャリア上の不利によって十分説明できるのかを検証する。経済的次元・社会的次元・政治的次元をはじめとする各次元の排除状況は相互に影響し合う一方で、Giddens（2006=2009）はとりわけ労働市場からの排除が他の形態の社会的排除（貧困・サービス・社会関係）に強く影響する可能性があると主張する。これは資本主義経済下の福祉国家体制では、労働市場への帰属と地位が所得（賃金）や社会保険への加入要件、さらには社会関係に差異を生じさせるためである。国内外の実証研究においても、同様の視点から労働市場上の地位を外生的要因とし、社会関係や相対的貧困など他の排除リスクとの関連を検討したものが多く見られる（久米ほか 2010; 永吉 2017; 百瀬 2020 など）。

学校中退と初職達成の関連を検討した先行研究の諸知見とも合わせると、学校中退経験者は、学卒者よりも初職達成上の不利を受けやすく、そのことが連鎖的に後の排除リスクに結びついていると推測できる。もし学校中退経験と成人期の排除リスクの関連が初職達成によって十分説明されるのであれば、中退者の社会的排除リスクは労働市場からの排除にその原因を求めることができる。そのことは、学校中退経験者の労働市場への円滑な移行の促進や転職時のセカンド・チャンスを保障する雇用政策の拡充によって早期退学者の社会的包摂が可能となることを示唆する。この視点は、欧州連合（EU）が排除から包摂へ

の転換を目指し導入を推奨している積極的労働市場政策とも強く関連する⁹。

分析に用いる社会的排除の指標は先行研究によって大きく異なるが、本稿では阿部（2007）や菊池（2007）などを参照しつつ、①労働市場、②社会保障制度、③経済（所得）、④住環境、⑤主観的健康、⑥社会関係の六次元に着目する。以下の分析では、学校中退経験がどの社会領域における排除と結びついているのかを定量的に把握する目的から、最終学歴と六次元の排除指標の関連を個別に検討していく。

3. データと変数

3.1 使用データと分析対象

使用するデータは、2017（平成 29）年 7 月に国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第 2 回生活と支え合いに関する調査」である。本調査は、平成 29 年国民生活基礎調査の後続調査であり、同調査のために抽出された 1,106 地区の中から 300 地区をさらに無作為抽出し、該当地区に居住する 18 歳以上の世帯員を調査対象としている。調査票は、世帯票と個人票の二種類から成り、有効回収率（有効回収数）はそれぞれ 63.5%（10,369）、75.0%（19,800）である。これらの調査票には、世帯および個人の経済状況に加え、財・サービスの保有・利用状況や家族内外のサポート資源に関する質問項目が豊富に含まれており、多元的な概念である社会的排除を指標化できるという利点を有する。以下では、これら二種類の調査票情報を結合し、個人を集計単位とした分析を行う。

本稿では、分析対象を調査時点で満 25 歳以上 59 歳以下（1958-92 年生まれ）の現役勤労世代とし、後述する使用変数に有効回答が得られた 8,757 ケースに限定する。現役勤労世代を分析対象としたのは、回答者の多くで最終学歴が確定していると同時に、排除指標の一つとして労働市場上の不利（無業リスク）を扱っていることによる。

ここで留意すべきは、使用データは一時点の横断的調査であり、調査時の排除状況を測定することから、概念上含まれる社会的排除の動態性を十分に捕捉できない点である。この点に対処するには、複数時点にわたり同一対象の排除状況を測定したパネルデータが必要である（阿部 2002）。ただし、後述するように本調査では回答者の最終学歴の他に 15 歳の暮らし向きや初職などの情報を回顧的に尋ねている。そこで本稿では、先行研究と同様に、過去のライフコース経験が現在の排除状態に影響を及ぼすプロセスを評価する分析方法（阿部 2007, 2011; 菊池 2007; 久米ほか 2010 など）を採用し、上記の分析課題を検証することにした。

3.2 使用変数

主な独立変数である本人の最終学歴は既卒と中退を区別した 5 カテゴリの変数を用いる。具体的には、個人票に含まれる「最後に通った学校」と「その学校の卒業の有無」に関する質問項目をもとに、最終学歴を中学・高校中退・高校卒業・大学中退・大学卒業に区分

⁹ もちろん、非正規雇用や日雇い労働などの不安定就労や長時間労働などの労働市場への過度のコミットメントが、健康状態の悪化や社会サービスの非利用、家族内外の社会関係の欠如をもたらすことは十分に考えられる（久米ほか 2010）。

表 1 社会的排除指標の作成方法

指標	質問項目	操作化
①労働市場 (無業(失業中))	・現在の仕事	・無業(仕事を探している)=1 ・有業・無業(仕事を探していない)=0
②社会保険未加入	・公的年金制度 ・医療保険	・「加入=0」「未加入=1」 ・「加入・未加入(他の理由)=0」 ・「未加入(金銭的理由)=1」 未加入項目数が1つ以上を1(排除), それ以外を0
③相対的貧困	・等価世帯所得	・等価世帯所得が140万未満=1, それ以外=0
④劣悪な住環境	1.水洗トイレ, 2.浴室またはシャワー室, 3.雨漏り・湿気・破損などの問題, 4.窓から十分な光が入らない, 5.世帯の人数からすると手狭, 6.交通の便が悪い, 7.近隣の騒音, 8.大気汚染・悪臭がひどい, 9.地域の犯罪・暴力・荒らし行為に困っている, 10.病院・公共施設・買い物・生活施設が遠い	・各項目を「1.あてはまる」「0.あてはまらない」の二値化 (1.水洗トイレ・2.浴室またはシャワー室は逆転) 合計項目数が3項目以上を1(劣悪な住環境), それ以外を0(問題なし)
⑤健康 (主観的健康(悪い))	・主観的健康(五件法)	・「悪い・よくない」=1, 「それ以外」=0
⑥社会関係の欠如 (頼れる人の有無)	1.(子ども以外の)介護や看病 2.重要な事柄の相談 3.愚痴を聞いてくれること 4.喜びや悲しみを分かち合うこと 5.いざという時のお金の援助 6.日頃のちょっとしたことの手助け 7.家を借りる時の保証人を頼むこと 8.成年後見人・保佐人を頼むこと	・各項目を「1.頼れる人がいない」「0.頼れる人がいる・そのことでは人に頼らない」の二値化 合計項目数が3項目以上を1(社会関係の欠如), それ以外を0(社会関係あり)

した¹⁰。

従属変数となる社会的排除は、①労働市場、②社会保障制度、③経済、④住環境、⑤健康、⑥社会関係の諸次元を個別に操作化する。本調査では、ある個人が排除状態にあるか否かを識別するうえで、ニーズの充足性(選好)を考慮した回答選択肢が用意されている。それゆえ、ある生活必需品(例:テレビ・冷蔵庫など)やサービスを保有(利用)していても、それらを必要としない人々は排除状態にあるとは判定されない。これらの六次元に対応する社会的排除指標は、表1の操作化に従い作成した。

労働市場は、調査時点で無業であり、「現在仕事を探している(求職中)」と回答した場合を1、それ以外(有業・無業(仕事を探していない))を0とした二値変数である。

社会保障制度に関しては、公的年金制度(国民年金)および医療保険について、「未加入(金銭的理由)」を1、「加入」または「未加入(その他の理由)」を0とする二値変数をそれぞれ作成し、未加入項目数が1つ以上であるか否かを表す二値変数を分析に用いる。

相対的貧困は、等価世帯所得が140万円未満である場合を1、それ以外(140万円以上)を0とする二値変数を作成した。世帯所得は過去1年間の世帯年収(税込み)を連続値で尋ねたものを使用し、世帯人数をもとに等価化を施した。

住環境は、世帯票の居住家屋およびその周辺環境の状況を尋ねた質問項目のうち10項目(表1)を選定し、次のとおり指標化した。はじめに、各項目について「あてはまる」を1、「あてはまらない」を0とする二値変数を作成し(「水洗トイレ」「浴室またはシャワー室」については反転)、その合計得点を算出した。そして、この合計得点(0～10点)が3点以上の場合を1、それ以外を0とする二値変数に変換した。

¹⁰ 大学には短期大学・高等専門学校が含まれている。最終学歴が専門学校の者については、その学校の卒業の有無を問わず「高校卒業」のカテゴリに分類した。

健康については、主観的健康（self-rated health）を五件法で尋ねた質問項目をもとに、「悪い」「よくない」を1、それ以外を0とした二値変数を作成した。

最後に社会関係は、ソーシャル・サポートを「頼れる人の有無」で測定した質問項目を用いた。全8項目の状況が仮に生じた場合に、「頼れる人がいない」場合を1、「頼れる人がいる」「そのことでは人に頼らない」と回答したケースを0とする二値変数を作成した。その合計得点（0～8点）が3点以上を1、それ以外を0とする二値変数に変換した。

他の共変量（統制変数）は、回答者性別（女性=1、男性=0）・年齢階級（25-29歳・30-39歳・40-49歳・50-59歳）・配偶者の有無（配偶者がいない=1）・きょうだい数（1人っ子・2人・3人以上）・15歳時の主な稼得者（父親・父親と母親・母親・その他・無回答）・15歳時の暮らし向き（豊か・ふつう・貧しい）を用いる。そして、学校中退経験と社会的排除の関連を説明しうる媒介要因として、本稿では学卒後の初職に着目する。初職は、従業上の地位を中心に「正規雇用・自営業」「非正規雇用」「就労経験なし」「無回答」の4カテゴリとした。初職情報の無回答率が中学卒および高校中退者で高いこと、学校中退経験者の分析ケースを最大限確保することを考慮し、「無回答」を独自のカテゴリとして設定することにした。

4. 分析結果

4.1 学校中退経験割合の推移

表2は、年齢階級（出生コーホート）別に回答者の最終学歴の分布を示したものである。ここでは、学歴分布の長期的変化を探る目的から60～89歳（1928-57年生まれ）の回答者についても集計対象に加えている。全体の傾向を確認すると、最年長の「80-89歳」（1928-37年出生）では、最終学歴の中心層は「中学」（45.7%）および「高校卒業」（38.2%）であったが、それに続く「70-79歳」では中学層の割合が急激に低下し、代わりに「高校卒業」が過半数を占めるようになった。高学歴化の影響を受けて、「50-59歳」（1958-67年出生）では「大学卒業」の割合が初めて40%を超え、最年少の「25-29歳」（1988-92年出生）では51.4%に達している。

表2 年齢階級（出生コーホート）別：最終学歴の分布

年齢階級 (出生コーホート)	最終学歴					(行%)
	中学	高校中退	高校卒業	大学中退	大学卒業	(N)
25-29歳(1988-92年)	2.0	2.2	39.8	4.6	51.4	(764)
30-39歳(1978-87年)	2.5	3.2	45.0	3.1	46.2	(2,294)
40-49歳(1968-77年)	2.9	2.5	51.2	2.0	41.4	(2,957)
50-59歳(1958-67年)	2.6	2.0	53.4	1.9	40.1	(2,742)
60-69歳(1948-57年)	12.6	1.7	56.4	1.5	27.9	(3,274)
70-79歳(1938-47年)	27.2	1.4	51.0	0.9	19.6	(1,984)
80-89歳(1928-37年)	45.7	1.7	38.2	0.6	13.8	(777)
計	10.4	2.1	50.5	1.9	35.1	(14,792)

(注) 使用変数に有効回答が得られたケースに限定。

学校中退経験の割合とその推移を見ると、1957年以前に出生した「60-69歳」「70-79歳」「80-89歳」の層では全体に占める高校中退・大学中退経験者の割合はいずれも2%を下回っている。後の若年層に関しては、高校中退者の割合は2.0～3.2%を推移し、最年少の「25-29歳」では同割合は2.2%となっている。大学中退者についても、若年層ほど学歴全体に占める割合が徐々に上昇しており、「25-29歳」では4.6%と他の年齢階級よりも高い。先行研究が指摘するように、高学歴化に伴って学校中退経験者の中心的構成が若年層（近年の出生コーホート）ほど高校中退者から大学中退者へシフトしつつあることが使用データからも読み取れる。

4.2 学校中退経験と社会的排除の関連

つぎに、従属変数である社会的排除指標の分布を確認する。表3は、各社会的排除指標の有無とその複合度（重複度）を集計したものである。分析対象ケースのうち、六次元の排除指標のいずれにも該当しない者は56.3%であり、残りの4割超が何らかの排除状態にある。その内訳を見ると、一次元のみ排除状態にある者が28.3%を占めており、③相対的貧困（8.0%）と④劣悪な住環境（7.0%）が他の指標よりも高い割合を示している。複数の排除状態に陥っているケースは、重複の度合いが深刻になるほど減少している。分析対象のうち、二次元・三次元の領域で排除状態にあるケースはそれぞれ10.2%、3.6%であり、

表3 社会的排除指標の分布

次元	パターン	%	次元	パターン	%	次元	パターン	%
ゼロ次元 (56.3)	該当なし	56.3		①②③	0.3		①②③④	0.06
				①②④	0.06		①②③⑤	0.08
一次元 (28.3)	①無業(求職中)	1.8		①②⑤	0.05	四次元 (1.1)	①②③⑥	0.2
	②社会保険	1.9		①②⑥	0.08		①②④⑤	0.01
	③相対的貧困	8.0		①③④	0.3		①②④⑥	0.02
	④劣悪な住環境	7.0		①③⑤	0.2		①②⑤⑥	0.05
	⑤主観的健康	4.1		①③⑥	0.2		①③④⑤	0.08
	⑥社会関係の欠如	5.5		①④⑤	0.02		①③④⑥	0.07
				①④⑥	0.08		①③⑤⑥	0.07
二次元 (10.2)	①②	0.2	三次元 (3.6)	①⑤⑥	0.07		①④⑤⑥	0.07
	①③	0.7		②③④	0.2		②③④⑤	0.07
	①④	0.3		②③⑤	0.2		②③④⑥	0.09
	①⑤	0.3		②③⑥	0.3		②③⑤⑥	0.2
	①⑥	0.3		②④⑤	0.05		②④⑤⑥	0.07
	②③	0.7		②④⑥	0.2		③④⑤⑥	0.07
	②④	0.4		②⑤⑥	0.3	五次元 (0.4)	①②③④⑤	0.01
	②⑤	0.3		③④⑤	0.3		①②③④⑥	0.03
	②⑥	0.5		③④⑥	0.4		①②③⑤⑥	0.10
	③④	1.5		③⑤⑥	0.3		①②④⑤⑥	0.01
	③⑤	0.9		④⑤⑥	0.2		①③④⑤⑥	0.09
	③⑥	1.1					②③④⑤⑥	0.10
	④⑤	1.0				六次元 (0.02)	①②③④⑤⑥	0.02
	④⑥	1.1						
	⑤⑥	0.9						

(注) 調査時点で25歳以上59歳以下(1958-92年生まれ)のケースに限定。N=8,757。

端数の四捨五入により合計値が100%とならない。

表4 最終学歴別に見た社会的排除リスク（経験割合）

(該当%)

社会的排除指標	最終学歴					計
	中学	高校中退	高校卒業	大学中退	大学卒業	
労働市場(無業・求職中=1)	12.2	10.6	6.1	9.3	4.8	5.9
社会保険(未加入=1)	20.4	17.9	7.2	12.5	4.6	6.8
相対的貧困(140万円未満=1)	36.5	31.2	18.4	23.6	12.6	16.8
劣悪な住環境(三項目以上=1)	21.3	17.9	16.7	13.9	10.0	13.9
主観的健康(悪い=1)	17.4	20.2	10.8	13.0	8.1	10.1
社会関係の欠如(三項目以上=1)	27.8	22.9	13.9	17.6	9.2	12.6

(注) 調査時点で25歳以上59歳以下(1958-92年生まれ)のケースに限定。N=8,757.

四次元以上の重複ケースは1%前後またはそれを下回る。

表4は、学校中退経験と社会的排除リスクの関連を検討するために、最終学歴別に六次元の排除指標（該当=1，非該当=0）の該当割合（%）を集計したものである。全体を俯瞰すると、学歴水準が低い者ほど排除リスクが高い傾向があり、カイ二乗検定の結果からは、最終学歴と全ての排除指標の間には1%水準で統計的に有意な関連が見られる。そして表4からは、学校中退経験者は既卒者と比べて、社会的排除のリスクが高い傾向が看取される。高校中退・大学中退群において排除リスクが最も高いのは相対的貧困であり、高校卒業群（18.4%）よりも5%ポイント以上高い（それぞれ31.2%，23.6%）。相対的貧困に次いで高い値を示しているのは社会保険未加入であり、高校中退群で17.9%，大学中退群で12.5%となっている（高校卒業群：7.2%，大学卒業群：4.6%）。

それ以外の排除指標に関しても、同一学歴内部（高校卒業／中退・大学卒業／中退）で明確な排除リスクの格差が存在する。高校中退群は高校卒業者に比べて、主観的健康が「悪い」と回答する者の割合が約9%ポイント、無業（求職中）・劣悪な住環境・社会関係の欠如のリスクも1.2～9.0%ポイント高い。同様に大学中退群は、大学卒業者と比較して、社会関係が欠如するリスクが約8%ポイント高く、他の排除指標は3.9～4.5%ポイント程度の差異が認められる。

また、高校中退・大学中退群の排除リスクは高校非進学者（中学卒）と同程度か、それに次いで高い。高校非進学者群では、相対的貧困・社会関係の欠如のリスクが学校中退経験群を含む他のカテゴリよりも突出して高いが（それぞれ36.5%，27.8%）、無業（求職中）・社会保険未加入・住環境・主観的健康については、中学卒と学校中退経験者で近似した値を示している。

4.3 学校中退経験割合と初職との関連

つづいて、学校中退経験と初職の関連を検討する（表5）。初職情報が無回答であるケースを除外すると、高校中退および大学中退経験者のうち初職が「正規雇用・自営業」である割合はそれぞれ62.6%，62.7%となっており、高校卒業・大学卒業者に比べて同割合が25%ポイント以上低い。それに代わり、「非正規雇用」の割合が高校中退群で30.2%，大学中退群で33.8%と突出しており、「就労経験なし」の者も中学群（9.8%）に次いで高い（そ

表5 最終学歴と初職達成に関するクロス表

最終学歴	初職（学校を卒業後最初についた仕事）				(行%)
	正規雇用・自営	非正規雇用	就労経験なし	無回答	(N)
中学	51.7 [68.8]	16.1 [21.4]	7.4 [9.8]	24.8 [—]	(230)
高校中退	52.3 [62.6]	25.2 [30.2]	6.0 [7.1]	16.5 [—]	(218)
高校卒業	82.0 [88.9]	9.4 [10.2]	0.8 [.9]	7.7 [—]	(4,315)
大学中退	58.3 [62.7]	31.5 [33.8]	3.2 [3.5]	6.9 [—]	(216)
大学卒業	84.8 [89.5]	8.9 [9.4]	1.1 [1.1]	5.2 [—]	(3,778)
計	81.1 [87.5]	10.3 [11.1]	1.3 [1.4]	7.3 [—]	(8,757)

(注) $\chi^2(\text{d.f.}=12)=491.173, p<.001$. [] 内の数値は無回答ケースを除外した場合の行%.

れぞれ 7.1%, 3.5%).

これらの結果は、新卒一括採用が大きな特徴される日本の労働市場において、学校中退経験は学校から職業への円滑な移行を阻害する要因として機能していることを示唆している。注目すべきは、高校を卒業している大学中退者についても労働市場への移行時における不利が存在する点であり、初職を非正規雇用として開始する者の割合が高校中退経験者と同程度、そして中学卒の者よりも高い。

4.4 多変量解析：媒介要因としての初職達成

ここまでの分析は、学校中退経験と社会的排除・初職におけるゼロ次の関連を記述したものであり、両者に影響を与える交絡要因を一切統制していない。以下では、他の共変量を考慮したうえでも、学校中退経験が社会的排除のリスクを高めるのか、そして（学校中退の直接効果が認められるならば）両者の関連を労働市場への入職時における不利（初職）によって十分説明されうるのかについて多変量解析をもとに検討する。

表6は、六次元の社会的排除指標をそれぞれ従属変数とした二項ロジットモデルの推計結果である。モデル1では、共変量として性別（女性ダミー）・年齢階級・配偶者の有無・きょうだい数・15歳時の主な稼得者・15歳時の暮らし向きを投入したうえで、学校中退経験の主効果が統計的に認められるかを検討する。高校卒業者を比較基準とした4つの最終学歴ダミーの回帰係数を見ると、高校中退者は無業（求職中）・社会保険未加入・相対的貧困・主観的健康・社会関係の各次元において排除リスクが有意に高い。最終学歴として同等に扱われることが多い高校卒業者と大学中退者の間でも一部の排除リスクについて有意差が観察されており、大学中退者は無業率（求職中）・社会保険未加入率・相対的貧困率が高い傾向にある。住環境に関しては、高校・大学中退者と高校卒業者の間に明確な有意差は認められない。

多くの排除指標で、高校中退・大学中退の効果を表す回帰係数の絶対値は高校非進学者（中学卒）を表すダミー変数に次いで高く（ただし、学校中退と中学ダミーの回帰係数の

表6 社会的排除指標を従属変数とした二項ロジットモデル

	①無業(求職中)		②社会保険未加入		③相対的貧困	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)
最終学歴(ref.高校卒業)						
中学	.752 (.221) **	.343 (.232)	.994 (.186) ***	.791 (.190) ***	.871 (.151) ***	.665 (.155) ***
高校中退	.585 (.236) *	.219 (.248)	.877 (.195) ***	.651 (.199) **	.676 (.157) ***	.524 (.163) **
大学中退	.520 (.249) *	.334 (.259)	.473 (.221) *	.251 (.226)	.371 (.170) *	.320 (.174) +
大学卒業	-.240 (.103) *	-.215 (.104) *	-.406 (.102) ***	-.376 (.102) ***	-.411 (.065) ***	-.396 (.066) ***
[大学中退(ref.大学卒業)]	.760 (.251) **	.549 (.262) *	.879 (.226) ***	.627 (.231) **	.782 (.172) ***	.716 (.176) ***
女性ダミー	.775 (.098) ***	.743 (.100) ***	.178 (.089) *	.121 (.090)	.579 (.061) ***	.565 (.062) ***
年齢階級(ref.50-59歳)						
25-29歳	-.004 (.178)	-.084 (.183)	.251 (.150) +	.130 (.153)	-.619 (.128) ***	-.638 (.130) ***
30-39歳	.230 (.122) +	.156 (.126)	-.007 (.120)	-.158 (.123)	.078 (.078)	.058 (.080)
40-49歳	.046 (.119)	.061 (.120)	.009 (.114)	-.035 (.115)	.013 (.073)	.027 (.074)
配偶者の有無(ref.配偶者あり)						
配偶者なし	.630 (.096) ***	.555 (.099) ***	1.170 (.092) ***	1.108 (.093) ***	.671 (.062) ***	.638 (.063) ***
きょうだい数(ref.1人っ子)						
2人	-.329 (.159) *	-.269 (.163) +	-.264 (.155) +	-.200 (.156)	-.164 (.108)	-.134 (.110)
3人以上	-.277 (.162) +	-.210 (.165)	-.057 (.155)	.014 (.156)	-.178 (.110)	-.148 (.112)
無回答	-.484 (.222) *	-.436 (.226) +	-.088 (.201)	-.021 (.203)	.103 (.135)	.111 (.137)
15歳時の主な稼得者(ref.父親)						
父親と母親	-.032 (.102)	-.022 (.104)	.119 (.101)	.127 (.102)	-.043 (.066)	-.042 (.067)
母親	.018 (.172)	-.007 (.175)	.499 (.149) **	.478 (.151) **	.193 (.112) +	.180 (.113)
その他	.016 (.210)	-.054 (.214)	.540 (.169) **	.561 (.170) **	.231 (.131) +	.155 (.133)
無回答	-.161 (.279)	-.505 (.289) +	-.119 (.261)	-.259 (.266)	.711 (.144) ***	.486 (.149) **
15歳時の暮らし向き(ref.豊か)						
ふつう	-.100 (.121)	-.102 (.122)	-.289 (.115) *	-.296 (.116) *	-.158 (.077) *	-.155 (.077) *
貧しい	.110 (.150)	.125 (.151)	.012 (.140)	-.006 (.141)	-.226 (.098) *	-.220 (.099) *
初職(ref.正規雇用・自営)						
非正規雇用		.450 (.138) **		.795 (.119) ***		.131 (.096)
就業経験なし		2.188 (.218) ***		1.149 (.249) ***		1.281 (.204) ***
無回答		1.006 (.140) ***		.510 (.148) **		.849 (.096) ***
切片	-3.171 (.213) ***	-3.356 (.218) ***	-3.017 (.203) ***	-3.120 (.206) ***	-1.814 (.138) ***	-1.918 (.140) ***
-2LL	3776.368	3662.738	4000.057	3942.331	7532.530	7430.836
McFadden's R ²	.039	.068	.080	.093	.051	.064

	④劣悪な住環境		⑤主観的健康(悪い)		⑥社会関係の欠如	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)
最終学歴(ref.高校卒業)						
中学	.129 (.172)	.043 (.174)	.417 (.190) *	.280 (.193)	.497 (.165) **	.445 (.167) **
高校中退	-.020 (.184)	-.073 (.186)	.737 (.182) ***	.613 (.185) **	.426 (.176) *	.380 (.177) *
大学中退	-.208 (.203)	-.215 (.205)	.259 (.214)	.179 (.216)	.131 (.191)	.097 (.193)
大学卒業	-.522 (.070) ***	-.517 (.070) ***	-.207 (.080) *	-.195 (.081) *	-.345 (.075) ***	-.332 (.075) ***
[大学中退(ref.大学卒業)]	.314 (.206)	.303 (.207)	.466 (.216) *	.375 (.218)	.476 (.193) *	.429 (.196) *
女性ダミー	.057 (.063)	.051 (.063)	-.065 (.073)	-.093 (.073)	-.420 (.068) ***	-.431 (.068) ***
年齢階級(ref.50-59歳)						
25-29歳	.145 (.121)	.150 (.121)	-.811 (.156) ***	-.856 (.157) ***	-.625 (.136) ***	-.631 (.137) ***
30-39歳	.067 (.084)	.069 (.085)	-.833 (.106) ***	-.888 (.108) ***	-.397 (.092) ***	-.418 (.093) ***
40-49歳	-.030 (.078)	-.021 (.079)	-.179 (.084) *	-.188 (.084) *	-.097 (.081)	-.101 (.081)
配偶者の有無(ref.配偶者あり)						
配偶者なし	.149 (.069) *	.135 (.069) +	.607 (.077) ***	.571 (.078) ***	1.042 (.070) ***	1.028 (.071) ***
きょうだい数(ref.1人っ子)						
2人	.054 (.124)	.065 (.124)	-.221 (.125) +	-.192 (.126)	-.534 (.112) ***	-.520 (.112) ***
3人以上	.181 (.124)	.192 (.125)	-.338 (.129) **	-.309 (.130) *	-.542 (.114) ***	-.529 (.114) ***
無回答	.113 (.155)	.113 (.155)	-.156 (.164)	-.139 (.164)	-.174 (.142)	-.174 (.143)
15歳時の主な稼得者(ref.父親)						
父親と母親	.131 (.070) +	.133 (.070) +	.226 (.081) **	.228 (.081) **	-.108 (.077)	-.109 (.077)
母親	.174 (.119)	.170 (.119)	.295 (.133) *	.283 (.134) *	.093 (.124)	.084 (.124)
その他	.445 (.133) **	.415 (.134) **	.341 (.155) *	.313 (.156) *	.563 (.131) ***	.532 (.132) ***
無回答	.409 (.164) *	.321 (.166) +	-.256 (.234)	-.387 (.238)	.357 (.168) *	.266 (.172)
15歳時の暮らし向き(ref.豊か)						
ふつう	.016 (.087)	.018 (.087)	-.381 (.095) ***	-.378 (.095) ***	-.063 (.094)	-.058 (.094)
貧しい	.326 (.103) **	.332 (.103) **	.144 (.112)	.148 (.112)	.431 (.110) ***	.435 (.110) ***
初職(ref.正規雇用・自営)						
非正規雇用		-.028 (.107)		.327 (.118) **		.160 (.109)
就業経験なし		.566 (.233) *		.844 (.249) **		-.033 (.275)
無回答		.330 (.110) **		.439 (.126) ***		.359 (.115) **
切片	-2.013 (.154) ***	-2.048 (.155) ***	-1.730 (.161) ***	-1.789 (.162) ***	-1.506 (.148) ***	-1.546 (.149) ***
-2LL	6917.083	6903.431	5481.391	5457.195	6126.170	6115.629
McFadden's R ²	.020	.022	.043	.047	.075	.076

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$. N=8,757. []は最終学歴の基準カテゴリを「大学卒業」に変更した場合の大学中退ダミーの推計値。

有意差は全ての指標について見られない)、学校中退経験者は高校非進学者と同程度に労働市場・社会保障制度・所得における排除リスクを経験しやすい。また比較基準を大学卒業者に変更し、大学進学者内部の差異を検討すると、大学中退者は住環境を除く5つの排除指標で有意差が見られ、大学卒業者に比べて無業や社会保険未加入、相対的貧困・健康状態・社会関係の欠如といった各側面でリスクにさらされやすい。

他の共変量については、全ての排除指標で一貫した効果を示しているのが配偶者の有無(婚姻状況)である。この回帰係数の符号は正で統計的に有意であることから、配偶者の存在が社会的排除リスクを全般的に低減させていることがうかがえる。年齢階級を表すダミー変数は、相対的貧困・主観的健康・社会関係で負の効果を示しており、若年層ほどこれらのリスクが低い傾向にある。また、きょうだい数が多い者ほど無業・健康水準の低さ・社会関係の欠如を経験しにくい。

モデル2では、モデル1に初職達成を表す3つのダミー変数(非正規雇用・就労経験なし・無回答)を追加投入し、モデル1で確認された学校中退経験の主効果(回帰係数・有意水準)に変化が見られるかを検討する。初職変数のうち「非正規雇用」「就労経験なし」ダミーがともに5%水準で統計的に有意である排除指標は、無業(求職)・社会保険未加入・主観的健康の三指標であり、初職が正規・自営業の者と比べて、非正規雇用者や就労経験がない者ではこれらの排除リスクが相対的に高い¹¹。

モデル1で統計的に有意な効果を示した学校中退経験ダミー(基準:高校卒業)に着目すると、大学中退ダミーの無業・社会保険未加入・相対的貧困に対する主効果は5%水準では非有意となっている(相対的貧困に関しては10%水準へ変化)。すなわち、高校卒業者と大学中退者に見られたこれらの排除リスクは、両群間に存在する初職達成格差によっておおむね説明できることを意味している。その一方、高校中退ダミーの主効果は、無業リスクに関しては非有意となるが、社会保険未加入・相対的貧困・主観的健康・社会関係に対する回帰係数は統計的に有意のままである。初職を統制すると、これらの排除指標に対する高校中退ダミーの回帰係数や有意水準は変化しており、高校中退とこれらの排除リスクの関連が初職達成によって部分的に説明されているが、その媒介説明力は決して大きくはない。

大学進学者内部の差異に関しても、同様の傾向が看取される。モデル2の大学中退ダミー(基準:大学卒業)は主観的健康に対する主効果が非有意に変化しており、初職時の入職パターンの相違によって両群間のリスク差が説明できている。しかしながら、無業・社会保険未加入・相対的貧困・社会関係における大学中退者と大学卒業者の間のリスク差は初職を統制しても有意に残存している。

労働市場以外の社会領域における高校中退者と高校卒業者、大学中退者と大学卒業者の排除リスクの差異は、現在の就労状況を統制したとしても認められる(詳細な推定結果は省略)。したがって、学校中退経験は初職および職業キャリアにおける不利とは異なる経路で、多次元の社会生活リスクを高めていると推測される。

¹¹ 現職の就労状況を表す「無業(求職中=1)」を従属変数としたロジットモデルにおいて、初職に関して「就労経験なし」と回答したケースの一部は、無業(求職していない=0)に含まれていることから、完全判別の問題は生じていない。

5. 結論と考察

本稿では、学校中退経験が成人期の社会的排除リスクの関連を定量的に把握するとともに、両者の関連を離学直後の就労状況（初職）によって十分説明できるのかを検討した。国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第2回生活と支え合いに関する調査」（2017年）を用いた分析からは、次の諸点が明らかとなった。

はじめに、従来の定性的研究によって指摘されてきた学校中退と社会的排除リスクの関係性が本稿の分析からも観察された。多変量解析の結果からは、高校卒業者と比較すると、高校・大学中退経験者はともに、無業（求職）率や相対的貧困率、そして社会保険未加入率が高い傾向にあった。さらに高校中退者は、自らの健康状態が悪いと回答する割合が高校卒業者よりも多く、大学退学者は既卒者に比べて社会関係の欠如を経験しやすかった。高校中退者や中学卒（高校非進学者）のみならず、高校卒業者である大学中退経験者についても成人期の排除リスクが高いという分析結果は注目に値する。

さらに、本稿では学校中退経験が社会的排除リスクを高める主要因を労働市場への参入時の不利（初職達成）に求めたが、その説明力は限定的であった。高校卒業者を比較基準とした場合、大学中退経験者に見られた無業（求職）・社会保険未加入・相対的貧困リスクの高さは初職を統制すると、いずれも5%水準では有意ではなくなった。すなわち、これらのカテゴリ間に見られた排除リスクの格差は、学校から職業への移行がスムーズになされないことに起因する労働市場上の不利によって十分説明できるといえる。高校卒業者と高校中退者間の無業リスクの差異についても同様の傾向が認められる一方で、両群間に存在する他の排除リスク格差（社会保険未加入・相対的貧困・主観的健康・社会関係）に関しては初職を統制したとしても有意差が見られた。大学卒業者と大学中退経験者間のリスク格差についても類似の結果が得られており、同一学歴内部の排除リスク格差の要因を初職達成上の不利によって十分に説明することが難しい。同様の結果は、現職を統制したとしても得られた。

一連の分析結果より、初職達成上の不利には還元できない学校中退経験の直接効果が存在し、中退という教育制度からの排除が成人期に新たな排除リスクを生成していることが示された。ライフコースにわたる社会的排除の累積性（*cumulation*）をもたらす経路としては、学校中退が排除リスクに対処するために利用可能な社会経済的資源（財・サービス・社会関係など）を制約することや、これらの諸資源を効率的に利用するケイパビリティ（*capability*）の形成を阻害している可能性などが考えられる。仮にそうであるならば、社会的排除への対応策として、学校中退の発生自体を予防する就学支援（学習支援・奨学金の拡充など）の充実化がより一層重要となるであろう。本稿の分析からは、結果の補償である雇用政策の拡充のみでは、学校中退経験者が成人期に直面する社会的排除のリスクを克服することが困難であることが示唆される。

本稿に残された課題は、大きく2つある。第1に、分析結果の頑健性を検証することである。本稿では、学校中退経験が社会的排除のどの社会領域と結びついているのかを把握するために六次元の排除指標を用いた。しかし排除項目の選定や基準（閾値）は研究者間でコンセンサスがいまだ得られておらず（阿部 2002, 2015）、各指標の妥当性は検討の余地がある。他の排除指標の作成方法としては、たとえば Townsend (1979) の剥奪アプローチ

に依拠し、各次元の排除スコアを一次元の連続スコア（高い値ほど排除の累積度・深刻度が高い）に集約することが考えられる（阿部 2007; 大津・渡辺 2019）。第2に、セレクション・バイアスへの対処である。この点について、本稿では3つの出身家庭背景（きょうだい数・15歳時の主な稼得者・15歳時の暮らし向き）を表す共変量を推計モデルに投入することで最大限対処したが、親の職業的地位や学歴をはじめとする出身階層指標は使用データの制約から含めることができていない。学校中退経験が社会経済的に恵まれない人々の間で生じやすいことを鑑みると（三輪・下瀬川 2017; 下瀬川 2015; 菅澤 2021）、本稿で確認された社会的排除に対する学校中退の効果は過大推計されている可能性がある。

今後はこれらの諸課題に対応しつつ、学校中退経験が後の人生にわたって社会的排除のリスクを高めるプロセスとそのメカニズムを探求する必要がある。

[付記]

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「生活と支え合いに関する調査」二次利用研究会の研究成果の一部である。統計法第32条に基づく二次利用申請を行い、第2回「生活と支え合いに関する調査」調査票情報の提供を受けた。なお、文部科学研究費助成事業基盤B（19H01556）の助成を受けた。

[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.
- , 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.
- , 2011, 「子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）に与える影響の分析」『季刊社会保障研究』46(4): 354-67.
- , 2015, 「貧困と社会的排除の測定」『社会と調査』14: 2-19.
- Berghman, J., 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.
- Bhalla, A.S. and F. Lapeyre, 2004, *Poverty and Exclusion in a Global World, Second Revised Edition*, Palgrave Macmillan, Basingstoke: New York（福原宏幸, 中村健吾訳, 2005, 『グローバル化と社会的排除——貧困と社会問題への新しいアプローチ』昭和堂）.
- European Commission, 2009, *Portfolio of Indicators of the Monitoring of the European Strategy for Social Protection and Social Inclusion: 2009 Update*, Brussels: European Commission.
- Giddens, A., 2006, *Sociology 5th edition*, Policy Press.（松尾精文・西岡八郎・藤井達也・小幡正敏・立松隆介・内田健訳, 2009, 『社会学 第五版』而立書房）.
- 朴澤泰男, 2016, 「奨学金は大学中退を抑制するか——時系列データを用いた検討」『季刊家計経済研究』110: 75-83.
- 岩田正美, 2008, 『社会的排除——参加の欠如・不確かな帰属』有斐閣.
- 荻谷剛彦, 1995, 『大衆教育社会のゆくえ——学歴主義と平等神話の戦後史』中公新書.

- 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.
- 古賀正義, 2015, 「高校中退者の排除と包摂——中退後の進路選択とその要因に関する調査から」『教育社会学研究』96: 47-67.
- 小杉礼子, 2015, 「中途退学後の職業キャリア——『21 世紀成年者縦断調査』の 2 次集計より」労働政策研究・研修機構編『大学等中退者の就労と意識に関する研究』13-60.
- 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.
- 馬上美知, 2006, 「ケイパビリティ・アプローチの可能性と課題——格差問題への新たな視点の検討として」『教育学研究』73(4): 420-30.
- 三輪哲・下瀬川陽, 2017, 「戦後日本における高等教育中退への出身階層の影響」『広島大学高等教育研究開発センター大学論集』49: 193-208.
- 百瀬由璃絵, 2020, 「日本における社会的排除の規定要因——パネルデータによる多様な就業状態からみる障壁」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編リサーチペーパー, 73: 1-17.
- 文部科学省, 2014, 「学生の中途退学や休学等の状況について」(平成 26 年 9 月 25 日公表)
https://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/26/10/_icsFiles/afieldfile/2014/10/08/1352425_01.pdf (最終確認: 2022 年 2 月 24 日).
- 永吉希久子, 2017, 「非親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(2): 114-26.
- 内閣府・社会的排除リスク調査チーム, 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』内閣官房社会的包摂推進室/内閣府政策統制官(経済社会システム担当).
- OECD, 2008, *Education at a Glance 2008: OECD Indicators*, Paris, OECD Publishing.
- 大津唯・渡辺久里子, 2019, 「剥夺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): 275-86.
- Room, G., 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.
- 斉藤知洋, 2014, 「家族構造と教育達成過程——JGSS を用いたひとり親世帯出身者の分析」『日本版 General Social Survey 研究論文集』14: 11-23.
- 酒井朗, 2015, 「教育における排除と包摂」『教育社会学研究』96: 5-24.
- Sen, A., 1999, *Development as Freedom, 1st edition*, New York: Oxford University Press (石塚雅彦訳, 2000, 『自由と経済開発』日本経済新聞出版社).
- 下瀬川陽, 2015, 「大学・短大中退が正社員就業と獲得賃金に与える効果の検討」『社会学年報』44: 71-81.
- 菅澤貴之, 2021, 「大学中退から職業への移行」中村高康・三輪哲・石田浩編『少子高齢社会の階層構造 1 人生初期の階層構造』東京大学出版会, 151-65.

Townsend, P. 1979, *Poverty in the United Kingdom*, Allen Lane and Penguin Books.