



龍谷大学 経済学会



龍谷大学

経済学論集

論文

日本における子どもの多次元的貧困と幼児発達

——独自オンライン調査に基づく実証分析——

..... 神谷 祐介

インドにおける不平等と移動の実証研究

——社会的制約構造は経済機会へのアクセスを阻んでいるか——

..... 島根 良枝



経済学会会則

- 第1条 本会は、龍谷大学経済学会と称し、事務所を龍谷大学内に置く。
- 第2条 本会は、経済学を中心とする学術の研究促進とその普及を目的とする。
- 第3条 本会は、前条の目的を達成するため、次の事業を行う。
- (1) 研究会の開催
 - (2) 機関誌その他の出版
 - (3) 講演会の開催
 - (4) その他本会が適当と認める事業
- 第4条 本会は、本会設立の主旨に賛同する次の会員をもって組織する。
- (1) 名誉会員 学会評議員会において名誉会員と認定された者
 - (2) 普通会員
 - ① 龍谷大学経済学部の専任教員で、本会の事業に関心を持つ者
 - ② 龍谷大学専任教員のうち学会評議員会の承認を得た者
 - ③ 龍谷大学経済学部卒業生及び龍谷大学大学院経済学研究科課程修了者のうち会員資格の継続を希望する者
 - (3) 学生会員 龍谷大学経済学部学生及び大学院経済学研究科の学生
 - (4) 賛助会員 本会の事業を賛助する者
- 2 会員は、本会の諸事業に参加し、本会の出版物の配布を受けることができる。
- 第5条 本会に、全教員会員をもって評議員とする評議員会を置く。
- 評議員会は、年間活動の策定、予算の承認、役員の選出、会則の改正、その他本会の運営に関する基本事項について議決する。
- 第6条 本会の運営にかかわる日常業務には、次の各号に定める役員によって構成される学会運営委員会がこれに当たる。ただし、必要に応じて副会長を置くことができる。また、編集長は、編集委員の互選により決定する。
- (1) 会長 1名
 - (2) 編集委員 若干名
 - (3) 庶務委員 1名
 - (4) 会計委員 1名
 - (5) 会計監査委員 1名
- 第7条 役員は、すべて評議員中より互選し、その任期は1年とする。ただし、重任を妨げない。
- 第8条 本会の経費は、入会金、会費、事業収入、寄付金、及び龍谷大学からの助成金をもってこれに充てる。
- 第9条 入会金は、普通会員、学生会員及び賛助会員は2,000円とし、入会時に納入するものとする。
- 2 会費は、普通会員及び賛助会員は年額5,000円、学生会員は年額3,000円とする。
 - 3 会費は、普通会員及び賛助会員は毎年度納入するものとし、学生会員は毎年度、半期ごとに1,500円を納入するものとする。
 - 4 名誉会員の入会金及び会費は、免除する。
 - 5 休学中の学生会員の会費は、免除する。ただし、免除期間中は、第3条第4号に定める事業による補助等の対象外とする。

目 次

論 文

日本における子どもの多次元的貧困と幼児発達

——独自オンライン調査に基づく実証分析—— ……………神 谷 祐 介 (1)

インドにおける不平等と移動の実証研究

——社会的制約構造は経済機会へのアクセスを阻んでいるか——

……………島 根 良 枝 (25)

日本における子どもの多次元貧困と幼児発達

——独自オンライン調査に基づく実証分析——

神 谷 祐 介

目 次

- | | |
|----------|--------|
| I. はじめに | IV. 考察 |
| II. 研究手法 | V. 結論 |
| III. 結果 | |

I. はじめに

子どもの貧困は、発達、健康、教育、社会的適応といった乳幼児期から青年期に至るまでの多様な側面に深刻な影響を及ぼすだけでなく、将来的な人的資本の形成や世代間における貧困の連鎖とも密接に関係する複合的かつ喫緊の社会的課題である (Almond et al., 2018)。国際社会では貧困削減に向けた取り組みが推進されており、持続可能な開発目標 (Sustainable Development Goals: SDGs) においても、貧困問題への対応は最も優先度の高い目標の1つとして位置づけられている。例えば、SDGs 目標 1.1 では「1日あたり1.25ドル未満で生活する人の割合をゼロにする」として絶対的貧困の撲滅が掲げられており、主に低所得国の貧困の実態を捉える指標として用いられている。一方、目標 1.2 では「各国の定義によるあらゆる次元の貧困状態にあるすべての人々の割合を2030年までに半減させる」ことが掲げられており、高所得国を含むすべての国における包括的な対応が求められている (United Nations, 2015)。

こうした国際的潮流のなかで、近年では子どもの貧困に特化した政策や介入の重要性が強調されている。子どもの貧困は、単なる所得の不足にとどまらず、栄養、保健、教育、家庭環境といった複合的かつ相互に関連する要因によって形成される動的かつ多面的な現象である (Bessell, 2022)。一方で、子どもの貧困を測定する際には、多くの先進国で相対的貧困率が主な指標として用いられており、日本でも例外ではない。この指標は、等価可処分所得が中央値の50%未満である世帯に属する子どもの割合を示し、所得格差を定量的に把握する手段として広く活用されている。しかし、相対的貧困率は「所得」という単一の基準に依拠しているため、教育機会、健康状態、社会的排除といった複合的な剥奪を十分に反映できないという限界が指摘されている (Bradshaw & Finch, 2003)。

このような課題を背景に、所得以外の側面にも着目した多次元貧困の測定が国際的に注目されてきた。代表的な指標として、国連開発計画とオックスフォード貧困・人間開発イニシアティブが開発した多次元貧困指数 (Multidimensional Poverty Index) があり、栄養、児童死亡率、

教育、衛生環境などを包括的に評価することができる (Alkire et al., 2015)。また、国連児童基金 (UNICEF) が提唱する Multiple Overlapping Deprivation Analysis は、子どもの視点に立った貧困測定手法として、低所得国のみならず高所得国における有効性も示されている (Chzhen et al., 2016; Hjelm et al., 2016)。

日本でも、従来の相対的貧困率に加えて、所得だけでは把握しきれない子どもの貧困の実態をより直接的に評価できる剥奪指標の導入が注目されつつある。これは、衣食住、教育、医療、余暇活動へのアクセスなど、子どもの日常生活に密接に関わる具体的な資源や機会の不足を可視化するものであり (阿部, 2014)、単一の所得基準では見落とされがちな貧困の多面的側面を明らかにすることができる点で、政策的にも学術的にも重要である。さらに、近年の経済協力開発機構 (OECD) や UNICEF の国際比較研究においても、乳幼児期の子どもの発達 (Early Childhood Development) が多次元的貧困と不可分に結びついていることが強調されており (OECD, 2020; Richardson et al., 2021)、日本におけるエビデンス整備は国際的議論への貢献という意義を有する。

しかし、国内における子どもの貧困に関する先行研究の多くは学齢期以降の子どもの対象としており (阿部, 2017, 2018; 山口・知念, 2021)、乳幼児期という発達の初期段階に焦点を当てた実証研究は極めて限られている。これは、乳幼児期の貧困経験が脳の発達、認知・非認知能力の形成、身体的成長、社会情緒的成熟に長期的影響を及ぼす可能性が高いにもかかわらず (Black et al., 2017; Grantham-McGregor et al., 2007)、それらを適切に把握するための測定手法やデータ基盤が十分に整備されていないことが大きな原因である。特に乳幼児期は発達の可塑性が最も高く、早期の適切な介入が将来的な学習能力、社会的適応、健康状態の改善に直結するため (Walker et al., 2011)、乳幼児を対象とした多次元的貧困の評価は、早期幼児教育 (Early Childhood Education) や福祉施策の立案において極めて重要な意味を持つ (Britto et al., 2017)。この点を踏まえると、乳幼児期の貧困を「発達に直結する社会的リスク」と捉え、その現状や影響を定量的に検証することが必要である。

したがって、日本における乳幼児を対象とした多次元的貧困研究は、子どもの発達に対する具体的影響を明らかにすると同時に、政策的対応の優先順位や効果的な介入策の検討に資する重要なエビデンスとなり得る。こうした背景を踏まえ、本研究では、独自に実施したアンケート調査に基づき、日本の幼児を対象とした多次元的貧困指標を構築し、以下の仮説を検証する。

仮説 1：子どもの多次元的貧困は、幼児の発達に有意な負の影響を及ぼす。

仮説 2：貧困の次元の重複度が高いほど、幼児の発達に対する負の影響はより大きくなる。

これらの仮説検証を通じて、日本における子どもの貧困研究に新たなエビデンスを提示し、今後の政策的対応の検討に有益な知見を提供することを目指す。

II. 研究方法

1. データ

本研究は、日本における子どもの貧困の実態を明らかにすることを目的として、株式会社クロス・マーケティングに調査を委託し、2025年3月にオンラインパネルを用いたウェブ調査を実施した。調査対象は、日本全国の2019年4月2日～2021年4月1日生まれの就学前児童（年少・年中児）を持つ母親である。複数の対象児童がいる場合は、最年長の子ども（長子）について回答を依頼した。本稿では、有効回答のうち、年少児（3歳児クラス）に該当する406名を分析対象とした。なお、本研究は、龍谷大学2024年度第20回「人を対象とする研究に関する倫理委員会」（2024年11月25日開催）において承認を得ている。

2. 子どもの活動・体験の剥奪の指標

子どもの健全な発達には、衣食住といった基本的ニーズの充足に加え、教育的・文化的・社会的な経験の機会が保障されることが不可欠である。特に、多様な活動や体験は、非認知能力の形成、自己肯定感の醸成、対人スキルの習得に寄与することが指摘されている（Heckman & Kautz, 2014）。欧州諸国では、European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) や UNICEF の『Report Card』シリーズなどで、学校外学習、友人との交流、旅行などを含む包括的指標が用いられている（Bradshaw et al., 2013）。

本研究では、阿部（2017, 2018）が日本の小学5年生を対象に作成した保護者回答型質問票を参考に、就学前児童（年少・年中児）に適用可能な活動・体験剥奪指標を新たに構成し、次の12項目を設定した。これらの項目には「誕生日を祝う」「家族旅行に行く」「子ども向けのイベントに行く」など、日常生活に根ざし、子どもの発達にとって重要な活動や体験が含まれる。これらは、子どもが社会的に包摂され、発達資源へアクセスできているかを測る上で不可欠な内容である。

1. 子どもが欲しがらるお菓子やおもちゃなどを必要に応じて買う
2. 毎年新しい洋服や靴を買う
3. 習い事（学習、音楽、スポーツなど）に通わせる
4. 子どもと一緒に公園や遊具のある場所に遊びに行く
5. お誕生日のお祝いをする
6. クリスマスのプレゼントや正月のお年玉をあげる
7. 家族旅行に行く（年に一度以上）
8. 海やレジャープールで遊ぶ（年に一度以上）
9. 博物館、科学館、美術館、動物園などに行く（年に一度以上）

10. キャンプやバーベキューに行く（年に一度以上）
11. 子ども向けのイベント（音楽や歌、スポーツなど）に行く（年に一度以上）
12. 遊園地やテーマパークに行く（年に一度以上）

これらの剥奪項目について、国際的に広く用いられている多次元的貧困測定の方法論である Alkire-Foster 法（AF 法）では、欠如（剥奪）の割合が一定の閾値（ $k\%$ ）を超えた場合に「多次元的に貧困状態にある」と判定する基準が用いられる（Alkire & Foster, 2011）。本研究では、AF 法の理論的枠組みを参照しつつ、12 項目の剥奪の潜在的構造をより理論的に裏付けて評価するため、因子分析を実施した。因子得点は平均 = 0、標準偏差（SD）= 1 に標準化し、得点が高いほど活動・体験における剥奪度が大きいことを意味する。因子分析を採用した理由は、剥奪項目間に潜在的に共通する構造を抽出し、単純な合計スコアよりも統計的に妥当で安定した測定を行うためである。

因子得点に基づき、子どもの剥奪状況を評価する際は、剥奪レベルが全体の上位 20%（剥奪度が高い側）に位置する場合を「子どもの活動・体験剥奪ダミー = 1」、それ以外を 0 と定義した。閾値の選択に関しては、相対的に深刻な剥奪を識別できることと、統計上の検出力を確保できる実務的理由を考慮したものであり、AF 法における k 値設定の柔軟性に沿うものである。そのため、本研究の主要分析では閾値 20% を採用し、さらに補足的な感度分析として、閾値を 30% に設定した場合の検討も行った。

3. 家計の逼迫の指標

子どもの健全な育成には安定した家庭環境が不可欠であり、なかでも家計の経済的安定性は基盤的な要素である。生活必需品やインフラに対する支出能力が損なわれると、子どもの基本的ニーズや教育・社会的経験へのアクセスが制限され、長期的な人的資本形成に深刻な影響を及ぼすことが指摘されている（Yoshikawa et al., 2012）。さらに、経済的困窮は親の精神的健康に悪影響を及ぼし、その結果として養育行動の質が低下することが、家族ストレスモデル（Family Stress Model）で報告されている（Masarik & Conger, 2017）。本研究では、阿部（2017, 2018）を参考に、生活インフラおよび日常消費に関わる以下の 7 項目について支払い・購入の可否を確認した。

1. 通信料金
2. 電気料金
3. ガス料金
4. 水道料金
5. 家賃
6. 食料

7. 衣服

項目1～5は、「過去1年の間に経済的な理由で料金を支払えなかったことがあるか」を尋ね、「はい」と回答した場合を欠如と判定した。項目6～7は、「過去1年の間に経済的な理由で家族が必要とする食料（衣類）を購入できなかったことがあるか」を尋ね、「よくあった」「ときどきあった」と回答した場合を欠如と判定した。これらは日常生活を維持する上で不可欠な支出項目であり、阿部（2017, 2018）に倣い、7項目のうち1つでも欠如が認められた場合には「家計逼迫ダミー=1」、それ以外の世帯には0を割り当てた。

4. 所得貧困の指標

本研究では、子どもの育成環境に影響を与える経済的要因の1つとして、広く用いられている相対的貧困の概念に基づき、所得貧困ダミー変数を構築した。所得貧困は、一般的に世帯単位の等価可処分所得を基準として判定される。具体的には、まず各世帯の年間可処分所得（税・社会保険料等を控除した後の所得）を尋ね、それを世帯人員の平方根で除して等価可処分所得を算出した。次に、サンプル全体における等価可処分所得の中央値を求め、その50%未満を貧困ラインと定義した。この方法は、EUにおける標準的な測定手法（EU-SILC）および日本の公式統計において採用されている相対的貧困の標準的測定法である（厚生労働省, 2023）。この基準に基づき、貧困ラインを下回る世帯に「所得貧困ダミー=1」、それ以外の世帯に0を割り当てた。

5. 貧困の重複の指標

本研究では、阿部（2017, 2018）が指摘するように、所得や家計の逼迫といった経済的側面に加えて、複数の次元にわたる剥奪の重複が子どもの不利を深刻化させるという視点を踏まえ、子どもの貧困の多面的構造をより精緻に把握することを目的とする。そのため、先述の3つの次元、すなわち「子どもの活動・体験の剥奪」「家計の逼迫」「所得貧困」に着目し、これらの重層的重複を分析対象とした。具体的には、「子どもの活動・体験の剥奪」と「家計の逼迫」の双方に該当する世帯、「子どもの活動・体験の剥奪」と「所得貧困」の双方に該当する世帯、ならびに「家計の逼迫」と「所得貧困」の双方に該当する世帯をそれぞれ識別した。

さらに、回帰分析においては、阿部の議論を参照しつつ、各世帯の貧困状態を該当する指標の数に基づき、「1軸貧困（いずれか1次元に該当）」「2軸貧困（2次元に該当）」「3軸貧困（すべての次元に該当）」の3類型に分類した。これにより、単一の次元では捉えきれない貧困の重層性と深刻度を定量的に検討することが可能となる。なお、いずれの次元にも該当しない世帯については「貧困なし（0軸）」と定義し、非貧困層として比較対象群に位置づけた。

6. 乳幼児発達の指標

近年、乳幼児期における発達の適切な評価は、教育・保健・福祉政策における重要課題として

国際的に注目されている。とりわけ SDGs 目標 4「質の高い教育をみんなに」では、早期発達支援が中核的要素とされ、ターゲット 4.2.1では「健康、学習および心理社会的な幸福に関して年齢相応に発達している満5歳未満の子どもの割合」が国際指標として設定されている（United Nations, 2015）。この背景を踏まえ、各国で幼児発達の現状把握と改善に向けた取り組みが求められている。

こうした国際的要請に応える形で、UNICEFは生後24～59か月の子どもを対象に発達を包括的に評価するツール「Early Childhood Development Index 2030（ECDI 2030）」を開発した。ECDI 2030は、母親または主たる養育者の報告に基づき、年齢相応の発達マイルストーンの達成度を測定するものであり、全20項目から成り、「学習能力」「身体能力」「社会情緒」の3領域を評価する点に特徴がある（UNICEF, n.d.）

本研究では、日本語版 ECDI 2030 が公式には存在しないため、原典と翻訳ガイドラインに基づき全20項目を日本語に翻訳した。その際、日本の文化的・言語的文脈でも妥当性が維持されるよう表現を調整し、研究対象である年少児の発達評価に適用した。

(1) 学習能力

- Q1. 「ママ」や「ボール」など、10語以上の単語を言うことができるか
- Q2. 「お水 が ほしい」や「家 は 大きい」のように、3語以上の意味のある文を話すことができるか
- Q3. 「ママ が リンゴ を 切った」「お風呂 に おもちゃ を 持っていく」のように、5語以上の意味のある文を話すことができるか
- Q4. 「わたし」「あなた」「かれ」「かのじょ」などの代名詞を正しく使えるか（例えば、「わたしはお水がほしい」や「かれはごはんを食べる」など）
- Q5. よく知っているもの（コップや動物など）を見せたときに、一貫してその名前を言うことができるか
- Q6. ひらがな5文字以上を認識することができるか
- Q7. 自分の名前を書くことができるか
- Q8. 1から5までの数字をすべて認識できるか
- Q9. 3つのもの（例えば、小石3個や豆3粒）を渡すように頼んだとき、正しく3つ渡すことができるか
- Q10. 10個のもの（例えば、10本の指や10個のブロック）を、間違えずに数えることができるか
- Q11. ぬり絵をしたり、ブロックで遊んだりするときに、何度も助けを求めたり、すぐにあきらめたりせずに取り組むことができるか

(2) 身体能力

- Q1. でこぼこした道や坂道など、不安定な場所を転ばずに歩くことができるか
- Q2. 両足を同時に地面から離して、ジャンプすることができるか

Q3. ズボンやシャツなどの衣服を1人で着ることができるか

Q4. ボタンを1人で留めたり外したりすることができるか

(3) 社会情緒

Q1. 親以外の親しい人（例えば、祖父母）がいないときに、「おばあちゃんはどこ？」のように、その人について尋ねるか

Q2. 誰かが困っているときに、自分から助けようとするか

Q3. 他の子どもたちと良好な関係を築けるか

Q4. とても悲しそうにしたり、落ち込んだりしているように見えるか（毎日、毎週、毎月、年に数回、一度もない）

Q5. 同じ年齢の子どもと比べて、どのくらいの頻度で他の子どもや大人を蹴ったり、噛んだり、叩くか（全くない、少ない、同じ、多い、非常に多い）

なお、「社会情緒」領域に含まれる Q4 と Q5 は反転項目であり、保護者の回答に基づきスコアを反転させ、発達が良好であるほど高得点となるよう処理した。分析では、領域ごとに該当項目数を合計しスコアを算出した。得点が高いほど、その領域における発達がより良好であると解釈し、これを発達アウトカムとして用いた。

7. コントロール変数

回帰分析にあたっては、子どもおよびその家族の社会経済的背景を幅広く考慮するため、多角的なコントロール変数を設定した。まず、子どもの属性として性別と月齢を用いた。月齢は、調査時点（2025年3月）の月齢として、47-50ヶ月（2021年1月1日-2021年4月1日生まれ）、51-53ヶ月（2020年10月1日-2020年12月31日生まれ）、54-56ヶ月（2020年7月1日-2020年9月30日生まれ）、57-59ヶ月（2020年4月2日-2020年6月30日生まれ）の4区分に分類した。家族構成については、同居する子どもの人数を、対象児を含めて1人、2人、3人、4人以上に区分した。保護者に関する変数としては、母親および父親それぞれについて、年齢（母親：24-29歳、30-34歳、35-39歳、40-49歳、父親：26-34歳、35-39歳、40-44歳、45-70歳）、最終学歴（中学校卒業、高校・専門学校・短期大学卒業、大学卒業、大学院修了）、および職業（正規雇用、非正規雇用、自営業・フリーランス・その他、無職・専業主婦・主夫）を含めた。

加えて、住居形態（持ち家〔一戸建て・分譲マンションを含み、購入済みおよびローン返済中を区別せず一括分類〕）、民間賃貸、公的住宅・社宅・家族からの支援による居住、その他）、子どもの日中の保育先（保育所、幼稚園・認定こども園、家庭保育等）、世帯所得階層（200万円未満、200-500万円未満、500-800万円未満、800-1,200万円未満、1,200万円以上）、および居住地域（北日本、関東、中部、近畿、中国・四国、九州・沖縄）を含めた。

8. 統計分析

本研究では、年少児の発達を評価する指標として、学習能力・身体能力・社会情緒の3領域における達成項目数（スコア）をアウトカム変数（従属変数）に設定し、子どもの貧困指標を説明変数として回帰分析を行った。各発達スコアは離散かつ非負整数値をとるカウントデータであるため、分析にはポアソン回帰モデルおよび負の二項回帰モデルを用いた。

ポアソン回帰モデルは、一定の単位内における事象の発生回数をモデル化する際に用いられる手法であり、その前提条件は平均と分散の等値性（equidispersion）である。もしこの前提が満たされず過分散（overdispersion）が生じると、標準誤差が過小評価され、統計的有意性が過大に推定される可能性がある（Cameron & Trivedi, 2013）。したがって、本研究では、まずカウントデータの基本モデルとしてポアソン回帰による推定を行い、モデルの適合性を評価した。

ポアソンモデルの適合性は、逸脱度（deviance）カイ二乗およびピアソン（Pearson）カイ二乗によって検証した。これらの指標はいずれもモデルの予測値と観測データの一致度を示すものであり、値が小さいほどモデル予測と観測値が近く、適合が良好であることを意味する。また、対応する p 値は、観測データとの差が偶然によるものかを示しており、 p 値が大きい場合にはモデルがデータに適合していると判断される。等分散性の仮定が統計的に棄却された場合には、ポアソン平均にガンマ分布による混合を導入することで分散を拡張し、未観測の個体差を考慮可能とする負の二項回帰モデルを適用した。この二段階の手続きを採用することで、ポアソン回帰の理論的基準性を尊重しつつ、推定の頑健性とモデル選択の妥当性を確保した。

推定結果の解釈にあたっては、説明変数の効果を発生率比（Incidence Rate Ratio: IRR）として提示した。IRR は、説明変数が1単位変化した際にアウトカム変数の期待値がどの程度変化するかを倍率で示す指標である。例えば、 $IRR=1.20$ であれば、当該変数が1単位増加するとアウトカムが平均して20%増加し、 $IRR=0.80$ であれば、アウトカムは平均20%減少することを示す。ただし、本研究のアウトカム変数はスコア範囲が比較的狭いカウントデータであるため、IRR の解釈に際しては現実的な変化幅を踏まえて示した。

Ⅲ. 結 果

1. 子どもの貧困や発達の状況

本研究では、子どもの貧困（子どもの活動・体験の剥奪、家計の逼迫、所得貧困）と、年少児の発達（学習能力、身体能力、社会情緒）に関する各種指標を用いて分析を行った。表1は、子どもの活動・体験の剥奪に関する測定結果を示す。12項目のうち、最も剥奪割合が高かったのは「キャンプやバーベキューに行く（年に一度以上）」77.1%であり、次いで「習い事（学習、音楽、スポーツなど）に通わせる」69.7%、「海やレジャープールで遊ぶ（年に一度以上）」59.6%であった。また、「子ども向けのイベント（音楽や歌、スポーツなど）に行く」58.1%や「遊園地やテーマパークに行く」51.2%といったレジャー関連活動も、過半数の子どもが経験できて

いなかった。これらの結果は、旅行や娯楽的体験の不足が広く存在する状況を示している。一方で、剥奪割合が低かったのは「公園や遊具のある場所に遊びに行く」27.8%、「誕生日のお祝いをする」21.9%、「クリスマスのプレゼントや正月のお年玉をあげる」25.1%であり、家庭内での日常的行事や遊びは相対的に維持されやすいことが確認された。

これら12項目について因子分析を行った。抽出法には主成分法を用い、因子数は固有値>1の基準およびスクリープロットに基づいて決定した。その結果、第1因子の固有値は5.28、第2因子は1.23であったが、第1因子以降で固有値が急激に低下し、寄与率においても第1因子(44.0%)が第2因子(10.3%)を大きく上回った。さらに、本研究では「子どもの活動・体験剥奪」を単一の潜在的構成概念とみなす立場から、第1因子のみを採択した。また、Bartlettの球面性検定の結果($\chi^2(66) = 1946.47, p < 0.001$)、変数間に十分な相関が存在することが確認され、因子分析の適用妥当性が支持された。

次に、因子スコアを回帰法で算出し、平均=0, SD=1に標準化した。その分布範囲は-1.37から1.79であった。本研究では、この因子スコアの上位20%を「活動・体験剥奪あり」と定義し、ダミー変数化した。

表1 子どもの活動・体験の剥奪の測定結果 (N=406)

	項目	Mean	SD
1	子どもが欲しいお菓子やおもちゃなどを必要に応じて買う	0.335	0.473
2	毎年新しい洋服や靴を買う	0.451	0.498
3	習い事(学習、音楽、スポーツなど)に通わせる	0.697	0.460
4	子どもと一緒に公園や遊具のある場所に遊びに行く	0.278	0.449
5	お誕生日のお祝いをする	0.219	0.414
6	クリスマスのプレゼントや正月のお年玉をあげる	0.251	0.434
7	家族旅行に行く(年に一度以上)	0.446	0.498
8	海やレジャープールで遊ぶ(年に一度以上)	0.596	0.491
9	博物館、科学館、美術館、動物園などに行く(年に一度以上)	0.502	0.501
10	キャンプやバーベキューに行く(年に一度以上)	0.771	0.421
11	子ども向けのイベント(音楽や歌、スポーツなど)に行く(年に一度以上)	0.581	0.494
12	遊園地やテーマパークに行く(年に一度以上)	0.512	0.500
	因子スコア(平均=0, SD=1, 範囲 -1.37~1.79)	0.000	1.000
	子どもの活動・体験剥奪ダミー(剥奪因子得点上位20%のケース)	0.200	0.400

注) 1~12の項目は「欠如(剥奪)=1」として集計

家計の逼迫(表2)については、食料(21.2%)および衣服(20.9%)で高い欠如の割合がみられ、光熱費や家賃関連は6~7%台にとどまった。7項目のうち1項目でも欠けているケース(家計の逼迫ダミー=1)は全体の26.1%であった。

表2 家計の逼迫の測定結果 (N=406)

	項目	Mean	SD
1	通信料金	0.069	0.254
2	電気料金	0.062	0.241
3	ガス料金	0.071	0.258
4	水道料金	0.071	0.258
5	家賃	0.052	0.222
6	食料	0.212	0.409
7	衣服	0.209	0.407
	家計の逼迫ダミー (1項目以上欠けているケース)	0.261	0.440

注) 1~7の項目は「支払い・購入ができなかった場合=1」として集計

所得貧困(表3)について、世帯の可処分所得平均588.8万円、世帯人数平均2.9人に基づき算出した等価可処分所得の中央値は317.5万円であった。それを基に設定した貧困線(中央値の50%)158.8万円で評価した結果、所得貧困ダミー=1(等価可処分所得<貧困線)に該当するケースは全体の16.0%であった。

厚生労働省「国民生活基礎調査」によると、2022年時点の全国等価可処分所得中央値の50%を基にした貧困線は年間127万円、これを下回る全世帯の割合(相対的貧困率)は15.4%、18歳未満の子どもの貧困率は11.5%であった(厚生労働省, 2023)。本調査の所得貧困率はやや高めに算出されているものの、大きく乖離していない。これにより、本調査の所得データは全国統計と概ね整合しており、代表性やデータの妥当性が一定程度確保されていると評価できる。

表3 所得貧困の測定結果 (N=406)

変数	Mean	SD
可処分所得(単位:万円)	588.8	398.6
世帯人数	2.9	0.9
等価可処分所得(単位:万円)	358.3	253.4
等価可処分所得の中央値=317.5万円		
貧困線=317.5万円/2=158.8万円		
所得貧困ダミー(等価可処分所得<貧困線)	0.160	0.367

貧困の重複状況(表4)をみると、1軸貧困は25.6%、2軸貧困は13.8%、3軸すべてに該当する3軸貧困は3.0%、貧困なし(0軸)は57.6%であった。重複パターンでは、活動・体験の剥奪と家計の逼迫の重複が最も多く(9.6%)、次いで家計の逼迫と所得貧困(7.4%)、活動・体験の剥奪と所得貧困(5.7%)であった。

表4 貧困の重複度の測定結果 (N=406)

変数	Mean	SD
子どもの活動・体験の剥奪ダミー	0.200	0.400
家計の逼迫ダミー	0.261	0.440
所得貧困ダミー	0.160	0.367
子どもの活動・体験の剥奪&家計の逼迫	0.096	0.295
子どもの活動・体験の剥奪&所得貧困	0.057	0.231
家計の逼迫&所得貧困	0.074	0.262
貧困の重複		
1軸貧困	0.256	0.437
2軸貧困	0.138	0.345
3軸貧困	0.030	0.170
貧困なし(0軸)	0.576	0.495

年少児の発達指標(表5)については、学習能力(全11項目)では「10語以上の単語を言う」78.3%、「3語以上の意味ある文を話す」77.6%、「5語以上の文を話す」74.6%と、言語能力に関する基礎的な発達は概ね良好であった。一方で、「自分の名前を書くことができる」は30.5%と低めであった(合計スコア平均7.03点)。身体能力(全4項目)は、「ジャンプできる」79.3%、「不安定な道を転ばずに歩ける」76.4%、「衣服を一人で着られる」74.1%などと高い達成率を示した(合計スコア平均2.96点)。社会情緒(全5項目)は、「他者が困っているときに助けようとする」60.3%や「他の子どもと良好な関係を築ける」67.2%といった項目が中程度の達成率を示した(合計スコア平均3.51点)。

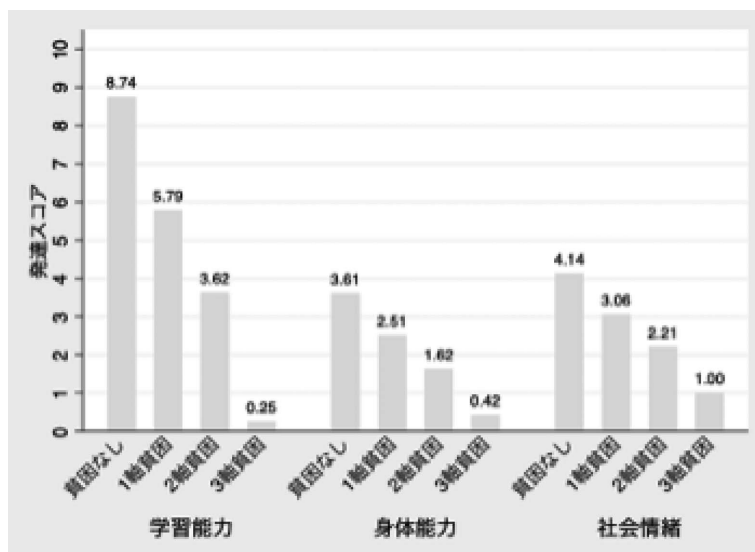
表5 年少児(3歳児クラス)の発達の測定結果(N=406)

	学習能力	Mean	SD
1	「ママ」や「ボール」など、10語以上の単語を言うことができる	0.783	0.413
2	「お水がほしい」や「家は大きい」のように、3語以上の意味のある文を話すことができる	0.776	0.418
3	「ママがリンゴを切った」「お風呂におもちゃを持っていく」のように、5語以上の意味のある文を話すことができる	0.746	0.436
4	「わたし」「あなた」「かれ」「かのじょ」などの代名詞を正しく使える(例えば、「わたしはお水がほしい」や「かれはごはんを食べる」など)	0.626	0.485
5	よく知っているもの(コップや動物など)を見せたときに、一貫してその名前を言うことができる	0.761	0.427
6	ひらがな5文字以上を認識することができる	0.552	0.498
7	自分の名前を書くことができる	0.305	0.461
8	1から5までの数字をすべて認識できる	0.672	0.470
9	3つのもの(例えば、小石3個や豆3粒)を渡すように頼んだとき、正しく3つ渡すことができる	0.640	0.480
10	10個のもの(例えば、10本の指や10個のブロック)を、間違えずに数えることができる	0.502	0.501

11	ぬり絵をしたり、ブロックで遊んだりするときに、何度も助けを求めたり、すぐにあきらめたりせずに取り組むことができる	0.663	0.473
合計スコア		7.027	4.005
身体能力			
1	でこぼこした道や坂道など、不安定な場所を転ばずに歩くことができる	0.764	0.425
2	両足を同時に地面から離して、ジャンプすることができる	0.793	0.406
3	ズボンやシャツなどの衣服を1人で着ることができる	0.741	0.438
4	ボタンを1人で留めたり外したりすることができる	0.660	0.474
合計スコア		2.958	1.559
社会情緒			
1	親以外の親しい人（例えば、祖父母）がいないときに、「おばあちゃんはどこ？」のように、その人について尋ねる	0.687	0.464
2	誰かが困っているときに、自分から助けようとする	0.603	0.490
3	他の子どもたちと良好な関係を築ける	0.672	0.470
4	とても悲しそうにしたり、落ち込んだりしているように見えない	0.739	0.440
5	同じ年齢の子どもと比べて、どのくらいの頻度で他の子どもや大人を蹴ったり、囃んだり、叩かない	0.803	0.398
合計スコア		3.505	1.611

図1は、貧困の重複度別に3つの発達スコアの平均値を比較したものである。学習能力は、貧困なしのグループで平均8.74、1軸貧困5.79、2軸貧困3.62、3軸貧困0.25と、重複度の増加に伴い急激に低下する傾向がみられた。身体能力についても、貧困なし3.61、1軸2.51、2軸1.62、3軸0.42と同様の傾向がみられた。社会情緒もまた、貧困なし4.14、1軸3.06、2軸2.21、3軸1.00であり、多次元的貧困が子どもの発達全般に深刻な影響を及ぼしていることが示唆された。特に3

図1 貧困の重複度と年少児の発達スコアの平均値 (N=406)



軸貧困に該当する子どもは、学習・身体・社会情緒のいずれの領域においてもスコアが著しく低下しており、発達リスクが顕著に表れている。

2. 記述統計

表6は、回帰分析に用いる変数の記述統計を示している。アウトカム変数である子どもの発達スコアについては、学習能力（11項目の合計得点）の平均は7.03点、身体能力（4項目）の平均は2.96点、社会情緒（5項目）の平均は3.50点であった。説明変数については、子どもの活動・体験の剥奪の割合は定義に従い20.0%、家計の逼迫は26.1%、所得貧困に該当する世帯は16.0%であった。複数の貧困軸にまたがる重複度については、いずれの貧困にも該当しない「貧困なし」が57.6%と過半数を占め、1軸貧困は25.6%、2軸貧困は13.8%、3軸貧困は3.0%であった。

コントロール変数については、まず子どもの性別はほぼ均等に分布しており、女兒の割合は51.2%であった。月齢については、年少児の年齢帯（47-59か月）の3ヶ月ごとの区分で均等に近い分布が確認された。きょうだい構成では、同居する子どもが1人（本人のみ）の家庭が44.6%、2人の家庭が38.4%を占め、3人以上の家庭は少数であった。

保護者の属性については、教育水準では母親の45.3%、父親の56.6%が大学卒以上であった。就業状況では、母親は無職または専業主婦の割合（35.7%）が最も多く、正規雇用（27.6%）と非正規雇用（27.8%）はほぼ同じ割合であった。父親の就業形態は正規雇用が75.5%と多数を占めていた。住居形態については、持ち家が62.3%と最も多く、一方で民間賃貸、公的住宅、家族からの支援による居住も一定数存在した。子どもの保育先は、保育所（園）が40.4%、幼稚園・認定こども園が50.7%であり、家庭保育は8.9%にとどまった。

世帯所得階層では、中所得層（500-800万円未満）が最多の33.3%であり、次いで低中所得層（200-500万円未満）が32.5%であった。低所得層（200万円未満）は13.8%、高所得層（800-1,200万円未満）は15.3%、超高所得層（1,200万円以上）は5.2%であり、本研究のサンプルは所得分布の広がりを十分にカバーしていた。

居住地域では、関東が36.0%と最も多く、次いで中部（19.5%）、近畿（19.0%）、北日本（8.4%）、中国・四国（8.1%）、九州・沖縄（9.1%）であった。総務省統計局の2023年10月1日現在の人口推計によれば、全国の女性人口の地域構成は、北日本10.9%、関東34.4%、中部16.5%、近畿18.0%、中国・四国8.7%、九州・沖縄11.4%である（総務省統計局、2023）。この比較から、本研究のサンプルは北日本と中国・四国がやや少なく、関東と中部がやや多い傾向が認められるものの、全体として大きな偏りはなかった。さらに、この差の統計的有意性を確認するため、全国の女性人口比を期待値としたカイ二乗検定を行った。その結果、カイ二乗統計量は7.19、p値は0.207であり、地域分布に統計的な有意差はなかった。以上より、本研究のサンプルは日本全国の傾向をおおむね反映しており、特定地域に偏らない代表性を有しているといえる。

表6 記述統計

変数	N	Mean	SD	変数	N	Mean	SD
アウトカム変数	406	7.03	4.00	コントロール変数 (続き)			
学習能力	406	2.96	1.56	父親の年齢			
身体能力	406	3.50	1.61	26-34 歳	406	0.268	0.444
社会情緒				35-39 歳	406	0.273	0.446
説明変数	406	0.200	0.400	40-44 歳	406	0.214	0.411
子どもの活動・体験の剥奪	406	0.261	0.440	45-70 歳	406	0.244	0.430
家計の逼迫	406	0.160	0.367	父親の教育水準			
所得貧困				中学卒業	359	0.045	0.207
貧困の重複度	406	0.576	0.495	高校・専門学校・短大卒業	359	0.390	0.488
貧困なし	406	0.256	0.437	大学卒業	359	0.482	0.500
1軸貧困	406	0.138	0.345	大学院修了	359	0.084	0.277
2軸貧困	406	0.030	0.170	父親の職業			
3軸貧困				正規雇用	376	0.755	0.430
コントロール変数	404	0.512	0.500	非正規雇用	376	0.053	0.225
女兒				自営業・フリーランス等	376	0.133	0.340
子どもの月齢	406	0.254	0.436	無職・家庭	376	0.059	0.235
47-50 ヶ月	406	0.214	0.411	住居形態			
51-53 ヶ月	406	0.268	0.444	持ち家	406	0.623	0.485
54-56 ヶ月	406	0.264	0.441	民間賃貸	406	0.246	0.431
57-59 ヶ月				公的・社宅・家族支援	406	0.091	0.288
同居する子どもの人数	406	0.446	0.498	その他	406	0.039	0.195
1人	406	0.384	0.487	保育先			
2人	406	0.145	0.353	保育所(園)	406	0.404	0.491
3人	406	0.025	0.155	幼稚園・認定こども園	406	0.507	0.501
4人以上				家庭保育ほか	406	0.089	0.285
母親の年齢	406	0.096	0.295	所得階層†			
24-29 歳	406	0.330	0.471	低所得層	406	0.138	0.345
30-34 歳	406	0.261	0.440	低中所得層	406	0.325	0.469
35-39 歳	406	0.313	0.464	中所得層	406	0.333	0.472
40-49 歳				高所得層	406	0.153	0.360
母親の教育水準	390	0.064	0.245	超高所得層	406	0.052	0.222
中学卒業	390	0.482	0.500	居住地域			
高校・専門学校・短大卒業	390	0.438	0.497	北日本	406	0.084	0.277
大学卒業	390	0.015	0.123	関東	406	0.360	0.480
大学院修了				中部	406	0.195	0.396
母親の職業	406	0.276	0.447	近畿	406	0.190	0.393
正規雇用	406	0.278	0.449	中国・四国	406	0.081	0.274
非正規雇用	406	0.089	0.285	九州・沖縄	406	0.091	0.288
自営業・フリーランス等	406	0.357	0.480				
無職・家庭							

注) †低所得層：200万円未満，低中所得層：200-500万円未満，中所得層：500-800万円未満，高所得層：800-1,200万円未満，超高所得層：1,200万円以上

3. 回帰分析

本研究では、子どもの発達を「学習能力」「身体能力」「社会情緒」の3領域に分類し、それぞれをアウトカム変数として、多次元的貧困指標との関連性を推定した。分析には、ポアソン回帰モデルまたは負の二項回帰モデルを用いた。表7はポアソン回帰の適合性検定の結果である。子

子どもの活動・体験剥奪（上位 20%）を説明変数とした場合、学習能力については、逸脱度カイ二乗およびピアソンカイ二乗の p 値は 0.001 未満であり、過分散が確認された。この場合には、未観測の個体差を考慮した負の二項回帰モデルを適用した。一方、身体能力および社会情緒については、両カイ二乗の p 値が 0.9687~1.00 と高く、適合性は良好であった。他の説明変数についても同様の傾向が確認された。

表 7 ポアソン回帰モデルの適合性検定の結果

説明変数	アウトカム	逸脱度カイ二乗 (自由度)	p 値	ピアソンカイ二乗 (自由度)	p 値	適合性
活動・経験剥奪 (上位 20%)	学習能力	690.3 (312)	<0.001	583.1 (312)	<0.001	過分散
	身体能力	267.2 (312)	0.969	199.4 (312)	1.000	良好
	社会情緒	186.6 (312)	1.000	156.6 (312)	1.000	良好
活動・経験剥奪 (上位 30%)	学習能力	708.0 (312)	<0.001	572.2 (312)	<0.001	過分散
	身体能力	272.9 (312)	0.946	202.7 (312)	1.000	良好
	社会情緒	189.4 (312)	1.000	157.2 (312)	1.000	良好
家計の逼迫	学習能力	871.4 (312)	<0.001	614.8 (312)	<0.001	過分散
	身体能力	326.1 (312)	0.281	219.3 (312)	1.000	良好
	社会情緒	232.7 (312)	1.000	184.6 (312)	1.000	良好
所得貧困	学習能力	893.4 (316)	<0.001	623.0 (316)	<0.001	過分散
	身体能力	327.7 (316)	0.314	218.9 (316)	1.000	良好
	社会情緒	239.9 (316)	1.000	189.9 (316)	1.000	良好
貧困の重複度	学習能力	743.3 (314)	<0.001	550.7 (314)	<0.001	過分散
	身体能力	293.5 (314)	0.791	202.5 (314)	1.000	良好
	社会情緒	210.8 (314)	1.000	171.4 (314)	1.000	良好

注) いずれのモデルも N=353

表 8 は、子どもの活動・体験の剥奪が 3 領域の発達に及ぼす影響に関する回帰分析の結果を示す。活動・体験の剥奪を説明変数に用いた場合、いずれの発達領域においても統計的に有意な負の関連を示し、子どもの発達を阻害する主要な要因であることが確認された。特に学習能力については、活動・体験の剥奪を経験した子どもは、そうでない子どもに比べてスコアが 68.4% 低下する傾向 (IRR=0.316, $p<0.001$) が認められ、これは平均スコア 7.0 前後から 2.2 前後へと大幅に低下したことに相当する。身体能力は、60.1% の低下 (IRR=0.399, $p<0.001$; 平均 3.0 から 1.2 に低下)、社会情緒は 51.4% の低下 (IRR=0.486, $p<0.001$; 平均 3.5 から 1.7 に低下) を示し、活動・体験の剥奪が子どもの発達を多面的に阻害する決定的要因であることが示された。なお、これらの結果は客観的な所得階層を統制したうえで確認されたものであり、経済的要因とは独立して、子どもの活動や体験そのものが発達格差を生み出している可能性を示唆している。

コントロール変数の分析からもいくつか有意な結果が得られた。性別では、女兒は男児よりも社会情緒スコアで 8.8% 高い (IRR=1.088, $p<0.05$) 一方、学習能力および身体能力では有意差は認められなかった。月齢については、いずれの発達領域においても統計的有意性はなく、対象年齢層 (3 歳児) においては月齢差による発達の違いが限定的である可能性が示された。きょう

だい数についても有意な影響は限定的であった。

家庭の社会経済的背景では、母親の教育水準が顕著な正の影響を示した。高校・専門学校・短大卒業および大学卒業の母親を持つ子どもは、中学卒業の場合と比べて学習能力がそれぞれ 51.3% (IRR = 1.513, $p < 0.01$)、57.6% (IRR = 1.576, $p < 0.05$) 高く、さらに大学院修了の母親の場合は社会情緒が 43.4% 高い傾向 (IRR = 1.434, $p < 0.05$) が示された。母親の就業形態では、非正規雇用の場合、正規雇用と比べて社会情緒が 14.5% 高い (IRR = 1.145, $p < 0.05$) のに対し、自営業・フリーランス・その他では学習能力が 25.4% 低下 (IRR = 0.746, $p < 0.05$)、身体能力が 27.1% 低下 (IRR = 0.729, $p < 0.05$) していた。父親の就業形態では、自営業・フリーランス・その他に従事の場合に、学習能力が 35.9% 高く (IRR = 1.359, $p < 0.001$)、身体能力が 17.5% 高い (IRR = 1.175, $p < 0.05$) 傾向が示され、父母の就業形態が子どもの発達に異なる方向の影響を及ぼすことが確認された。

子どもの保育形態に関しては有意な傾向は限定的であったが、家庭保育の場合、身体能力が 22.9% 低下する傾向 (IRR = 0.771, $p < 0.05$) がみられた。住居形態では「その他」の場合、持ち家と比べて学習能力が 40.5% 低下 (IRR = 0.595, $p < 0.05$) する傾向が見られた。地域差では、近畿地方に居住する子どもは社会情緒が 25.0% 高い (IRR = 1.250, $p < 0.05$) スコアを示した。

表 8 回帰分析の結果 (説明変数：子どもの活動・体験の剥奪 [上位 20%])

アウトカム変数 回帰モデル	学習能力 負の二項回帰		身体能力 ポアソン		社会情緒 ポアソン	
説明変数						
活動・体験の剥奪 (上位 20%)	0.316***	(<0.001)	0.399***	(<0.001)	0.486***	(<0.001)
コントロール変数						
女兒	1.075	(0.142)	1.075	(0.099)	1.088*	(0.023)
子どもの月齢						
47-50 ヶ月†						
51-53 ヶ月	1.106	(0.169)	1.027	(0.627)	1.034	(0.523)
54-56 ヶ月	1.102	(0.161)	1.013	(0.834)	1.069	(0.179)
57-59 ヶ月	1.089	(0.232)	0.987	(0.816)	1.011	(0.839)
同居する子どもの人数						
1人†						
2人	1.000	(0.998)	0.987	(0.770)	1.071	(0.088)
3人	1.083	(0.291)	0.963	(0.588)	1.089	(0.128)
4人以上	0.949	(0.748)	0.987	(0.892)	1.096	(0.414)
母親の年齢						
24-29 歳†						
30-34 歳	0.961	(0.709)	0.947	(0.622)	0.960	(0.651)
35-39 歳	1.032	(0.795)	0.979	(0.861)	1.065	(0.510)
40-49 歳	0.999	(0.993)	0.960	(0.712)	1.012	(0.895)
母親の教育水準						
中学卒業†						
高校・専門学校・短大卒業	1.513**	(0.002)	1.388	(0.065)	1.247	(0.104)
大学卒業	1.576**	(0.001)	1.378	(0.073)	1.295	(0.065)
大学院修了	1.439	(0.142)	1.374	(0.215)	1.434*	(0.030)

母親の職業						
正規雇用 †						
非正規雇用	1.148	(0.058)	1.030	(0.647)	1.145*	(0.014)
自営業・フリーランス等	0.746*	(0.020)	0.729*	(0.021)	0.980	(0.837)
無職・家庭	1.113	(0.142)	0.976	(0.702)	1.076	(0.183)
父親の年齢						
26-34 歳 †						
35-39 歳	1.001	(0.994)	0.980	(0.764)	0.881*	(0.025)
40-44 歳	0.917	(0.345)	1.006	(0.934)	0.911	(0.160)
45-70 歳	0.837	(0.071)	0.933	(0.409)	0.833*	(0.010)
父親の教育水準						
中学卒業 †						
高校・専門学校・短大卒業	0.985	(0.908)	1.102	(0.428)	1.086	(0.500)
大学卒業	1.045	(0.737)	1.085	(0.512)	1.040	(0.755)
大学院修了	1.026	(0.870)	1.141	(0.355)	1.129	(0.389)
父親の職業						
正規雇用 †						
非正規雇用	0.959	(0.748)	0.836	(0.352)	0.867	(0.343)
自営業・フリーランス等	1.359***	(<0.001)	1.175*	(0.032)	1.107	(0.087)
無職・家庭	0.899	(0.391)	0.849	(0.241)	1.051	(0.557)
住居形態						
持ち家 †						
民間賃貸	0.974	(0.653)	1.067	(0.228)	1.006	(0.897)
公的・社宅・家族支援	0.901	(0.279)	0.993	(0.933)	0.945	(0.505)
その他	0.595*	(0.043)	0.702	(0.219)	0.753	(0.163)
保育先						
保育所(園) †						
幼稚園・認定こども園	1.085	(0.168)	1.082	(0.130)	1.079	(0.076)
家庭保育他	0.858	(0.161)	0.771*	(0.030)	0.924	(0.439)
所得階層						
低所得層 †						
低中所得層	1.092	(0.351)	1.146	(0.173)	1.025	(0.765)
中所得層	1.066	(0.501)	1.082	(0.448)	1.023	(0.790)
高所得層	1.227	(0.053)	1.192	(0.096)	1.195	(0.050)
超高所得層	1.055	(0.719)	0.963	(0.799)	1.081	(0.509)
居住地域						
北日本 †						
関東	1.048	(0.625)	1.094	(0.301)	1.146	(0.136)
中部	0.925	(0.444)	1.051	(0.607)	1.104	(0.276)
近畿	1.156	(0.156)	1.184	(0.072)	1.250*	(0.021)
中国・四国	1.064	(0.601)	1.145	(0.190)	1.190	(0.082)
九州・沖縄	1.160	(0.222)	1.207	(0.074)	1.192	(0.085)
定数項	3.938***	(<0.001)	1.872*	(0.014)	2.142***	(<0.001)
対数尤度	-936.019		-607.828		-622.536	
擬似 R ²	0.101		0.097		0.083	
ワルド χ^2	210.835	(<0.001)	151.285	(<0.001)	218.223	(<0.001)
観測数	353		353		353	

注) 推計値は IRR (Incidence Rate Ratio), † 参照値, 括弧内は p 値, *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

続いて, 表 9.1 から表 9.4 は, その他の説明変数に関する回帰分析の結果を示している。まず, 活動・体験の剥奪ダミーの閾値を上位 20% から 30% に変更した感度分析の結果 (表 9.1), 学習

能力、身体能力、社会情緒のいずれのアウトカムにおいても統計的に有意な負の関連が確認された。係数の方向性や有意水準は 20% 基準の場合と大きく変化せず、結果の頑健性が確認された。

表 9.1 回帰分析の結果（説明変数：子どもの活動・体験の剥奪 [上位 30%]）

アウトカム変数 回帰モデル	学習能力 負の二項回帰		身体能力 ポアソン		社会情緒 ポアソン	
説明変数						
活動・体験の剥奪（上位 30%）	0.444***	(<0.001)	0.518***	(<0.001)	0.584***	(<0.001)
対数尤度	-944.154		-610.677		-623.945	0.00
擬似 R ²	0.093		0.092		0.081	
ワルド χ^2	194.566	(<0.001)	153.047	(<0.001)	204.332	(<0.001)
観測数	353		353		353	

注) 推計値は IRR (Incidence Rate Ratio), 括弧内は p 値, ***p<0.001, コントロール変数の結果は割愛

次に、家計の逼迫感についても、3つの領域すべてに統計的に有意な負の影響が認められた（表 9.2）。特に学習能力に対する影響は顕著であり、家計の逼迫を感じている世帯の子どもは、そうでない子どもと比較して、学習能力スコアが 25.8% 低下していた（IRR = 0.742, p<0.001）。身体能力および社会情緒についても、それぞれ 15.8%（IRR = 0.842, p<0.05）、15.7%（IRR = 0.843, p<0.01）のスコア低下が確認され、主観的経済状況が子どもの発達の複数領域に影響を及ぼすことが示された。なお、これらの結果は、表 8 と表 9.1 と同様に、客観的な所得階層を統制したうえで得られたものであり、家計の主観的な逼迫感が独立して子どもの発達に影響する可能性を示唆している。

表 9.2 回帰分析の結果（説明変数：家計の逼迫）

アウトカム変数 回帰モデル	学習能力 負の二項回帰		身体能力 ポアソン		社会情緒 ポアソン	
説明変数						
家計の逼迫	0.742***	(0.001)	0.842*	(0.028)	0.843**	(0.007)
対数尤度	-996.171		-637.279		-645.615	
擬似 R ²	0.043		0.053		0.049	
ワルド χ^2	90.531	(<0.001)	102.157	(<0.001)	122.043	(<0.001)
観測数	353		353		353	

注) 推計値は IRR (Incidence Rate Ratio), 括弧内は p 値, *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001, コントロール変数の結果は割愛

一方で、客観的な経済指標である所得貧困の結果（表 9.3）を見ると、学習能力および身体能力については統計的に有意な負の関連が認められたものの、社会情緒については有意な関連は確認されなかった。

表 9.3 回帰分析の結果（説明変数：所得貧困）

アウトカム変数 回帰モデル	学習能力 負の二項回帰		身体能力 ポアソン		社会情緒 ポアソン	
説明変数						
所得貧困	0.756**	(0.007)	0.781**	(0.009)	0.860	(0.057)
対数尤度	-1001.098		-638.074		-649.186	
擬似 R ²	0.039		0.052		0.043	
ワルド χ^2	80.676	(<0.001)	91.695	(<0.001)	102.534	(<0.001)
観測数	353		353		353	

注) 推計値は IRR (Incidence Rate Ratio), 括弧内は p 値, *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001, コントロール変数の結果は割愛。コントロール変数に所得階層は含めず。

最後に、複数の貧困指標を組み合わせた「貧困の重複度」を説明変数に用いた分析（表 9.4）では、貧困軸の重複に応じて発達への負の影響が累積的かつ増幅的に強まる傾向が明確に示された。具体的には、1つの貧困軸が存在する場合、「貧困なし」世帯の子どもと比較して、学習能力は 33.0% 低下（IRR=0.670, p<0.001）、身体能力は 27.1% 低下（IRR=0.729, p<0.001）、社会情緒は 23.1% 低下（IRR=0.769, p<0.001）した。2つの軸が重複する場合には、それぞれ 47.5%、41.4%、34.3% の低下がみられ、3つすべてが重複する場合には、学習能力が 98.1% 低下（IRR=0.019, p<0.001）、身体能力が 77.0% 低下（IRR=0.230, p<0.001）、社会情緒が 65.8% 低下（IRR=0.342, p<0.001）と極めて大幅なスコア低下が確認された。これらの結果は、貧困の重複が子どもの発達に相乗的かつ深刻な悪影響を及ぼす可能性を強く示唆している。

表 9.4 回帰分析の結果（説明変数：貧困の重複度）

アウトカム変数 回帰モデル	学習能力 負の二項回帰		身体能力 ポアソン		社会情緒 ポアソン	
説明変数						
貧困の重複度						
貧困なし†						
1 軸貧困	0.670***	(<0.001)	0.729***	(<0.001)	0.769***	(<0.001)
2 軸貧困	0.525***	(<0.001)	0.586***	(<0.001)	0.657***	(<0.001)
3 軸貧困	0.019***	(<0.001)	0.230***	(<0.001)	0.342***	(<0.001)
対数尤度	-954.917		-620.983		-634.657	
擬似 R ²	0.083		0.077		0.065	
ワルド χ^2	173.04	(<0.001)	153.42	(<0.001)	162.42	(<0.001)
観測数	353		353		353	

注) 推計値は IRR (Incidence Rate Ratio), †参照値, 括弧内は p 値, *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001, コントロール変数の結果は割愛。コントロール変数に所得階層は含めず。

IV. 考 察

本研究は、日本における子どもの多次元貧困を測定し、その各次元と重複の程度が年少児の発達（学習能力・身体能力・社会情緒の3領域）に及ぼす影響を定量的に分析した。その結果、

以下の主要知見が得られた。

第1に、「子どもの活動・体験の剥奪」指標はすべての発達領域に対して有意な負の関連を示し、特に学習能力においてはスコアが68.4%も低下という顕著な影響が確認された。この結果は、幼児期の発達にとって、物質的資源の有無以上に、遊び・学び・文化的活動・保護者との交流といった日常的経験の積み重ねが不可欠であることを示している。これらの活動は、認知的刺激の提供、創造性や探究心の涵養、さらに非認知的スキルの形成に直結する。先行研究 (Heckman & Kautz, 2014; Yoshikawa et al., 2012) も、幼児期の教育的・社会的経験はその後の学習態度や健康行動にも波及効果をもたらすことを示しており、本研究結果はこれを支持している。特に日本のように早期教育機会が均質化しつつある社会では、家庭や地域における活動・体験格差が幼児の発達格差の主要因となる可能性が高い。

第2に、「家計の逼迫」はすべての発達領域において有意な負の関連を示し、特に学習能力において25.8%のスコア低下が観察された。これは、単なる物的資源の不足にとどまらず、保護者の経済的不安や精神的余裕の欠如が、養育態度の不安定化や養育ストレスの増大を引き起こす可能性を示している。実際、「家族ストレスモデル」(Masarik & Conger, 2017)は、経済的困難が親の心理的苦痛や家庭内葛藤を通じて子どもの発達に波及するという連鎖を示しており、本研究の結果はその理論的枠組みの妥当性を支持している。したがって、子育て世帯への支援は、単なる所得移転にとどまらず、保護者の精神的安定や家庭の養育機能の補完を同時に実現できる設計が望ましい。

第3に、相対的所得に基づく客観的な所得貧困指標は、学習能力および身体能力には有意な負の関連がみられたものの、社会情緒には統計的に有意な関連は認められなかった。この結果は、子どもの社会情緒的発達が所得水準だけでは十分に説明されず、むしろ多様な環境的・心理社会的要因によって規定される可能性を示唆している。すなわち、同程度の所得水準に属する家庭であっても、日常的にアクセスできる学習機会や遊び・文化活動、家庭内での情緒的支援、保護者との相互作用の質などの違いによって、子どもの社会情緒的発達には大きな差異が生じうる。Cooper and Stewart (2021)の系統的レビューにおいても、所得の増加は認知的発達には一貫して正の効果を及ぼす一方で、健康や行動面への影響には明確な一貫性がみられないことが指摘されている。本研究の結果もこの知見と整合的であり、所得単独では子どもの発達を十分に説明できず、特に社会情緒的発達においては、より多様な環境的・心理社会的要因の影響が大きいことを日本の幼児期の文脈で実証的に示した。

第4に、複数の貧困指標を組み合わせた「貧困の重複度」を用いた分析では、貧困軸の重複に依じて発達への負の影響が累積的かつ増幅的に強まる傾向が明確に示された。具体的には、1つの貧困軸が存在する場合、「貧困なし」世帯の子どもと比較して、学習能力・身体能力・社会情緒のすべてにおいて低下がみられた。2つの貧困軸が重複する場合には、より顕著な低下が観察され、3つすべての軸が重複する場合には、各発達領域で極めて大幅なスコア低下が確認された。これらの結果は、複合的な貧困が子どもの発達に相乗的かつ深刻な悪影響を及ぼす可能性を

強く示唆している。

最後に、家庭構造や社会的背景などの要因も子どもの発達に重要な影響を与えていることが明らかとなった。父親が自営業やフリーランスに従事する家庭では、正規雇用者の家庭に比べて、子どもの学習能力や身体能力が高い傾向がみられ、柔軟な働き方が父親の育児参加を促していることが示唆される (Cabrera et al., 2018)。一方で、母親が非正規雇用や自営業・フリーランスである場合、子どもの学習能力や身体能力が低下する傾向が観察され、経済的困難や育児資源の制約が影響していると考えられる。ただし、就労形態の影響は、雇用状況だけでなく、勤務時間の柔軟性や在宅時間、育児への主観的関与、家庭内での役割分担など複数の要因が絡み合っている可能性が高く、今後は定性的調査も含めた詳細な分析が必要である。さらに、地域差の分析では、近畿地方の子どもが社会情緒面で高いスコアを示す傾向があった。これらの結果は、保護者の就労形態や地域社会的要因が、幼児期の発達格差形成に無視できない役割を果たすことを示している。

以上の知見から、子どもの貧困対策には、所得再分配にとどまらず、活動・体験の保障や家庭・地域社会による包括的支援を含む多角的な政策アプローチが不可欠である。特に、日常的な活動・体験の剥奪への対応は、比較的低コストでありながら、学習能力、身体能力、社会情緒の3領域すべてにポジティブな影響を与える可能性が高い。

次に、「はじめに」で提示した2つの研究仮説への応答を整理する。仮説1「子どもの多次元貧困は、幼児の発達に有意な負の影響を及ぼす」については、活動・体験の剥奪や家計の逼迫が発達の3領域すべてに有意な影響を及ぼしており、強く支持された。仮説2「貧困の次元の重複度が高いほど、幼児の発達に対する負の影響はより大きくなる」についても、重複剥奪の分析において一定の傾向が確認され、多次元視点の有効性を裏付けた。これらの結果は、日本における幼児発達格差を理解する上で、多次元貧困の包括的把握が不可欠であることを示している。

本研究にはいくつかの限界があり、今後の研究による補完が求められる。第1に、本研究は横断的データに基づく分析であるため、因果関係の立証には限界がある。今後は縦断データや準実験的手法を用いた因果推論の強化が求められる。第2に、活動・体験の剥奪や幼児発達指標の信頼性・妥当性・再現性について、さらなる検証が必要である。第3に、サンプルサイズが比較的小規模 (N=406) であり、外的妥当性に限界がある。今後はより大規模かつ多地域にわたる調査による検証が望まれる。

これらの限界を踏まえつつも、本研究は、日本における幼児期の多次元貧困と発達の関連を明らかにした先駆的研究であり、学術的・政策的に意義がある。特に、所得に偏重した従来の議論を超え、日常的な活動や体験の欠如という質的剥奪の重要性を提示した点に新規性があり、今後の政策形成や実務的対応に有益な知見を提供している。

V. 結論

本研究は、幼児期における子どもの多次元の貧困と発達との関連を、方法論的に精緻かつ実証的に検証した点で学術的意義を有する。分析の結果、所得水準のみでは説明しきれない多次元の剥奪が、子どもの発達に顕著な影響を及ぼすことが示された。これは、経済的支援の拡充だけでは貧困の影響を十分に軽減できず、日常生活における活動・体験といった非金銭的側面に焦点を当てた包括的な支援策の必要性を示唆している。さらに、保護者の学歴や就労形態、居住地域の特性といった社会的決定要因が、家庭環境を介して子どもの発達に作用する構造も確認された。これらの結果は、個人・家庭・地域を横断する多層的かつ統合的な介入の重要性を明確に示すものであり、今後の政策立案において、社会経済的支援と子どもの発達支援を一体的に設計する必要性を示している。

参考文献

- 阿部彩「日本版子どもの剥奪指標の開発」『首都大学東京子ども・若者貧困研究センター Working Papers』WP1, 2018年3月, 1~22頁
- 阿部彩「日本における子どもの物質的剥奪指標の構築」『子どもの貧困の実態と指標の構築に関する研究平成28年度総括研究報告書』2017年3月, 109~122頁
- 阿部彩「日本における剥奪指標の構築に向けて：相対的貧困率を補完する指標の検討」『社会保障研究』第49巻4号, 2014年, 360-371頁
- 厚生労働省「2022（令和4）年 国民生活基礎調査の概況」2023年, <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa22/index.html>（参照日：2025年3月1日）
- 総務省統計局「人口推計（2023年（令和5年）10月1日現在）－全国：年齢（各歳）、男女別人口・都道府県：年齢（5歳階級）、男女別人口－」2023年, <https://www.stat.go.jp/data/jinsui/2023np/index.html>（参照日：2025年8月31日）
- 山口真美・知念渉「子どもの剥奪指標の構築：阿部（2014）を手がかりに」『教育文化学年報』第16巻, 2021年, 51-60頁
- Alkire S, Foster J. Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*. 2011; 95: pp.476-87.
- Alkire S, Foster J, Seth S, Santos ME, Roche JM, Ballon P. *Multidimensional Poverty Measurement and Analysis*. Oxford University Press. 2015.
- Almond D, Currie J, Duque V. Childhood Circumstances and Adult Outcomes: Act II. *Journal of Economic Literature*. 2018; 56: pp.1360-1446.
- Bessell S. Rethinking Child Poverty. *Journal of Human Development and Capabilities*. 2022; 23: pp.539-561.
- Black MM, Walker SP, Fernald LCH, Andersen CT, DiGirolamo AM, Lu C, et al. Early Childhood Development Coming of Age: Science Through the Life Course. *Lancet*. 2017; 389: pp.77-90.
- Bradshaw J, Finch N. Overlaps in Dimensions of Poverty. *Journal of Social Policy*. 2003; 32: pp.513-525.
- Bradshaw J, Martorano B, Natali L, de Neubourg C. Children's Subjective Well-Being in Rich Countries. *Child Indicators Research*. 2013; 6: pp.619-635.
- Britto PR, Lye SJ, Proulx K, Yousafzai AK, Matthews SG, Vaivada T, et al. Nurturing Care: Promoting Early

- Childhood Development. *Lancet*. 2017; 389: pp.91-102.
- Cabrera NJ, Volling BL, Barr R. Fathers Are Parents, Too! Widening the Lens on Parenting for Children's Development. *Child Development Perspectives*. 2018; 12: pp.152-157.
- Cameron AC, Trivedi PK. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press. 2013.
- Chzhen Y, de Neubourg C, Plavgo I, de Milliano M. Child Poverty in the European Union: The Multiple Overlapping Deprivation Analysis Approach (EU-MODA). *Child Indicators Research*. 2016; 9: pp.335-356.
- Cooper K, Stewart K. Does Household Income Affect Children's Outcomes? A Systematic Review of the Evidence. *Child Indicators Research*. 2021; 14: pp.981-1005.
- Grantham-McGregor S, Cheung YB, Cueto S, Glewwe P, Richter L, Strupp B. Developmental Potential in the First 5 Years for Children in Developing Countries. *Lancet*. 2007; 369: pp.60-70.
- Heckman JJ, Kautz T. Fostering and Measuring Skills Interventions That Improve Character and Cognition. In: Heckman JJ, Humphries JE, Kautz T, editors. *The Myth of Achievement Tests: The GED and the Role of Character in American Life*. University of Chicago Press. 2014; pp.341-365.
- Hjelm L, Ferrone L, Handa S, Chzhen Y. Comparing Approaches to the Measurement of Multidimensional Child Poverty. *Innocenti Working Paper*. UNICEF Office of Research, Florence. 2016.
- Masarik AS, Conger RD. Stress and Child Development: A Review of the Family Stress Model. *Current Opinion in Psychology*. 2017; 13: pp.85-90.
- OECD. *Quality Early Childhood Education and Care for Children Under Age 3*. TALIS, OECD Publishing, Paris. 2020.
- Richardson D, Vrolijk M, Cunsolo S, Cebotari V, *What Makes Me? Core Capacities for Living and Learning*. UNICEF Office of Research, Innocenti, Florence. 2021.
- United Nations. Sustainable Development Goals. 2015.
- UNICEF. Early Childhood Development Index 2030: A New Tool to Measure SDG Indicator 4.2.1. <https://data.unicef.org/resources/early-childhood-development-index-2030-ecd2030/> (Accessed: Feb 10, 2025).
- Walker SP, Wachs TD, Grantham-McGregor S, Black MM, Nelson CA, Huffman SL, et al. Inequality in Early Childhood: Risk and Protective Factors for Early Child Development. *Lancet*. 2011; 378: pp.1325-1338.
- Yoshikawa H, Aber L, Beardslee W. The Effects of Poverty on the Mental, Emotional, and Behavioral Health of Children and Youth: Implications for Prevention. *American Psychologist*. 2012; 67: pp.272-284.

(受付 2025年11月18日)

インドにおける不平等と移動の実証研究

——社会的制約構造は経済機会へのアクセスを阻んでいるか——

島 根 良 枝

目 次

第1章 序論	第3章 推計結果と考察
第2章 データと分析手法	第4章 おわりに

第1章 序論

インドでは人口移動（以下移動）が低位にとどまってきた。2011年国勢調査¹⁾によると、インドの農村人口は全人口の68.8%で約8億3,300万人である。全人口に対する国内移動者の比率は37.5%に上るが、州間移動はわずか4%にとどまり、多くは州内・県内の移動である。とくに、農業労働者の季節移動を含む農村から農村への移動が全移動の約半数を占める。都市部と農村部の実質賃金格差が持続しているにもかかわらず移動率が低いというパラドクスは、長年にわたり研究関心を集めてきた。

この「低移動パラドクス」に関しては、理論・実証の両面から研究が蓄積されてきた。中でも注目されてきたのは、地主による所得と生存の保障、カースト／サブカースト内の保険ネットワークの存在が都市部への移動を抑制しているとする議論である。地主による所得と生存の保障のメカニズムの研究は、Bardhan（1983）が基礎を築き、インド地域研究において深化してきた。地主と労働者の関係の核心は、土地所有者が自らの土地で働く労働者と1年未満から生涯に及ぶ長期契約²⁾を結び労働力を確保する一方で、労働者側は一定の安定収入と困窮時の福祉的保護を得る点にある³⁾。地主—労働者間の垂直的な支配関係の研究が蓄積されていた中で、Munshi and Rosenzweig（2016）が明らかにしたカースト／サブカーストの系統という水平的ネットワークによる非公式な保険の存在は、垂直的な支配関係に焦点を当ててきた従来研究とは異なる観点を示したものである。このネットワークは頻繁な交流によって維持され、所得ショックを受けた世帯が現金や現物の援助を受けて消費を平滑化するなど、実質的な保険として機能している。

インド農村地域では、政府の社会保障制度や民間信用の機能が脆弱であるため、地主との関係

1) インドの国勢調査は10年毎に実施されてきたが、2021年調査が長期間延期されているため2011年が最新の調査結果である。2027年3月を基準日とする国勢調査の実施が正式に通知されている（Office of the Registrar General & Census Commissioner, 2025）。

2) インドの農村の文脈において、世襲的な社会制度の中での永続的労働を含んでいると理解されている。

3) Bardhan（1983）、Eswaran and Kotwal（1985）、Mukherjee and Ray（1995）など。

性やカースト／サブカーストシステムのネットワークは重要な保険として機能する。しかしその一方で、こうした関係性は移動を含む選択行動を抑制する要因にもなっている。所得保障と引き換えに継続的な従属や地域への滞留を暗黙の前提としており、地域外での就業や居住を選択した場合には、相互扶助や保障を失うリスクが生じるためである。本稿では、このような地域内の関係性を社会的制約構造と定義する。

既存研究は実証研究においても、カーストや宗教、世帯内地位などの世帯および個人属性の影響を重視してきたが、それらは低移動パラドクスの理論的背景として、社会的制約構造が移動を抑制する方向に働くことを前提にしていると解釈できる。従来の実証研究は、この制約効果を線形関係として捉え、線形モデルによる推計を行ってきた。

しかし、島根（2020）は2011年国勢調査を用いて、移動が全体として増加傾向にあるとともに、州によって移動の規模や形態に顕著な違いがみられることを明らかにした。ここでいう形態とは、期間（短期・長期）や目的、移動元と移動先の組み合わせを指す。移動の規模と形態の地域的偏りは、人々の移動行動に地域的要因が作用している可能性を示唆している。また、国勢調査では移動元と移動先の組み合わせを州レベルでしか把握できないが、より小地域単位の要因が影響しており、州内でも地域間の差異が存在する可能性がある。

この点を検証するため、移動先と出身地の双方での調査を計画し、その準備として2018～2020年にデリー近郊の移動者居住集積地域で現地調査を行った。そこでは、地主との関係やカースト／サブカーストシステムのネットワークが保険として機能して移動を抑制するという従来の理論とは異なる実態が観察された。農村から押し出され、都市周辺の過酷な環境に暮らす人々にとって、地元共同体との経済的・社会的なつながりの中で地元にとどまるという選択肢はなく、移動は「選択」ではなく「生存のための手段」であった。彼らの中には、帰郷という選択肢を失い都市にとどまる者もいたが、多くは地元と都市を行き来しながら生活していた。ただし、彼らはもはや地元の保障メカニズムの内部で生計を立てることができず、その枠組みから押し出されていた。他方で、より良い経済機会を求めて移動した者の中には、もともと地元の保障メカニズムに依存せずに生計を立てていた層もいた。ビハール州出身の大卒者の一例では、デリーで管理職として安定した所得を得ながら、地元で土地取得や新規投資を積極的に行っていた。彼らにとって移動は、より高い所得と資産形成の機会をもたらすものであり、選択の余地なく押し出された人々とは対照的であった。現実の移動には、「押し出された移動」と「選択された移動」が併存している。

移動の要因を分析した研究には、個票データを用いて世帯と個人属性の影響を検証するものや、移動先でのヒアリング調査に基づき移動理由を分析するものがある。しかし、移動するかしないかという選択そのものにおいて、当該地域の属性の影響を数量的に検証した研究はこれまで存在しない。本稿では、島根（2020）および現地調査の知見を踏まえ、地域内不平等と移動との関係が単調な線形ではなく、不平等の水準によって移動が抑制から促進に転じる逆U字型の非線形関係にあるとの仮説を検証する。ここで地域内不平等度は、地主支配やネットワーク依存と

いった社会的制約構造の強さを代理する変数とみなす。不平等度が低い領域では、不平等度の上昇が社会的制約構造を強め、移動抑制効果が強まる。しかし、不平等度がある転換点を超えると、所得保障や保険機能が機能不全に陥り、それに依存していた層で「押し出された移動」が生じ、さらに機会追求的な移動も加わることで、全体として移動が促進される。この不平等度と移動の関係は、ある転換点を境に、左側では移動抑制、右側では移動促進がみられる二段階の構造として観察される。転換点以降の移動促進は、生存のための押し出しと機会追求が合成された総効果である。この仮説を実証的に検証するため、本稿では、世帯と個人属性を統制し、地域内不平等度の一次項と二次項の影響を推計する。

本研究の問題関心の背後には、アマルティア・センの「自由としての発展 (development as freedom)」(Sen, 1999) の視座がある。センが説くように、発展とは経済成長や所得増加ではなく、人々が自らの選択に基づいて「どうあるか、何をしたいか (beings and doings)」からなる選択可能なファンクショニング (functionings) の幅を拡大、すなわち潜在能力 (capabilities) を拡大し、「実質的自由 (substantive freedom)」を実現することである。本稿で扱う移動の抑制はより良い経済機会への自由なアクセスを妨げるものであり、押し出された移動は選択の自由が欠如した状況で生じる行動である。人々が「移動する自由/移動しない自由」を行使できているかは、地域内不平等によって左右されている可能性がある。移動の抑制や「押し出された移動」と「選択された移動」の二重性は、人々の直面する選択肢集合がいかに制約されているかという、自由をめぐる問題でもある。

第2章 データと分析手法

2.1 利用データ

本稿では、インド統計・計画実施省 (Ministry of Statistics and Programme Implementation: MoSPI) 傘下の全国標本調査機構 (National Sample Survey Organisation⁴⁾、当時の名称に基づき、以下 NSSO) によって実施された、第 64 次ラウンド (National Sample Survey 64th Round, July 2007-June 2008, 以下 NSS64) の「雇用、失業および移動調査 (Schedule 10.2: Employment & Unemployment and Migration Particulars)」の個票データを使用する。NSS64 は、5 年ごとに実施される大規模調査 (Quinquennial Round) ではないものの、インド全土における労働市場および移動の実態を捉えるための詳細なマイクロデータである⁵⁾。また、NSSO が移動を調査モジュールに含めた調査としては、1993 年の第 49 回、1999-2000 年の第 55 回に続く最新の調査である⁶⁾。

4) NSSO は、その後 National Sample Survey Office に改称され、現在は National Statistical Office (NSO) に統合されている。

5) 調査は、地理的なアクセスが困難な一部地域を除き、インドの全州および連邦直轄領を網羅して実施された。インド全土で 12,688 の FSU が割り当てられ、うち 12,589 の FSU (農村部 7,921、都市部 4,668) で調査が完了し、125,578 世帯、572,254 人の個票サンプルが収集された (NSSO, 2010)。

6) 2017 年度以降に NSO が毎年実施している Periodic Labour Force Survey (PLFS) では、2020 年度に移

NSS64の標本設計は、層化二段抽出設計 (stratified two-stage sampling design) による。まず、第一段階層化 (Stratification) として、各州・連邦直轄領 (State/UT) の各地区 (District) 内において、「農村層 (Rural Stratum)」と「都市層 (Urban Stratum)」の2つの基本層が形成され、2001年国勢調査に基づき人口100万人以上の都市がある場合、その都市は独立した層として扱われる。これらの層 (strata) から、第一段階抽出単位 (First Stage Units: FSU⁷⁾) が抽出される⁸⁾。

第二段階抽出においては、地理的な代表性を担保する第一段階層化とは目的を異にする、移動関連世帯の重点的な抽出を意図した第二段階層化 (Second Stage Stratification: SSS) が用いられる。具体的には、第二段階層 (Second Stage Strata: SSS) として、世帯が SSS1 の送金受取世帯 (out-migrant household)、SSS2 の雇用目的の移動世帯 (employment-related migrant household)、SSS3 の非移動世帯 (other household) に分類され、各 FSU 内で、SSS1、SSS2、SSS3 からそれぞれ 2:4:4 の比率で最終抽出単位 (Ultimate Stage Units: USU) として抽出される⁹⁾。

Schedule 10.2 では、移動に関する情報、雇用・失業状況に関する情報、および消費支出に関する情報が、同一の調査枠組みの下で体系的に収集されている。移動に関しては、Block 3 において過去 365 日間の流入移動、Block 3.1 において流出移動者からの送金が世帯レベルで記録され、Block 6 では、世帯構成員個人レベルで、通常居住地の変更を伴う長期的な移動と、雇用・求職目的による短期移動が記録されている。この構成により、恒久的な居住地移動と一時的な移動とを区別した把握が可能となっている。雇用・失業状況に関しては、世帯構成員個人レベルで、Block 4 に主たる活動の詳細と学歴などの属性、Block 5 に最大四種の活動それぞれについて活動時間と賃金受取額が記録されている。消費支出については、移動データと同一の抽出フレームワークの下で Schedule 1.0 として実施された世帯レベルの消費支出調査データが、Schedule 10.2 の Block 7 に収録されている。このため、FSU 単位での統合が統計的に整合的に行われ、地域内不平等度を示す FSU レベルのジニ係数を算出できる。後述の通り、本稿では Block 7 に収録された世帯の月間消費支出総額を用いて地域内ジニ係数を算出し、分析の主要説明変数として用いた。

NSS64 では、移動関連世帯を重点的に抽出する設計が採用されているものの、移動世帯の希少性から調査現場では代替サンプリング (shortfall compensation) が実施され、実際のサンプル構成比は設計比の 2:4:4 から乖離している。また、季節変動を平準化するため、各 FSU を Sub-

4) 動に関する調査項目が含まれたが、独立した調査モジュールとして詳細を把握するものではない。NSO は 2026-27 年度 (2026 年 7 月～2027 年 6 月) に全国移動調査を実施予定であると公表している。

7) 第一次抽出単位は、一般的な統計用語では Primary Sampling Unit (PSU) と呼ばれるが、本稿ではインドの調査設計における呼称に従い、FSU で統一する。

8) 非復元単純無作為抽出 (Simple Random Sampling Without Replacement: SRSWOR) による。なお、FSU の人口が 1,200 人を超える場合には、農村部ではハムレットグループ (hg)、都市部ではサブブロック (sb) に分割される。

9) 注 8) で述べた通り分割された FSU については、hg、sb それぞれから 1:2:2 の比率で USU が抽出される。

sample 1 および Sub-sample 2 に分け、半年ずらして同一設計で調査が行われた。これらの乖離を補正し分割実施データを統合するため、NSS64 では、乗数 (multiplies) と呼ばれる、最終的な抽出確率を反映した統合ウェイト (wgt_combined) が各世帯に付与されている。

本稿では、Schedule 10.2 の各ブロックの個票データ読み込み、世帯 ID に基づいて統合し、独自の分析用データセットを作成した。分析に際しては、後述するようにビハール、マディヤ・プラデシュ、ラージャスターン、ウツタル・プラデシュの四州を「BIMARU」、それ以外の州を「非 BIMARU」と定義し、地域区分別の比較分析を行う。

構築した分析用データセットの妥当性を検証するため、サンプルフレーム（標本抽出枠）を規定する構造的指標について、作成したデータセットからの集計値と公式統計との突合を行った。具体的には、標本設計の最小単位となる層数 (Strata) については公式の標本設計規定から算出した参照値、抽出の母体となる FSU 数については公式報告書の数値を本稿の地域区分に則して集計した値を用い、データセット側の集計結果と比較検証した。表 2-1 に示した標本設計と観測数の要約の通り、データセット側から得られた設計上の規定数値は、公式資料に基づく参照値および集計値と一致、あるいは極めて近似している。この結果から、個票データの読み込みおよび統合処理が適切に完了しており、作成されたデータセットが NSSO の定める標本設計の構造を忠実に保持していることが確認できる。

表 2-1 標本設計と観測数の要約

	全国	BIMARU	非 BIMARU
層数 (Strata)	1,196 (1,196)	377 (384)	819 (812)
第一段階抽出単位数 (FSU)	13,783 (12,589)	3,386 (3,386)	10,397 (9,203)
観測数	616,395	176,589	439,806
推計母集団規模	1,101,847,938	364,950,838	736,897,100

(出所) NSSO (2007a, 2007b, 2010) および、NSS64 (Schedule 10.2) 個票データを統合して筆者が構築した分析用データセットより作成。

- (注) 1. 層数および第一段階抽出単位数の上段は、分析用データセットにおける実数 (集計値)。
 2. 層数の下段 (括弧内) は、NSSO (2007a, 2007b) の標本設計規定に基づき、各州・連邦直轄領の標本設計から導出した参照値。
 3. 第一段階抽出単位数の下段 (括弧内) は、公式報告書 (NSSO 2010) に掲載された州別の数値を、本稿の地域区分に即して再集計した数値。
 4. 推計母集団規模は、分析用データセットから統合ウェイトを用いて算出した推計値。

2.2 分析手法

本稿の目的は、地域内不平等度が個人の移動行動に与える影響を検証することである。次節で示すように、移動に関して四つの行動類型を設定し、これらをアウトカムとして用いる。推計にあたっては、個人が当該アウトカムの条件に該当するか否かを目的変数とする二値ロジットモデル推計を実施する。

基本モデルは次式で表される。

$$\text{logit}\{\text{Pr}(\text{Type}_i = 1)\} = \alpha + \beta_1 \text{Gini}_d + \beta_2 \text{Gini}_d^2 + \gamma X_i + \delta_s$$

ここで、 Type_i は個人 i が当該アウトカムの条件に該当する場合に 1 をとるダミー変数、 Gini_d は FSU レベルの地域 d のジニ係数の一次項、 Gini_d^2 はジニ係数の二次項、 X_i は個人・世帯属性の統制変数群、 δ_s は州固定効果 (State Fixed Effects) である。線形モデルでは $\beta_2 = 0$ とする。なお、本稿では分析対象を年齢が 15 歳以上 64 歳以下の個人に限定している。

推計にあたっては、NSS64 の標本設計に基づくサーベイ推計を行った。具体的には、世帯に付与された統合ウェイトを個人単位に適用し、一次抽出単位を FSU、層化変数を *stratum* とする標本設計を指定し、統計解析ソフト Stata 19.0 を用いて以下の設定で実行した。この設定により、実際の標本設計構造に基づく分散推定が行われる。本稿における推計結果は全て、この設定による。

```
svyset FSU[pweight = wgt_combined], strata(stratum)
```

本稿の仮説は次の通りである。不平等度が低い領域では、不平等度の上昇はとどまる行動を促進 (移動を抑制) するが、ある転換点を超えると、逆にとどまる行動を抑制 (移動を促進) する方向に転じる。したがって、ジニ係数の一次項の係数が正、二次項の係数が負である場合に、本稿の仮説である逆 U 字型関係が成立する。この転換点は、一次項および二次項の回帰係数から $-\beta_1 / (2\beta_2)$ により算出される。

推計にあたっては、線形モデルと二次項を含む非線形モデルを推定し、AIC・BIC、尤度比検定および Wald 検定を用いてモデルを選択する。非線形モデルが採用された場合には、転換点を基準として効果の向きがどのように変化するかを確認する。

推定結果の解釈に際しては、対数オッズ比であるロジット係数ではなく、確率変化としての限界効果を用いる。平均限界効果により、不平等度が 1 パーセントポイント変化したときの当該行動類型である確率の平均的な変化を示すとともに、分布上の代表点である第 1 四分位 (P25) および第 3 四分位 (P75) における限界効果を算出し、不平等度の水準によって効果の大きさや符号がどのように異なるかを確認する。平均限界効果は全体的な傾向を要約する指標であり、限界効果は異なる不平等度水準における効果の違いを把握するための補助的な指標である。

2.3 行動類型の作成

本分析における主要な課題は、移動が生じた際の出発地である前居住地の不平等度を観測できない点にある。移動を「移動する」という選択として捉える場合、不平等度は本来、出発地の属性として定義されるべきである。しかし、NSS 64 の Schedule 10.2 では、移動者・非移動者のいずれについても、情報が調査時点の居住地で収集されており、移動者について、移動という意思決定をした際の居住地を FSU レベルで特定することが出来ない。

そこで本稿では、出発地の不平等度に基づいて移動の生起を捉える枠組みから、現居住地における地域内不平等度の水準に応じて、人々の行動がどのような分布をとるか进行分析する枠組みへと転換する。具体的には、観測可能な地域内不平等度の違いが、四つの行動類型のそれぞれが生起する確率にどのような影響を及ぼすかを検証する。

この枠組みに基づき、本稿では Block 6 に収録された個人レベルの移動データを用い、非移動型、短期調整型、恒久移動型、複合移動型の四つの行動類型をアウトカム変数として設定する。

(1) 非移動型

通常居住地の変更がなく、かつ過去1年間以内に1か月以上6か月未満の就業または求職目的の短期移動（以下短期移動）も行っていない個人を1とする。

居住と就業の双方において、とどまっている行動類型の個人である。

(2) 短期調整型

通常居住地の変更はないが、短期移動を行った個人を1とする。

本稿では、短期移動によって居住地にとどまることが可能になっている、つまり短期移動が居住地にとどまるための調整行動として機能していると想定し、この類型を短期調整型と呼称する。

(3) 恒久移動型

通常居住地の変更を伴う移動を行っており、短期移動は行っていない個人を1とする。

居住地の変更という長期的な移動を経験した後、新たな居住地においては短期移動を行わずとどまっている行動類型の個人である。短期のとどまる行動は、長期移動を経た後の定着として解釈できる。

(4) 複合移動型

通常居住地の変更を伴う移動と、短期移動の双方を行った個人を1とする。

居住地の変更という長期的な移動を行った後も、短期的な就業目的の移動を行っている行動類型の個人である。

以上で定義した四つの行動類型について、全国、BIMARU、非BIMARU別に、件数および統合ウェイトを用いて算出した加重比率を示したものが表2-2である。加重比率から、非移動型および恒久移動型が全体の大部分を占めることが確認できる。

表 2-2 行動類型別の件数と比率

	非移動型	短期的調整型	恒久移動型	複合移動型
全国				
観測数	372,059	372,059	372,059	372,059
件数	210,863	14,994	143,067	3,135
加重比率 (%)	58.7	1.7	39.3	0.4
BIMARU				
観測数	104,218	104,218	104,218	104,218
件数	54,567	6,299	42,684	668
加重比率 (%)	56.6	2.5	40.5	0.3
非 BIMARU				
観測数	267,841	267,841	267,841	267,841
件数	156,296	8,695	100,383	2,467
加重比率 (%)	59.7	1.3	38.6	0.4

(出所) 本稿で用いた分析用データセットより筆者作成。

(注) 1. 15～64歳の分析対象者についての値。

2. 行動類型は同一の分析サンプルに基づき定義されているため、各地域区分内では観測数は行動類型間で共通である。

2.4 地域内不平等変数の作成

本研究で最も主要な変数である地域内不平等度を現す変数として、NSS64のSchedule 10.2中Block7にある月間消費総額を世帯人員数で除した一人当たり月間消費総額を用いて、極端な外れ値をウィンスライジング処理¹⁰⁾したうえで、次式によりFSU単位の加重ジニ係数を算出した。

$$G = \frac{\sum_i \sum_j w_i w_j |x_i - x_j|}{2\mu \sum_i w_i \sum_j w_j}$$

ここで、 x_i は世帯*i*の一人当たり月間消費総額、 w_i は統合ウェイト、 μ は統合ウェイトを用いて算出した一人当たり月間消費総額の加重平均値である。得られたFSUレベルのジニ係数を、そのFSUに属する全個人に付与した。

参考として、土地所有規模データを用いた土地ジニ係数も作成した¹¹⁾。土地ジニ係数と上述の消費から求めたジニ係数との間には高い相関が確認され、いずれを用いた場合でも推計結果の方向性および統計的有意性は概ね一貫しており、頑健な結果が得られた。本稿では、カテゴリー変数である土地所有データに比べて、より豊富な情報を有する消費から算出したジニ係数を主要変

10) ウィンスライジング処理とは、分布の両端に位置する極端な値(外れ値)を、上位および下位の特定パーセンタイル値(本研究では上位1%・下位1%)に置き換えることで、平均値や分散への過度な影響を抑制する手法である。極端値を削除するトリミング処理と異なり、観測値の総数を保持したまま外れ値の影響を緩和できる点に特徴がある。

11) 土地ジニ係数の算出にあたっては、土地所有面積が区分カテゴリーとして提供されているため、各区分の中央値を代表値として割り当て、統合ウェイトを用いてFSU単位のジニ係数を算出した。最上位区分(8ヘクタール以上)については、下位区分(4-8ヘクタール)の幅を参考に代表値を設定した。

数として用いる。

表 2-3 は、ジニ係数を含む主要変数の記述統計量を示している。地域内不平等度を示すジニ係数の平均値は、全国で 0.249 である。BIMARU では 0.218 と全国平均を下回っている一方、非 BIMARU では 0.261 と相対的に高い値を示している。ジニ係数の分布範囲について、BIMARU は最小値・最大値ともに非 BIMARU より低く、地域内不平等度が全体として低いことが確認できる。

表 2-3 主要記述統計

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
全国					
ジニ係数（地域内不平等）	372,059	0.249	0.078	0.020	0.618
年齢（歳）	372,059	34.3	13.5	15	64
一人当たり消費支出の対数値	372,059	6.693	0.576	3.296	11.319
BIMARU					
ジニ係数（地域内不平等）	104,218	0.218	0.063	0.070	0.450
年齢	104,218	33.5	13.6	15	64
一人当たり消費支出の対数値	104,218	6.478	0.474	4.579	9.458
非 BIMARU					
ジニ係数（地域内不平等）	267,841	0.261	0.079	0.020	0.618
年齢	267,841	34.61	13.51	15	64
一人当たり消費支出の対数値	267,841	6.777	0.590	3.296	11.319

（出所）表 2-2 に同じ。

（注）1. 15～64 歳を分析対象とする。

2. ジニ係数（地域内不平等度）は FSU レベルで定義し個票データに付与。

3. 記述統計量は非加重で算出。

2.5 統制変数とサブグループ分析

NSS64 個票データを用いた従来の研究が、主として限られた個人属性や世帯属性によって移動行動を説明してきたのに対し、本稿では、個人および世帯の属性を幅広く統制した上で、地域内不平等度の効果を推計する。具体的には、個人属性として年齢および年齢の二次項、性別、教育水準、婚姻状態、通常活動ステータス、世帯属性として世帯規模、宗教、社会階層、農村／都市居住、土地所有規模等を統制する。また、州固定効果および調査サブラウンドを制御した。個人および世帯の属性については、分析に用いた全てのカテゴリ変数の構成比を表 2-4 に示した。

表 2-4 カテゴリー変数の構成比（全国）

変数	カテゴリー	加重比率 (%)
教育水準	小学校未満	54.0
	初等教育	28.6
	中等教育（専門学校を含む）	13.2
	高等教育（学士以上）	4.2
性別	女性	48.6
	男性	51.4
婚姻状態	未婚	23.4
	既婚	71.2
	死別／離婚	5.4
世帯主との関係	本人	22.1
	既婚の子供	4.8
	未婚の子供	37.1
	配偶者	22.5
	その他	13.5
普段の活動	不安定な就業	41.7
	安定した就業	38.6
	その他	19.7
宗教	ヒンドゥー教	82.0
	イスラム教	13.0
	その他	5.0
社会階層	指定カースト／指定部族	24.5
	その他後進階級（Other Backward Classes）	42.8
	その他	32.7
土地所有面積区分	2ha 未満	35.4
	2ha 以上 4ha 未満	44.7
	4ha 以上	19.9
都市／農村	都市	30.5
	農村	69.5
世帯人員数区分	4人以下	34.6
	5～6人	37.0
	7人以上	28.4
普段の活動が賃金労働か	賃金労働でない	61.4
	賃金労働である	38.6
賃金労働者が1週間の間に賃金を得たか	得た	92.4
	得なかった	7.6

（出所）表 2-2 に同じ。

全国の推計に加えて、地域内不平等度の効果が地域特性によって異なる可能性を検討するため、ビハール、マディヤ・プラデシュ、ラージャスターン、ウッタル・プラデシュの四州を BIMARU¹²⁾、それ以外の州を非 BIMARU として区分し、サブグループ（subpopulation）推計を実

12) 「BIMARU」は、1980年代半ばに人口統計学者のアシーシュ・ボーズ（Ashish Bose）によって名付けられた造語で、ビハール州、マディヤ・プラデシュ州、ラージャスターン州、ウッタル・プラデシュ州の4州を指す。後年の一部文献では、社会経済状況の類似性からオディシヤ州（旧オリッサ州）を含めた5州を指す場合もあるが、本稿では用語の原義および主要な先行研究に従い、4州を対象とする。なお、2000年に旧州から分割・新設されたジャールカンド州、チャッティスガル州、およびウッタラカンド州については、本稿ではBIMARUの定義に含めていない。

施する。BIMARU は四州の州名に由来する略称であり、ヒンディー語で「病む」を意味する *bīmār* に通じる語感をもつ呼称として用いられてきた。これらの州は、長年にわたり社会経済的後進性や経済停滞が指摘されてきた地域であり、社会的制約構造の強さという点で他地域と異なる特徴を有している可能性がある。本稿では、BIMARU と非 BIMARU という区分を用いることで、ジニ係数によって捕捉できる地域内不平等度と、それだけでは捉えきれない地域特性とが、移動行動との関係にどのように現れるかを検討する。

第3章 推計結果と考察

本章では、ジニ係数で測った地域内不平等度と移動行動の関係について、推計結果を整理した上で考察を行う。分析にあたっては、非移動型、短期調整型、恒久移動型、複合移動型という四つの行動類型を設定し、それぞれについて全国、BIMARU、非 BIMARU 別に推計を行った。推計結果の主要な指標は表 3-1 および表 3-2 に示している。ここで、転換点 (Turning Point: TP) は、ジニ係数の一次項および二次項の回帰係数から算出される非線形関係の反転点を表す指標であり、平均限界効果 (Average Marginal Effect: AME) は、ジニ係数が 1 パーセントポイント (以下 pp) 変化したときに、当該行動類型である確率が平均的にどの程度変化するかを示す指標である。なお、全変数を含むロジット推計による回帰係数の詳細は付表 1~3 に示す。

表 3-1 ロジットモデルにおける線形モデルと非線形モデルの選択結果

	非移動型	短期的調整型	恒久移動型	複合移動型
全国				
ΔAIC (線形-非線形)	-28.6	-1065.9	-236.9	-77.8
LR 検定 p 値	3.1E-08	3.2E-234	6.8E-54	4.1E-19
選択結果	非線形モデル	非線形モデル	非線形モデル	非線形モデル
BIMARU				
ΔAIC (線形-非線形)	-477.8	-482.5	-46.4	-37.2
LR 検定 p 値	2.4E-106	2.2E-107	3.5E-12	3.8E-10
選択結果	非線形モデル	非線形モデル	非線形モデル	非線形モデル
非 BIMARU				
ΔAIC (線形-非線形)	0.6	-596.6	-305.2	-52.8
LR 検定 p 値	0.236	<1.0E-3	<1.0E-3	<1.0E-3
選択結果	線形モデル	非線形モデル	非線形モデル	非線形モデル

(出所) 推計結果より筆者作成。

- (注) 1. ΔAIC は、線形モデルの AIC から非線形モデルの AIC を差し引いた値。ΔAIC < 0 は非線形モデルが、ΔAIC > 0 は線形モデルが選好されることを示す。
2. LR 検定の p 値について、計算結果が 0 と表示された場合には表示精度の制約によるものであり実際には 0 ではないため「<1.0E-3」と表示した。

表 3-2 平均限界効果 (AME), 転換点 (TP) とジニ係数の係数

	非移動型	短期的調整型	恒久移動型	複合移動型
全国				
AME	-8.95	-10.96	23.92	-1.24
TP	0.22	0.31	0.74	0.29
ジニ係数一次項の係数	4.34	-35.88	3.14	-26.86
ジニ係数二次項の係数	-9.73	58.41	-2.11	45.64
BIMARU				
AME	-24.75	-6.97	33.36	0.79
TP	0.23	0.28	0.18	0.25
ジニ係数一次項の係数	17.01	-37.36	-8.30	-19.18
ジニ係数二次項の係数	-37.00	66.58	23.40	39.07
非 BIMARU				
AME	-13.38	-9.12	24.78	-1.63
TP	-	0.31	0.41	0.31
ジニ係数一次項の係数	-0.97	-39.62	5.47	-31.72
ジニ係数二次項の係数	-	63.10	-6.70	51.91

(出所) 表 3-1 に同じ。

- (注) 1. AME は推計された係数と予測確率を用いて手計算により算出, 単位はパーセントポイント (pp)。
 2. TP は FSU レベルのジニ係数の実値。
 3. 非 BIMARU の非移動型は線形モデルで推計。

3.1 非移動型についての整理

本節では、通常居住地 (Usual Place of Residence: UPR) の変更も短期的な就業・求職目的の移動 (Short Duration Migration: SDM) も行っていない個人を 1 とする非移動型について、地域内不平等度が及ぼす影響を検討する。非移動型は、本稿の四つの行動類型の中で、とどまる行動の状態がどのような条件下で維持されるか否かを最も直接的に捉える指標であり、不平等が移動を抑制する局面を検証するうえで中心的な位置づけを持つ。

全国推計の結果では、非線形モデルが選択され、ジニ係数の一次項は正、二次項は負となる逆 U 字型の関係が確認された。TP は 0.22 と低い水準に位置しており、低い不平等水準では非移動型の確率が高いが、不平等が一定水準を超えるととどまる行動は維持されにくくなり、その確率は低下に転じる。一方、AME は -8.95pp と負であり、地域内不平等度の上昇は非移動型の確率を低下させる方向に作用している。非線形性が確認されているにもかかわらず AME が負であることは、観測されるジニ係数の平均値が TP を上回る水準に位置していることと整合的である。この結果は、不平等が常にとどまる行動を抑制するわけではなく、不平等度の高い地域ほどとどまる行動が成立しにくいことを示している。ただし、ここで確認されている関係は、時間の経過に伴う不平等度の変化と行動変化を捉えたものではない点に留意する必要がある。本稿の分析は、調査時点における居住地の地域内不平等度と非移動型との関係を横断的に捉えたものであり、「不平等度が上昇した結果としてとどまる行動の状態が維持されなくなる」という時間順の因果を示すものではない。

BIMARU に限定した推計では、非移動型に対する非線形性は全国よりも明確に表れる。ジニ係数の一次項は大きく正、二次項は大きく負であり、逆 U 字型の関係が強く確認される。TP は 0.23 と全国と近い水準に位置するが、AME は -24.75pp と、全国に比べて大きな負の値を示している。この結果は、BIMARU においては、地域内不平等度の上昇がとどまる行動を維持する方向に働く局面が存在する一方で、その局面が比較的狭く、一定水準を超えた不平等がとどまる行動を急速に減らしていくことを示唆している。AME が強く負であることは、BIMARU においてジニ係数の平均値が TP に近い水準に位置しているため、TP を下回る領域で観測されるとどまる行動の確率の上昇よりも、TP 近傍からそれを上回る水準におけるとどまる行動の確率の低下が、AME として反映されていることと整合的である。すなわち、BIMARU では、地域間で観測される不平等度の水準が低い場合には非移動型が相対的に成立しやすい一方、不平等度の高い地域ではとどまる行動が成立しにくいという関係が確認される。平均的には後者の領域が大きな重みを持つため、不平等度の高い地域ほどとどまる行動が成立しにくいという結果が強く現れており、不平等と移動の関係は単純な抑制効果として捉えることはできない。

非 BIMARU においては、線形モデルが採択されている。ジニ係数の推計係数は負であり、地域内不平等度の上昇は、全ての水準において一貫して非移動型の確率を低下させる方向に作用している。AME も -13.38pp と明確に負である。この結果は、非 BIMARU では、地域間で観測される不平等度の水準が低い場合であっても、非移動型が相対的に成立しやすくなる局面が確認されず、不平等度の高低にかかわらずとどまる行動の確率が一貫して低いことを示している。BIMARU で確認されたような、水準に応じた「一時的なとどまる行動の強化」という非線形的な関係が存在しない点は、両地域の対照的な特徴である。

非移動型に関する分析からは、全国および BIMARU では、不平等ととどまる行動の関係は非線形であり、低水準の不平等ではとどまる行動が一時的に強まる局面が存在する。しかし、その TP はいずれも低く、平均的には不平等の上昇がとどまる行動の状態を維持されなくする方向に作用している。BIMARU ではこの維持を弱める効果が特に強く、とどまる行動が持続しにくい構造が示唆される。非 BIMARU では非線形性は観測されず、不平等の拡大が一貫してとどまる行動を弱める。これらの結果は、地域内不平等度が「とどまる」行動を抑制する局面と、その抑制が特に強く現れる地域が存在することを示している。

3.2 短期調整型についての整理

短期調整型は、UPR を維持したまま SDM を行っている行動類型である。本稿では短期調整型を、移動を回避している状態でも居住地を変更する長期移動でもない、中間的な行動として位置づけている。分析上の関心は、SDM それ自体の頻度や規模ではなく UPR を維持したまま移動が行われている点にあり、地域内不平等度の変化に応じて、この行動がどう現れるのかを検討する。

モデル選択の結果によれば、短期調整型については、全国、BIMARU、非 BIMARU のいずれ

においても非線形モデルが支持されており、地域内不平等度との関係は地域を問わず非線形である。全国の推計結果では、ジニ係数の一次項が負、二次項が正となり、短期調整型の生起確率との間にU字型の関係が確認される。TPは0.31であるが、全国のジニ係数の平均値はこれを下回っており、本稿の横断分析は主としてTPより左側の領域における水準差を捉えている。BIMARUにおいても短期調整型と不平等度の関係はU字型を示し、TPは0.28と全国よりやや低い水準に位置している。ただし、BIMARUのジニ係数の平均値はTPを明確に下回っており、観測の中心は短期調整型の確率が低下する領域に分布している。したがって、推計上はTPを超える水準で短期調整型が増加に転じる構造が示されるものの、不平等度の水準差が短期調整型の生起確率を系統的に高めているとは解釈できない。非BIMARUにおいても非線形性は確認され、TPは0.31と全国と同水準であるが、ジニ係数の平均値はこれを下回っている。加えて、短期調整型に該当する観測数が少ないため、TP以降の挙動については解釈に慎重を要する。横断的にみた平均的な関係としては、短期調整型のAMEはいずれの地域でも負であり、全国では-10.96pp、BIMARUでは-6.97pp、非BIMARUでは-9.12ppと推計されている。すなわち、観測される不平等度の分布を踏まえると、不平等度の上昇は、全国・地域別を問わず、短期調整型の確率を平均的に押し下げる方向に作用している。

表2-2に示される加重比率からも明らかのように、短期調整型は全国的にみても全体に占める割合が小さく、特に非BIMARUでは比率が低い。このことは、短期調整型が広範に共有された行動様式というよりも、特定の条件下でのみ選択される行動である可能性を示唆している。

以上の推計結果は、短期調整型の位置づけについて、いくつかの解釈可能性と整合的である。第一に、短期調整型が恒久移動に至る前段階として現れている可能性が考えられる。この場合、U字型の関係は、不平等度が一定水準を超えた範囲において、恒久移動に先立つ行動としてSDMが選択されやすくなる状況を反映している可能性がある。ただし、AMEが負であり、観測比率が小さい点を踏まえると、この経路が平均的な移動経路となっているとはいえない。

第二に、短期調整型が、恒久移動に進むための条件を欠いた層にとっての限定的な対応として現れている可能性がある。この場合、短期調整型は恒久移動への通過点というよりも、居住地を維持したまま状況に対処するための行動として位置づけられる。非線形性が確認される一方で、AMEが抑制的である点は、このような限定的な役割と整合的である。

第三に、短期調整型が、非移動型である確率が相対的に低い不平等度の水準においてのみ、一時的に観測される行動である可能性も排除できない。この場合、短期調整型は恒久移動とも直接には結びつかず、地域内不平等度の上昇に伴う調整の一形態として断続的に現れる。

これらの可能性はいずれも、本稿の推計結果と矛盾するものではない。一方で、短期調整型が恒久移動への一般的な経路として機能しているかどうかについては、恒久移動型との比較を通じて改めて検討する。

3.3 恒久移動型についての整理

恒久移動型は、UPR の変更を伴う移動を経験した後に、調査時点では SDM を行っていない行動類型である。本稿では、居住地の変更という不可逆的な選択の後、短期的な調整行動を伴わず定着している状態を表す行動類型として位置づけている。

モデル選択の結果をみると、全国、BIMARU、非 BIMARU のいずれにおいても非線形モデルが支持されている。ただし、非線形関係の形状は地域によって異なり、全国と非 BIMARU では逆 U 字型、BIMARU では U 字型である。また、AME はいずれの地域でも正であり、不平等度の水準が高い地域ほど恒久移動型である確率が高い傾向は共通しているが、その大きさは BIMARU で最も大きい。

全国推計の TP は 0.74 であるが、ジニ係数の最大値は 0.618 にとどまっており、分析対象となる地域内不平等度の水準はすべて TP より低い領域に位置している。したがって、本稿の横断比較は、逆 U 字型関係の左側における水準差として解釈される。AME は +23.92pp であり、この範囲内では、不平等度の水準が高い地域ほど、UPR 変更後は SDM をせずにとどまる確率が高い傾向が確認される。

BIMARU に着目すると、恒久移動型については U 字型の関係が確認され、TP は 0.18 に位置している。AME は +33.36pp であり、全国よりも大きい。不平等度の水準が高い地域ほど恒久移動型である確率が高いという傾向は全国と共通しているが、その強さは BIMARU でより大きい。ここで重要なのは、不平等度が移動の「出発地」の属性ではなく、移動後の居住地における属性として観測されている点である。すなわち、BIMARU における結果は、貧困度や不平等度の高い州群に居住地を移した人々が、その移動先では SDM を行っていない状態を捉えている。このことは、不平等度の高い地域において、UPR 変更後の追加的な調整行動が生じにくい状況が存在する可能性を示唆する。一方、その背景にあるメカニズムについては、本稿の結果からは特定することはできない。

非 BIMARU でも非線形モデルが選択され、恒久移動型と不平等度の関係は逆 U 字型である。TP は 0.41 に位置し、AME は +24.78pp である。全国および非 BIMARU では、観測されるジニ係数の範囲が TP 未満に限られるため、不平等度が高い地域ほど恒久移動型である確率が高い関係として解釈される。一方、BIMARU では U 字型で TP が 0.18 に位置するため、TP を超える範囲では同様に確率が上昇するが、TP 未満の範囲では逆方向となり得る。AME の大きさは BIMARU (+33.36pp) より小さく、全国の結果は、観測数の大きい非 BIMARU の関係を相対的に強く反映した形で現れている。

3.4 複合移動型についての整理

複合移動型は、UPR の変更を伴う移動を経験した後も SDM を行っている行動類型である。UPR 変更という不可逆的な移動と、その後の調整的な SDM が同時に観測される点で、本稿で設定した四つの行動類型の中でも、行動の意味づけが最も難しい類型である。

モデル選択の結果をみると、複合移動型については、全国、BIMARU、非 BIMARU のいずれにおいても非線形モデルが支持されている。

全国の推計結果では、ジニ係数の一次項は負、二次項は正であり、複合移動型と地域内不平等度の間には U 字型の関係が確認される。TP は 0.29 であり、この値より低い不平等水準では、不平等度の上昇に伴って複合移動型の確率は低下し、これを超えると上昇に転じる形状が示されている。もっとも、AME は -1.24pp と小さく、横断的にみた平均的な関係としては、不平等度の高い地域ほど複合移動型である確率が高いとはいえない。BIMARU においても、複合移動型と不平等度の関係は U 字型を示し、TP は 0.25 に位置している。一方、AME は $+0.79\text{pp}$ と小さく、横断的にみた平均的な関係としては、UPR 変更後も SDM を行う確率が顕著に高いとはいえない。非 BIMARU においても、複合移動型と不平等度の関係は非線形であり、U 字型の形状が推計される。TP は 0.31 に位置し、AME は -1.63pp と小さい負の値である。このことから、非 BIMARU においても、平均的な関係としては、不平等度の高い地域ほど複合移動型である確率が高いとはいえない点で、全国および BIMARU と共通している。

回帰係数をみると、複合移動型については、BIMARU および非 BIMARU のいずれにおいても、賃金労働に従事している個人である確率が高いことが確認される。一方で、非 BIMARU では、調査直前 1 週間に賃金を得ていない個人が複合移動型である確率も高い。すなわち、複合移動型は賃金労働への従事と同時に、就業の継続性や安定性が必ずしも確保されていない状態と併存して観測されている行動類型であることが示唆される。

最後に、短期調整型および複合移動型といった SDM を伴う行動類型に着目すると、地域内不平等度に関するジニ係数の一次項および二次項の係数が、非移動型や恒久移動型と比べて相対的に大きく推計されている点を確認される。すなわち、UPR の変更の有無にかかわらず、SDM を伴う行動類型では、不平等度の水準変化と行動確率との関連がより明瞭に現れている。この結果は、SDM を伴う行動類型が、居住地の変更そのものとは異なる形で、地域内不平等度の水準に応じた短期的・調整的な対応として選択されている可能性を示唆している。ただし、SDM が恒久移動を代替・抑制する行動なのか、あるいは恒久移動へと至る過程の一部を構成しているのかについては、本稿の横断分析からは判別できず、今後の検討課題として残される。

3.5 本稿の結果が示す全体像の整理

本稿では、はじめに第 1 章で、現地調査および先行研究の知見を踏まえ、地域内不平等度と移動との関係が単調ではなく、不平等度の水準によって移動が抑制される局面と促進される局面が分かれるという二段階の構造を仮説として提示した。具体的には、不平等度が低い領域では、地主との関係やカースト／サブカーストのネットワークといった地元の社会的保障メカニズムが機能し、移動は抑制されやすい。不平等度がある水準を超えるとこうした保障メカニズムが機能不全に陥り、それに依存していた層で「押し出された移動」が生じ、さらに機会追求的な移動も加わることで、全体として移動が促進される可能性がある、というものである。本稿では、この仮

説を検証すべく、地域内不平等度を社会的制約構造の強さを代理する変数とみなし、ジニ係数の一次項および二次項を用いた非線形モデルによって推計を行ってきた。

3.1 節から 3.4 節までの推計結果を総合すると、地域内不平等度と移動行動の関係は、行動類型や地域によって異なる形で現れるものの、多くの場合において単調ではなく、非線形の関係として確認された。不平等度の上昇が一貫して移動を抑制する、あるいは促進するという単純な関係は観測されず、不平等度の水準や行動類型に応じて、その関係の形状や強さが異なって現れている。また、全ての行動類型に共通して、地域内不平等度を示すジニ係数の回帰係数は、教育、土地保有、就業形態、宗教といった他の説明変数の係数と比較して、絶対値が相対的に大きい傾向が確認される。この点は、個人属性を統制した後においても、地域内不平等度が移動行動と系統的な関連を有すること、さらに不平等度が移動行動を説明するうえで重要な役割を果たしている可能性があることを示している。

行動類型別にみると、非移動型については、全国および BIMARU において逆 U 字型の関係が推計され、不平等度が低い領域ではとどまる行動が相対的に成立しやすい一方、一定水準を超えるととどまる行動である確率が低下する構造が確認された。ただし、TP はいずれも低い水準に位置しており、地域内不平等度が比較的低い段階で、とどまる行動を相対的に支える関係から、とどまる行動を弱める関係へと転じている。その結果、横断的にみた平均的な関係としては、不平等度の高い地域ほどとどまる行動である確率が低い傾向が示されている。

恒久移動型については、全地域で非線形モデルが支持されたものの、その形状や TP の位置には地域差がみられた。全国および非 BIMARU では逆 U 字型、BIMARU では U 字型と異なる。一方で、AME はいずれの地域でも正であり、不平等度の水準が高い地域ほど恒久移動型である確率が高いという点は共通している。ただし、この関係の強さや不平等度の水準域は地域によって異なっており、恒久移動がどのような条件下で現れるかについては、単一のパターンに還元することはできない。

短期調整型および複合移動型については、いずれも非線形性が確認されたものの、AME は小さく、平均的な関係は弱い。とりわけ短期調整型では、全地域で AME が負であり、不平等度の高い地域ほど SDM を行いながら UPR を維持する確率が平均的に高いとはいえない。複合移動型についても、地域によって AME の符号は異なるが、その大きさはいずれも小さく、この行動類型が平均的な移動経路として広く選択されているとは解釈しがたい。SDM を伴う行動類型では、ジニ係数の一次項および二次項の係数の絶対値が非常に大きい点が特徴的である。

以上の結果は、地域内不平等度が行動類型の成立確率に及ぼす影響を、抑制か促進かという単純な二分法では捉えきれないことを示している。本稿において非移動型、短期調整型、恒久移動型、複合移動型という四つの行動類型を区別して設定したことにより、不平等度の水準や地域的文脈に応じて、選択される行動が異なることが実証的に明らかとなった。

3.6 行動類型間の比較による整理

3.1 節から 3.4 節までで検討した四つの行動類型について、地域内不平等度との関係を共通の比較軸に沿って整理する。不平等度の水準変化が、どのような行動分布の違いとして現れているのかを、行動類型間の相対関係として明らかにする試みである。

第一に、不平等度と行動類型の関係における非線形性の現れ方を比較すると、四つの行動類型はいずれも単調な関係には還元できないものの、その意味合いは大きく異なる。非移動型および恒久移動型では、不平等度との関係が比較的明確な形状を伴って推計されており、不平等度の水準に応じて行動の成立確率が体系的に変化している。一方、短期調整型および複合移動型では、非線形性自体は確認されるものの、その平均的な効果は弱く、特定の不平等度水準においてのみ断続的に現れる行動である可能性が高い。

第二に、AME の符号と大きさに着目すると、行動類型間の性質の違いがより明確になる。非移動型では、平均的には不平等度の高い地域ほどとどまる行動である確率が低下しており、不平等度の上昇が非移動型である確率を高める効果は限定的であることが示されている。一方、恒久移動型では全ての地域で AME が正となっており、不平等度の高い地域ほど恒久移動型である確率が高いという共通した傾向が確認された。この対照は、不平等度の上昇が、移動を回避する行動よりも、UPR 変更を伴う行動の分布とより強く結びついていることを示唆している。

これに対して、短期調整型および複合移動型では、AME はいずれも小さく、横断的にみた平均的な関係としては、不平等度の高い地域ほどこれらの行動類型が選択されているとは確認できない。とりわけ短期調整型では、全国、BIMARU、非 BIMARU のいずれにおいても AME が負であり、不平等度の上昇が、SDM を行いながら UPR を維持する行動を一般的な対応として位置づけることは困難である。複合移動型についても、地域によって AME の符号は異なるものの、その大きさはいずれも限定的であり、平均的な移動経路として中心的な役割を担っているとは言えない。

第三に、行動類型間でジニ係数の一次項および二次項の係数の大きさを比較すると、SDM を伴う行動類型において、不平等度との関連が相対的に強く推計されている点が共通して確認される。この特徴は、非移動型や恒久移動型と比べ、短期調整型および複合移動型が、不平等度の水準変化に対してより感応的であることを示している。以上の比較結果は、SDM を伴う行動類型が、不平等度の水準変化に対して感応的に反応する調整的な行動としての側面を持つ可能性を示唆している。

非移動型から恒久移動型への分布の変化は比較的明確に観測される一方で、SDM を伴う行動類型は、不平等度の水準に応じて選択されるものの、その役割は補助的かつ限定的である。不平等度と移動行動の関係は、単一の移動経路を想定することで理解できるものではなく、複数の行動類型が併存する分布構造として捉える必要がある。

3.7 地域差が示す不平等度と移動行動の関心の含意

本節では、BIMARU と非 BIMARU の対照を通じて、地域内不平等度と移動行動の関係が、同一の行動類型であっても地域によって異なる形で現れている点を整理する。ここでの関心は、地域差の存在それ自体を確認することではなく、推計された関係の形状や強さの違いが、結果の解釈にどのような含意を持つかを明確にする点にある。

第一に、非移動型に関しては、地域差が最も明確に現れている。全国および BIMARU では逆 U 字型の関係が推計され、不平等度が低い領域でとどまる行動が相対的に成立しやすい一方、一定水準を超えるととどまる行動の確率が低下する構造が確認された。他方、非 BIMARU では非線形モデルは支持されず、不平等度の上昇が一貫して非移動型の確率を低下させるという単純な関係が推計されている。この対照は、非移動型を成立させる条件が、BIMARU では不平等度の水準に応じて段階的に変化し得るのに対し、非 BIMARU ではより均質な形で作用している可能性を示唆している。

第二に、短期調整型および複合移動型については、両地域で非線形性が推計される点では共通しているものの、AME はいずれも小さく、平均的な関係として不平等度の高い地域でこれらの行動類型が一般化しているとはいえない点が共通している。したがって、地域差は主として TP の位置や関係の形状に現れており、これらの行動類型は、不平等度の水準に応じて成立条件が変化し得るものの、地域固有の支配的な行動様式として定着しているわけではないと解釈される。

第三に、恒久移動型に関しては、地域によって推計される関係の形状および TP の位置が大きく異なる点が特徴的である。全国および非 BIMARU では逆 U 字型、BIMARU では U 字型が推計されており、不平等度の水準域に応じた確率の変化の仕方が地域によって異なる。もっとも、本稿で観測されている不平等度の範囲内では、いずれの地域でも AME は正であり、横断的には不平等度の高い地域ほど恒久移動型である確率が高い傾向が確認される。この点から、恒久移動型について重要なのは、関係の方向そのものよりも、不平等度のどの水準域で行動の変化が現れるかが地域によって異なる点にある。

以上の整理から、全国の推計結果は単一の行動メカニズムを反映したものではなく、BIMARU と非 BIMARU という異なる地域的文脈が重なり合った結果として現れていることが確認される。

3.8 分析結果の解釈上の限界

本章では、地域内不平等度と移動行動の関係について、四つの行動類型を用いた推計結果を示してきた。本節では、これらの分析結果について、解釈可能な範囲と、その際に留意すべき点を整理する。

第一に、本稿の分析は横断データに基づくものであり、観測されている関係は、同一時点における地域内不平等度と行動類型との対応関係である。このため、不平等度の変化が時間的に先行し、それに伴って個人の移動行動が変化したという時間順の因果関係を検証するものではない。

推計結果は、不平等度の水準が異なる地域間において、行動類型の分布がどのように異なっているかを示すものであり、「不平等が上昇した結果として移動が生じた」という因果的解釈はできない。

第二に、非線形モデルにおいて推計された TP の解釈にも留意が求められる。いくつかの行動類型では、TP が観測される不平等度の分布の端、あるいはその外側に位置しており、本稿の分析は実質的に TP の片側の水準差を捉えている。この場合、非線形性の存在自体は示されているものの、TP を境とした行動の反転を実証的に確認しているわけではない。したがって、TP の位置は、関係の形状を理解するための指標として位置づけるべきであり、特定的水準を境に行動が変化するという実践的・規範的な境界として直ちに用いることは適切ではない。

第三に、AME は、推計された非線形関係を単一の平均的な効果として要約した指標であり、すべての不平等度水準や個人に等しく当てはまる効果を意味するものではない。本章で確認されたように、非線形性が存在する場合、AME が小さい、あるいは負であっても、特定的水準域では行動類型の確率が上昇している可能性がある。したがって、AME の符号や大きさのみから行動の一般化や優勢な移動経路を判断することにはできない。

第四に、本稿では、教育、土地保有、就業形態、宗教といった個人属性を同時に統制しているものの、これらの変数間の相互作用や内生性については体系的に検討していない。また、地域内不平等度そのものが移動行動の結果として変化している可能性や、移動先選択と不平等度の同時決定性といった問題も残されている。これらの点は、本稿の推計結果を過度に一般化することを避ける上で重要な留保である。

以上の限界を踏まえると、本章で得られた結果は、不平等度と移動行動の関係について、単純な因果命題を提示するものではなく、行動分布の構造的特徴を明らかにすることに主眼を置いたものと位置づけられる。不平等度の水準、行動類型、地域的文脈の組み合わせによって、異なる行動パターンが現れているという事実自体が、本章の主要な知見である。

第4章 おわりに

本稿の問題意識は、インドにおける人々の移動が個人の自由な選択の結果として生じているのではなく、地域内不平等や社会的制約構造のもとで抑制され、場合によっては押し出される形で生じているのではないかと、という点にある。移動は経済機会へのアクセスを拡張する重要な手段である一方で、その前提となる「移動する自由」や「移動しない自由」そのものが不平等な条件のもとで損なわれている可能性がある。本稿は、この点を実証的に検討することを目的としてきた。

この問題意識に立ち、本稿では、移動を結果としてではなく制約構造のもとで形成される行動として捉える分析枠組みを採用し、非移動型、短期調整型、恒久移動型、複合移動型という行動類型を設定した上で、地域内不平等度との関係を実証的に検討した。また、BIMARU と非 BI-

MARU という地域区分を導入し、行動類型ごとにロジットモデルを用いた推計を行うことで、不平等度と移動行動の関係が、どの行動に、どの地域で、どのような形で現れているのかを整理した。

地域内不平等度の影響で特に問題となるのは、それが移動行動を一様に抑制あるいは促進するのではなく、居住地にとどまる行動と居住地を変更する行動との分かれ目そのものに作用している点である。すなわち、不平等度は移動の多寡を直接左右するというよりも、どちらの行動が現実的な選択肢として立ち現れるのかを決める形で、人々の行動を規定している。非移動型では、不平等度の水準が高い地域ほどとどまる行動が相対的に観測されにくい一方、恒久移動型では、不平等度の高い地域ほど居住地変更を伴う行動が相対的に多く観測される傾向が確認された。これは、不平等度が移動を一律に促進あるいは抑制するのではなく、置かれた条件のもとで、どの行動が選択肢として成立するのかを分けていることを示している。

次に、短期調整型および複合移動型については、非線形な関係は確認されるものの、非移動型や恒久移動型のように明確な平均的な関係は観測されないことが分かった。これらの行動は、居住地にとどまるための調整として現れている場合と、居住地変更と結びついた不安定な過程として現れている場合とが混在している可能性が高く、その役割を一つの意味に集約することはできない。この点は、移動が単純な二択ではなく、制約のもとで複数の形を取り得る行動であることを示唆している。

本稿の分析を通じて、今後さらに研究を進める方向性として明確になったのは、不平等度と移動行動の関係が、誰にとって、どのような形で制約として作用しているのかを明らかにする必要性である。本稿では、行動類型別・地域別に平均的な関係を捉えることはできたものの、不平等度の影響がどの社会経済層において、どの行動の選択肢を狭めているのかを識別するには至っていない。とりわけ、非移動型と恒久移動型の分岐が不平等度と強く結びついて観測される一方で、その分岐が資源制約の強い層における「移動できない」状況なのか、相対的に余裕のある層における「移動しない」選択なのかを区別することはできていない。この点を明らかにすることは、不平等が移動の自由をどのように損なっているのかを理解する上で不可欠である。この課題に接近するためには、消費分位別に同様の分析を行い、不平等度と行動分布の関係に内在する異質性を明示的に捉えることが有効である。

また、短期調整型および複合移動型が示した位置づけの不明確さは、本稿の分析が捉えきれなかった側面を示すと同時に、移動の自由がどのように部分的に行使され、あるいは代替的な形で表出しているのかを理解する上で、重要な論点を浮かび上がらせている。本稿では、短期移動を一括して扱っているため、それが居住地にとどまるための調整行動なのか、将来的な居住地変更と結びついた不安定な過程なのかを識別することができなかった。この区別ができない限り、短期移動が移動の自由を補完しているのか、それとも制約のもとで選択を先送りしているにすぎないのかを判断することは難しい。この点に接近するためには、短期移動を頻度、距離、就業形態、季節性といった側面から区別したアウトカムを構成し直し、それぞれがどの行動類型や不平

等度の水準と結びついて現れているのかを検討することが有効である。こうした分析によって、短期移動が居住地維持のための調整として機能している場合と、居住地変更へと向かう過程の一部として現れている場合とを、統計的に区別することが可能になると考えられる。

さらに、本稿は横断データに基づく分析であるため、不平等度の変化を経験した同一の個人が、時間の経過とともにどのように行動を変化させたのかを捉えることはできない。本稿が示した関係は、不平等度の水準が異なる地域において、どのような行動分布が相対的に観測されるかを示すものであり、移動の自由が時間を通じてどのように制約されたり、変化したりするのかという過程を捉えるものではない。しかし、もし移動の自由が固定的な状態ではなく、時間の経過に伴って制約の程度が変化する性質をもつのであれば、その過程を捉えることは、移動行動の理解にとって重要である。この点に接近するためには、移動に関するモジュールを含む複数時点の調査を接続し、個人の移動履歴を部分的にでも復元する試みが有効である。こうした分析によって、横断分析では捉えきれなかった、不平等度の変化と行動変化との時間的対応関係を検討することが可能になると考えられる。

本稿は、地域内不平等度と移動行動の関係を、行動類型と地域区分を組み合わせることで検討する試みである。従来、移動は賃金格差や期待所得の差に対する反応として、その「結果」に着目して論じられてきたのに対し、本稿は、移動を社会的制約構造のもとで形成される行動として捉える分析枠組みを提示した。この枠組みにより、人々が経済機会へのアクセスにおいて直面している制約のあり方を、行動分布の違いとして数量的に把握することが可能となる。本稿の分析は、移動の自由に関する最終的な結論を与えるものではないが、今後、不平等度と移動行動の関係をより精緻に検討していくための基盤を提示するものと位置づけられる。

付表1 ロジット推計による回帰係数（全国）

行動類型 推計モデル	非移動型 非線形モデル	短期的調整型 非線形モデル	恒久移動型 非線形モデル	複合移動型 非線形モデル
ジニ係数の一次項	4.342***	-35.880***	3.136**	-26.864***
ジニ係数の二次項	-9.731***	58.408***	-2.108	45.643***
年齢の一次項	-0.011**	0.036***	0.012**	-0.046
年齢の二次項	0.000***	-0.001***	0.000***	0.000
一人当たり消費金額（対数値）	-0.427***	-0.756***	0.484***	-0.125
賃金（対数値）	-0.263***	0.527***	0.217***	0.488***
教育（ベースは小学校未滿）				
初等教育	0.291***	-0.212***	-0.296***	-0.585***
中等教育（専門学校を含む）	0.326***	-0.457***	-0.283***	-0.364**
高等教育（学士以上）	0.507***	-0.748***	-0.477***	-0.783***
性別（ベースは女性）				
男性	1.220***	1.219***	-1.562***	0.015
婚姻状態（ベースは未婚）				
既婚	-0.083	-0.200*	0.097	-0.615
死別／離婚	-0.947***	-0.616***	0.928***	-0.183
世帯主との関係（ベースは本人）				
既婚の子供	0.756***	0.165***	-1.092***	-0.558***
未婚の子供	1.574***	0.034	-1.959***	-1.552**
配偶者	-1.764***	-1.408***	1.626***	1.206***
その他	-0.193***	0.033	0.094*	-0.267
普段の活動（ベースは不安定な就業）				
安定した就業	-0.381***	-0.924***	0.771***	-0.970***
その他	-0.146***	-2.532***	0.253***	-1.316***
宗教（ベースはヒन्दウー教）				
イスラム教	0.416***	0.221***	-0.499***	0.003
その他	0.067	0.077	-0.088	0.068
社会階層（ベースは ST/SC）				
その他後進階級（OBC）	-0.076***	-0.136**	0.122***	-0.235**
その他	-0.073**	-0.159**	0.109***	-0.603***
土地所有面積区分（ベースは 2ha 未滿）				
2ha 以上 4ha 未滿	0.107***	0.398***	-0.185***	0.180
4ha 以上	0.159***	0.495***	-0.215***	-0.011
都市／農村（ベースは都市）				
農村	0.083*	0.960***	-0.123**	0.224
世帯人員数区分（ベースは 4 人以下）				
5～6 人	0.120***	-0.087*	-0.121***	0.040
7 人以上	0.084***	-0.058	-0.115***	0.337**
普段の活動が賃金労働か（ベースは賃金労働でない）				
賃金労働である	-0.210***	0.889***	-0.051	0.980***
賃金労働者が 1 週間の間に賃金を得たか（ベースは得た）				
得なかった	-1.531***	3.078***	1.285***	2.846***
定数項	4.828***	0.470	-5.914***	-3.129
観測数	210,863	14,994	143,067	3,135
Wald F	251.563	65.464	233.619	17.033
p 値（Prob > F）	0.000	0.000	0.000	0.000

(出所) 表 3-1 に同じ。

(注) 1. ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意を示す。

2. 観測数は、副母集団 (subpopulation) に属する該当アウトカムの件数を示す。推計は副母集団指定によるサーベイ・ロジット推計であり、分散推定にはサーベイ全体を用いて算出した分散を利用。

3. 州ダミーは推計に含めたが表中では省略。

付表2 ロジット推計による回帰係数 (BIMARU)

行動類型 推計モデル	非移動型 非線形モデル	短期的調整型 非線形モデル	恒久移動型 非線形モデル	複合移動型 非線形モデル
ジニ係数の一次項	17.014***	-37.356***	-8.303**	-19.182***
ジニ係数の二次項	-36.998***	66.585***	23.405***	39.070***
年齢の一次項	-0.060***	0.089***	0.051***	0.001
年齢の二次項	0.001***	-0.002***	-0.001***	0.000
一人当たり消費金額 (対数値)	-0.349***	-0.783***	0.546***	-0.726*
賃金 (対数値)	-0.195***	0.323***	0.124*	-0.018
教育 (ベースは小学校未満)				
初等教育	0.339***	-0.088	-0.421***	-0.182
中等教育 (専門学校を含む)	0.404***	-0.428***	-0.338***	0.109
高等教育 (学士以上)	0.435***	-0.678***	-0.374***	-0.682*
性別 (ベースは女性)				
男性	1.901***	2.143***	-2.752***	0.434
婚姻状態 (ベースは未婚)				
既婚	-0.792***	-0.019	0.931***	1.059*
死別/離婚	-1.582***	-0.558**	1.748***	0.363
世帯主との関係 (ベースは本人)				
既婚の子供	0.356***	0.213***	-0.998***	0.054
未婚の子供	0.725***	0.346*	-1.688***	0.570
配偶者	-2.248***	-1.405***	1.843***	1.795***
その他	-0.608***	0.225	0.210**	1.484***
普段の活動 (ベースは不安定な就業)				
安定した就業	0.095	-0.672***	0.619***	-1.488***
その他	-0.114*	-2.735***	0.395***	-1.344***
宗教 (ベースはヒンドゥー教)				
イスラム教	0.667***	-0.013	-0.848***	0.447
その他	-0.094	-0.562	0.043	0.198
社会階層 (ベースは ST/SC)				
その他後進階級 (OBC)	-0.063	-0.056	0.094	-0.274
その他	-0.214***	-0.084	0.240***	-0.789**
土地所有面積区分 (ベースは 2ha 未満)				
2ha 以上 4ha 未満	-0.014	0.406***	-0.113	0.147
4ha 以上	-0.056	0.357***	0.009	-0.081
都市/農村 (ベースは都市)				
農村	0.352***	1.197***	-0.556***	0.023
世帯人員数区分 (ベースは 4 人以下)				
5~6 人	0.250***	-0.174**	-0.231***	-0.169
7 人以上	0.263***	-0.301***	-0.223***	-0.333
普段の活動が賃金労働か (ベースは賃金労働でない)				
賃金労働である	-0.562***	0.879***	-0.022	1.581***
賃金労働者が 1 週間の間に賃金を得たか (ベースは得た)				
得なかった	-1.103***	2.085***	0.624	0.462
定数項	2.612***	0.296	-4.097***	-0.275
観測数	54,567	6,299	42,684	668
Wald F	176.483	63.105	156.626	14.510
p 値 (Prob > F)	0.000	0.000	0.000	0.000

(出所) 表 3-1 に同じ。

(注) 付表 1 に同じ。

付表3 ロジット推計による回帰係数（非 BIMARU）

行動類型 推計モデル	非移動型 線形モデル	短期的調整型 非線形モデル	恒久移動型 非線形モデル	複合移動型 非線形モデル
ジニ係数の一次項	-0.972***	-39.617***	5.474***	-31.719***
ジニ係数の二次項		63.102***	-6.699***	51.906***
年齢の一次項	0.010*	0.009	-0.007	-0.054
年齢の二次項	0.000	-0.001***	0.000	0.000
一人当たり消費金額（対数値）	-0.436***	-0.730***	0.464***	0.083
賃金（対数値）	-0.243***	0.625***	0.191***	0.551***
教育（ベースは小学校未満）				
初等教育	0.219***	-0.330***	-0.196***	-0.722***
中等教育（専門学校を含む）	0.252***	-0.512***	-0.203***	-0.573***
高等教育（学士以上）	0.443***	-0.848***	-0.400***	-1.005***
性別（ベースは女性）				
男性	0.956***	0.859***	-1.165***	0.001
婚姻状態（ベースは未婚）				
既婚	0.113	-0.362**	-0.086	-0.925
死別／離婚	-0.816***	-0.734***	0.814***	-0.229
世帯主との関係（ベースは本人）				
既婚の子供	0.890***	0.144*	-1.113***	-0.777***
未婚の子供	1.798***	-0.121	-2.023***	-1.976***
配偶者	-1.639***	-1.411***	1.563***	1.093***
その他	-0.078	-0.093	0.047	-0.771
普段の活動（ベースは不安定な就業）				
安定した就業	-0.413***	-1.070***	0.704***	-0.873***
その他	-0.055	-2.161***	0.118***	-1.187***
宗教（ベースはヒन्दゥー教）				
イスラム教	0.323***	0.432***	-0.394***	-0.243
その他	0.051	0.137	-0.068	0.086
社会階層（ベースは ST/SC）				
その他後進階級（OBC）	-0.092***	-0.205**	0.139***	-0.167
その他	-0.039	-0.267***	0.075**	-0.523***
土地所有面積区分（ベースは 2ha 未満）				
2ha 以上 4ha 未満	0.134***	0.390***	-0.193***	0.189
4ha 以上	0.222***	0.597***	-0.283***	0.019
都市／農村（ベースは都市）				
農村	0.015	0.804***	-0.039	0.332
世帯人員数区分（ベースは 4 人以下）				
5～6 人	0.084***	-0.050	-0.089***	0.117
7 人以上	0.045	0.159*	-0.105***	0.597***
普段の活動が賃金労働か（ベースは賃金労働でない）				
賃金労働である	-0.096*	0.939***	-0.069	0.674***
賃金労働者が 1 週間の間に賃金を得たか（ベースは得た）				
得なかった	-1.416***	3.485***	1.164***	2.934***
定数項	4.775***	1.051	-5.397***	-3.571
観測数	156,296	8,695	100,383	2,467
Wald F	185.600	39.753	175.210	15.211
p 値（Prob > F）	0.000	0.000	0.000	0.000

(出所) 表 3-1 に同じ。

(注) 付表 1 に同じ。

参考文献

- Banerjee, B. (1983). Social networks in the migration process: Empirical evidence on chain migration in India. *Journal of Developing Areas*, 17(2), 185-196.
- Bardhan, P. (1983). Labor-tying in a poor agrarian economy: A theoretical and empirical analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(3), 501-514.
- De Haan, A. (1999). Livelihoods and poverty: The role of migration-A critical review of the migration literature. *Journal of Development Studies*, 36(2), 1-47.
- Deshingkar, P., & Grimm, S. (2004). *Voluntary internal migration: An update*. Overseas Development Institute.
- Eswaran, M., & Kotwal, A. (1985). A theory of two-tier labor markets in agrarian economies. *American Economic Review*, 75(1), 162-177.
- Fields, G. S. (2011). *Working hard, working poor: A global journey*. Oxford University Press.
- Imbert, C., & Papp, J. (2020). Short-term migration, rural public works, and urban labor markets: Evidence from India. *Journal of the European Economic Association*, 18(2), 927-963.
- Jayaram, N. (2018). Inequality and mobility in India. *Indian Journal of Human Development*, 12(3), 339-358.
- Keshri, K., & Bhagat, R. B. (2013). Socioeconomic determinants of temporary labour migration in India. *Asian Population Studies*, 9(2), 175-195.
- Massey, D. S., Arango, J., Hugo, G., Kouaouaci, A., Pellegrino, A., & Taylor, J. E. (1993). Theories of international migration: A review and appraisal. *Population and Development Review*, 19(3), 431-466.
- Mishra, P. S. (2016). Internal migration, remittances and socio-economic development: A class and caste wise empirical study of rural India. In N. Paul (Ed.), *Development, displacement & capital* (pp.93-113). De Paul Centre for Research and Development.
- Mukherjee, A., & Ray, D. (1995). Labor tying. *Journal of Development Economics*, 47(2), 207-239.
- Munshi, K., & Rosenzweig, M. (2006). Traditional institutions meet the modern world: Caste, networks, and the allocation of labor. *American Economic Review*, 96(4), 1225-1252.
- Munshi, K., & Rosenzweig, M. (2016). Networks and misallocation: Insurance, migration, and the rural-urban wage gap. *American Economic Review*, 106(1), 46-98.
- National Sample Survey Office. (2010a). *Migration in India 2007-2008 (NSS 64th Round, July 2007-June 2008; Report No.533 [64/10.2])*. Ministry of Statistics and Programme Implementation, Government of India.
- National Sample Survey Office. (2010b). *National Sample Survey 64th Round (2007-2008): Employment and unemployment including migration module*. Ministry of Statistics and Programme Implementation, Government of India.
- National Sample Survey Organisation. (2007a). *Instructions to field staff, Vol.1: NSS 64th Round (July 2007-June 2008)*. Ministry of Statistics and Programme Implementation, Government of India.
- National Sample Survey Organisation. (2007b). *Note on estimation procedure of NSS 64th Round (July 2007-June 2008)*. Ministry of Statistics and Programme Implementation, Government of India.
- Office of the Registrar General & Census Commissioner. (2025). *ORGI gazette notification: Census 2027 (GAZ_NOTIFICATION_07)*. Ministry of Home Affairs, Government of India.
- Sen, A. (1999). *Development as freedom*. Oxford University Press.
- 宇佐美好文. (2014). 第10章 労働力移動と農村社会. 柳澤悠・水島司(編著), 激動のインド 第4巻 農業と農村 (pp.339-371). 日本経済評論社.
- 島根良枝. (2020). インド国内労働移動分析にむけて－国勢調査人口移動データにみる州レベルの特徴－. 龍谷大学社会科学研究年報, 50, 203-220.

2025 年度 経済学会評議員総会

(2025 年 6 月 25 日・Teams オンライン会議)

1. 2024 年度事業報告について

(1) 学会誌「龍谷大学経済学論集」発行

第 64 巻第 1・2 号 (2025 年 2 月 28 日発行) 4 編 (専任・論文 1 本)

【参考 2023 年度】

第 63 巻第 1・2 号 (2024 年 3 月 31 日発行) 2 編 (専任・論文 2 本)

(2) 学生論集発行

第 67 号 (2025 年 3 月 6 日発行) 8 編

(3) 学生への補助

① 学生研究活動助成

【給付型 7 月募集】 助成件数：13 件

【成果表彰型 12 月募集】 助成件数：5 件

② 経済学部ゼミナール連合会への助成

(4) 他大学等との学会誌交換

2024 年度発行分の他大学等への送付件数：170 件

2. 2024 年度会計決算報告について

〈一般会計〉

収入の部

2024/4/1～2025/3/31

(単位：円)

項目	内 訳	2024 年度予算	2024 年度決算	増減
新入生会員費		2,236,500	2,051,500	-185,000
在学生会員費		5,523,000	6,573,500	1,050,500
教職員会員費	35 名 (内新入会員 2 名)	172,000	172,000	0
賛助会員費		0	0	0
雑収入		0	0	0
定期預金取り崩し		0	0	0
定期預金利息 (普通預金分)		0	0	0
当年度収入額		7,931,500	8,797,000	865,500
前年度繰越金		58,111,973	56,926,415	-1,185,558
前期末前受金	2024 年度会費	-2,236,500	-2,051,500	185,000
前受金	2025 年度入学者	3,000,000	2,397,000	-603,000
計		66,806,973	66,068,915	-738,058

項目説明

前期末前受金 2024 年度入学生分が 2023 年度末に入金されるため 2023 年度の収入

前受金 2025 年度入学者分が 2024 年度末に入金されるため 2024 年度の収入

〈特別会計 (定期預金)〉	(単位：円)
A 前年度繰越金 (定期預金期首残高)	19,409,719
B 定期預金利息収入	330
次年度繰越金 (定期預金期末残高)	19,410,049

支出の部

(単位：円)

項 目		2024 年度予算	2024 年度決算	増 減
事業費	学 会 誌 発 行 費			
	印 刷 費	2,000,000	336,600	-1,663,400
	原 稿 料	800,000	100,000	-700,000
	査 読 料	200,000	50,000	-150,000
	原 稿 編 纂 料	30,000	12,000	-18,000
	発 送 費	100,000	70,520	-29,480
	学 会 活 動 費			
	講 演 会 費	300,000	144,926	-155,074
	学 生 論 集 費	1,500,000	794,370	-705,630
	教 育 ・ 研 究 セ ン タ ー 活 動 費			
運 営 費	500,000	262,686	-237,314	
教 材 作 成 費	1,000,000	0	-1,000,000	
	計	6,430,000	1,771,102	-4,658,898
研究活動費	学 生 研 究 活 動 助 成 費	5,000,000	5,185,840	185,840
	そ の 他 (懸 賞 論 文)	0	0	0
	学 生 活 動 費	500,000	0	-500,000
	計	5,500,000	5,185,840	-314,160
事務費	消 耗 費	50,000	0	-50,000
	通 信 費	70,000	0	-70,000
	雑 費	100,000	0	-100,000
	会 議 費	60,000	0	-60,000
	計	280,000	0	-280,000
予 備 費 (指 定 寄 付 金)		2,000,000	1,000,000	-1,000,000
当 年 度 支 出 額		14,210,000	7,956,942	-6,253,058
特 別 会 計 (定 期 預 金) へ 繰 入		0	0	0
次 年 度 繰 越 金 (普 通 預 金 残 高)		52,596,973	58,111,973	5,515,000
合 計		66,806,973	66,068,915	-738,058

2024年度 支出の部 明細

(単位：円)

学会誌発行費 (印刷費)		教育・研究センター活動費 (運営費)	
3. 5 『経済学論集』第64巻第1・2号		4. 30 2024年度研究会 交通費	12,000
印刷代 400部	336,600	7. 2 2024年度研究会 交通費	28,140
計	336,600	7. 2 2024年度研究会 交通費・宿泊費	53,801
(原稿料)		12. 26 2024年度研究会 交通費・宿泊費	23,290
3. 5 『経済学論集』第64巻第1・2号		3. 3 2024年度研究会 交通費・宿泊費	40,550
原稿料 2件	100,000	3. 3 2024年度研究会 交通費・宿泊費	34,885
計	100,000	3. 5 2024年度研究会 交通費・宿泊費	41,400
(原稿編集料)		3. 17 2024年度研究会 交通費	28,620
3. 12 『経済学論集』第64巻第1・2号及び		計	262,686
『学生論集』第67号		(教材作成費)	
欧文タイトルチェック @1,000×12本	12,000	計	0
計	12,000	教育・研究センター費計	262,686
(査読料)		研究活動費 (学生研究活動助成費)	
3. 5 『経済学論集』第64巻第1・2号		7. 4 令和6年度経済学部ゼミナール連合会	
査読料 5件	50,000	への援助金	200,000
計	50,000	10. 17 2024年度経済学会学生研究活動助成	
(発送費)		5件	1,810,050
2. 25 『経済学論集』第64巻第1・2号		1. 27 2024年度経済学会学生研究活動助成	
他大学他発送代(レターバックライト		8件	2,955,790
@430×164件)	70,520	2. 13 2024年度経済学会学生研究活動助成	
計	70,520	成果表彰型 5件	220,000
学会誌発行費計	569,120	計	5,185,840
学会活動費 (講演会費)		(学生活動費)	
10. 23 経済学会講演会 講師謝礼(10/23)	33,333	計	0
10. 23 経済学会講演会 講師交通費(10/23)	26,640	(その他)	
11. 20 経済学会講演会 講師謝礼(11/20)	33,333	計	0
11. 20 経済学会講演会 講師交通費・宿泊費		研究活動費計	5,185,840
(11/20)	51,620	事務費 (消耗費)	
計	144,926	計	0
(学生論集費)		(通信費)	
2. 25 『経済学論集-学生論集-』第67号		計	0
執筆謝礼		(雑費)	
図書カード @20,000×8件分	160,000	計	0
2. 25 『経済学論集-学生論集-』第67号		(会議費)	
図書カード発送費	6,270	計	0
3. 12 『経済学論集-学生論集-』第67号		事務費計	0
印刷代 200部	628,100	予備費	
計	794,370	7. 5 振替起案書(岡田記念経済学部積立金	
学会活動費計	939,296	事業への支援金)	1,000,000
		計	1,000,000
		合計	7,956,942
		特別会計	
		総合計	7,956,942

3. 2024 年度会計監査報告について（略）

4. 2025 年度新規入会について

畠山 俊宏、藤川 健（敬称略）

5. 2025 年度事業計画（案）について

(1) 学生への補助

① 学生研究活動助成

給付型助成：6月下旬募集開始予定

成果表彰型助成：12月中旬募集開始予定

(2) 研究・講演会

(3) 学会誌「龍谷大学経済学論集」発行

第 65 巻第 1・2 号

PDF 版も作成，経済学部ホームページからリンクする。

（経済学会ホームページ <https://www.econ.ryukoku.ac.jp/gakkai/>）

(4) 学生論集発行

① 応募資格：本学経済学部在籍学生及び 2024 年度卒業生

② 内容：経済学などに関する論文，調査，研究ノート，書評など
（共同研究，ゼミ対抗討論会のまとめでも良い）

③ 締切（予定）：2025 年 12 月 22 日（月）

④ 発行（予定）：2026 年 3 月 12 日（木）【卒業式】

※指導教員の指導を受けた後に指導教員の推薦書を添付の上で提出

PDF 版も作成，経済学部ホームページからリンクする。

（学生論集は表紙，目次のみ公開）

(5) その他

6. 2025年度予算（案）について

〈一般会計〉

収入の部

2025/4/1～2026/3/31

(単位：円)

項目	内 訳	2025年度予算	2024年度決算	増減
新入生会員費	573名	2,865,000	2,051,500	-813,500
在学生会員費	1,878名	5,634,000	6,573,500	939,500
教職員会員費	33名(内新入会員2名)	169,000	172,000	3,000
賛助会員費		0	0	0
雑収入		0	0	0
定期預金取り崩し		0	0	0
定期預金利息 (普通預金分)		0	0	0
当年度収入額		8,668,000	8,797,000	129,000
前年度繰越金		58,111,973	56,926,415	-1,185,558
前期末前受金	2025年度会費	-2,865,000	-2,051,500	813,500
前受金	2026年度入学者	3,000,000	2,397,000	-603,000
計		66,914,973	66,068,915	-846,058

項目説明

新入生会員費 2025年度入学生分：573名（566名+6名+1名）×5,000円=2,865,000円

在学生会員費 2025年度入学を除く在学生：1,878名
 (1,865名+11名+2名)×3,000円=5,634,000円

前受金 2026年度入学者分が2025年度末に入金されるため2025年度の収入

前期末前受金 2025年度入学生分が2024年度末に入金されるため2024年度の収入

〈特別会計（定期預金）〉		(単位：円)
A 前年度繰越金（定期預金期首残高）		19,409,719
B 定期預金利息収入		330
次年度繰越金（定期預金期末残高）		<u>19,410,049</u>

支出の部

(単位：円)

項 目		2025 年度予算	2024 年度決算	増 減
事業費	学 会 誌 発 行 費			
	印 刷 費	2,000,000	336,600	-1,663,400
	原 稿 料	800,000	100,000	-700,000
	査 読 料	200,000	50,000	-150,000
	原 稿 編 纂 料	30,000	12,000	-18,000
	発 送 費	100,000	70,520	-29,480
	学 会 活 動 費			
	講 演 会 費	300,000	144,926	-155,074
	学 生 論 集 費	1,500,000	794,370	-705,630
	教 育 ・ 研 究 セ ン タ ー 活 動 費			
運 営 費	500,000	262,686	-237,314	
教 材 作 成 費	1,000,000	0	-1,000,000	
	計	6,430,000	1,771,102	-4,658,898
研究活動費	学 生 研 究 活 動 助 成 費	5,000,000	5,185,840	185,840
	そ の 他 (懸 賞 論 文)	0	0	0
	学 生 活 動 費	500,000	0	-500,000
	計	5,500,000	5,185,840	-314,160
事務費	消 耗 費	50,000	0	-50,000
	通 信 費	70,000	0	-70,000
	雑 費	100,000	0	-100,000
	会 議 費	60,000	0	-60,000
	計	280,000	0	-280,000
予 備 費 (指 定 寄 付 金)		2,000,000	1,000,000	-1,000,000
当 年 度 支 出 額		14,210,000	7,956,942	-6,253,058
特 別 会 計 (定 期 預 金) へ 繰 入		0	0	0
次 年 度 繰 越 金 (普 通 預 金 残 高)		52,704,973	58,111,973	5,407,000
合 計		66,914,973	66,068,915	-846,058

7. 2025年度役員（案）について

会 長	佐々木 淳
副 会 長	2025年度は選出せず
庶務委員	津川 修一
会計委員	庶務委員が兼務
会計監査委員	大原 盛樹
編集委員	小瀬 一（委員長）
	金子 裕一郎
	蛭川 雅之
	谷 直樹
	松島 泰勝
	上山 美香

8. その他

執筆者紹介 (掲載順)

神谷 祐介 本学教授
島根 良枝 本学准教授

学会評議員 (ABC順)

新居 理有	石橋 郁雄	○松島 泰勝	○谷 直樹
伊達 浩憲	神谷 祐介	西川 芳昭	○津川 修一
田園	○金子 裕一郎	○大原 盛樹	辻田 素子
藤川 健	加藤 秀弥	大久保 翔平	○上山 美香
原田 太津男	川元 康一	◎佐々木 淳	若山 琢磨
畠山 俊宏	木下 信	澤田 有希子	渡邊 正英
○蛭川 雅之	○小瀬 一	島根 良枝	
兵庫 一也	クラブチック・マリウシュ	新豊 直輝	◎印は会長
李 態妍	松木 隆	高尾 築	○印は学会各委員

経済学論集 第65巻 第1・2号

2026年2月24日 印刷
2026年2月27日 発行

〔非売品〕

発行所 龍谷大学経済学会
代表者 佐々木 淳
京都市伏見区深草塚本町67
印刷所 協和印刷株式会社
京都市右京区西院清水町13



RYUKOKU JOURNAL OF ECONOMIC STUDIES

Vol. 65 No. 1 · 2 February 2026

CONTENTS

Articles

Multidimensional Child Poverty and Early Childhood Development in Japan:
An Empirical Analysis Based on an Original Online SurveyYusuke KAMIYA

An Empirical Study of Inequality and Mobility in India:
Do Social Constraints Hinder Access to Economic Opportunities? Yoshie SHIMANE



Published by the
Association of Economic Studies, Ryukoku University
Kyoto, Japan

