

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
- II. 研究手法
- III. 結果

- IV. 考察
- V. 結論

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)、乳幼児を対象に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. 研究手法

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. むり絵をしたり、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的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）。

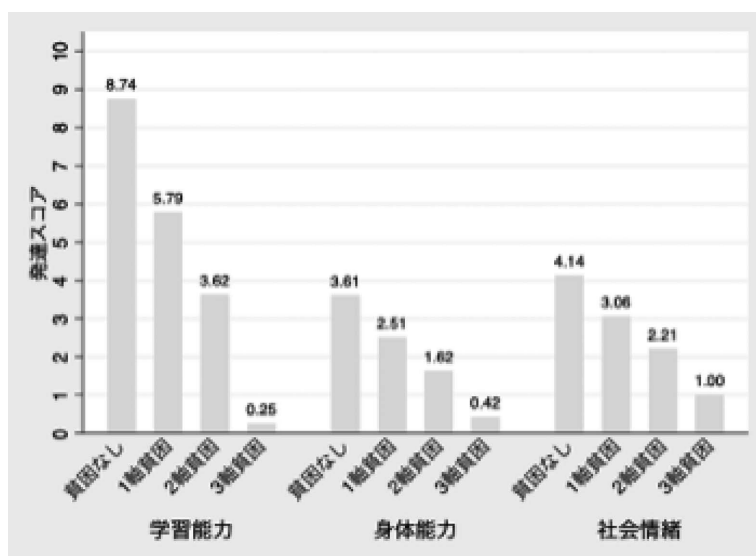
表5 年少児（3歳児クラス）の発達の測定結果 (N=406)

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、全国的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、全国的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

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
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「子どもの多次元的不満は、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、多次元的不満の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、多次元的不満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的不満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的な剥奪が、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)