

IPSS Discussion Paper Series

(No.2020-J02)

「誰が厳しい居住環境に直面しているのか？
居住の剥奪・貧困の所得勾配の検証」

安藤道人(立教大学経済学部)
浦川邦夫(九州大学経済学研究院)

2020年10月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

誰が厳しい居住環境に直面しているのか？ 居住の剥奪・貧困の所得勾配の検証*

2020.10.9

安藤道人[†] 浦川邦夫[‡]

要約

本稿では、多次元貧困の考え方にに基づき、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未滿」などの居住環境の様々な側面についての剥奪指標を構築し、世帯レベルでの所得水準と居住の剥奪・貧困の関係を検証した。その結果、第一に、多くの剥奪指標においては、世帯類型にかかわらず、所得水準が低下すると剥奪割合が増加するという「負の所得勾配」があり、その勾配は所得が低下するほど急になる傾向があった。第二に、この所得勾配の形状は剥奪指標や世帯類型によって異なり、単身高齢世帯やひとり親世帯においてより明瞭な負の勾配が観察された。第三に、複数の居住指標が剥奪状態となっている貧困世帯の割合（貧困率）をみると、とくに低所得世帯における負の所得勾配が急になっていた。とりわけ単身男性の高齢世帯において、低所得層の貧困率が急激に高くなっていた。

1. はじめに

生活するうえで不可欠な電灯・トイレ・風呂などの設備がない、雨風や暑さ寒さを十分にしのげない、最低限の広さが確保されていないなどの住まいの問題に対して、我々は、「所得の貧困」と同じように「居住の貧困」を定義することができるだろうか。そして、このような「居住の貧困」は、「所得の貧困」とどのように関係しているだろうか。

この問いに対する答えは、一見自明なようにも思われる。すなわち、より貧しい人々は、適切な居住環境にアクセスできず、より貧しい居住環境のもとで生活するリスクが高いであろう。つまり、「所得の貧困」が「居住の貧困」を引き起こしているはずだ。

* 本論文は、厚生労働平成 30 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「我が国の貧困の状況に関する調査分析研究」（H28-政策-指定-006）の研究補助を受けて作成した同タイトルの論文（<https://www.researchgate.net/publication/344225242>）を、国立社会保障・人口問題研究所の研究会（「住宅施策と社会保障・福祉施策のあり方についての研究」会議）において報告し、そこで得たコメントを踏まえて加筆修正したものである。泉田信行、岡田徹太郎、菅万理、阪東美智子、米野史健の各氏および日本経済学会と国立社会保障・人口問題研究所の研究会の参加者のコメントに感謝の意を表したい。なお、本文中の誤りは全て著者らの責任である。

[†] 立教大学経済学部 michihito.ando@rikkyo.ac.jp

[‡] 九州大学経済学研究院 urakawa@econ.kyushu-u.ac.jp

しかし、このような素朴な関係性の実態は、いまだ十分に明らかにされていない。たとえば、どの程度の所得水準を下回ると、「居住の貧困」の発生が生じやすくなるのか。また、低所得世帯では、どのような種類の「居住の貧困」が最も顕著であるのか。そして、所得水準と「居住の貧困」との関係は、世帯類型や居住地域によってどのように変化するのか。このような問いに対する理解は、「居住の貧困」が生じるメカニズムを理解し、どのような住宅政策が望ましいかを検証するためにも重要である。

そこで本稿では、既存研究であまり検討されてこなかった、所得水準と「居住の貧困」の関係およびその多様性・異質性を検証した。分析においては、Alkire and Foster (2011) が提言する多次元貧困指標の考え方にに基づき、居住環境の様々な側面についての指標が得られる「2008年住宅・土地統計調査」(総務省統計)の世帯データを用いて、居住環境の剥奪割合や貧困率を計算した。その上で、それらの居住アウトカムと所得水準との関係を検証した。

具体的には、まず「居住の貧困」を居住の8つの剥奪指標を用いて多元的に定義し、それらの剥奪割合を12種の世帯類型別に計算し、それらの所得勾配 (income gradient) を検証した。また、この多元的な剥奪指標を一元化した世帯類型別の貧困率および調整貧困率を用いて、「剥奪の重なりとしての貧困」の所得勾配についても検証した¹。

本稿の分析結果を要約すると、第一に、ほぼすべての居住の剥奪指標において、所得水準が低下すると剥奪を経験する世帯の割合は多くなり、その傾向は低所得になるほど強かった。第二に、この所得勾配の傾向は、剥奪指標や世帯類型による多様性・異質性が存在した。まず剥奪指標としては、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未滿」(住宅の狭さ)の5つの剥奪割合は、明瞭な負の所得勾配を有していた。一方で、世帯類型ごとに負の所得勾配の形状は異なり、例えば単身高齢世帯と子供あり世帯では、所得水準と居住の剥奪の関係はとくに大きく異なっていた。第三に、Alkire and Foster (2011)に基づく貧困率や調整貧困率についてみると、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未滿」の5つの剥奪指標のうち、2つないし3つを同時に「剥奪」されている世帯の割合は、一定程度以上の所得階層では非常に低かった。しかし、所得が低くなるについてどの世帯類型でも貧困率は非線形的に上昇する傾向があり、とくに単身男性の高齢世帯の低所得層の貧困率は急激に高くなることが観察された。

本稿の貢献は以下の2つにまとめられる。第一に、日本の統計データ(「2008年住宅・土地統計調査」の個票)を用いて多元的な居住の剥奪指標を構築し、さらに Alkire and Foster (2011) が提唱する多次元貧困指標(Multidimensional Poverty Index: MPI)に基づいて貧困率および調整貧困率を計算したことである。この作業により、日本における「居住の貧困」の多面的な実態を、計量的に検証することが可能となった。

¹ なお紙面制約の都合上、本稿では地域別・自治体規模別の検証は行わないが、それらの検証も行った結果、居住の剥奪・貧困の所得勾配は、地域別・自治体規模別よりもむしろ家族類型別の異質性が大きく、かつ重要であると判断した。自治体規模別の検証は巻末の補表も参照のこと。

第二に、所得水準と「居住の貧困」の関係性（すなわち「居住の貧困」の所得勾配）やその多様性・異質性を明らかにしたことである。これまでの研究では、居住環境が、人間の幸福度、身体的・精神的健康、認知的・非認知的スキルなどに与える影響が明らかになっている（Navarro et al. 2010; OECD 2015, Blau et al. 2019, Cung et al. 2020 など）。本稿では、このような居住環境が、世帯の所得水準とどう関連しているのかの一端を明らかにした。我々の研究は、所得と居住の貧困の厳密な因果的影響を検証するものではないものの、低所得であることがどのように居住の貧困につながるか、あるいは逆に、所得の増加が居住の貧困からの脱却にどう作用するかについて、一定の示唆を有している。

本稿は以下の節から構成される。2 節では、これまでの先行研究やその限界などを議論したのち、Alkire and Foster (2011)における剥奪や貧困の概念や、剥奪割合・貧困率・調整貧困率の説明を行う。その上で、剥奪割合・貧困率・調整貧困率といった居住アウトカムの所得勾配に着目する理由やその方法を述べる。3 節では、我々が用いた「住宅・土地統計調査」の個票データについて説明し、このデータセットをどのように利用するかについて述べる。4 節は分析結果を示し、結果の考察を行う。5 節は結論である。

2. 背景と方法

2.1. 背景

各世帯の居住環境を何が規定しているのかについての研究自体は数多く存在する。とりわけ、世帯の所得水準が居住環境や居住の貧困の重要な決定要因であることは明らかであり、先進国では、住宅手当と家賃補助が、低所得（および一部の中所得）世帯の良好な居住環境を確保するための2つの重要な政策手段となっている（McCrone and Stephens, 2017）。

一方で、住環境の剥奪・困窮に対して、世帯の所得水準がどのように影響しているのかは、ルクセンブルクのパネル調査を用いた Fusco (2015)の分析がある。また日本においても、所得水準と居住環境の関係については一定の注目を集め、実証研究が重ねられてきた。そして、低所得世帯では居住環境が悪く、「居住の貧困」に陥っていることがこれまで実証的に明らかにされてきた（阿部 2005、坂東 2006、浦川 2006、丸山・駒村 2013 など）²。例えば、丸山・駒村 (2013)は、1993、1998、2003 年の「住宅・土地統計調査」の個票を用いて、世帯類型や家計状況に応じた居住水準や家賃負担水準を検証し、また居住水準をアウトカムとするロジット分析を行い、①低所得世帯ほど民営借家で腐朽・破損した住宅に居住していること、②多人数世帯や男性が住む世帯ほど、劣悪な居住環境になりやすいこと、③ひとり親世帯は少ない世帯人数のわりに居住環境に困難があるケースがみられること、などを明らかにしている。

² 本稿では居住環境をあくまで物理的な居住・住居の環境と捉えるが、より広く住宅費も含めるのであれば、日本において所得水準が低いほど所得に占める住宅費の割合が高くなることを指摘する研究も存在する（丸山・駒村 2013、式 2013、2015、川田・平山 2015 など）。

一方で、所得水準と居住環境との関係は、必ずしも均質的でも線形的でもない。居住環境は、生活水準の中でも最も重要な要素であると同時に、世帯類型などによって捉え方が大きく異なる可能性がある。したがって、低所得世帯であっても、自らの選好や選択肢を考慮して、消費や貯蓄などから生ずる現在・将来の生活水準を犠牲にして、または利便性などを犠牲にして、劣悪な居住環境を避けようとする人々もいるかもしれない。また、世帯類型や地域性によって、「何が好ましい居住環境か」あるいは「何が劣悪な居住環境か」は大きく異なってくる可能性もある。さらには、どの程度の低所得になると住宅環境の悪化リスクが高まるのかについても、居住環境や世帯類型のタイプによって異なるかもしれない。

つまり、居住環境をアウトカムとして所得水準との関係を見るとき、それらの居住アウトカムと所得水準の関係すなわち居住アウトカムの所得勾配 (income gradient) の形状は、居住アウトカムの性質や世帯類型・地域性などに応じて異なる可能性がある。しかし、これまでの所得水準と居住環境の関係についての実証研究では、そのような所得勾配の多様性・異質性には十分な注意が払われてこなかった。このような状況において、例えば、居住環境をアウトカム変数に、世帯類型や所得水準などの多様な社会経済変数を説明変数とした多重回帰分析を行っても、各係数推定値やその統計的有意性が意味するところは必ずしも明らかではない³。

したがって本稿では、「居住の貧困」の多元性を検証した上で、個別の居住環境の指標やそれらを一元化した居住環境の指標における所得勾配を世帯類型別に検証する。以下では、まず「居住の貧困」の多元性を検証するために必要な理論的背景を簡単に説明した上で、本稿での分析方法の説明を行う。

2.2. 剥奪と貧困

本稿では、「居住の貧困」の多次元性(多様性)を考慮した分析を行う。具体的には、2008年の「住宅・土地統計調査」における居住環境についての設問の回答結果をもとに、複数の「居住の剥奪指標」を構築し、それをもとに Alkire and Foster (2011) の多次元貧困指標 (Multidimensional poverty index) に基づいた貧困率を構築する。その上で、分析には、個々の剥奪指標に基づく「剥奪割合」と、一元化された「貧困率」、そして Alkire and Foster (2011) の方法で算出された「調整貧困率」の3つの指標を居住アウトカムとして用いる。

Alkire and Foster (2011) によって提案された多次元貧困指標(以下、調整貧困率)の数式を含む詳細は補論1で説明している⁴。ここでは、本稿の分析を理解するために必要な概要のみを簡単に説明する。

第一に、貧困の測定に用いる複数の居住アウトカムの剥奪指標を定め、それぞれの剥奪指

³ また、近年の統計的因果推論の発展によって、多重回帰分析において各係数推定値を因果的に解釈することの問題性が明らかになっている(例えば Keele et al.2020 を参照)

⁴ 多次元貧困指標としての Alkire and Foster (2011) の調整貧困率の解説は、主に浦川・小塩(2016)の解説に依拠している。

標における「剥奪状態のカットオフ」(deprivation cutoff)を定義する。後述するように、今回の分析ではすべての剥奪指標は「腐朽・破損の有無」や「浴室の有無」や「最低居住面積未滿」などの質的変数であるため、このカットオフは、住居に腐朽・破損があれば(あるいは浴室がなければ)「剥奪」、腐朽・破損がなければ(あるいは浴室があれば)「非剥奪」と定義される。ここで、それぞれの剥奪指標において、対象集団の中で剥奪状態にある世帯の割合である「剥奪割合」を計算することができる。

第二に、剥奪指標の次元数(つまり居住アウトカムの総数)を d と定義する。その上で、 d 次元の剥奪指標の中で実際に剥奪状態にある指標の数を、世帯 i ごとに剥奪数 c_i としてカウントする。

第三に、剥奪数 c_i の数に基づいて、貧困世帯の識別を行う。そのために、「貧困カットオフ」(poverty cutoff)の値 k を定め、剥奪数 c_i が貧困カットオフ k 以上の場合($c_i \geq k$ の場合)、世帯 i を貧困世帯とみなす。例えば、 $d = 5$ で $k = 3$ の場合、全5次元の剥奪指標のうち、3つ以上の剥奪指標において剥奪状態であれば(つまり剥奪数 c_i が3以上であれば)、その世帯は貧困とみなされる。この第三ステップにおいて、対象集団における「貧困率」(集団全体の世帯数に占める貧困世帯数の割合)も計算される。この「貧困率」は、シンプルな「貧困世帯の割合」であり直感的に分かりやすい一方で、貧困カットオフ k を超えた貧困世帯における剥奪状況の深刻さが反映されないという弱点を有している。

そこで第四に、貧困世帯における剥奪状況の深刻さを考慮するために、第三ステップで求めた「貧困率」に、貧困世帯の剥奪率(剥奪数 c_i /次元数 d)の(対象集団での)平均値を乗じて「調整貧困率」を算出する。この「調整貧困率」は「貧困率」のような直感的理解は困難である一方で、貧困世帯の剥奪の深刻さも考慮している点で「貧困率」よりも優れている。

2.3. 所得勾配

本稿の目的は、前節の剥奪指標ごとの「剥奪割合」(第一ステップ)、「貧困率」(第三ステップ)、そして「調整貧困率」(第四ステップ)が、所得水準とどのような関係を有しているかを検証することである。そこで、世帯類型別にこの3つの指標を求め、それぞれの所得勾配を比較検証するというアプローチを採用する。

所得勾配の検証については、様々な交絡要因をコントロールした回帰分析を行うことも考えられるが、本稿においては世帯類型別の記述統計分析のみを行う。その理由は以下のようである。第一に、まずは部分的に交絡要因を制御するよりも、(世帯類型以外の)すべての交絡要因を許容した上で、剥奪割合や貧困率と所得水準の関係を直接的に検証したいからである。第二に、分析に用いる「2008年の住宅・土地統計調査」の個票データにおいては、そもそも世帯類型や居住地域などを除いて、制御すべき交絡変数が容易に入手できないためである。世帯類型や居住地域の制御は、回帰分析ではなくそれぞれの類型別・地域別に分析することによって実施できるため、あえて回帰分析を行う必要性は低い。第三に、回帰分析で所得勾配を検証する際には、参照とすべき所得水準を決める必要が生じるため

である。この参照所得水準を各世帯類型別に設定すると、世帯類型間での剥奪割合や貧困率の所得勾配の比較が困難となってしまう。

これらの理由より、本稿では X 軸を所得水準、Y 軸を剥奪割合や貧困率などの居住アウトカムとして、記述統計による所得勾配の検証を行う。なお統計的検定は実施しないが、「住宅・土地統計調査」はサンプルサイズが約 260 万近くあり、家族世帯別・所得水準別のサブサンプルでも一部の世帯類型の高所得層を除いて十分なサンプルサイズがあるため、所得勾配を検証する際に統計的検定の意義は比較的低い⁵。

3. データ

3.1. 使用するデータセット

本研究では、総務省より提供を受けた「住宅・土地統計調査（2008 年）」の個票データを用いる。この調査は、住宅に関する諸施策を策定するための基礎データを得るための最も基本的な統計調査であり、5 年ごとに日本全国の住宅等の実態とその居住世帯を調査し、日本全体の現状と動向を明らかにするものである。住宅・土地統計調査は、1948 年から 5 年ごとに実施されていた旧住宅調査を引き継いで、1998 年から調査内容を改定して実施されている。2008 年の調査は 13 回目となる。2008 年調査では、2005 年国勢調査（2005 年国勢調査）に基づき約 21 万の単位区が抽出され、その中から約 350 万戸／世帯（2008 年 2 月 1 日現在）が抽出された⁶。

より新しい 2013 年調査ではなく 2008 年調査を用いるのは、2008 年調査には存在する「浴室の有無」という重要な居住環境の設問が 2013 年調査ではなくなっていることに加え、2008 年調査では 13 段階で設定されていた所得水準の設問が、2013 年では 10 段階と減少していたためである。「居住の貧困」の所得勾配を検証するという本稿の目的において、浴室についての変数の存在やより細かい所得水準の変数は重要であるため、2008 年調査に限定して分析を行った。なお、2003 年、2008 年、2013 年の住宅・土地統計調査を用いて居住アウトカムの所得勾配を比較するという予備的検討も行ったが、全体として大きな違いは観察されなかった。

3.2. 剥奪指標

2 節で検討したように、本稿の居住アウトカムのベースとなるのは、居住環境の剥奪指標である。本稿では、「住宅土地・統計調査（2008 年）」において把握できる居住環境の中から、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未満」、「旧耐震基準

⁵ 実際、今回の分析に用いたデータで、世帯類型別に個々の世帯の剥奪の有無を所得水準ダミーに回帰すると、一般的に係数推定値の標準誤差は非常に小さくなり、（推定値がゼロであるという）帰無仮説は基本的に強く棄却された。これは市町村ダミーなどを追加的に考慮しても同様であった（結果は未掲載）。

⁶ 総務省統計局の WEB サイトを参照。（<http://www.stat.go.jp/english/data/jyutaku/2001.html>）

法下での建設)、「木造(防火構造除く)」、「敷地に接する道路の幅員4m未満」の8つの状態を「居住の剥奪」(housing deprivation)の状態であると定義した。具体的な剥奪状態の定義は、表1に記載している。なお「最低居住面積水準未満」については、表2に記載されている最低居住面積水準を計算し、調査対象者が回答した住宅の床面積がこの値を下回っているか否かで判断している。

表1 剥奪指標

剥奪指標	剥奪状態の定義
腐朽・破損	調査員が判別した腐朽・破損の有無が「有」である
洋式トイレなし	住居に洋式トイレがない
洗面所なし	住居に洗面所がない
浴室なし	住居に浴室がない
最低居住面積水準未満	国土交通省が定める最低居住面積水準未満の住宅に住んでいる
旧耐震基準	(旧耐震基準下の)1980年以前に建てられた住宅に住んでいる
木造(防火構造除く)	防火構造のない木造住宅に住んでいる
道路幅員4m未満	敷地に接している道路の幅員が4m以下である

注:「住宅土地・統計調査(2008年)」の調査票に基づき著者作成

これらの剥奪指標は、住宅・土地統計調査において入手可能な住居関連の統計をできるだけ幅広く選んでいる。これらのうち、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未満」などについては、居住環境の剥奪指標として異論は少ないと考えられる。一方で、「旧耐震基準」、「木造(防火構造除く)」、「道路幅員4m未満」については「剥奪」の指標としては異論もあるかもしれない。なぜなら、これらの指標については、古い一軒家や古くからの居住地域などにおいて該当することが多いため、必ずしも居住環境が「剥奪」されているとみなせないからである。

表2 最低居住面積水準

最低居住面積水準	子どもの年齢に応じた世帯人数調整
単身世帯: 25 m ²	3歳未満: 0.25人換算
二人以上世帯: 10 m ² ×世帯人数+10 m ²	3歳以上6歳未満: 0.5人換算 6歳以上10歳未満: 0.75人換算

注: 世帯人数が4人を超えると、基準を5%差し引く。なお、公表されている平成20年住宅・土地統計調査の集計データにおいては、29歳以下の単身世帯については異なる定義で最低居住面積水準を設定しているが、ここでは年齢に関係なく一律に25 m²という基準を用いる。

出典: 厚生労働省 HP「住環境基本計画」資料1~6より。詳細な情報は、厚生労働省の下記のHPを参照。
(<https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r98520000012t0i-att/2r98520000012t75.pdf>)

しかし、「旧耐震基準」については、現在の耐震基準は1981年6月に建築基準法に基づいて導

入されたものであり、1995年1月に発生した阪神大震災では、1981年以前に建築された住宅や建物の被害が大きいことが明らかになっている。したがって本研究では旧耐震基準下で建設された住宅は耐震性に劣る可能性があるとして判断し、居住環境の剥奪指標の項目の一つとして採用した。また「木造（防火構造除く）」については、たしかに木造建築であることそのものを居住環境の悪化と捉えることは困難である。しかし一方で、火災リスクの高さという観点から居住環境の剥奪と解釈する余地があると考えて採用した。最後に「道路幅員4m未満」については、これは住宅の質そのものというよりも周辺環境であるが、(救急)車両の進入可能性や開放感など、一定の居住環境の指標になると考えて採用した。

なお、本稿においては、持ち家か借家かという所有形態や、民間住宅賃貸か公営住宅賃貸かといった賃貸形態については分析しない。なぜなら、所有・賃貸形態は居住の剥奪と関連の深い変数であるものの、居住アウトカムそのものとみなす場合、どちらがより「剥奪」的かと一義的に判断することは難しいからである。また、所有・賃貸形態を上述した居住の剥奪指標の規定要因と想定して分析することも重要と考えられるが、それは今後の課題としたい。

3.3. 所得水準

剥奪割合や貧困率の所得勾配を検証する際に用いる所得水準については、調査票において示されている「世帯全員の1年間の収入(税込み)」(表3のパネルA)を用いる。なお、丸山・駒村(2013)は、この世帯年収を世帯人員数の平方根で除した「等価世帯収入」を用いて分析を行っている。しかし、離散値であり100万から500万円の幅を有する世帯年収階級を世帯人員数の平方根で除するという作業は不透明性が高いため、本稿においてはこの世帯年収区分をそのまま用いる。

次節で述べるように、本稿では12種の世帯類型別に所得勾配を検証するため、世帯人員数が同一あるいは似通っている同一世帯類型内での比較においては、これは大きな問題ではないと考える。一方で、世帯類型間での所得勾配を検証する際には、所得水準の世帯間比較には一定の注意を要する。

なお、所得勾配を検証する際の所得値については、各所得階級の中央値を用いる。例えば、「500-600万円未満」の場合には550万円とし、「100万円未満」の場合には50万円とする。また中央値が存在しない「2000万円以上」の所得階級については、中央値が設定できず、またサンプルサイズが小さい世帯類型も存在するため、今回は所得勾配の分析対象からは除いている。

表3 所得水準と世帯類型

パネルA：所得水準	パネルB：世帯類型（世帯主ベース）
100万円未満	【子と同居していない世帯】 1. 単身男性（65歳未満） 2. 単身女性（65歳未満） 3. 単身男性（65歳以上） 4. 単身女性（65歳以上） 5. 配偶者と同居（65歳未満）* 6. 配偶者と同居（65歳以上）* 【子と同居している世帯**、その他の世帯】 7. 配偶者・子1人と同居 8. 配偶者・子2人以上と同居 9. 子1人と同居 10. 子2人以上と同居 11. 親/義親とも同居（三世代） 12. その他（未婚で親と同居等）
100-200万円未満	
200-300万円未満	
300-400万円未満	
400-500万円未満	
500-600万円未満	
600-700万円未満	
700-800万円未満	
800-900万円未満	
900-1000万円未満	
1000-1500万円未満	
1500-2000万円未満	
2000万円以上	
注：調査票には「世帯全員の1年間の収入（税込み）」と記載されている。また、調査票には、「ボーナス・残業手当などの臨時収入や配当金などの財産収入・年金なども含む。」「仕送り金も収入とする。」「自営業の場合は売上高ではなく営業利益を記入する」との注記がなされている。	*配偶者に加えて、親/義親や子以外の親族や他人と同居しているケースも含む。 **子に加えて、子の配偶者や子以外の親族や他人も同居しているケースも含む。ただし、親/義親とも同居しているケースはすべて11に含まれる。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）の調査票・統計情報に基づき著者作成。

注：パネルBにおける世帯類型は、調査票における「世帯の家計を主に支える人」を基にして構成している。また、注釈（*や**）にあるように、世帯類型名に記載されている構成員以外とも同居しているケースも含むが、それらは比較的少数である（3.6節参照）。

3.4. 世帯類型

本稿では世帯類型別に剥奪割合や貧困率の所得勾配を検証する。本稿が採用する世帯類型は、世帯の属性情報（世帯主の年齢、配偶者の有無など）をもとに、12種類の世帯類型を設定した（表3のパネルB）。なお平成20年住宅・土地統計調査の公開集計データでは、世帯人数と世帯構成員の年齢に基づく分類や、「その世帯の中で最も若い世代の夫婦」を基にした分類で、非常に細分化された世帯類型が用いられている。一方、本稿においては、比較的少数の世帯類型ごとに居住の剥奪・貧困の所得勾配を検証することが目的であるため、「世帯の家計を主に支える人」（以下、世帯主）を基にして上記の12世帯類型を構成した。

従って、本稿の世帯類型における「子」とはあくまで世帯主から見た子であり、子の年齢に応

じた分類はしていない。参考までに、本稿の標本における20歳未満の子と同居する世帯の割合は、ふたり親世帯（表3のパネルBの7,8）の場合は約55%であり、ひとり親世帯（表3のパネルBの9,10）の場合は約34%である。また30歳未満の子と同居する世帯の割合は、ふたり親世帯の場合は約73%であり、ひとり親世帯の場合は約55%である。

3.5. 地域類型

また世帯類型別の剥奪割合や貧困率の所得勾配は、地域類型によっても異なる可能性がある。そこで我々は、居住地域の人口規模を大都市（東京23区および政令指定都市）、その他の市、町村の3つのカテゴリに分類した分析も行った（補表）。これらの分析によると、少なくとも所得勾配の形状については、全体としては地域類型特有の傾向は見られなかった。したがって、本稿の分析結果の含意の多くは、少なくとも自治体規模という交絡要因によって説明される余地は少ないと考えられる。ただし詳細な検証は今後の課題である。

3.6. 記述統計

上述した居住の剥奪指標、所得水準、世帯類型を算出するために必要な情報が欠落している回答世帯を分析対象から除外した結果、最終的には3,461,164世帯のうち2,683,714世帯が分析可能な標本であった。なお本稿ではこの標本を分析に用いるが、実際に所得勾配のグラフを作成する際には、所得水準200万円以上の世帯はグラフからは除いている。

表4にはそれぞれの剥奪指標、所得水準、世帯類型に該当する世帯の割合および各世帯類型の世帯規模の平均値と標準偏差を記載している。この表から、いくつかの特徴を指摘することができる。第一に、住宅の剥奪指標を参照すると、「浴室なし」の該当世帯割合（すなわちサンプル全体での剥奪割合）は1.3%に過ぎない一方で、「旧耐震基準」は該当世帯割合が38.7%であり、剥奪指標によって剥奪割合には大きな差があることがわかる。第二に、所得水準については、「200-300万円未満」が15.9%と最も多く、次いで「300-400万円未満」が15.0%となっている。第三に、世帯類型については、「配偶者と子1人と同居」が16.6%と最も多く、次いで、「配偶者と子2人以上と同居」が15.3%となっている。第四に、世帯類型別の世帯規模を見ると、それぞれの世帯類型において想定される最小世帯規模よりも平均世帯規模は若干高くなっている。これは表3に記しているように、「配偶者と同居」の世帯では親/義親や他の親族も同居しているケースも含み、「子と同居」の世帯では子の配偶者や他の親族も同居しているケースが含まれるためである。ただし、いずれの世帯類型でもそのようなケースは比較的少数である⁷。

⁷ 例えば、「配偶者と同居（65歳未満）」では2人世帯が82.2%、「配偶者と同居（65歳以上）」では2人世帯が94.0%、「配偶者・子1人と同居」では3人世帯が86.2%、「子1人と同居」では2人世帯が85.2%である。また、「その他（未婚で親と同居等）」の場合、世帯主とその親で構成される世帯が71.2%である。

表4 基本統計量

居住の剥奪指標	該当世帯割合		
腐朽・破損	8.8%		
洋式トイレ無し	9.1%		
洗面所無し	7.1%		
浴室無し	1.3%		
最低居住面積水準未満	4.5%		
旧建築基準	38.7%		
木造（防火構造無し）	33.6%		
道路幅員4m未満	33.4%		
所得水準	該当世帯割合		
年収100万円未満	6.6%		
100－200万円未満	12.5%		
200－300万円未満	15.9%		
300－400万円未満	15.0%		
400－500万円未満	11.7%		
500－600万円未満	9.7%		
600－700万円未満	7.0%		
700－800万円未満	5.9%		
800－900万円未満	4.3%		
900－1000万円未満	3.8%		
1000－1500万円未満	5.6%		
1500－2000万円未満	1.2%		
2000万円以上	0.8%		
世帯類型	該当世帯割合	世帯規模の平均値	世帯規模の標準偏差
【子と同居していない世帯】			
単身男性（65歳未満）	8.8%	1	0
単身女性（65歳未満）	5.7%	1	0
単身男性（65歳以上）	2.7%	1	0
単身女性（65歳以上）	6.6%	1	0
配偶者と同居（65歳未満）	12.4%	2.23	0.54
配偶者と同居（65歳以上）	12.9%	2.07	0.32
【子と同居している世帯、その他の世帯】			
配偶者・子1人と同居	16.6%	3.32	0.90
配偶者・子2人以上と同居	15.3%	4.33	0.65
子1人と同居	4.4%	2.28	0.77
子2人以上と同居	2.1%	3.35	0.71
親/義親とも同居（三世代）	8.1%	5.18	1.18
その他（未婚で親と同居等）	4.3%	2.34	0.65

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成

注：標本規模は2,683,714である。世帯類型の詳細な定義・分類基準については表3のパネルBを参照。

また表5には所得水準・世帯類型別の標本規模およびその割合を示している。ここでグレーの網掛けは、各世帯類型内において、最もシェアの高い所得階層を示している。これによると、「単身女性（65歳未満）」、「単身男性（65歳以上）」、「単身女性（65歳以上）」、「子1人/子2人以上と同居」（すなわちひとり親世帯）などは年収100-200万円が最も多くなっており、所得水準が低い傾向がある。一方、「単身男性（65歳未満）」、「配偶者と同居（65歳以上）」、「その他」の世帯は年収200-300万がもっとも多い。最後に、「配偶者と同居（65歳未満）」、「配偶者・子1人/子2人以上と同居」（すなわちふたり親世帯）、親/義親とも同居（三世代）の世帯などはより高い所得階層のシェアが高くなっている。

なお表5の標本規模において、「単身男性（65歳以上）」および「単身女性（65歳以上）」のグループにおいては、所得水準が800-900万円未満のカテゴリ以上になると、標本規模が300世帯台を下回るサブグループが少なくない。また、「単身女性（65歳未満）」、「子1人/子2人以上と同居」、「その他」の世帯においても、1500万円以上の高額所得世帯の標本規模は100-500世帯台と小さくなっている。したがって、これらのサブグループにおける剥奪割合や貧困率は、他のサブグループと比較すると標準誤差が大きいと考えられ、一定の留意が必要である。

表5 所得水準・世帯類型別の標本規模

世帯類型	年収100万未満	100-200万未満	200-300万未満	300-400万未満	400-500万未満	500-600万未満	600-700万未満	700-800万未満	800-900万未満	900-1000万未満	1000-1500万未満	1500-2000万未満	2000万以上	計
単身男性(65歳未満)	29,370 (12.39)	33,253 (14.03)	42,318 (17.86)	41,676 (17.58)	29,388 (12.40)	20,559 (8.67)	12,868 (5.43)	9,603 (4.05)	6,053 (2.55)	4,667 (1.97)	5,752 (2.43)	884 (0.37)	617 (0.26)	237,008 (100)
単身女性(65歳未満)	23,941 (15.54)	37,631 (24.42)	33,990 (22.06)	23,051 (14.96)	13,724 (8.91)	8,243 (5.35)	4,675 (3.03)	3,397 (2.20)	1,966 (1.28)	1,352 (0.88)	1,695 (1.10)	270 (0.18)	173 (0.11)	154,108 (100)
単身男性(65歳以上)	12,653 (17.72)	21,801 (30.53)	18,997 (26.60)	9,385 (13.14)	3,493 (4.89)	1,748 (2.45)	927 (1.30)	571 (0.80)	350 (0.49)	394 (0.55)	593 (0.83)	225 (0.32)	278 (0.39)	71,415 (100)
単身女性(65歳以上)	54,562 (30.83)	71,521 (40.41)	33,640 (19.01)	9,399 (5.31)	3,255 (1.84)	1,624 (0.92)	840 (0.47)	577 (0.33)	343 (0.19)	382 (0.22)	437 (0.25)	228 (0.13)	174 (0.10)	176,982 (100)
配偶者と同居(65歳未満)	7,005 (2.11)	20,492 (6.16)	43,716 (13.15)	52,581 (15.81)	47,132 (14.17)	39,658 (11.93)	29,066 (8.74)	25,709 (7.73)	18,714 (5.63)	16,351 (4.92)	23,723 (7.13)	5,111 (1.54)	3,270 (0.98)	332,528 (100)
配偶者と同居(65歳以上)	18,024 (5.20)	60,282 (17.39)	100,376 (28.96)	81,546 (23.53)	37,446 (10.80)	19,298 (5.57)	8,945 (2.58)	5,520 (1.59)	3,281 (0.95)	3,425 (0.99)	4,659 (1.34)	1,735 (0.50)	2,054 (0.59)	346,591 (100)
配偶者・子1人と同居	6,094 (1.37)	21,715 (4.88)	52,823 (11.87)	67,547 (15.17)	63,406 (14.24)	57,052 (12.82)	42,992 (9.66)	36,611 (8.22)	26,786 (6.02)	23,895 (5.37)	34,098 (7.66)	7,218 (1.62)	4,909 (1.10)	445,146 (100)
配偶者・子2人以上と同居	2,840 (0.69)	9,480 (2.30)	28,107 (6.83)	49,700 (12.08)	58,222 (14.15)	59,474 (14.45)	47,265 (11.48)	41,859 (10.17)	30,840 (7.49)	27,483 (6.68)	43,476 (10.56)	8,227 (2.00)	4,584 (1.11)	411,557 (100)
子1人と同居	10,753 (9.11)	26,486 (22.43)	25,140 (21.29)	17,747 (15.03)	11,835 (10.02)	8,264 (7.00)	5,228 (4.43)	3,973 (3.37)	2,656 (2.25)	2,143 (1.82)	2,769 (2.35)	586 (0.50)	477 (0.40)	118,057 (100)
子2人以上と同居	4,554 (8.03)	11,646 (20.55)	10,602 (18.70)	7,257 (12.80)	5,580 (9.84)	4,457 (7.86)	3,247 (5.73)	2,765 (4.88)	1,960 (3.46)	1,747 (3.08)	2,277 (4.02)	391 (0.69)	202 (0.36)	56,685 (100)
親/義親とも同居(三世代)	1,502 (0.69)	5,338 (2.45)	13,994 (6.44)	21,555 (9.91)	25,648 (11.79)	27,389 (12.60)	23,567 (10.84)	23,096 (10.62)	18,666 (8.58)	18,736 (8.62)	28,452 (13.08)	6,332 (2.91)	3,183 (1.46)	217,458 (100)
その他(未婚で親と同居等)	7,138 (6.14)	16,102 (13.86)	22,365 (19.25)	21,198 (18.25)	15,740 (13.55)	11,552 (9.94)	7,194 (6.19)	5,421 (4.67)	3,487 (3.00)	2,519 (2.17)	2,689 (2.31)	460 (0.40)	314 (0.27)	116,179 (100)

注：括弧内は世帯類型内での世帯数割合(%)を示している。またグレーの網掛けは、各世帯類型の中で最もシェアの高い所得階層を示している。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

4. 分析結果

4.1. 居住の剥奪の所得勾配

図1には、剥奪指標のうち、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」の4つの指標について、12種類の世帯類型別に剥奪割合（剥奪状態が該当する世帯の

この図によると、どの剥奪指標・世帯類型においても、100万円未満や100-200万円未満などの低所得世帯の剥奪割合は高く、所得が高くなるにつれて、非線形的に剥奪割合は減少し、勾配が緩やかになっていく。そして所得が1000万円を超えると、これらの剥奪状態を有する世帯の割合は0に近く、ほぼ横ばいとなっている。剥奪割合そのものについては「浴室なし」では全体的に低水準であるものの、このような勾配のあり方は基本的には同じである。

なお12種類の世帯類型間で比較すると、すべての剥奪指標について、子と同居していない世帯（左図）においては低所得の「単身男性・女性（65歳以上）」の剥奪割合が高く、子と同居している世帯やその他の世帯（右図）では低所得の「その他（未婚で親と同居等）」あるいは「子1人と同居」の世帯の剥奪割合が高い。とくに低所得の「単身男性（65歳以上）」の剥奪割合が突出しており、低所得の高齢男性の居住環境の厳しさが伺われる。

全体としてみると、図1で観察される明瞭な負の所得勾配は、ここで取り上げた4つの剥奪指標が、高所得世帯においては居住環境として避けられていることを示唆している。逆にいえば、低所得世帯はこのような居住環境の悪化を避けることができていないことを示唆している。

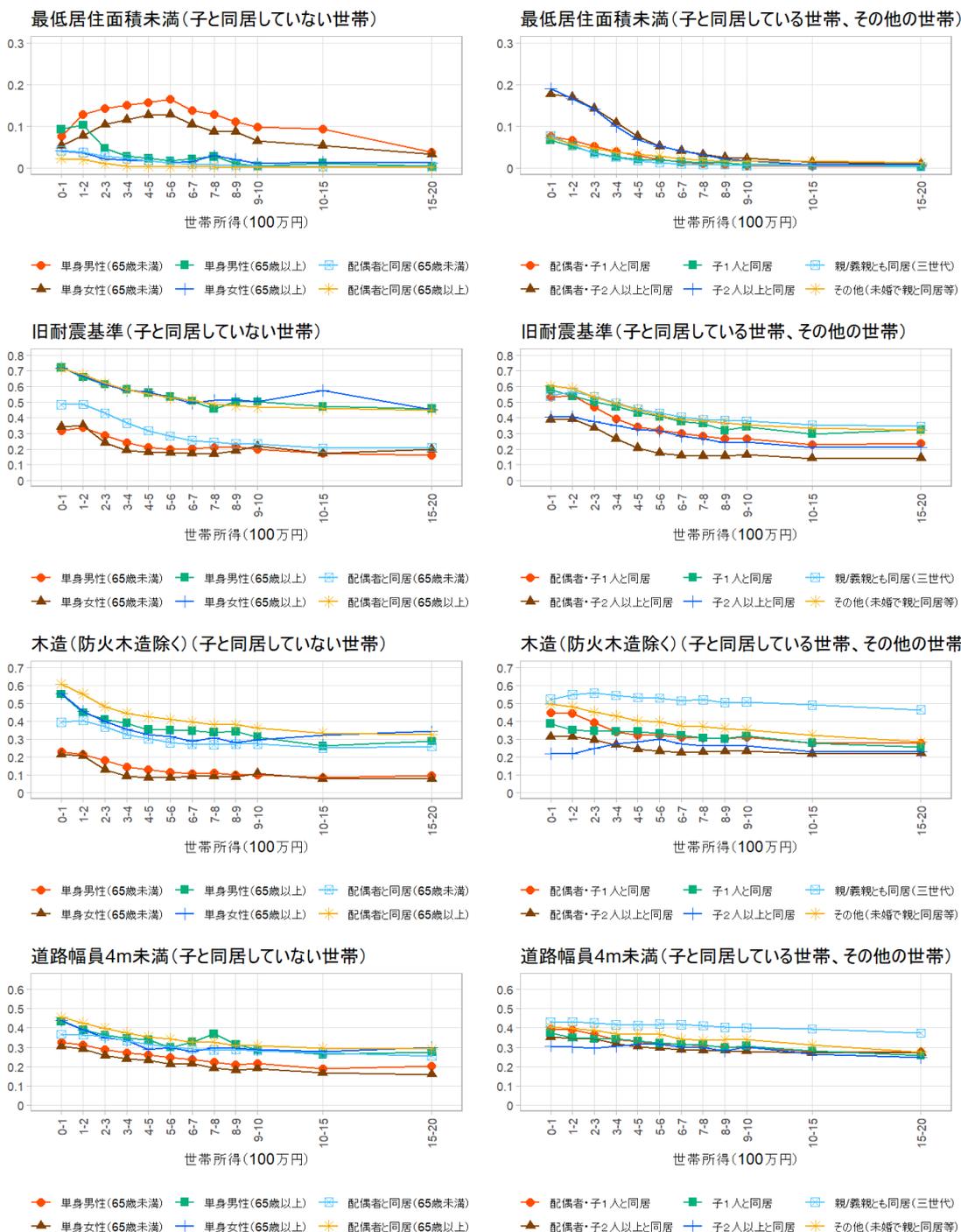
図2には、剥奪指標のうち、「最低居住面積水準未満」、「旧耐震基準」、「木造（防火木造除く）」、「道路増員4m未満」の4つの指標について、図1と同様の方法で剥奪割合の所得勾配を図示している。これについても、図1と同様に、基本的には所得水準と剥奪割合に負の相関が見られ、この負の所得勾配は所得水準が上昇するに従って緩やかになり、所得水準が1000万円以上ではほぼ横ばいとなっていることが多い。

ただし、図2の4指標の所得勾配は図1の4指標の所得勾配よりも緩やかな傾向があり、かつ「最低居住面積水準未満」の指標以外は、所得水準に関係なく剥奪割合が高い。これは、耐震性、防火性、道路の広さといった居住環境の欠落が、世帯の所得水準とは関係なく広範に生じていることを表している。

この緩やかな所得勾配については、少なくとも二通りの解釈が可能である。第一に、これらの居住環境の欠落は、所得水準との関連性が低く、所得が高い世帯も積極的改善を選択しない傾向がある、ということである。確かに、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」などの状態は、所得水準が高くなるとまず避けるべき状況であるのに対し、図2の剥奪指標が表す耐震性、防火性、道路の広さなどは必ずしも「剥奪」として避けるべきと考えられていない可能性がある⁸。

⁸ 例えば図2の「旧耐震基準」や「木造（防火木造除く）」は、図1における「腐朽・破損」や「洋式トイレなし」と関連性が深いことが予想されるにもかかわらず、前者のほうが全体的に剥奪割合は高く、負の所得勾配の形状は緩やかである。

図2 剥奪割合の所得勾配（その2）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

第二に、交絡要因の存在の可能性である。例えば、非都市部の地主や有力者などの高所得世帯であれば、古くて防火性の低い一軒家に居住している可能性があり、その場合、高所得であることと耐震性や防火性の低い住居に居住していることは、ともに「非都市部の地主/

有力者」という属性で説明される可能性がある。実際、自治体規模別の同様の分析によると、町村においては、所得水準が 1500 万円を超える高所得世帯のほうが、それ以下の所得水準の層よりも旧耐震基準や木造（防火木造除く）の剥奪割合が高くなっているケースがある（巻末の補表を参照）。

ただし、このような傾向はあるにせよ、所得が 1000 万円を下回るといづれの剥奪指標においても剥奪割合も上昇し、その勾配も急になる傾向があることは図 1 の結果と共通している。また、これらの指標においても、低所得の高齢者世帯（65 歳以上の単身男性・単身女性・配偶者と同居）の剥奪割合が高い傾向にあることも図 1 と同様である。なお子と同居している世帯の中で、「親/義親とも同居（三世代）」の剥奪割合が高い傾向にあるのは、おそらくこの世帯は古い一軒家に居住している割合が高いためと考えられる。

なお、「最低居住面積水準未滿」の「単身男性（65 歳未滿）」と「単身女性（65 歳未滿）」をみると、単純な負の所得勾配は観察されず、剥奪割合が最も高いのは、所得水準 500－600 万円の世帯である。これはおそらく、一人暮らしの勤労世帯においては、居住面積よりも交通の利便性などを優先する層が一定数存在することを反映していると考えられる⁹。ただし、これらの世帯においても、所得が 600 万円以上になると最低居住面積水準未滿の世帯は減少し、所得 1000 万円以上だと 10%未滿となる。

逆に、「最低居住面積水準未滿」の「配偶者・子 2 人と同居」や「子 2 人と同居」の世帯をみると、負の所得勾配が低所得層においてとりわけ急になっている。これは、子が複数いる世帯類型においては、低所得の場合は十分な居住スペースを確保することが困難であるのに対し、所得が高くなると優先的に居住スペースを確保できる住居を選択している可能性を示唆している。

4.2. 居住の貧困の所得勾配

次に、居住の貧困率の所得勾配について検証する。ここでは、前節の分析において、多くの世帯類型で明瞭な負の所得勾配が確認され、かつ高所得世帯では剥奪割合が 0.1 未滿で低く推移していた「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未滿」の 5 つの剥奪指標に基づいて（すなわち次元数 $d=5$ として）貧困率および調整貧困率を計算し、それらの所得勾配を検証する¹⁰。

まず図 3 には、貧困カットオフが 2 ($k=2$)、すなわち 5 つの剥奪指標のうち 2 つ以上が「剥奪」状態であれば「貧困」世帯とする設定での貧困率および調整貧困率の所得勾配を示

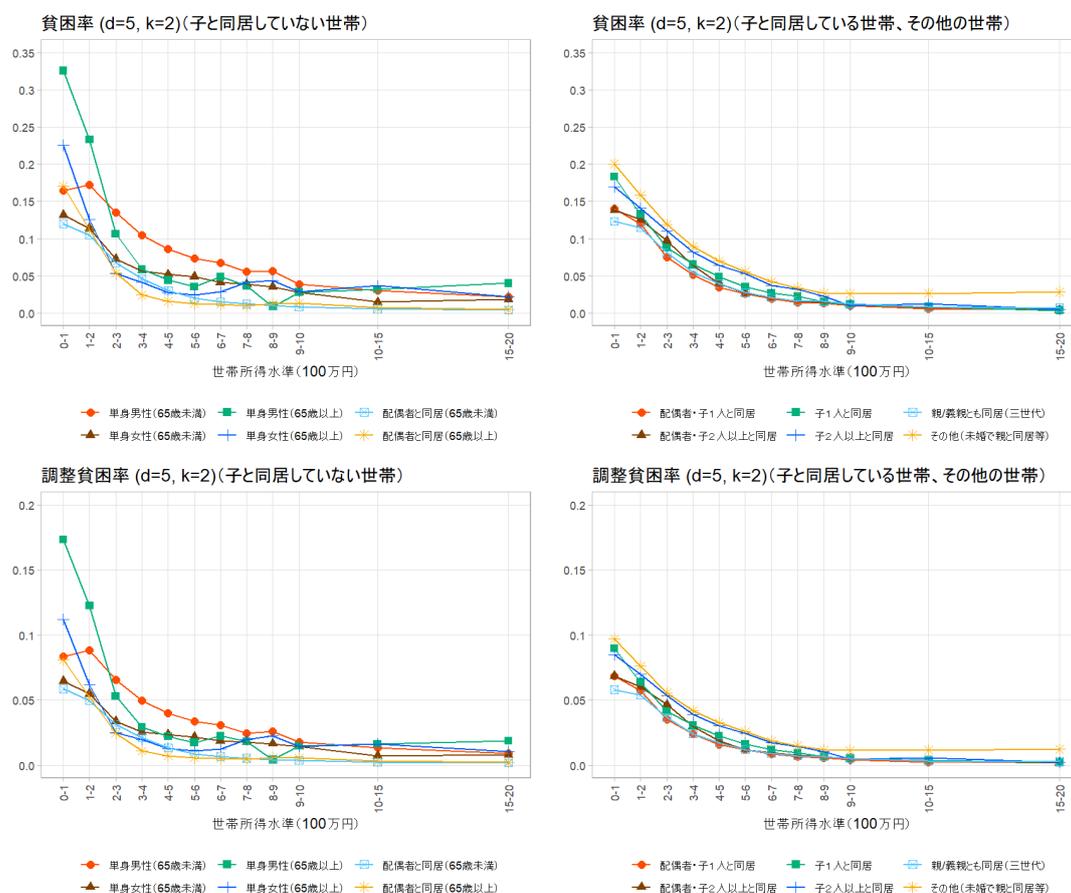
⁹ なお最低居住面積水準未滿における「単身男性（65 歳未滿）」と「単身女性（65 歳未滿）」のこのような所得勾配のパターンは、自治体規模（大都市、その他の市、町村）別の分析でも同様に観察された（補表参照）。

¹⁰ なお「最低居住面積水準未滿」の剥奪指標については、「単身男性・女性（65 歳未滿）」においては明瞭な負の所得勾配が低所得世帯では観察されない（前節を参照）。しかし、これらの世帯類型においても高所得になると「最低居住面積水準未滿」の割合は 0.1 以下と減少していくことから、本指標はすべての世帯類型にとって「剥奪」としての性質を一定程度備えていると判断し、貧困率の計算に用いている。

している。なお、2.2節で議論したように、貧困率は「各サブグループにおける貧困世帯の割合」と解釈できる一方で、調整貧困率はそのようには解釈できず、かつ両者の数値を直接比較できない点は注意が必要である。

まず全体の傾向としては、貧困率（上段）と調整貧困率（下段）の所得勾配の傾向は似通っており、貧困世帯における剥奪数を調整することによる貧困率の傾向や順位に変動はほとんどない。一方で、世帯類型間の所得勾配の傾向の違いは大きいものの、どの世帯類型においても、所得勾配は低所得になると急になるという傾向が観察される。

図3 貧困率の所得勾配 ($d=5, k=2$)



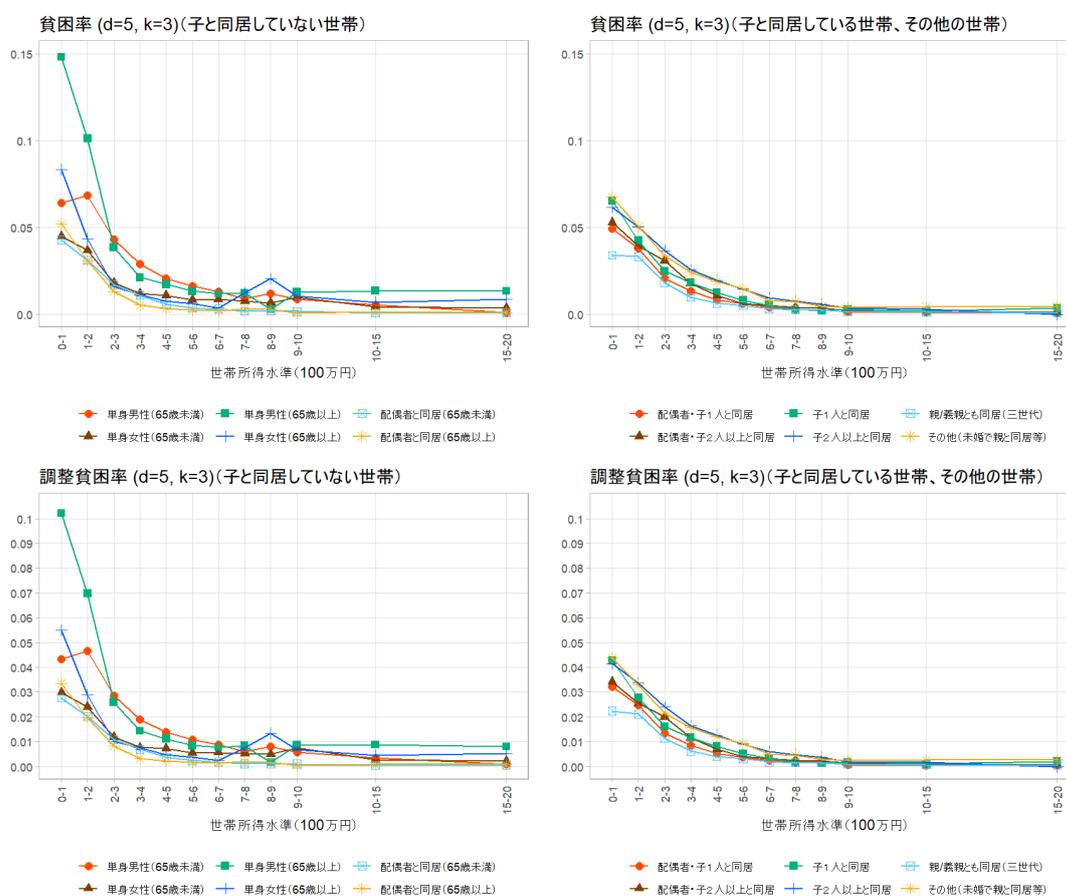
注：縦軸は貧困率であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。
出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

その上で、子と同居していない世帯（左図）をみると、低所得の「单身男性（65歳以上）」の貧困率が非常に高くなっており、年収0-100万円の所得階層では貧困率が0.3(30%)以上であり、調整貧困率も0.2に近く、他の世帯類型と比較しても突出している。また、「单身男性（65歳未満）」の貧困率も全般的に高い傾向にある。これは図2にあるように、この世帯類型では、所得水準がある程度高くても最低居住面積水準未満の住居で暮らす人が多い

ためと考えられる¹¹。

一方、子と同居している世帯およびその他の世帯（右図）をみると、所得勾配の傾向はどの世帯類型でも似通っているものの、「その他（未婚で親と同居等）」、「子1人と同居」、「子2人以上と同居」において低所得層の所得勾配がとくに急になっている。図1、図2の結果と比較すると、剥奪割合よりも貧困率のほうが負の所得勾配は低所得層において急になっており、2つ以上の剥奪が重なるといふ事象がとりわけ低所得世帯で顕著に生じていることが示唆される。

図4 貧困率の所得勾配 ($d=5, k=3$)



注：縦軸は貧困率であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。
出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

次に、図4には貧困カットオフが3 ($k=3$)、すなわち5つの剥奪指標のうち3つが「剥奪」状態であれば「貧困」世帯とする設定での貧困率の所得勾配を示している。図4によると、このような厳しい居住の剥奪状態に置かれている世帯の割合は全体としては少なく、高

¹¹ なお「单身男性（65歳以上）」において、最も所得水準が低い層（年収100万円未満の層）において貧困率が若干減少している。これは、図2にあるように、この世帯類型の低所得層で最低居住面積水準未満の住居に住む人々の割合が少ないためと考えられる。

所得世帯では世帯類型にかかわらず 0 に近い。それでも、「単身男性（65 歳以上）」では、所得水準が 100-200 万円未満や 100 万円未満の場合の貧困率は 0.1(10%)以上程度に達しており、調整貧困率も高水準である。またそれ以外の世帯類型においても、所得水準が下がるとともに貧困率や調整貧困率は高くなっており、3つ以上の「居住の剥奪」を同時に経験している世帯が増えている¹²。全体としてみると、所得水準の低下に伴う居住環境の悪化は、個別の剥奪指標だけでなく、それらの重なりとしての貧困状態を見ても、明瞭に存在すると言える。

5. 結論

本論文では、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未満」、「旧耐震基準」、「木造（防火木造除く）」、「道路幅員 4m 未満」という 8次元の居住の剥奪指標を設定し、これらの個別指標の剥奪割合や多次元貧困指標としての貧困率・調整貧困率を世帯類型別・所得水準別に計算し、その所得勾配（income gradient）を検証した。

その検証結果は以下のようにまとめられる。第一に、多くの剥奪指標においては、世帯類型に関係なく、所得水準が低下すると剥奪割合が増加するという「負の勾配」があり、その勾配は所得が低下するほど急になる傾向がある。つまり、所得水準が低下すると居住の剥奪を経験する世帯の割合は多くなり、その傾向は低所得になるほど強くなる。

第二に、一方で、この所得勾配の傾向は、剥奪指標や世帯類型によって多様性・異質性が存在する。まず、剥奪指標としては、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未満」の 5つの剥奪割合は、残りの 3つと比較してより明瞭な負の所得勾配を有している。また、世帯類型別にみると、「腐朽・破損」や「浴室なし」については単身高齢世帯においてとりわけ明瞭な負の所得勾配が観察されたのに対し、「最低居住面積水準未満」については子と同居している世帯（とりわけ 2人以上の子供を有する世帯）において急激な負の所得勾配が観察された。

第三に、Alkire and Foster (2011)に基づく貧困率や調整貧困率についてみると、「腐朽・破損」、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」、「最低居住面積水準未満」の 5つの剥奪指標のうち、2つないし 3つを同時に「剥奪」されている世帯の割合は全体的には高くないものの、所得水準の低下に伴って、どの世帯類型でもその割合が高くなっていった。とりわけ、単身男性の高齢世帯の低所得層の貧困率・調整貧困率は高水準であった。

本稿の分析結果は、逆の見方をすれば、所得水準の上昇によって、各世帯類型の居住の剥奪・貧困がどのように改善する可能性があるのかを示している。例えば、図 1によれば、所得水準の上昇は、ほぼ全ての世帯類型（とりわけ「単身男性（65 歳以上）」において、「腐

¹² なお、所得水準が 700-1000 万円未満のところで「単身男性・単身女性（65 歳以上）」の世帯類型の所得勾配に「山」や「谷」が見られるが、これは該当するサブグループの標本規模が小さいためと考えられる（表 5 参照）。

朽・破損]、「洋式トイレなし」、「洗面所なし」、「浴室なし」のすべての剥奪の減少と強く関連している。また図2の「最低居住面積水準未滿」における「配偶者・子2人以上と同居」あるいは「子2人以上と同居」の世帯の所得勾配によれば、所得の上昇はこれらの世帯における過密状況の改善と強く関連している。そして図3、図4によれば、とくに低所得世帯において、所得水準の上昇は居住の貧困（すなわち複合的な剥奪状態）の大きな改善と関連していることを示唆している。

もちろん本稿の分析は、居住の剥奪・貧困の所得勾配の実態の検証にすぎない。したがって、本結果に基づいて、住宅手当や所得保障などによって低所得世帯の所得水準に介入した際に、居住の貧困・剥奪がどのようになるのかを単純に予測することはできない。しかし、所得水準の減少（増加）が各世帯類型においてどのような形で居住の剥奪・貧困の悪化（改善）と関連しているのかを理解することは、今後の住宅政策の検討において重要だと考える。

参考文献

- Alkire, S., & Foster, J. (2011). "Counting and multidimensional poverty measurement," *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487.
- Blau, D. M., Haskell, N. L., & Haurin, D. R. (2019). "Are housing characteristics experienced by children associated with their outcomes as young adults?" *Journal of Housing Economics*, (Available online 23 April 2019)
- Cung, R. Y-N., Chung, G. K-K., Gordon, D., Mak, J. K-L., Zhang, L-F., Chan, D., Lai, F. T., Wong, H., & Wong, S. Y-S. (2020) "Housing affordability effects on physical and mental health," *Journal of Epidemiology and Community Health*, 74, 164-172.
- Fusco, A. (2015), "The relationship between income and housing deprivation: A longitudinal analysis," *Economic Modeling*, 49, 137-143.
- Keele, L., Stevenson, R. T., & Elwert, F. (2020). The causal interpretation of estimated associations in regression models. *Political Science Research and Methods*, 8(1), 1-13.
- McCrone, G., & Stephens, M. (2017). *Housing Policy in Britain and Europe*, Routledge.
- Malpezzi, S., & Green, R. K. (1996) "What has happened to the bottom of the US housing market?" *Urban Studies*, 33(10), 1807-1820.
- Navarro, C., Ayala, L., & Labeaga, J. M. (2010). "Housing deprivation and health status: Evidence from Spain," *Empirical Economics*, 38, 555-582.
- OECD (2015) *How's Life 2015: Measuring well-being*, OECD.
- Oshio, T., & Kan, M. (2014). "Multidimensional poverty and health: evidence from a nationwide survey in Japan," *International Journal for Equity in Health*, 13(1), 128.
- 阿部彩 (2005) 「貧困、相対的剥奪、社会的排除—指標構築と相互関係」『日本の社会保障制度における社会的包摂（ソーシャル・インクルージョン）効果の研究』厚生労働科学研究

報告書、8-31.

阿部彩 (2014). 「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—」『季刊社会保障研究』, 49(4), 360-371.

浦川邦夫 (2006) 「居住生活の質に関する格差と貧困」『経済論叢』, 178(3), 85-109.

浦川邦夫・小塩隆士 (2016). 「貧困測定の経済理論と課題」『経済研究』, 67(3), 261-284.

川田菜穂子・平山洋介 (2015) 「所得格差と相対的貧困の拡大における住居費負担の影響」『住総研 研究論文集』, 42, 215-225.

式王美子 (2013) 「住宅アフォーダビリティの近年の動向に関する研究：全国消費実態調査マイクロデータによる住居費負担分析の中間報告」『都市住宅学』, 83, 116-120.

式王美子 (2015) 「東京都における低家賃民営借家ストックの変化に関するデータ分析：低質低家賃住宅の喪失と住宅アフォーダビリティ問題の顕在化」『都市住宅学』, 87, 154-159.

阪東美智子 (2006) 「生活保護被保護世帯・低所得世帯の住宅状況と居住水準—大阪西成区の高齢者保護世帯調査を通じて」『日本建築学会学術講演梗概集』 F-1 分冊, 1111-1112.

阪東美智子 (2015) 「住宅環境の社会疫学的影響」『貧困研究』, 14, 64-72.

丸山桂・駒村康平 (2013). 「低所得世帯の居住水準の実証研究」『三田学会雑誌』, 105(4), 617-648.

補論：Alkire and Foster (2011) の多次元貧困指標

本補講では、Alkire and Foster (2011) によって提案された多次元貧困指標（以下、調整貧困率）の測定法の概要を述べる¹³。

まず、分析に含まれるサンプルの総数を n 、貧困の測定に用いる住環境の次元の総数を d と定義する。次に、困窮の状況の判定には、 d 種類の次元 j ($j=1,2,\dots,d$) のそれぞれについて、必要とされる水準を満たさず、剥奪の状態にあるか否かを示す「剥奪カットオフ」(deprivation cutoff) と呼ばれるベクトル $\mathbf{z} = [z_1 \ \dots \ z_d]$ を定義する。

それぞれの次元 j の水準 $\mathbf{y} = [y_{ij}]$ ($i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, d$) に対して、世帯 i が剥奪されているかを示すダミー変数の行列 ($n \times d$ 行列) は、 $\mathbf{g}^0 = [g_{ij}^0]$ として表される。

$$\mathbf{g}^0 = \begin{bmatrix} g_{11}^0 & \dots & g_{1d}^0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ g_{n1}^0 & \dots & g_{nd}^0 \end{bmatrix}$$

この行列の各要素 $[g_{ij}^0]$ は、世帯 i が次元 j で剥奪の状態にあるとき ($y_{ij} < z_j$) は、1 であり、そうでないときは 0 である (Alkire and Foster, 2011, p. 477)。

$$g_{ij}^0 = \begin{cases} 1; & \text{(世帯 } i \text{ が次元 } j \text{ で剥奪状態にある)} \\ 0; & \text{(世帯 } i \text{ が次元 } j \text{ で剥奪状態にはない)} \end{cases}$$

我々は、この行列 \mathbf{g}^0 を剥奪行列 (deprivation matrix) と呼ぶ。ここで、住環境の次元を複数考え、住環境の剥奪に関係する全項目のうち、世帯 i が被った剥奪の数を $c_i = |\mathbf{g}_i^0|$ と定義しよう。すると、列ベクトル \mathbf{C} は次式のように表現できる。

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} c_1 \\ \vdots \\ c_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} |\mathbf{g}_1^0| \\ \vdots \\ |\mathbf{g}_n^0| \end{bmatrix}$$

次に、貧困世帯の識別について、 $c_i \geq k$ の場合、世帯 i を貧困とみなす。貧困の識別のための関数 $\rho_k(y_i; z)$ を以下のように設定する。

$$\rho_k(y_i; z) = \begin{cases} 1; & c_i \geq k \\ 0; & c_i < k \end{cases}$$

¹³ この節の多次元貧困指標の解説は、主に浦川・小塩 (2016) の解説に依拠している。

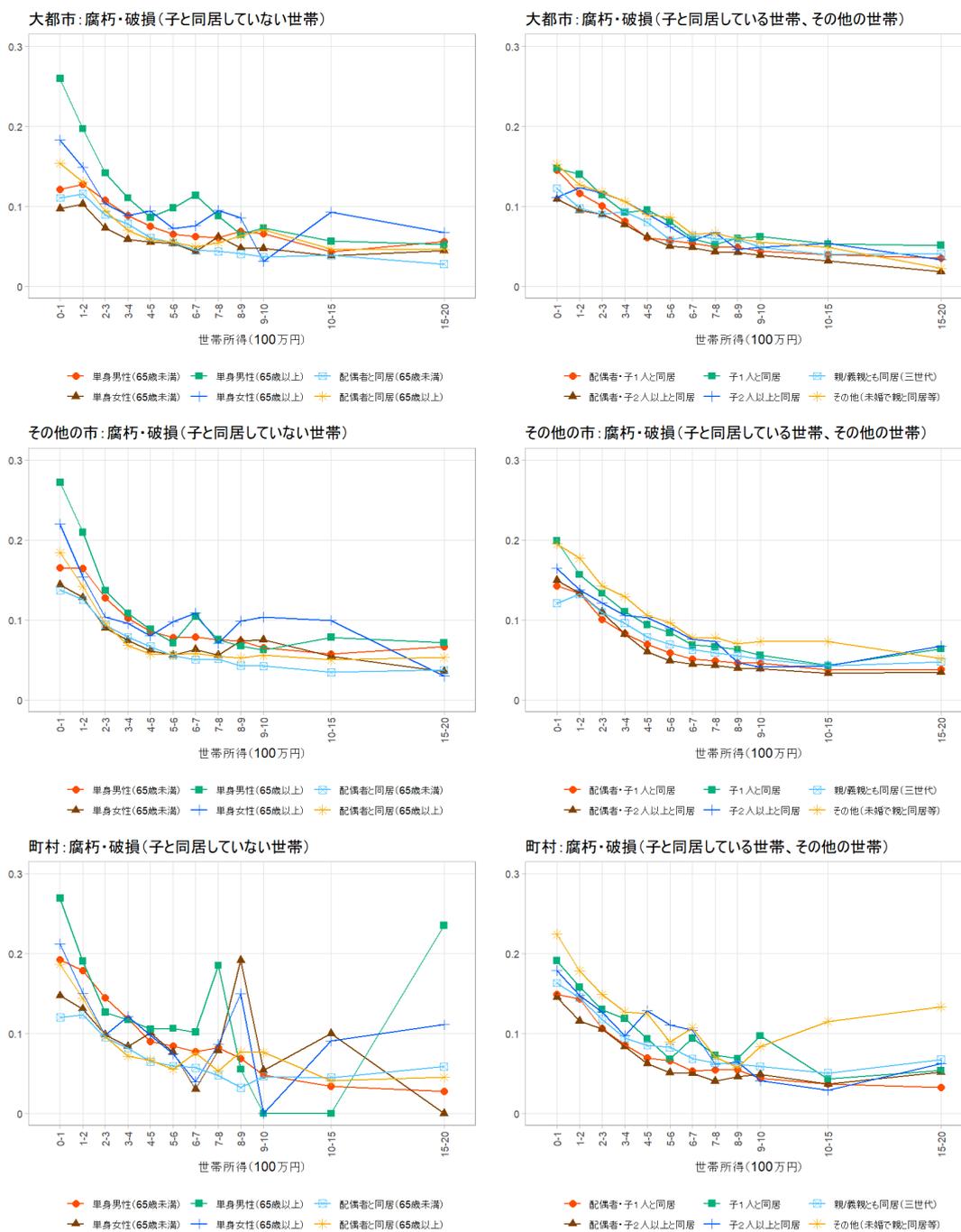
この「デュアル・カットオフ」による貧困世帯の識別は、複層的な困窮に苦しむ人々・世帯に明確に優先順位を与え、貧困を多次元で測ることが妥当な状況に有用である (Alkire and Foster, 2011, p.477)。

Alkire and Foster (2011) は、誰が貧困か否かの識別に加えて、全体的な貧困度を把握するために、調整 FGT 指標と呼ばれる一般的な多次元貧困指数 (AF 指標) をいくつか策定している。その中でも特に代表的な指標の一つが、調整貧困率 (M_0) である。 M_0 は、貧困率 (H) と貧困者の平均的な剥奪率 (A) の積として計算される。すなわち、貧困の識別基準として $|g_i^0| \geq k$ を採用すると、調整貧困率 (M_0) は次のように与えられる。

$$M_0 = HA = \frac{q}{n} \times \frac{|c(k)|}{qd} = \frac{|c(k)|}{nd} = \frac{|g^0(k)|}{nd}$$

$H = q/n$ は、 $c_i \geq k$ が貧困の基準に設定された場合の貧困者 (貧困世帯) の割合で、 q は貧困に該当する人 (世帯) の数で、 $q = \sum_{i=1}^n \rho_k(y_i, z)$ のように計算できる。 A は貧困層の平均的な剥奪シェア (全ての次元の中でいくつの次元が剥奪状態にあるか) であり、 $A = |c(k)|/qd$ で与えられ、 $c(k)$ はそれぞれの貧困層が剥奪状態にある次元数を示す列ベクトルであり、 $|c(k)|$ はベクトルの各行の値の和である。また、 $n \times d$ の行列 $g^0(k)$ は、貧困者 i が基準 $c_i \geq k$ に基づいて貧困と認定され、かつ j 次元の貧困に陥っている場合は 1 を取り、そうでない場合は 0 を取る。 $|g^0(k)|$ を行列の中で 1 をとる要素の数として表すと、 $|c(k)|$ と等しくなるので、上式のように形を変えることが可能になる。ここでは、貧困層以外の人 (世帯) の剥奪の次元数がカウントされていないことに注意が必要である。多次元貧困指数は、貧困者の各次元の状況変化に着目したものであり、貧困率のような単一の指数とは異なる。たとえば、貧困者に分類された個人が、それまで貧困に陥っていなかった新たな次元の貧困に陥った場合、貧困率 (H) は増加しないが、調整貧困率 (M_0) は増加する。

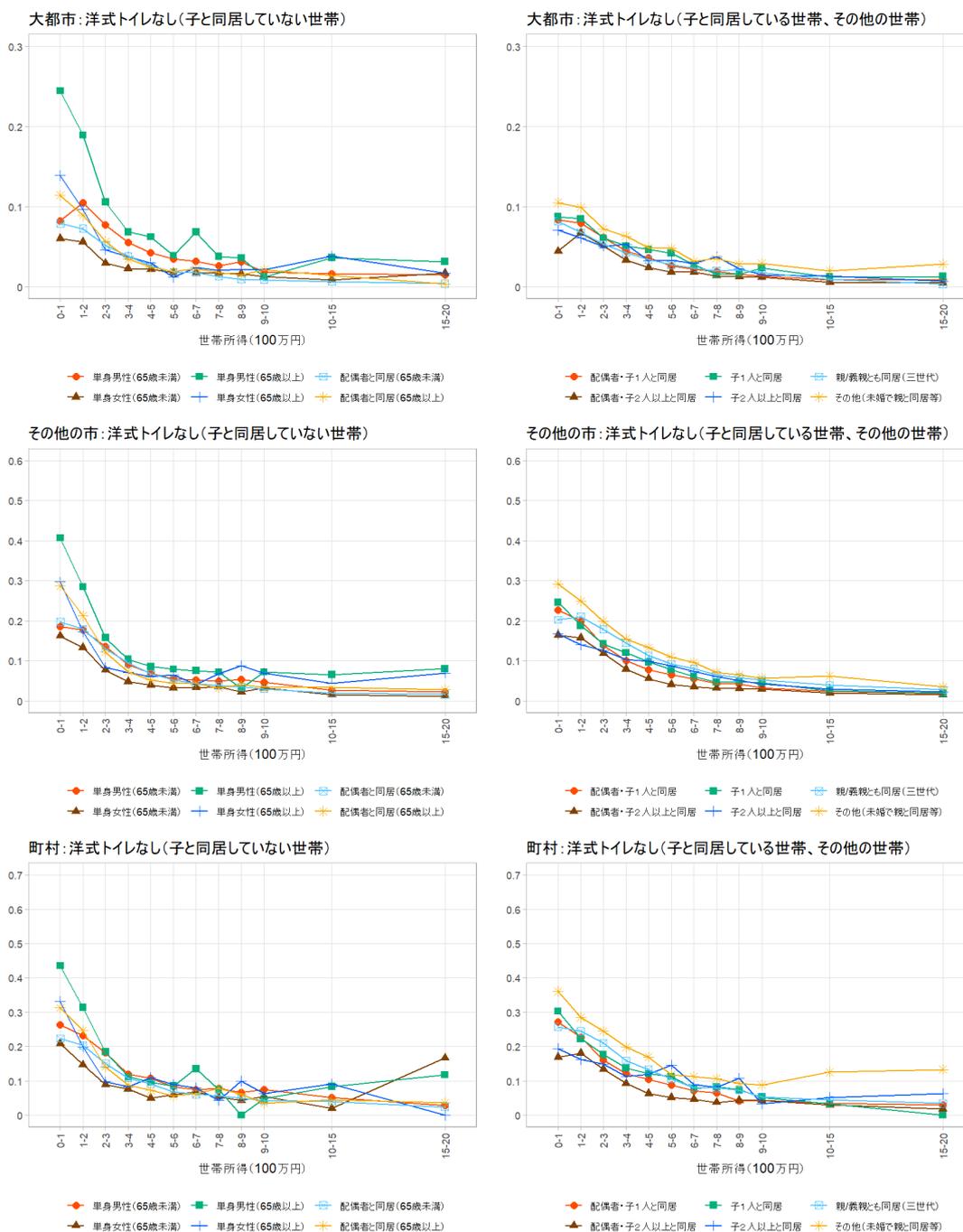
補表1：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（腐朽・破損）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

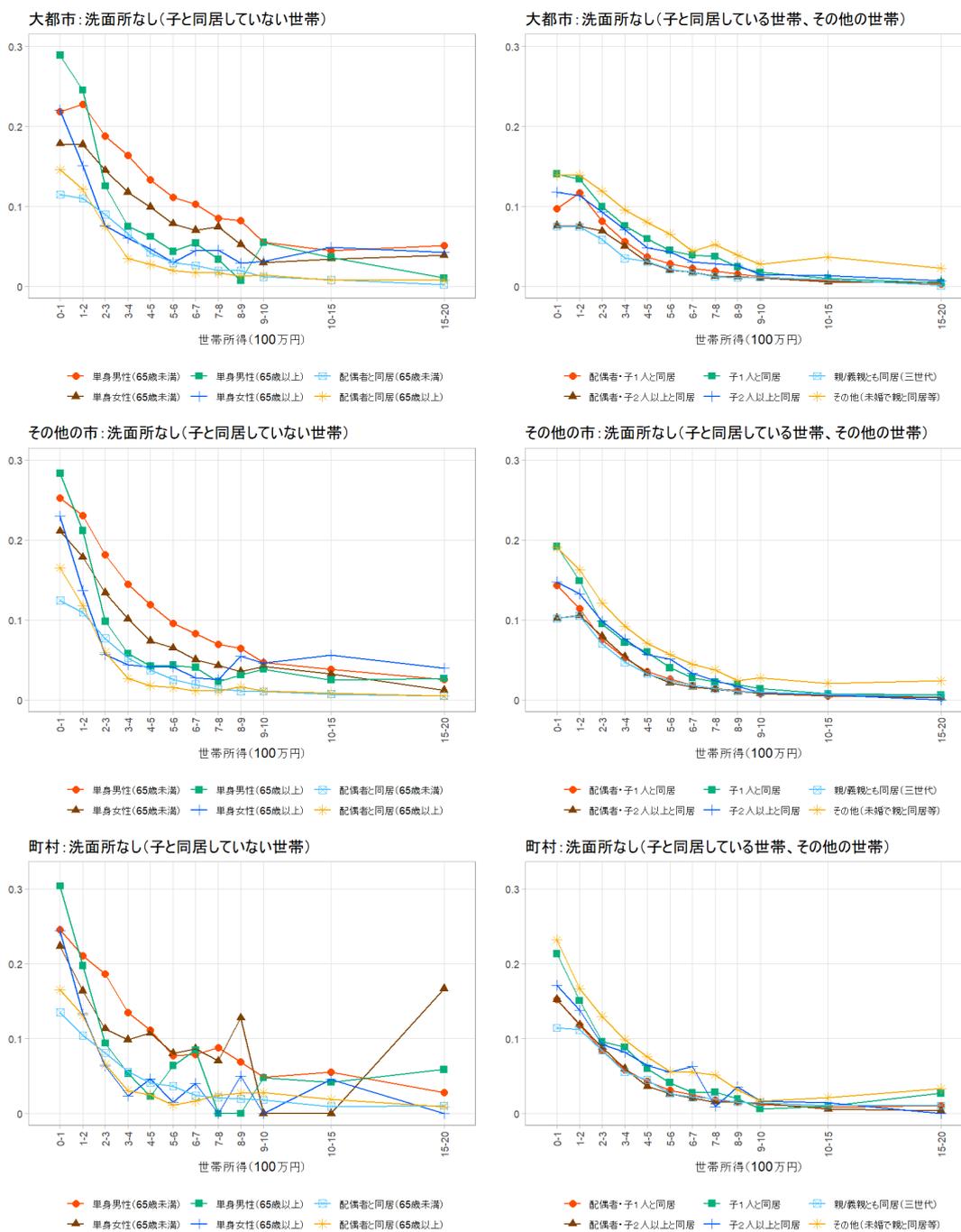
補表2：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（洋式トイレなし）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

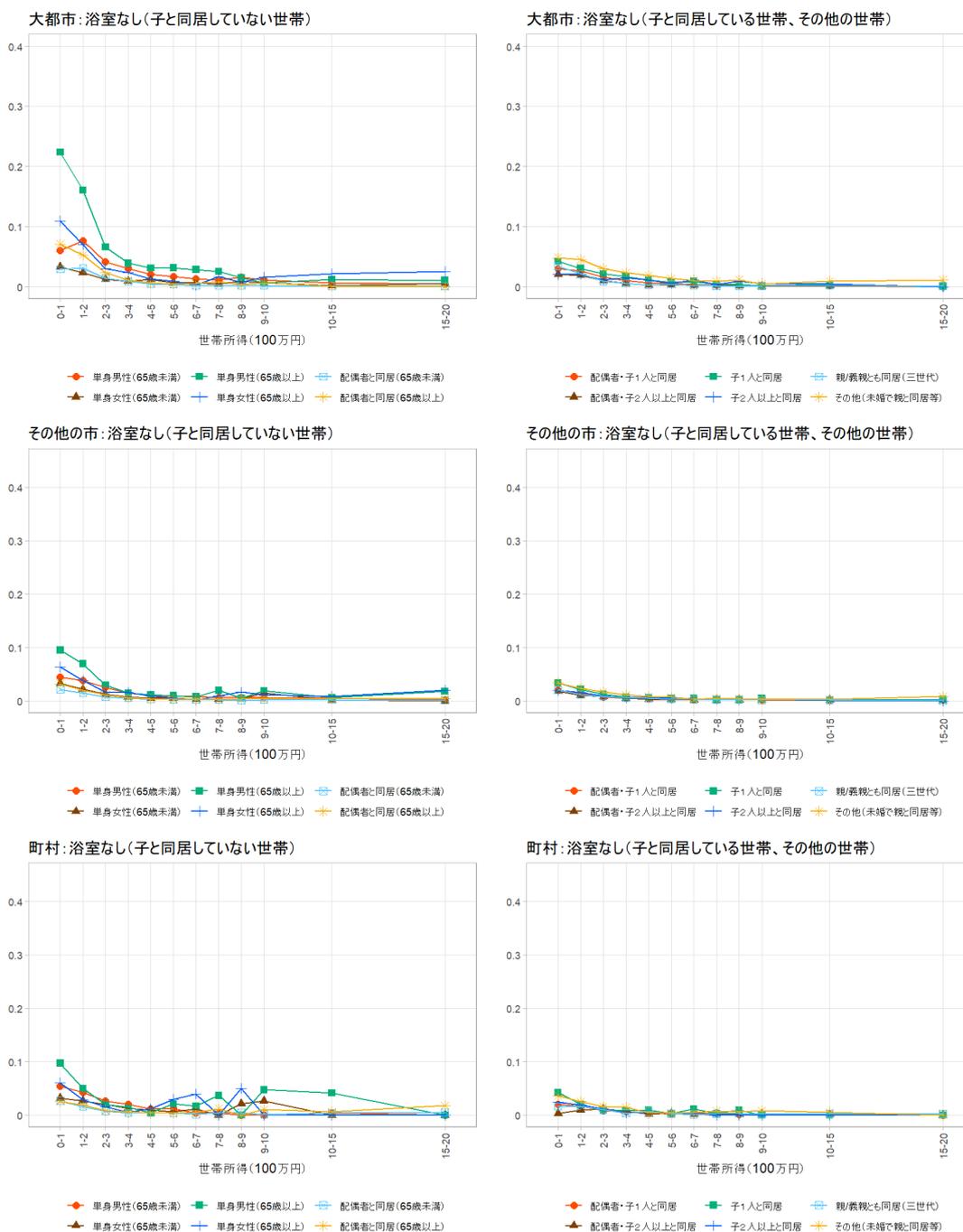
補表3：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（洗面所なし）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

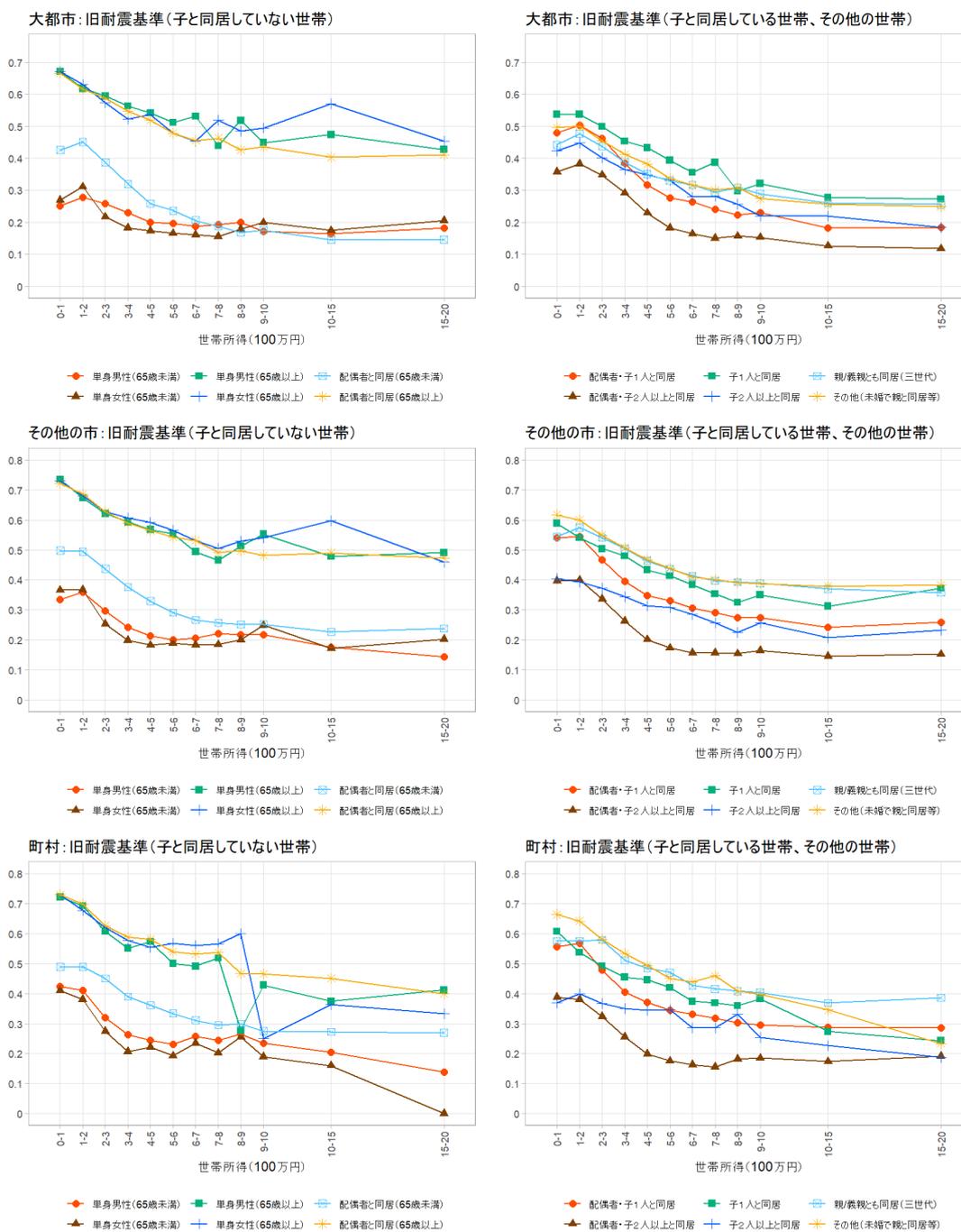
補表 4：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（浴室なし）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

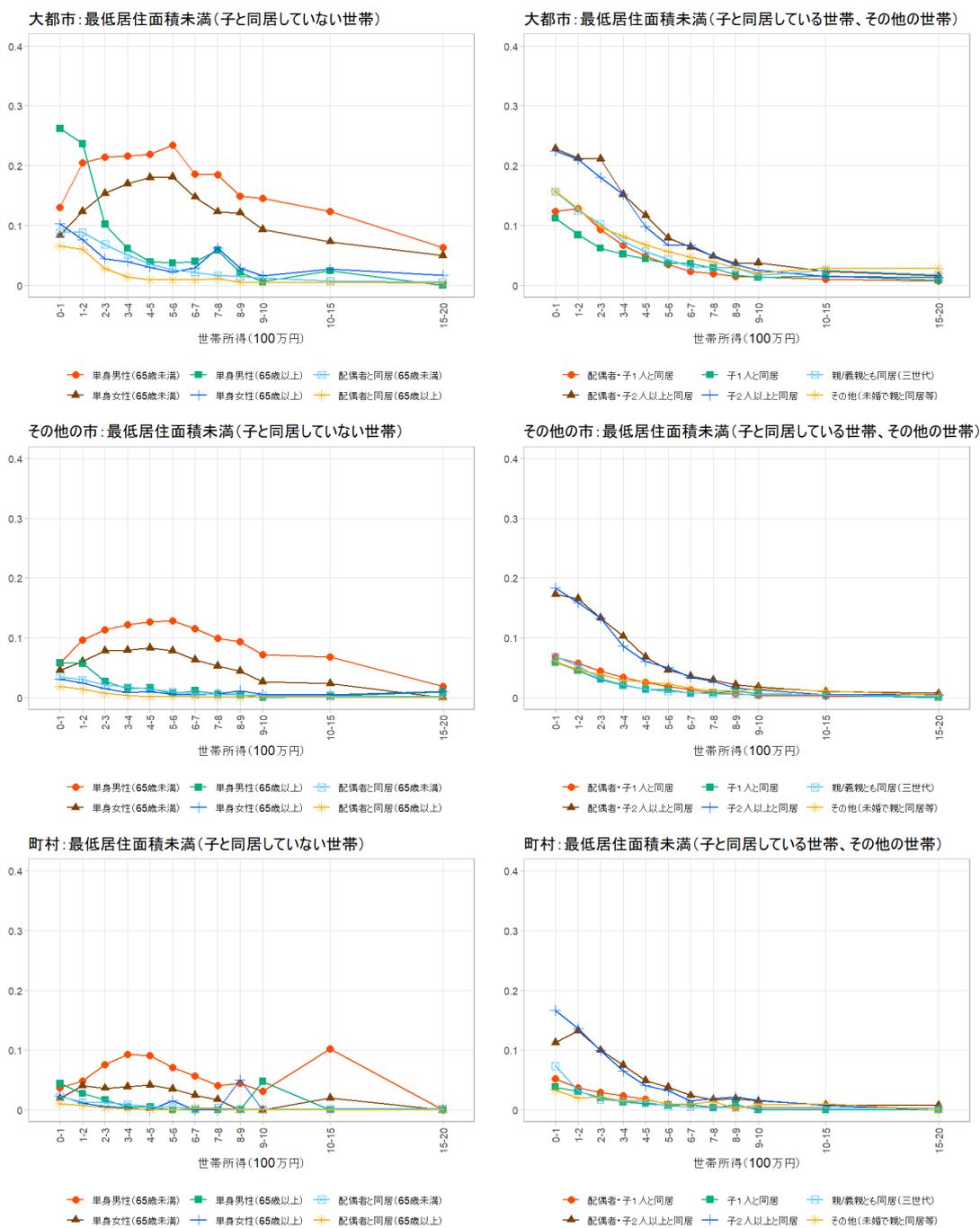
補表5：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（旧建築基準法）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

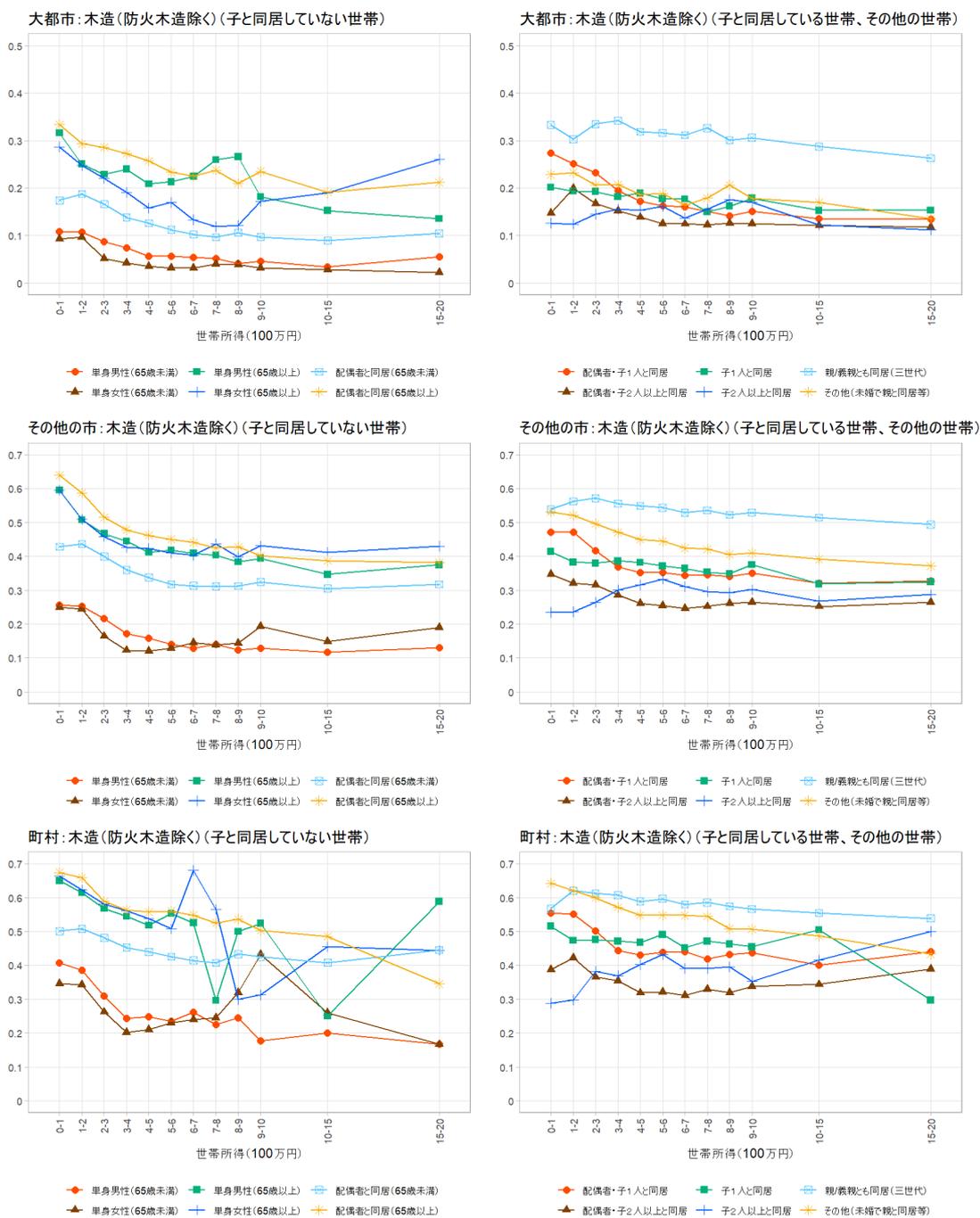
補表6：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（最低居住面積水準未滿）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

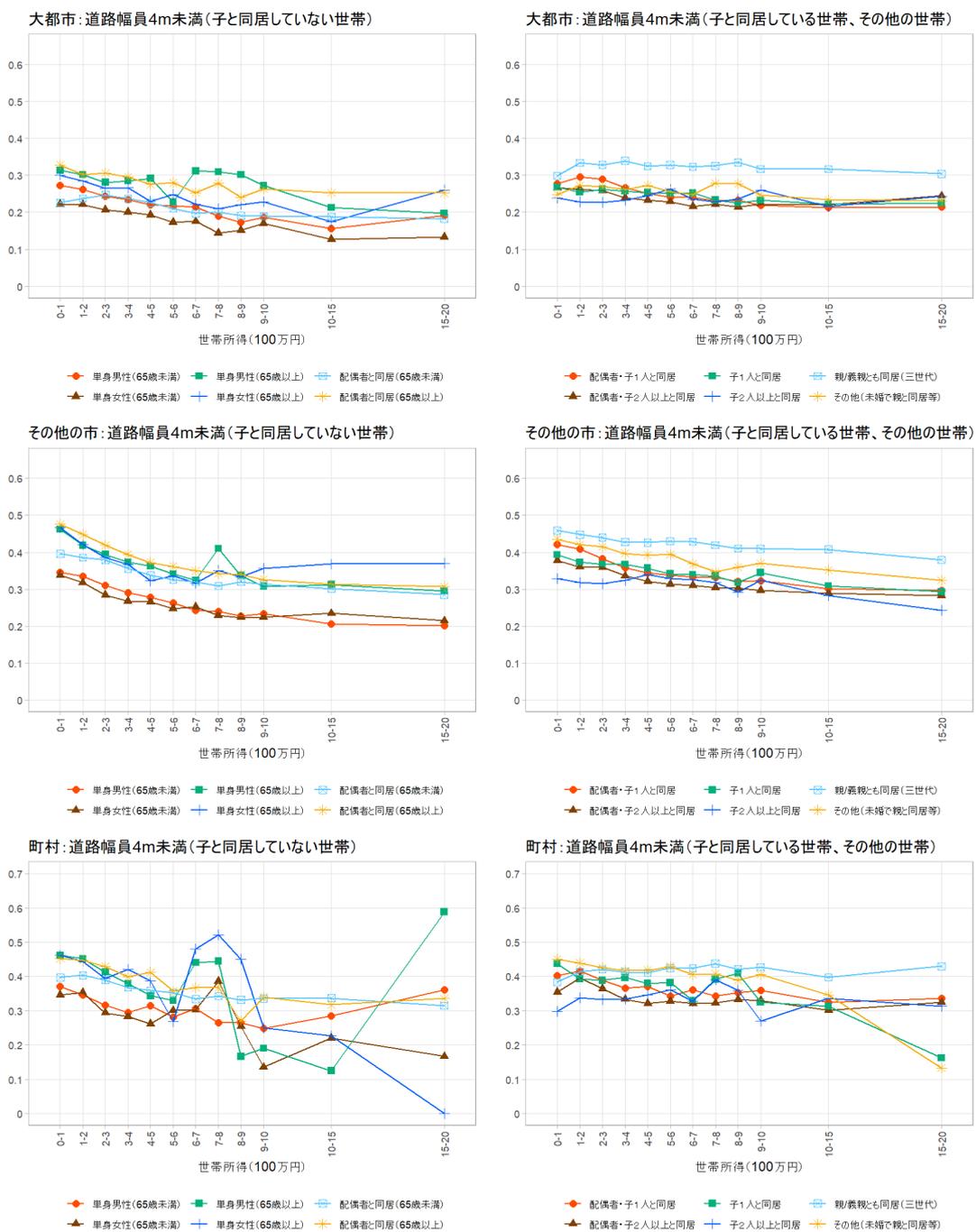
補表7：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（木造（防火木造除く））



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。

補表8：自治体規模別の剥奪割合の所得勾配（道路幅員4m未満）



注：縦軸は剥奪割合であり、所得水準・世帯類型別に計算している。横軸の単位は100万円である。「大都市」とは23区および政令指定都市であり、「その他の市」とは「大都市」以外の市である。なお（とくに町村において）一部の世帯類型の所得水準別の剥奪指数の変動が大きいのは、当該世帯類型の標本規模が小さいためである。

出典：住宅・土地統計調査（2008年）より著者作成。