

中間層を構成する世帯の変容

篠崎 武久（早稲田大学 理工学術院）

高橋 陽子（労働政策研究・研修機構）

《要旨》

本研究は、『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の個票データを用いて、所得の観点から見て中間層以上（中間層＋高所得層）に分類される者の特徴を、決定木、二値選択モデル、Blinder-Oaxaca 分解の各分析手法を用いた結果から明らかにした。また分析結果に基づき、中間層以上の割合の上昇に資する政策のあり方について検討した。

中間層以上に分類される者の特徴として、世帯の総所得に占める稼働所得（雇用所得や事業所得など）の割合が高いこと、世帯内の所得の集中度が低いことが明らかとなった。また世帯主年齢が65歳未満の世帯では、2018年のデータにおいて、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合の高低も中間層以上に分類されるか否かの分岐と関係があった。世帯主年齢が65歳以上の世帯では、年金所得などの社会保障給付以外に一定以上の稼働所得を得ていることが中間層の下限値を上回る等価可処分所得を得ることに寄与していた。

稼働所得が下落していた1997年から2018年の間においては、世帯内の就業者数を増やして追加的な所得を獲得することが、中間層の下限値を上回る方策として有用だったことを確認した。政策的には、保育園や学童保育の拡大などの両立支援策の拡充を通じて、この追加的な就業が生まれる余地を拡大させることの必要性について指摘した。

同時に、このような追加的な就業を引き出せる余地が次第に減少していること、個人の稼働所得の上昇につながるようなリスキリングを支援する施策の拡充も、中間層以上の割合の上昇のために今後必要になること、についても併せて指摘した。

（備考）本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

目次

1. はじめに.....	1
2. 分析方法およびデータ	2
2.1 本研究における中間層の定義.....	2
2.2 分析方法	3
2.3 データの説明	4
3. 分析結果.....	5
3.1 所得分布の変化.....	5
3.2 決定木に基づいた、中間層+高所得層に含まれる者の特徴	7
3.3 二値選択モデルに基づいた、中間層+高所得層に含まれる者の特徴.....	11
4. ディスカッション	13
4.1 世帯主年齢が 65 歳未満の世帯における、中間層+高所得層に分類される者の特徴 とその変化.....	14
4.2 世帯主年齢が 65 歳以上の世帯における、中間層+高所得層に分類される者の特徴 とその変化.....	15
5. 結論	17
補論.....	19
謝辞.....	20
参考文献	21

1. はじめに

本研究は、篠崎・高橋（2023）の議論を踏まえて、所得の観点から中間層（中間所得層）を定義した上で、『国民生活基礎調査』の個票データを用いて、等価可処分所得の観点から見て中間層以上（中間層＋高所得層）に分類される者の特徴を明らかにする。

篠崎・高橋（2023）は、本研究と同じく『国民生活基礎調査』の個票データを用いて、日本の中間層の割合の推移を確認し、中間層の割合を変化させる要因について分析している。篠崎・高橋（2023）は、日本の中間層の割合が1980年代から2010年代にかけて低下していること、この低下が引退世帯のシェアが上昇したことに大きく左右されていることなどを明らかにした。また、世帯内に就業者がいると、就業者がいない場合に比べて中間層の割合が高くなることについても併せて指摘している。

本研究は篠崎・高橋（2023）で明らかになった、世帯内に就業者がいることの効果について、さらに詳しく分析することを目的としている。その意味で本研究と篠崎・高橋（2023）は、相互に補完的な分析となっている。篠崎・高橋（2023）は、世帯主年齢の高低にかかわらず、世帯内に就業者がいる場合に、世帯内に就業者がいない場合と比べて、中間層の割合が高いことを明らかにした。ただ、世帯内の就業者がどのような形で組み合わせられているのか（非正規就業の多寡など）、あるいは、就業者が得る収入は、1人のみからの収入でよいのか、それとも2人以上の複数人からの収入の方が望ましいのか、などの点については検討できていなかった。換言すれば、例えば世帯内に非正規雇用の就業者が1人いる場合、その世帯に含まれる者は中間層に入る可能性が高くなるのか否か、といった問いに対して詳しく検討できるだけの材料を提示できていなかった。

そこで本研究では、篠崎・高橋（2023）と同じ『国民生活基礎調査』の個票データを用いて、中間層に含まれる者の特徴について、いくつかの多変量解析の手法を用いて明らかにする。本研究では、篠崎・高橋（2023）が注目していた世帯内の就業者の数の情報に加えて、世帯内の所得の情報に着目し、どのような形で所得を得ている世帯が中間層に分類される可能性が高くなるのかについて分析している。分析にあたっては、篠崎・高橋（2023）が指摘する、世帯主年齢の高低により中間層に含まれる者の割合が大きく変化する点を考慮して、世帯主年齢が65歳未満の世帯と65歳以上の世帯を分けた形での分析を併せて行った。また分析結果に基づき、中間層の割合を上昇させるために必要な政策的な支援策の方向性について検討した。

本研究の構成は下記の通りである。2章で本研究の分析方法ならびに本研究で使用するデータについて説明する。3章で分析結果を示す。分析結果を受けた討論を4章で展開する。5章で分析結果と討論の結果を踏まえて今後の政策的な対応の方向性について指摘し、残された課題について述べる。

2. 分析方法およびデータ

2.1 本研究における中間層の定義

本節では、本研究の分析における中間層の定義について説明する。

本研究における中間層の定義は、基本的には、篠崎・高橋（2023）が採用した定義を踏襲する。まず、中間層の把握は、所得の観点から行う。具体的には、世帯員が得た所得から税や社会保険料負担を除くなどして世帯全体の可処分所得を計算し、それを世帯人員数のルートで除して、等価可処分所得を算出する。この等価可処分所得は、世帯人員数で調整した、世帯員1人あたりの可処分所得であり、子どもや専業主婦などの非就業の世帯員も含めた世帯の全員に等価可処分所得の情報が割り振られる。この等価可処分所得で測った中位所得を基準に、中位所得の75%（0.75倍）を中間層の下限の値として、また、中位所得の200%（2倍）を中間層の上限の値としてそれぞれ用いる。この75%から200%の範囲に収まる等価可処分所得を得ている者が、中間層に分類される者となる。また、この中間層に分類される者たちの、全人口に対する割合を、中間層の割合と定義する。なお本研究では、上述のように所得の観点から定義される中間層（中間所得層（middle income class））を、単に中間層と表記する。

篠崎・高橋（2023）は、一部の分析を除いて、各年の中位所得を計算し、この各年の中位所得に基づいて各年の中間層の範囲を決めた上で算出した各年の中間層の割合を、分析に使用している。この手順で計算した中間層の割合は、中間層の割合に関する最も基本的な情報を示す。OECD（2019）など、他の先進国を対象とする先行研究の多くも同様の手順に沿って中間層の割合を算出していることから、日本の結果と他国の結果を比較することが可能になるなどの利点がある。

篠崎・高橋（2023）は、これらの分析とは別に、ある年の中位所得を計算し、このある年の中位所得に基づいて決めた中間層の範囲を他の年にも適用した上で、各年の中間層の割合を計算した結果を併せて示している（物価変動については、別途、調整している）。この分析は、経済活動の大きな落ち込みを経験した国においては、中間層の範囲をある年で固定（anchor）して計測することも重要であるという Derndorfer and Kranzinger（2021）の指摘が日本にも当てはまることを念頭に置いたものである。

次章以降で詳しく検討するが、日本における等価可処分所得の分布は、1990年代後半以降、所得がゼロの方向に圧縮されたような形になっている。小塩（2010）の言を借りれば、「日本の世帯は総じて貧困化している」（p.57）状態である。1990年代後半以降、所得分布が下方に圧縮されている状況下において、もし各年の中位所得の値に基づいて各年の中間層の範囲を定めれば、（物価変動について調整したとしても）1990年代後半と比較して、それ以降の中間層の下限値と上限値は下方に低下し、中間層としてとらえる範囲も1990年代後半より下方にずれることとなる。換言すれば、1990年代後半以降に世帯全体として所

得水準の下方への変化があったとしても、各年の中位所得の値に基づいて中間層の範囲を定める限りは、この所得水準の下方への低下を十分にとらえることはできない¹。

所得分布のゼロ方向への圧縮を踏まえた上で、1990年代後半の中間層が享受していた生活水準と同内容の生活水準を享受できる者の割合を計測するためには、1990年代後半時点で中間層の下限值と上限値を固定する必要がある。本研究の以下の分析においては、1997年時点における中間層の下限值と上限値を用いて中間層の範囲を定める。そして、この下限値と上限値を2018年の所得分布に適用し、1997年基準で測った中間層の範囲に2018年時点で入る者を特定する。併せて、中間層よりも上の層（高所得層、200%以上）、ならびに中間層よりも下の層（低所得層（50%以上75%未満）、貧困層（50%未満））に入る者も特定する。この作業により、1997年と2018年の中間層に含まれる者の特徴を異時点間で比較することが可能となる。

繰り返しになるが、上述した本研究の分析方針は、1990年代後半から2010年代にかけて、日本の所得分布がゼロ方向に圧縮されていることを前提としている。仮に、経済成長などを通じて所得分布全体が上方へ移動している場合に、ある年で中間層の下限值と上限値を固定してしまうと、世帯全体として所得水準が上昇し、生活水準も上昇している状況下において、中間層の割合を過小に評価する可能性がある。中間層の下限值と上限値を固定するという分析方法の適用条件には、十分に留意する必要がある²。

2.2 分析方法

次章以降の分析では、中間層に含まれる者の特徴、ならびに特徴の変化を、多変量解析等の手法を適用しつつ明らかにする。

はじめに、等価可処分所得でみた所得分布の変化について、ヒストグラムを描いて確認する。その際、篠崎・高橋（2023）が示した世帯類型に対応する形で、世帯主年齢が65歳未満の世帯と、世帯主年齢が65歳以上の世帯の所得分布の変化についても併せて確認する。また、等価可処分所得で見た所得分布の下方への圧縮の背後にあると推察される、稼働所得（雇用所得や事業所得等）の変化についてもヒストグラムを示した上で言及する。

次に、中間層に含まれる者の特徴を、決定木（decision tree）の手法を適用して抽出

¹ 同様の指摘は、相対的貧困率の測定に関してもあてはまる。樋口他（2016）は、相対的貧困率を計測する際に用いる貧困線を1980年代の貧困線で固定し、それ以降の相対的貧困率を計測すると、既知の相対的貧困率以上に相対的貧困率が上昇する可能性を指摘している。

² 相対的貧困率を算出する際の貧困線のある年で固定（fixed）して計測する場合も同様の指摘が可能である。先進国以外の国において、経済成長などによって所得分布が著しく上方へ移動すると、過去の水準で固定した貧困線以下の所得の者の割合は激減する。ただ、経済成長したその経済の中で相対的に見て貧困状態にある者は、経済成長前と同様に存在するかもしれない。固定した貧困線に基づいて計測される相対的貧困率と、固定しない貧困線に基づいて計測される相対的貧困率（通常使用される貧困率）は、分析の目的や分析対象の期間の長さに応じて使い分けることが肝要となる（Corak 2006）。

することを試みる。機械学習の手法の1つである決定木には多数の分析方法が存在するが、本研究ではそれらの方法のうち最も基本的な手法である CART (Classification and Regression Tree) を用いた結果を示す。CART を適用して描かれる決定木は、枝の分岐が2分岐までで、可読性が高く、結果の理解が容易であるという特徴がある。CART を用いた分析から、中間層に含まれる者の主な特徴、特に、複数の特徴がどのように重なった場合に中間層に分類される確率が高くなるのかを確認する。検証にあたっては、1997年と2018年の各年のデータについて、分析サンプルを世帯主年齢で二分した上で、中間層に含まれる者の特徴が異時点間でどのように変化したのかを、世帯類型別に検証する。

最後に、中間層に含まれる者の特徴を、二値選択モデルを用いて分析する。二値選択モデルを1997年と2018年のデータのそれぞれに適用し、1997年と2018年の係数の変化について確認する。この二値選択モデルを用いた分析についても、分析サンプルを世帯主年齢で二分した上で、個別に推定した結果を示す。また、この二値選択モデルの結果を踏まえて、中間層の割合の1997年から2018年への変化分について、Blinder-Oaxaca 分解の手法を用いて要因分解した結果を併せて示す³。男女間賃金格差の分析手法として有名な Blinder-Oaxaca 分解は、2つのグループ間のアウトプット（例えば賃金）の差を、独立変数の係数が異なる効果（係数効果。例えば教育年数からのリターンが異なる効果など）と、独立変数内の構成が異なる効果（構成効果。例えば高学歴の者が多いことによる効果など）の2つに分解することができる。本研究では、中間層の割合の変化に対して Blinder-Oaxaca 分解を適用することで、1997年から2018年にかけての中間層の割合の変化に対して、係数効果と構成効果がそれぞれどの程度寄与しているのか、また、その寄与はどの独立変数によってもたらされているのかを検証する。

なお、上述の決定木ならびに二値選択モデルの分析では、従属変数が二値変数となるが、この従属変数は、雑駁に言えば、中間層に含まれるか否か、である。ただ前節で言及したように、中間層の上には高所得層が、中間層の下には低所得層と貧困層が、それぞれ存在している。このままだと中間層を含めて4値の選択となるので、この4値を二値に変換する。具体的には、中間層と高所得層を1つのグループ、低所得層と貧困層をもう1つのグループとして、中間層の下限値未満と以上で2つに分かれるような2グループに再編する。よって、上述の決定木ならびに二値選択モデルで明らかになるのは、正確に言えば、中間層「以上」（つまり中間層＋高所得層）に含まれる者の特徴ということになる。

2.3 データの説明

本研究で用いるデータは、篠崎・高橋（2023）と同じく、厚生労働省の『国民生活基礎

³ 二値をとる従属変数についてグループ間の差を分解する手法に関しては、例えば Gomulka and Stern (1990)、Fairlie (2005)などを参照。

調査』(以下、『国生』)の個票データである。この個票データのうち、1997年のデータ(調査年は1998年)と2018年のデータ(同2019年)を次章以降の分析に使用する。個票データから等価可処分所得を算出するにあたっては、これも篠崎・高橋(2023)と同様に、Atkinson and Brandolini(2013)のようなトップコーディングは施さず、税や社会保険料の額が不詳である者は計算から除外した。計算された等価可処分所得が負になる場合はゼロに変換している。その他、分析に必要な変数を、『国生』の世帯票ならびに所得票より抽出し、適宜、独立変数を作成した。独立変数の詳細は、次章以降で分析結果を示す際に併せて記載する。

3. 分析結果

3.1 所得分布の変化

本節では、次節以降の分析に入る前に、『国生』の1997年のデータと2018年のデータから算出される等価可処分所得の分布を示し、この約20年間の間に、所得分布がゼロ方向に圧縮されていることを確認する。また、等価可処分所得の分布の変化の背後にある、稼働所得の分布の変化についても併せて確認する。

1997年と2018年の等価可処分所得に基づく所得分布を図1のパネルAに示した。1997年と2018年の2時点の所得分布を比較するにあたり、1997年基準の物価水準で、2018年の等価可処分所得を調整した上でヒストグラムを描いている。また図1のパネルAには、1997年の等価可処分所得から計算した中位所得の値、ならびに中位所得の値を基準として算出した中間層の下限の値と中間層の上限の値についても併せて示している。

1997年と2018年の所得分布を比較したとき、ちょうど中間層の下限値のあたりを境にして、所得分布の形状に変化が見られることがわかる。つまり、下限値よりも所得が高い領域においては、1997年から2018年にかけて割合が低下しているのに対し、下限値より所得が低い領域においては、1997年から2018年にかけて割合が上昇している。換言すれば、中間層の範囲を1997年の時点で固定した場合、中間層より下の低所得層や貧困層に入る者の割合が、1997年より2018年の方が高くなっている。具体的には、1997年から2018年にかけて、低所得層の割合は16.5%から21.8%へ、貧困層の割合は14.6%から21.3%へと、それぞれ上昇している。低所得層と貧困層を合わせると、12.1%ポイントの上昇となる。

図1のパネルAが示すような所得分布のゼロ方向への圧縮の背景の1つには、田中(2020)や篠崎・高橋(2023)が指摘するように、人口構成の高齢化がある。引退後に現役時代の稼働所得より少ない年金所得等で生活する高齢者の割合が増加したことにより、低所得者や貧困者の割合が増加したと考えられる。世帯主年齢が65歳未満の世帯のみに限定して1997年と2018年の所得分布を比較した図1のパネルBを確認すると、パネルAと

比較して、低所得者や貧困者の割合の増加がやや小さいことがわかる。具体的には、1997年から2018年にかけて、低所得層の割合は15.4%から17.1%へ、貧困層の割合は12.5%から16.8%へと、それぞれ上昇している。低所得層と貧困層を合わせると、5.9%ポイントの上昇となり、パネルAで見た上昇幅よりも小さくなる⁴。これに対し世帯主年齢が65歳以上の世帯のみに限定して所得分布を比較した図1のパネルCを確認すると、パネルAと比較して、低所得者や貧困者の割合の増加はやや大きい。具体的には、1997年から2018年にかけて、低所得層の割合は20.2%から27.8%へ、貧困層の割合は21.5%から26.4%へと、それぞれ上昇している。低所得層と貧困層を合わせると、12.5%ポイントの上昇となる。

人口構成の高齢化以外の背景としては、雇用所得や事業所得など、働いて得られる所得である稼働所得が、1997年から2018年にかけて低下した可能性を指摘できる。図2のパネルAに、1997年基準の物価水準で調整した、1997年の稼働所得の分布と2018年の稼働所得の分布を示した（稼働所得がゼロの者は分析から外した）。なおこの図2を描画する際に用いた稼働所得は、個人単位で計測された稼働所得である。図2のパネルAには、1997年と2018年の分布から計算した、下位10%点の稼働所得、50%点の稼働所得（＝稼働所得の中位所得）、上位10%点の稼働所得の値を併せて示した。

図2のパネルAからは、稼働所得の分布において、200万円未満の者の割合が1997年から2018年にかけて上昇していること、また、下位10%点、50%点、上位90%点のいずれの点においても、1997年の値に比べ2018年の値が低下していることがわかる。換言すれば、稼働所得で見た所得分布において、下位の領域においても、上位の領域においても、所得は低下している。小塩（2010）は、『国生』から計算した等価可処分所得に基づいて、1997年から2006年にかけて、所得分布に二極化の傾向が現れているかを、いくつかの極化指標を用いて検証している。検証の結果、等価可処分所得の分布において、二極化の傾向が確認されないことを小塩（2010）は指摘している。つまり、「2000年代に入ってから日本経済においては、格差拡大を伴わないまま所得が全体的に低下したが、二極分化も進まなかった」（小塩 2010, p. 54）。本研究における1997年と2018年の等価可処分所得の分布の比較、ならびに稼働所得の分布の比較においても、上述の小塩（2010）の指摘と同様の傾向を確認することができる。

図1と同様に、図2には、世帯主年齢が65歳未満の世帯のみに限定して稼働所得の分

⁴ なおパネルBでは1997年から2018年にかけて、等価可処分所得が100万円未満の者の割合がやや上昇している（約4%ポイント）。世帯主年齢が65歳未満の世帯のうち、等価可処分所得が100万円未満の世帯でのみ見られる特徴を抽出したところ、1997年と2018年を比較した時に、18歳未満の子どもが世帯内に1人以上いる世帯の割合が高くなっていった。図2が示すように、1997年から2018年にかけて稼働所得が低い者の割合が上昇しているが、この低い水準の稼働所得という特徴と子どもがおり等価可処分所得を計算する際の分母がより大きい（計算される等価可処分所得はより小さい）という特徴をともに有する世帯が、等価可処分所得100万円未満の範囲に入ったものと推察される。

布を描画した図であるパネル B、および、世帯主年齢が 65 歳以上の世帯のみに限定して描画した図であるパネル C を併せて示している。図 2 のパネル B、パネル C いずれの図においても、図 2 のパネル A と同様に、稼働所得の分布において、200 万円未満の者の割合が 1997 年から 2018 年にかけて上昇していること、また、下位 10% 点、50% 点、上位 90% 点のいずれの点においても、1997 年の値に比べ 2018 年の値が低下していることがわかる。図 2 のパネル C における変化が、図 2 のパネル B における変化よりも大きいことも、図 1 のパネル B とパネル C で確認された傾向と同じである。図 1 と図 2 を総じてみた時に、人口構成の高齢化が、1997 年から 2018 年の間に低所得層や貧困層の割合を上昇させたこと、また、世帯主の年齢の高低にかかわらず、1997 年から 2018 年の間に稼働所得が低下している（下位 10%、50% 点、上位 10% 点いずれにおいても）ことが、等価可処分所得の分布がゼロ方向に圧縮された背景要因と推察されることを指摘できる。

3.2 決定木に基づいた、中間層＋高所得層に含まれる者の特徴

前節の分析では、等価可処分所得に基づく所得分布が、1997 年から 2018 年にかけてゼロ方向に圧縮されていること、その結果として、同時期に中間層や高所得層に分類される者の割合が低下し、低所得層や貧困層に分類される者の割合が上昇したことを見た。この結果を踏まえて、本節では、中間層以上（＝中間層＋高所得層）に分類される者の特徴について、決定木を用いた分析から明らかにする。また、中間層以上に分類される者の特徴について、1997 年のデータを用いた結果と 2018 年のデータを用いた結果を比較し、特徴がどのように変化したのかについても併せて検証する。

本節では機械学習の手法の 1 つである CART を用いた上で、分析結果を決定木の形で描出し、中間層以上に含まれる者の特徴を視覚的に確認する⁵。CART を用いて決定木を作成する場合、最初は決定木を大きめに成長させた後に、事後刈り込み（post-pruning）を行って葉ノード（leaf node）を刈り込み、決定木の大きさが適切になるように調整する。具体的な手順としては、『国生』の個票データを、学習データと検証データに二分し⁶、学習データを使って決定木を作成し、過学習が生じないようにパラメータをチューニングして刈り込みを行い、木を一旦確定させた後に、検証データを用いて予測を行い正解率を計算した。正解率が極度に低下せず、かつ、決定木の大きさが大きくなりすぎないように、上記の作業を繰り返した。

⁵ 本節の分析に際して、ソフトウェアは R (version 4.3.2) を使用し、rpart ライブラリ (version 4.1.23) を用いて分析した。

⁶ 学習データと検証データは無作為に抽出される。無作為抽出を試行するたびに、学習データの内容、ならびに学習データに基づく分析結果は微妙に変化する。その意味で、本節で示す決定木の結果は厳密に言えば確定的ではない。本研究では、無作為抽出の際に使用する乱数を様々に変化させた上で、複数の決定木の結果に共通して現れた代表的な結果を示している。

決定木で用いる従属変数は、中間層以上に分類されるか否か、である。中間層以上、つまり中間層と高所得層を合わせて1グループとし、中間層未満、つまり低所得層と貧困層を合わせて1グループとした上で、いずれのグループに入っているかの情報を従属変数とする⁷。

決定木で用いる独立変数は、下記の8独立変数である。以下、各独立変数について説明する。

居住地ダミー (lcity) 大都市に居住する場合に1をとるダミー変数。大都市の方がそれ以外の都市と比べて高賃金の就業機会と遭遇する可能性が高く、高所得を得る可能性が高いことの効果を捉えるための変数。1997年の大都市は13の都市を、2018年の大都市は21の都市を、それぞれ指している⁸。

性別ダミー (female) 分析対象の個人が女性の場合に1をとるダミー変数。

世帯内の大人の平均年齢 (aagemean) 1つの世帯に属する18歳以上の大人の平均年齢。

世帯主年齢が65歳未満の現役世帯の場合、右上がりの賃金プロファイルを前提とすると、平均年齢が高い方が所得が高くなる可能性が高いことを捉える変数。世帯主年齢が65歳以上の引退世帯の場合、平均年齢が低いと世帯内に就業可能な大人が存在し、世帯主の年金以外の所得が入る可能性があることを捉える変数。

18歳未満の子どもダミー (dchild) 18歳未満の子どもが世帯内に1人以上いる場合に1をとるダミー変数。子どもの存在が等価可処分所得を引き下げる効果を持つことを捉える変数。

世帯内の大人の人数ダミー (dsadult) 世帯内の18歳以上の大人の数が1人の場合に1をとるダミー変数。若年者や高齢者の単身世帯、母子世帯、父子世帯などが該当する。

世帯内の所得の集中度 (rshoto2total) 1つの世帯内で、18歳以上の大人が持つ所得(稼働所得や年金所得などすべての所得を含む)が、どの程度集中あるいは分散しているのかを表す変数。産業組織論の分野で用いられるハーフィンダール・ハーシュマン指数(HHI)を所得に基づいて計算し、算出されたHHIを100で割った値。もし1つの世帯内で所得を得ている大人が1人のみの場合、このHHIの値は100となる。大人が2人いて、この2人がまったく同じ水準の所得を得ていれば、このHHIの値は50となる。このHHIの値が100に近いほど、世帯内の所得が1人に集中している状況を表

⁷ グループの作成方法について、本節で説明した方針と異なる方針に基づいてグループを区分した場合に得られる結果を補論に示した。具体的には、a) 低所得層と中間層と高所得層を合わせて1グループ、貧困層のみをもう1グループとした場合の結果、b) 分析から高所得層を除き、中間層のみを1グループ、低所得層と貧困層を合わせてもう1グループとした場合の結果、である。

⁸ 1997年の大都市の内訳は、東京都区部、札幌市、仙台市、千葉市、横浜市、川崎市、名古屋市、京都市、大阪市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市である。2018年の大都市の内訳は、東京都区部、札幌市、仙台市、さいたま市、千葉市、横浜市、川崎市、相模原市、新潟市、静岡市、浜松市、名古屋市、京都市、大阪市、堺市、神戸市、岡山市、広島市、北九州市、福岡市、熊本市である。

し、100 から 0 に向かって遠ざかれば、所得が世帯内で分散している状況を表す。

総所得に占める稼働所得の割合 (rkadosho) 世帯全体の総所得に占める、稼働所得（雇用所得や事業所得など）の割合。パーセント表示。特に、世帯主年齢が 65 歳以上の世帯において、この値が高ければ、年金所得以外の所得がある可能性が高いことを示している。

世帯内の大人に占める非正規雇用の割合 (rtempwork) 1 つの世帯内の 18 歳以上の大人のうち、非正規雇用で就業している者の割合。パーセント表示。『国生』の調査項目の関係から、ここでの非正規雇用は、「1 月以上 1 年未満の契約の雇用者」または「日々又は 1 月未満の契約の雇用者」とする。特に世帯主年齢が 65 歳未満の世帯において、この割合が高いと、世帯全体の所得水準が低くなる可能性があることを捉える変数。

上記の独立変数のうち、いくつかの変数は、篠崎・高橋（2023）が用いた世帯類型の特徴を反映した変数となっている。篠崎・高橋（2023）が分析に用いた世帯類型は、まず世帯主が 65 歳未満か 65 歳以上かを基準に 2 つに分かれ、さらに世帯内の大人の数、子どもの有無、就業者の数に基づいて世帯を区分する形をとっている。最後の就業者の数については、上記の独立変数では、世帯内の所得の集中度と総所得に占める稼働所得の割合の 2 変数でその効果を捉えようとしている。

上記の従属変数と独立変数の基本統計量を表 1 に示した。表 1 には、世帯全体を対象として計算した結果に加えて、世帯主年齢が 65 歳未満の世帯に限定して計算した結果、ならびに世帯主年齢が 65 歳以上の世帯に限定して計算した結果を併せて示した。

CART に基づいて描画された決定木を図 3 に示した。図 3 には、パネル A からパネル F までの 6 枚の図が含まれている。パネル A と B が 1997 年と 2018 年の各決定木、パネル C と D が世帯主年齢が 65 歳未満の世帯のみに限定した 1997 年と 2018 年の決定木、パネル E と F が世帯主年齢が 65 歳以上の世帯のみに限定した 1997 年と 2018 年の決定木である。

決定木の結果の解釈について、図 3 のパネル A に基づいて簡単に確認する。決定木は、複数の独立変数の情報を基にして、データを分類する手法の 1 つである⁹。本節における決定木の分析の場合、上述した複数の独立変数の情報を基にして、中間層以上（中間層＋高所得層）に含まれるか否かの分類をすることになる。この分類に大きく影響する独立変数が、最終的に示される決定木の中に現れる。決定木の中に現れる独立変数について、ある閾値以上の値の場合と未満の値の場合でデータが分割されていく。図 3 のパネル A では、最上位のノード（根ノード (root node)）に総所得に占める稼働所得の割合 (rkadosho) があり、この割合が 11.85%未満だと、葉ノードであるノード 2 に区分されることがわかる。このノード 2 に区分されたケース数 (n) は 7482 で、パネル A で分析に用いたケース

⁹ 従属変数が質的変数の場合に用いられる決定木を、特に分類木 (classification tree) と呼ぶ。

数 64160 の約 12%にあたる。このノード 2 に区分された 7482 ケースのうち、約 20%（ノード 2 にある棒グラフのうち黒色の領域）が等価可処分所得の観点から中間層以上に区分された者であり、残りの約 80%（ノード 2 にある棒グラフのうち灰色の領域）が等価可処分所得の観点から中間層未満に区分された者である。換言すれば、総所得に占める稼働所得の割合（rkadosho）が低い場合、中間層以上に区分される可能性が低い。ノード 2 とは反対に、中間層以上に区分される可能性が高い葉ノードは、例えばノード 11 である。ノード 11 に区分される者は、総所得に占める稼働所得の割合（rkadosho）が 11.85%以上であり、世帯内の所得の集中度（rshoto2total）が 99.95%未満という特徴を持つ。この 2 つの特徴を持つノード 11 のケース数 36696 のうち、約 80%（ノード 11 にある棒グラフのうち黒色の領域）が等価可処分所得の観点から中間層以上に区分された者であり、残りの約 20%（ノード 11 にある棒グラフのうち灰色の領域）が等価可処分所得の観点から中間層未満に区分された者である。換言すれば、総所得に占める稼働所得の割合（rkadosho）がある程度高く、世帯内の所得の集中度（rshoto2total）が 1 を少し下回っている（≒所得が 1 人のみに集中していない）場合、中間層以上に区分される可能性が高い。

図 3 の決定木について、すべての分岐について確認するのは煩雑になるため、以下では、根ノードの次のノードまでの分岐については確認し、それ以外の分岐については、分岐に使用される独立変数に言及しながら、ケース数が比較的大きい葉ノードへ至る分岐について特に確認することとする。ただ、パネル C や D とパネル E や F を比較するとわかるが、世帯主年齢が 65 歳未満の世帯と 65 歳以上の世帯では、最上位のノードや、その後の分岐に使用される独立変数に違いがある。パネル A や B の結果は、世帯主年齢が 65 歳未満の世帯に関する結果（パネル C や D）と 65 歳以上の世帯に関する結果（パネル E や F）を統合した結果となっており、一部解釈が難しい部分がある。そこで以下では、パネル A と B については根ノードの次のノードまでの分岐についてのみ確認することとし、パネル C から F については葉ノードへ至る分岐についても確認することとする。

図 3 のパネル A と B を確認すると、最上位に位置するノードは、総所得に占める稼働所得の割合（rkadosho）であることがわかる。この値が小さいと中間層以上に分類される者の割合が低いことがわかる。総所得に占める稼働所得の割合が大きい場合、次のノードでは世帯内の所得の集中度（rshoto2total）で分岐が生じる。世帯内の所得の集中度が 100 から遠い場合、中間層以上に分類される者の割合が高い。ここまでの分岐については、1997 年と 2018 年で共通した傾向が観察される。

図 3 のパネル C と D は、世帯主年齢が 65 歳未満の世帯の結果を示している。最上位のノードは世帯内の所得の集中度（rshoto2total）であり、次のノードでは総所得に占める稼働所得の割合（rkadosho）により分岐が生じる。世帯内の所得の集中度が 100 ではなく（≒所得がある大人が 2 人以上いる）、稼働所得の割合が高い場合に、中間層以上に分類さ

れる者の割合が高い。他に中間層以上に分類される者の割合が高い葉ノードに至る分岐は、1997年と2018年で様相が異なる。1997年のデータ（パネルC）では、世帯内の所得の集中度が100に近く（＝所得がある大人が1人のみ）、稼働所得の割合が高く、世帯内の大人の平均年齢（aagemean）が高い場合（ノード10）、または、世帯内の所得の集中度が100に近く、稼働所得の割合が高く、世帯内の大人の平均年齢が低く、18歳未満の子ども（dchild）がおらず、世帯内の大人の平均年齢が極端に低くない場合（ノード9）である。2018年のデータ（パネルD）では、世帯内の所得の集中度が100に近く、稼働所得の割合が高く、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合（rtempwork）が低い場合（ノード6）である。

図3のパネルEとFは、世帯主年齢が65歳以上の世帯の結果を示している。最上位のノードは稼働所得の割合（rkadosho）であり、この値が低いと中間層以上に分類される者の割合が低い（1997年、2018年ともにノード2）。稼働所得の割合が高い場合は、世帯内の所得の集中度（rshoto2total）により分岐が生じる。世帯内の所得の集中度が低い場合、1997年のデータ（パネルE）では、中間層以上に分類される者の割合が高い（ノード11）。2018年のデータ（パネルF）では、稼働所得の割合で再び分岐が生じ、稼働所得の割合が高い場合に中間層以上に分類される者の割合が高い（ノード9）。稼働所得の割合が低い場合は、18歳未満の子ども（dchild）がいない場合に中間層以上に分類される者の割合が高い（ノード8）。世帯内の所得の集中度が高い場合、1997年のデータ（パネルE）では世帯内の所得の集中度が100に近くなければ、中間層以上に分類される者の割合が高い（ノード10）。世帯内の所得の集中度が100に近い場合は、稼働所得の割合（rkadosho）が100%から離れており、18歳未満の子ども（dchild）がいない場合に、中間層以上に分類される者の割合が高い（ノード9）。

図3のパネルAからFまでの決定木を総じて見たとき、稼働所得の割合（rkadosho）や世帯内の所得の集中度（rshoto2total）が、中間層以上に入るか否かの分岐に対して大きな影響を及ぼしていることがわかる。その他に決定木に現れる独立変数としては、18歳未満の子どもの有無（dchild）や世帯内の大人の平均年齢（aagemean）、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合（rtempwork）などがある。1997年と2018年では、分岐に用いられる独立変数や、分岐の形自体がかなり異なることも確認できる。1997年時点で中間層以上に分類される者の特徴と、2018年の時点で中間層以上に分類される者の特徴が、細部において微妙に異なることを図3は示唆している。

3.3 二値選択モデルに基づいた、中間層＋高所得層に含まれる者の特徴

本節では、前節の分析で用いた従属変数と独立変数を引き続き使用し、二値選択モデルを適用して、中間層以上に分類される者の特徴を明らかにする。また、1997年と2018年

の推定結果を比較して、中間層以上に分類される者の特徴が異時点間でどのように変化したのかを併せて確認する。加えて、二値選択モデルの結果を踏まえて、中間層の割合の1997年から2018年への変化分について、Blinder-Oaxaca分解の手法を用いて要因分解した結果を併せて示す¹⁰。

表2に二値選択モデルの推定結果を示した。二値選択モデルの推定方法はプロビットを選択した。また表3に、二値選択モデルの係数を使って算出される限界効果の情報を示した。プロビットモデルの場合、独立変数が従属変数に与える効果の大きさは限界効果で確認するため、以下では表3が示す情報に基づいて、中間層以上に分類される者の特徴を確認し、併せて、特徴が1997年と2018年度どのように変化したのかを検討する。検討に際しては、前節の決定木の分析結果を踏まえて、決定木の分類において現れた独立変数を中心に推定結果を検討する。

前節の決定木の分析において、中間層以上に分類されているかの決定に大きく寄与している独立変数は、総所得に占める稼働所得の割合と世帯内の所得の集中度であった。表3を見ると、世帯主の年齢の別にかかわらず、1997年も2018年も、稼働所得の割合が1%ポイント上昇すると中間層以上に入る確率が約0.5%高いことがわかる。また、これも世帯主の年齢の別にかかわらず、1997年も2018年も、世帯内の所得の集中度が1ポイント上昇すると中間層以上に入る確率が約0.5%低いことがわかる。

前節の決定木の分析において、上記の2独立変数以外に現れた独立変数について確認すると、世帯主年齢が65歳未満の世帯においては、世帯内の大人の平均年齢が1歳高いと中間層以上に入る確率が約0.3%高い。この正の効果は、世帯主年齢が65歳以上の世帯においては、1997年は確認できず、2018年にのみ確認できる。18歳未満の子どもがいると、中間層以上に入る確率が有意に低い。この負の効果の大きさは、世帯主年齢が65歳未満の世帯では1997年から2018年にかけて低下しているのに対し、世帯主年齢が65歳以上の世帯では1997年から2018年にかけて上昇している。世帯内の大人に占める非正規雇用の割合は、2018年のみわずかに負の効果を示しているケースがあるが、効果の大きさは小さい。その他、前節の決定木の分析に現れなかった独立変数について確認すると、大都市に居住していると中間層以上に入る確率が有意に高く、女性だと中間層以上に入る確率が有意に低い。世帯内の大人の数が1人だと、中間層以上に入る確率が有意に低い。ただしこの負の効果の大きさは1997年から2018年にかけて低下している。

表2のプロビットモデルの推定結果を基に、中間層以上の割合の1997年から2018年への変化分について要因分解した結果を表4に示した¹¹。まず世帯全体の結果を確認すると、

¹⁰ 本節の分析に際して、ソフトウェアはStata/MP (version 16.1) を使用し、probit と oaxaca コマンドを用いて分析した。

¹¹ ここで用いるBlinder-Oaxaca分解は、1997年から2018年にかけての中間層以上の割合の変化につい

中間層以上の割合は、1997年の68.9%から2018年の56.8%に低下している。この低下のうち、独立変数の係数が変化した効果（係数効果）が-6.4%ポイント、独立変数内の構成が変化した効果（構成効果）が-4.6%ポイントとなっており、両効果が中間層以上の割合の低下に負の効果を持つことがわかる。

この係数効果や構成効果は、世帯主年齢が65歳未満の世帯の効果と、世帯主年齢が65歳以上の世帯の効果を合わせた効果となっている。世帯主年齢が65歳未満の世帯の係数効果は-6.0%ポイント、構成効果は0.3%ポイントであるのに対し、世帯主年齢が65歳以上の世帯の係数効果は-8.6%ポイント、構成効果は-5.0%ポイントであり、世帯主年齢の違いによって効果の正負や効果の大きさが異なっている。

世帯主年齢が65歳未満の世帯の係数効果のうち、大きな負の寄与を持つ独立変数は世帯内の所得の集中度で-4.4%ポイントである。世帯内の所得の集中度が高いことは、1997年に比べて2018年の方が、中間層以上の割合に与える負の効果大きいことを示している。他方、総所得に占める稼働所得の割合が高いことは、1997年に比べて2018年の方が、中間層以上の割合に与える正の効果大きいことを示している。世帯主年齢が65歳未満の世帯の構成効果については、表1を参照しながら検討すると、世帯内の大人の平均年齢が上昇したこと、18歳未満の子どもがいる世帯の割合が低下したことが、中間層以上の割合の変化に正の効果を与えており、また、世帯内の大人の数が1人である世帯の割合が上昇したこと、世帯内の所得の集中度が高い世帯の割合が上昇したことが、中間層以上の割合の変化に負の効果を与えている。

世帯主年齢が65歳以上の世帯の係数効果のうち、大きな負の寄与を持つ独立変数は世帯内の所得の集中度で-7.2%ポイントである。世帯内の所得の集中度が高いことは、1997年に比べて2018年の方が、中間層以上の割合に与える負の効果大きいことを示している。他方、総所得に占める稼働所得の割合が高いことは、1997年に比べて2018年の方が、中間層以上の割合に与える正の効果大きいことを示している。世帯主年齢が65歳以上の世帯の構成効果については、表1を参照しながら検討すると、18歳未満の子どもがいる世帯の割合が低下したことが、中間層以上の割合の変化に正の効果を与えており、また、世帯内の大人の数が1人である世帯の割合が上昇したこと、世帯内の所得の集中度が高い世帯の割合が上昇したこと、総所得に占める稼働所得の割合が高い世帯の割合が低下したことが、中間層以上の割合の変化に負の効果を与えている。

4. ディスカッション

3章の分析結果は、中間層以上に分類される者は、世帯主年齢が65歳未満の世帯と65

て要因分解しているが、従属変数と独立変数の双方に影響する交絡要因については制御できていないため、要因分解の結果を因果分析的に考察することはできないことには注意を要する。

歳以上の世帯で、それぞれ異なる特徴を持つことを示している。また、それらの特徴が 1997 年から 2018 年にかけてどのように変化したかについても、世帯主年齢の別によって、変化の内容や方向が一部異なっていた。この結果を踏まえ、本章の考察では、中間層以上に分類される者の特徴について考察する際に、世帯主年齢で区分した上で、世帯主年齢が 65 歳未満の世帯における中間層以上に分類される者の特徴、ならびに、世帯主年齢が 65 歳以上の世帯における中間層以上に分類される者の特徴を、それぞれ分けて検討する。

4.1 世帯主年齢が 65 歳未満の世帯における、中間層＋高所得層に分類される者の特徴とその変化

3.2 節の決定木を用いた分析、ならびに、3.3 節の二値選択モデルの分析からは、世帯主年齢が 65 歳未満の世帯において、中間層以上に分類される者の特徴としては、世帯内に所得を得ているものが 2 人以上あり、かつ、その所得を稼働所得の形で得ている者である。この特徴を持つ者の割合が高いことが、図 3 のパネル C のノード 13 やパネル D のノード 9 の n から読み取れる。

これ以外の形で中間層に分類される可能性が高くなるのは、1997 年だと、世帯内で所得を得ている者が 1 人で、稼働所得の割合が比較的高く、世帯内の大人の平均年齢が比較的高い場合であった（ノード 10）。ただこの特徴は 2018 年の決定木には現れない。1990 年代以降、日本の賃金プロファイルがフラット化していることを複数の研究が指摘しているが（Hamaaki et al. 2012, Yamada and Kawaguchi 2015）、フラット化が進む中では年齢の高さや勤続年数の長さが所得面で有利に働く余地は減少し、2018 年の決定木の分析結果もこの変化を反映している可能性がある。

平均年齢に代わり、2018 年に新たに現れる特徴は、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合が低いことである。3.3 節の二値選択モデルに基づく限界効果の分析結果（表 3）においても、2018 年の分析結果でのみ、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合の係数が負で有意になっており（ただし効果の大きさは小さい）、また、表 4 の Blinder-Oaxaca 分解の分析結果においても、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合の負の係数効果が増大している。

表 2、表 3、表 4 の結果だけを見ると、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合が中間層以上の割合に対して与える効果は負であることが示唆される。ただ図 3 の決定木の分析結果も合わせて検討すると、非正規雇用の割合が中間層以上の割合に対して与える効果は、もう少し複雑である可能性がある。3.2 節でも見たように、決定木の中の分岐条件として非正規雇用の割合が現れるのは、世帯内で所得を得ている者が 1 人の場合である。この条件に合致する世帯類型としては、単身世帯や、大人が 1 人で 18 歳未満の子どもがいる世帯、大人が 2 人以上いてそのうち 1 人が就業している世帯などが考えられる。この大人 1

人が非正規雇用である場合は、中間層以上に分類される割合が低いことがわかる（パネルDのノード5）。この分岐における非正規雇用の効果が、表2、表3、表4で確認される負の係数として現れている可能性がある。

他方、世帯内で所得を得ている者が2人以上いる場合は、分岐条件として非正規雇用の割合は決定木の中に現れない。世帯内に所得を得ているものが2人以上あり、かつ、その所得を稼働所得の形で得ている者については、就業形態の正規・非正規の別は、中間層以上に分類される要素としては重要度が低いことを決定木の結果は示唆している。この条件に合致する世帯類型としては、就業している大人全員が正規雇用であるケースや、世帯内で、1人が正規雇用で就業し、もう1人が「103万円の壁」を念頭に置いて就業調整しながら非正規雇用で就業しているケースなどが考えられる。この場合、世帯内に非正規雇用の者がいることは、必ずしも中間層以上に分類される可能性が低くなるのではなく、むしろ中間層以上に分類される可能性を高くしている可能性がある。図2のパネルBに見られるように、1997年から2018年の約20年間においては、高水準の稼働所得を得ることが容易でない状況が続いていたが、このような状況下においては、追加的に得られる所得は多くなくとも、所得を得る者の数を世帯内で増やし所得の集中度を下げることで、中間層の下限値を上回るための方策として有用であった可能性を指摘できる。

4.2 世帯主年齢が65歳以上の世帯における、中間層+高所得層に分類される者の特徴とその変化

3.2節の決定木を用いた分析、ならびに、3.3節の二値選択モデルの分析からは、世帯主年齢が65歳以上の世帯において、中間層以上に分類される者の特徴としては、まず世帯全体の総所得のうち一定以上を稼働所得の形で得ていることが挙げられる。この条件を満たさない場合、中間層以上に分類される可能性が低い（図3のパネルEとFのノード2）。ノード2に合致する世帯類型としては、所得が年金などの社会保障給付のみである世帯が想定される。ノード2のnを確認するとわかるように、この特徴を持つ者の割合は1997年においても2018年においても高く、かつ、その割合は1997年から2018年にかけて上昇している（表1において総所得に占める稼働所得の割合が、1997年より2018年の平均値の方が低いことから確認できる）。稼働所得の割合が小さい者の割合の上昇は、表4のBlinder-Oaxaca分解の分析結果からも確認できるように、中間層以上の割合の変化に負の効果をもたらしている（構成効果が負で有意）。

ただ、一定以上の稼働所得があるだけで、中間層以上に分類される可能性が高くなるわけではないことを3.2節の決定木は示唆している。一定以上の稼働所得がある場合、次に条件となるのは世帯内の所得の集中度が高くないこと、具体的には世帯内で所得を得ている者が1人ではないことである。所得を得ている者が1人の場合、中間層以上に含まれる

可能性がやや低くなる（1997年のノード6や8、2018年のノード4）。決定木の中で根ノードに近いところに、独立変数として世帯内の大人の数（dsadult）が現れていないことに鑑みると、所得を得ている者が1人というこの状況は、高齢単身世帯の状況を反映しているというよりも、世帯内の大人の数は2人以上いるが、所得を得ている者は1人という状況をより強く反映しているものと推察される。この条件に合致する世帯類型としては、例えば夫婦のみの世帯で、1人が年金所得と稼働所得があり、もう1人は年金支給開始前で就業もしていない、といったケースが考えられる。この場合、しばらくすればもう1人について年金の支給が開始され、所得の集中度が下がることが予想されるので、中間層以上に分類される可能性が高くなる。ただその場合も、一定以上の稼働所得があるという条件は残り続ける。世帯主年齢が65歳以上の世帯においては、年金などの社会保障給付に加えて稼働所得の形で所得を得ることが、中間層の下限値を超える等価可処分所得を得るための方策として有用であった可能性がある。また、図2のパネルC（世帯主年齢65歳以上の世帯）において、200万円未満の稼働所得を得ている者の割合が1997年から2018年にかけて上昇しており、社会保障給付に加えて稼働所得を得る選択をした者が一定数存在していた可能性が示唆される。

世帯主年齢が65歳以上の世帯については、世帯主年齢が65歳未満の世帯と比べて、子どもの育児や教育に関わる費用負担が終わっており、その分、世帯主年齢が65歳未満の世帯と比べて生活に必要な所得額が小さいという傾向はあるかもしれない¹²。また、65歳未満の世帯と比べて、金融資産や非金融資産等の資産を持つケースも多く、フローとして得られる毎年の所得額が低かったとしても、消費水準としては特に問題がないという可能性もある。大竹（2005）が指摘するように、ライフサイクル仮説や恒常所得仮説に基づいて、一生涯を通じての消費の平準化が行われるのであれば、「所得水準よりも消費水準の方が個人の経済厚生水準をより正確に反映している可能性が高い」（大竹 2005, p. 63）。大竹（2005）は、経済全体の消費の不平等度が高まっていること、40歳以降に消費分布の不平等度が急速に高まること、新しい世代ほどライフサイクルの当初から消費の不平等度が高いことを明らかにしているが、もし2020年代にもこの傾向が続いているのであれば¹³、消費水準が一定の値を下回る者の割合は増えているかもしれない。消費の観点からみて中間層的なグループを定義した上で、この中間層の割合の時系列的な変化、ならびに、

¹² 岩本他（2016）は、『家計調査』（総務省統計局）のデータを用いて、世帯平均の総消費は50歳代後半をピークとしてその後低下すること、世帯平均の非耐久財消費は50歳代後半まで上昇した後に80歳代にかけて漸減することを示している。

¹³ Higa（2019）は、『家計調査』（総務省統計局）のデータを用いて1980年代から2010年代半ばまでの非耐久消費財の消費の不平等について検証し、2010年代始めにかけて消費の不平等度が上昇していることを明らかにしている。前出の岩本他（2016）も同類の結果を示している。岩本他（2016）は耐久財消費も含めた消費総額を等価した消費額に基づくジニ係数も計算しており、1980年代から2010年代始めにかけて、等価消費のジニ係数が安定的に推移したことを指摘している。

中間層の上と下に位置する層の割合に関する変化についても、今後、確認、検討する必要がある。

5. 結論

本研究では、等価可処分所得の観点から見て中間層以上（中間層＋高所得層）に分類される者の特徴を、『国民生活基礎調査』の個票データに、決定木、二値選択モデル、Blinder-Oaxaca 分解の各分析手法を適用した結果から明らかにした。

中間層以上に分類される者の特徴として、世帯の総所得に占める稼働所得の割合が高いこと、世帯内の所得の集中度が低いことが明らかとなった。世帯主年齢が 65 歳未満の世帯では、2018 年のデータにおいて、世帯内の大人に占める非正規雇用の割合の高低も中間層以上に分類されるか否かの分岐と関係があった。世帯主年齢が 65 歳以上の世帯では、年金所得などの社会保障給付以外に一定以上の稼働所得を得ていることが中間層の下限値を上回る等価可処分所得を得ることに寄与していた。

3.1 節の図 2 の稼働所得（雇用所得や事業所得など）の分布で確認できるように、1997 年から 2018 年の間においては、就業して得ることのできる所得は、分布の下位、中位、上位のいずれの領域においても下落していた。このような状況下においては、世帯全体の所得ならびに可処分所得を増やすためには、個人の稼働所得を増やす試みよりは、世帯内の就業者数を増やして（結果、所得の集中度が下がる）、追加的な所得を獲得することが、中間層の下限値を上回る方策としては有用だったといえる。例えば世帯主年齢が 65 歳未満の世帯に関しては、2010 年代以降に拡充が進んだ両立支援策をさらに進めることで（例えば待機児童数が多い都市部における保育園や学童保育の受け皿の拡大など）、この追加的な就業が生まれる余地を拡大させることができるだろう。

同時に、両立支援策の拡充によって、世帯主年齢が 65 歳未満の世帯に追加的な就業が生まれる余地が次第に減少していることも事実である。過去、追加的な就業が生まれる余地は男性よりも女性の方が大きかったが、女性の労働力率が年々上昇し、2020 年代に入ってから子育て期の女性でも 8 割前後が労働参加していることを踏まえると、今後、追加的な就業を生む余地は次第に減少していくことが予想される。中間層以上に分類される者の割合を増やすためには、2010 年代後半まで有効であった方策とは別の方策、例えばリスクリングによる個人の生産性上昇を通じた稼働所得の増加といった方策もまた有用になる可能性がある。

世帯主年齢が 65 歳以上の世帯においても、稼働所得の割合が高いことが中間層以上に分類されることに対して正の効果を持っていた。年金などの社会保障給付に加えて、就業による稼働所得を持つことが、中間層の下限値を上回る方策として有用である。加えて、リスクリングなどを通じて、高齢者の稼働所得の上昇を目指すといった方策も考えられる

かもしれない。

年齢が上がり、就業が難しい年齢に到達した者（後期高齢者など）は、年金等の社会保障給付がほぼ唯一の所得となる。また、平均余命が漸増し人口構成が高齢化する社会においては、このような高齢者の割合も上昇する。ただ、公的年金の財政検証結果も指摘するように、今後、年金の給付額が減額され、現役世代の平均収入の5割を下回る可能性もある。そうすると、年金等の社会保障給付に依存している者の中で、十分な消費水準を保てなくなる者が次第に増加する可能性もある。生活が困窮する者が、生活保護などの別の社会保障給付を頼るケースの増大も予想される。これらの動きは、中間層の下限値を下回る者の割合を増加させることになる。

大竹（2005）は、40歳以降に消費分布の不平等度が急速に高まることの背景の1つとして、親の世代からの遺産相続が40歳以降に発生すること、この遺産相続額が事前に予想ができていないことを挙げている。大竹（2005）が別に指摘した、新しい世代ほどライフサイクルの当初から消費の不平等度が高いことと併せて考えると、親の所得の多寡や親からの遺産相続額の多寡が、親の下世代の消費水準を左右する傾向が強くなっている可能性がある。もしこの傾向を抑制することを指向するなら、相続税などに関する見直しを進め、生活保護等の社会保障給付の原資を確保する必要性が、今後強まる可能性はあろう。

4章の後段でも触れたように、所得の観点からの中間層の把握とは別に、消費の観点から中間層を把握するといった分析も求められる。これらの分析については今後の課題とする。

補論

本研究では、中間層と高所得層を1つのグループ、低所得層と貧困層をもう1つのグループとして、中間層の下限值未満と以上で2つに分かれるような2グループを作成した上で、決定木や二値選択モデルの手法を適用して分析した。換言すれば、中間層と高所得層、ならびに、低所得層と貧困層を、それぞれ類似の特徴を持つ層として扱って分析した。この想定の妥当性について、以下で簡単に検証する。具体的には、

- a) 低所得層と中間層と高所得層を合わせて1グループ、貧困層のみをもう1グループとした場合
- b) 分析から高所得層を除き、中間層のみを1グループ、低所得層と貧困層を合わせてもう1グループとした場合

の2つのケースについて、3.2節で行ったような決定木を描画し、その結果を3.2節で見た決定木の結果と比較する。

図AのパネルAからFに、上記aに関する決定木の結果を示した。上記aのケースでは、貧困層のみで1グループを形成しているため、図AのパネルAからFに示されている結果は、貧困層に分類されにくい者の特徴を表していることになる。図Aの結果を3.2節の結果（図3）と比較すると、パネルBやFで根ノードの独立変数が異なっていることがわかる。つまり分岐に際して最も重要な変数が異なっていることがわかる。またパネルAからFの中で分岐に用いられる独立変数に違いがあることもわかる。図Aの決定木の結果は、見方を変えれば、貧困層に分類されやすい者の特徴を表しており、数多くの貧困層に関する先行研究が採っている方針でもあるが、この方針に基づいて得られる結果は、本研究の3.2節の結果とはだいぶ異なることがわかる。つまり2つのグループの境界を中間層の下限值におくことは、境界を貧困線におくこととは意味合いが異なることが示唆される。

図BのパネルAからFに、上記bに関する決定木の結果を示した。上記bのような方針を採ったときに、得られる結果が大きく変化すれば、高所得層は中間層にない特徴を持つ層であることが示唆される。図Bの結果を3.2節の結果（図3）と比較すると、パネルAからFを通して、分岐の形状に細かい差異があるものの、根ノードの独立変数や、分岐に用いられる独立変数がおおむね一致しており、また、分岐の条件もほぼ似た値を示していることがわかる。図Bと3.2節の結果の比較からは、所得の観点から見て高所得層に含まれる者は中間層に含まれる者と類似の性質を持ち、それゆえ、中間層と高所得層をセットで扱うことに大きな支障がないことを示唆している。

謝辞

本研究の執筆にあたり、厚生労働省より『国民生活基礎調査』の個票データ（1986年度から2019年度）の提供を受けた。また、浅尾裕氏、小野晶子氏、地曳暁瑛氏からは、本研究の改訂に際し詳細なコメントを頂戴した。JILPT内の報告会では、池田心豪氏、濱口桂一郎氏、樋口美雄氏、藤村博之氏、高橋康二氏から貴重なコメントを頂戴した。本研究の改訂に助言くださった諸氏にあらためて御礼申し上げる。なお、本研究にあり得べき誤りは、すべて筆者らに帰するものである。

参考文献

- Corak, M. (2006). Principles and practicalities for measuring child poverty. *International Social Security Review*, 59(2), 3-35.
- Derndorfer, J., & Kranzinger, S. (2021). The decline of the middle class: New evidence for Europe. *Journal of Economic Issues*, 55(4), 914-938.
- Fairlie, R. W. (2005). An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. *Journal of economic and social measurement*, 30(4), 305-316.
- Gomulka, J., & Stern, N. (1990). The employment of married women in the United Kingdom 1970-83. *Economica*, 57, 171-199.
- Hamaaki, J., Hori, M., Maeda, S., & Murata, K. (2012). Changes in the Japanese employment system in the two lost decades. *ILR Review*, 65(4), 810-846.
- Higa, K. (2019). *Estimating Consumption inequality in Japan over the last three decades*, ESRI Discussion Paper Series No.350.
- OECD (2019). *Under pressure: The squeezed middle class*, OECD publishing, Paris.
- Yamada, K., & Kawaguchi, D. (2015). The changing and unchanged nature of inequality and seniority in Japan. *The Journal of Economic Inequality*, 13, 129-153.
- 岩本光一郎・菅史彦・新関剛史・濱秋純哉・堀雅博・村田啓子 (2016). 『家計調査』個票をベースとした世帯年間消費支出額の推計：推計手順と例示的図表によるデータ紹介. 経済分析 (内閣府経済社会総合研究所), 190, 93-128.
- 大竹文雄 (2005). 日本の不平等, 日本経済新聞社.
- 小塩隆士 (2010). 再分配の厚生分析, 日本評論社.

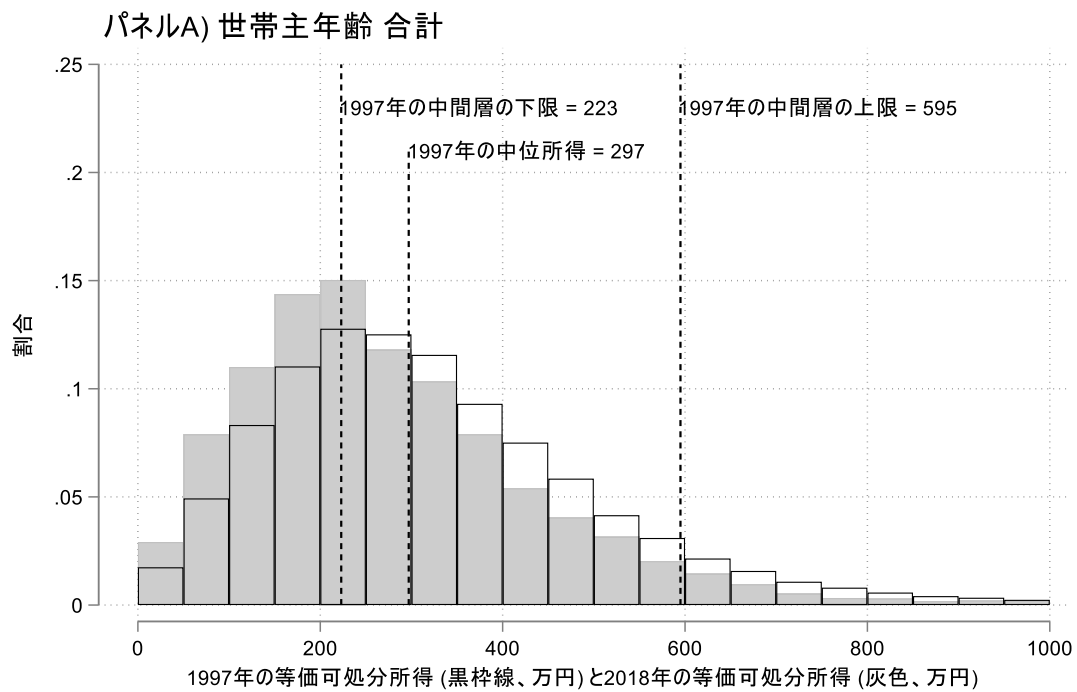
篠崎武久・高橋陽子 (2023). 縮む日本の中間層：『国民生活基礎調査』を用いた中間所得層に関する分析, JILPT Discussion Paper 23-03.

田中聡一郎 (2020). 日本の中間層の推移：国民生活基礎調査（1985-2015）に基づく推計. 厚生労働行政推進調査事業費補助金 政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「高齢期を中心とした生活・就労の実態調査（H30-政策-指定-008）」平成30年度～令和元年度 総合研究報告書, 252-265. Retrieved from https://mhlw-grants.niph.go.jp/system/files/2019/191011/201901012A_upload/201901012A0016.pdf

樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨 (2016). 日本の所得格差と所得変動：国際比較・時系列比較による動学的視点. 三田商学研究, 59(3), 67-91.

図1 1997年と2018年の等価可処分所得の分布

パネルA

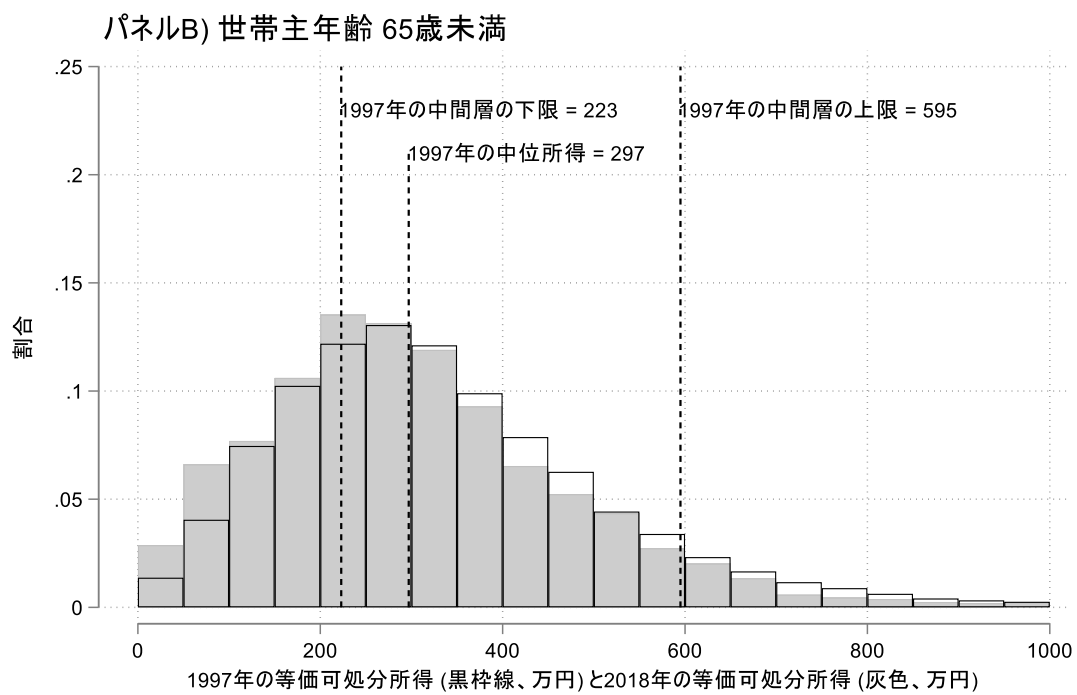


注1) 等価可処分所得は1997年基準の物価水準で調整済み。

注2) 等価可処分所得が1000万円を超える者（1997年は全体の1.4%、2018年は同0.8%）を除いて描画。

図1（続き）1997年と2018年の等価可処分所得の分布

パネルB

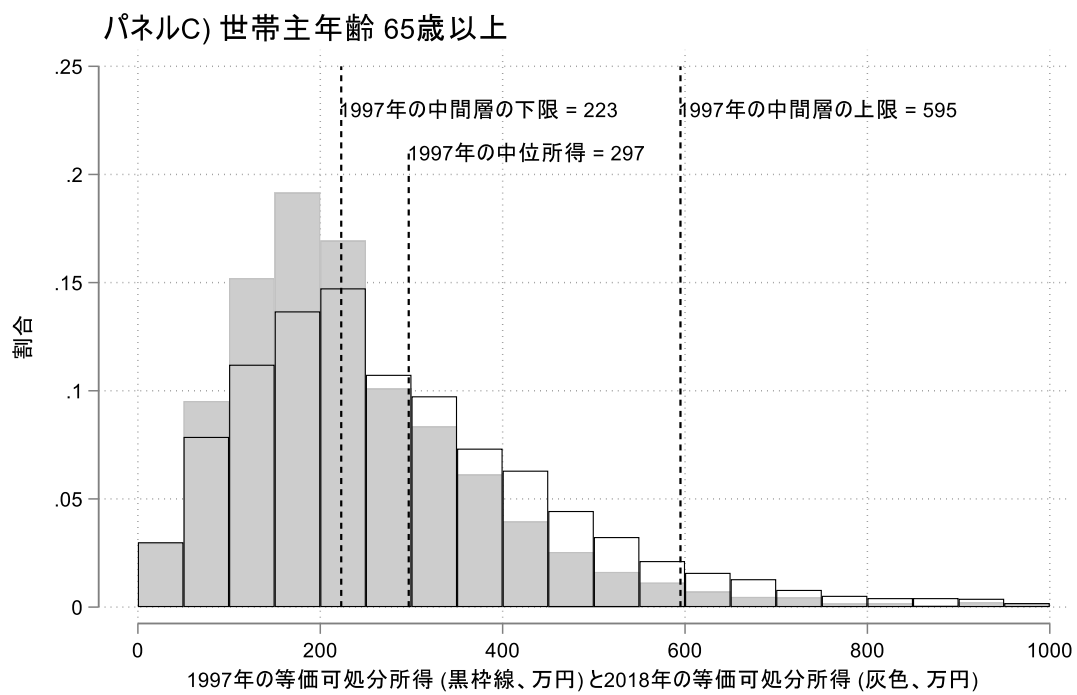


注1) 等価可処分所得は1997年基準の物価水準で調整済み。

注2) 等価可処分所得が1000万円を超える者（1997年は全体の1.4%、2018年は同0.8%）を除いて描画。

図1 (続き) 1997年と2018年の等価可処分所得の分布

パネルC

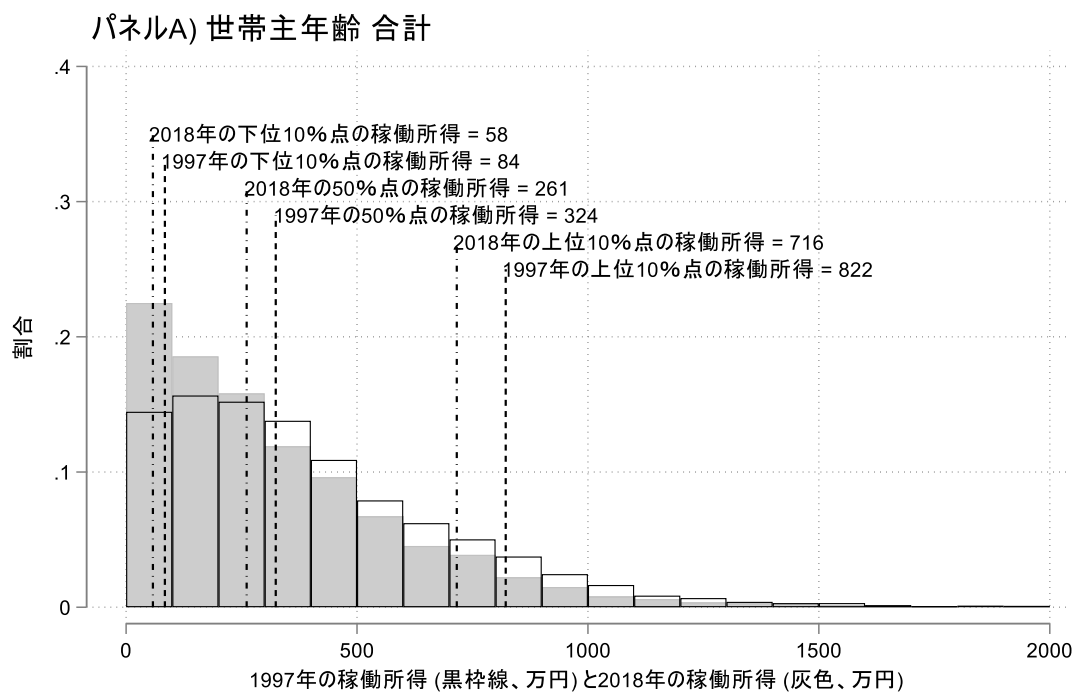


注1) 等価可処分所得は1997年基準の物価水準で調整済み。

注2) 等価可処分所得が1000万円を超える者(1997年は全体の1.7%、2018年は同0.9%)を除いて描画。

図 2 1997 年と 2018 年の個人の稼働所得の分布

パネル A

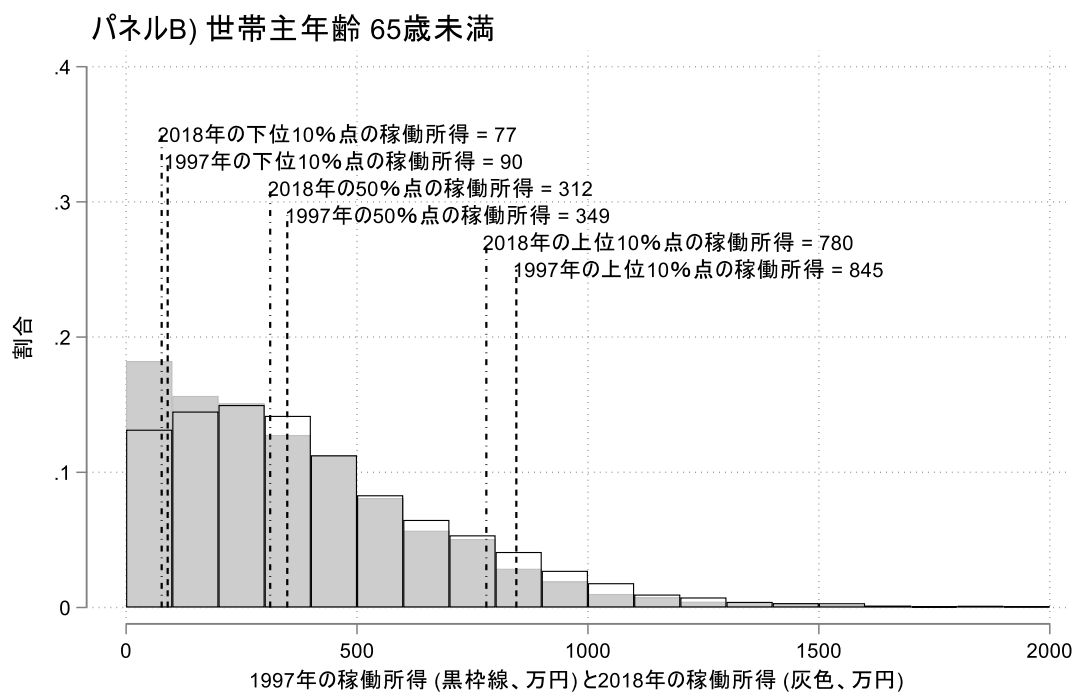


注 1) 稼働所得は 1997 年基準の物価水準で調整済み。

注 2) 稼働所得が 2000 万円を超える者（1997 年は全体の 0.7%、2018 年は同 0.5%）を除いて描画。

図2（続き）1997年と2018年の個人の稼働所得の分布

パネルB

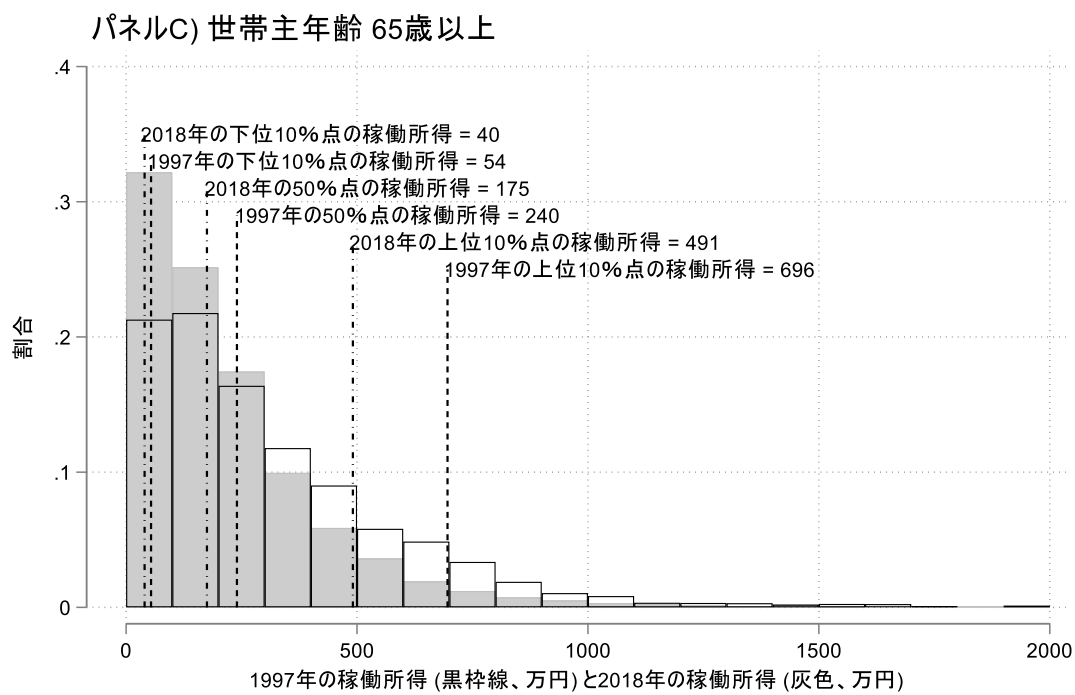


注1) 稼働所得は1997年基準の物価水準で調整済み。

注2) 稼働所得が200万円を超える者（1997年は全体の0.6%、2018年は同0.5%）を除いて描画。

図2（続き）1997年と2018年の個人の稼働所得の分布

パネルC



注1) 稼働所得は1997年基準の物価水準で調整済み。

注2) 稼働所得が2000万円を超える者（1997年は全体の0.8%、2018年は同0.3%）を除いて描画。

表1 基本統計量

世帯累計		世帯主年齢 合計									
年		1997年				2018年					
		N	平均	標準偏差	最小値	最大値	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
中間層 + 高所得層		80201	0.689	0.463	0	1	36684	0.568	0.495	0	1
居住地ダミー (大都市 = 1)	lcity	80201	0.167	0.373	0	1	36684	0.243	0.429	0	1
性別ダミー (女性 = 1)	female	80201	0.520	0.500	0	1	36684	0.527	0.499	0	1
世帯内の大人の平均年齢 (歳)	aagemean	80201	47.734	12.834	18	97	36684	55.578	15.104	18	102
18歳未満の子どもダミー (子どもあり = 1)	dchild	80201	0.472	0.499	0	1	36684	0.314	0.464	0	1
世帯内の大人の数ダミー (1人 = 1)	dsadult	80201	0.077	0.266	0	1	36684	0.132	0.339	0	1
世帯内の所得の集中度 (0 - 100)	rshoto2total	80201	72.198	25.356	0	100	36684	72.400	24.041	18.553	100
総所得に占める稼働所得の割合 (%)	rkadosho	80201	78.768	33.190	0	100	36684	64.202	39.813	0	100
世帯内の大人に占める非正規雇用の割合 (%)	rtempwork	80201	3.385	12.439	0	100	36684	7.132	18.682	0	100

世帯累計		世帯主年齢 65歳未満									
年		1997年				2018年					
		N	平均	標準偏差	最小値	最大値	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
中間層 + 高所得層		61614	0.721	0.449	0	1	20325	0.661	0.473	0	1
居住地ダミー (大都市 = 1)	lcity	61614	0.172	0.377	0	1	20325	0.262	0.440	0	1
性別ダミー (女性 = 1)	female	61614	0.514	0.500	0	1	20325	0.513	0.500	0	1
世帯内の大人の平均年齢 (歳)	aagemean	61614	43.370	10.077	18	88.500	20325	45.783	10.469	18	82
18歳未満の子どもダミー (子どもあり = 1)	dchild	61614	0.527	0.499	0	1	20325	0.497	0.500	0	1
世帯内の大人の数ダミー (1人 = 1)	dsadult	61614	0.070	0.255	0	1	20325	0.109	0.312	0	1
世帯内の所得の集中度 (0 - 100)	rshoto2total	61614	74.243	25.211	0	100	20325	75.743	23.249	18.597	100
総所得に占める稼働所得の割合 (%)	rkadosho	61614	89.379	22.854	0	100	20325	89.526	21.451	0	100
世帯内の大人に占める非正規雇用の割合 (%)	rtempwork	61614	3.730	13.097	0	100	20325	8.121	19.743	0	100

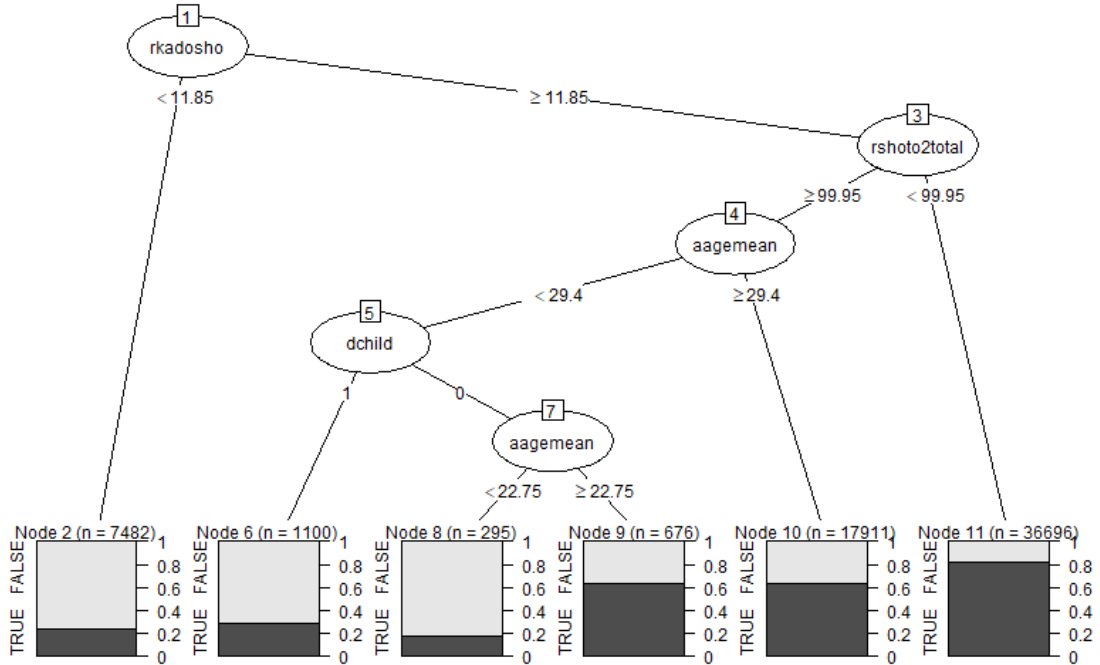
世帯累計		世帯主年齢 65歳以上									
年		1997年				2018年					
		N	平均	標準偏差	最小値	最大値	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
中間層 + 高所得層		18587	0.583	0.493	0	1	16359	0.451	0.498	0	1
居住地ダミー (大都市 = 1)	lcity	18587	0.151	0.358	0	1	16359	0.219	0.414	0	1
性別ダミー (女性 = 1)	female	18587	0.538	0.499	0	1	16359	0.544	0.498	0	1
世帯内の大人の平均年齢 (歳)	aagemean	18587	62.226	10.058	34.333	97	16359	67.998	10.125	35.750	102
18歳未満の子どもダミー (子どもあり = 1)	dchild	18587	0.290	0.454	0	1	16359	0.082	0.275	0	1
世帯内の大人の数ダミー (1人 = 1)	dsadult	18587	0.100	0.300	0	1	16359	0.162	0.368	0	1
世帯内の所得の集中度 (0 - 100)	rshoto2total	18587	65.408	24.643	9.841	100	16359	68.161	24.358	18.553	100
総所得に占める稼働所得の割合 (%)	rkadosho	18587	43.531	37.543	0	100	16359	32.093	34.166	0	100
世帯内の大人に占める非正規雇用の割合 (%)	rtempwork	18587	2.238	9.860	0	100	16359	5.877	17.162	0	100

注1) 各ダミーの基準カテゴリは次の通り。
 居住地ダミー: 大都市以外
 性別ダミー: 男性
 18歳未満の子どもダミー: 18歳未満の子どもなし
 世帯内の大人の数ダミー: 大人2人以上

注2) 復元倍率を考慮して算出。

図3 中間層以上に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネルA 決定木 1997年 世帯主年齢 合計



パネルB 決定木 2018年 世帯主年齢 合計

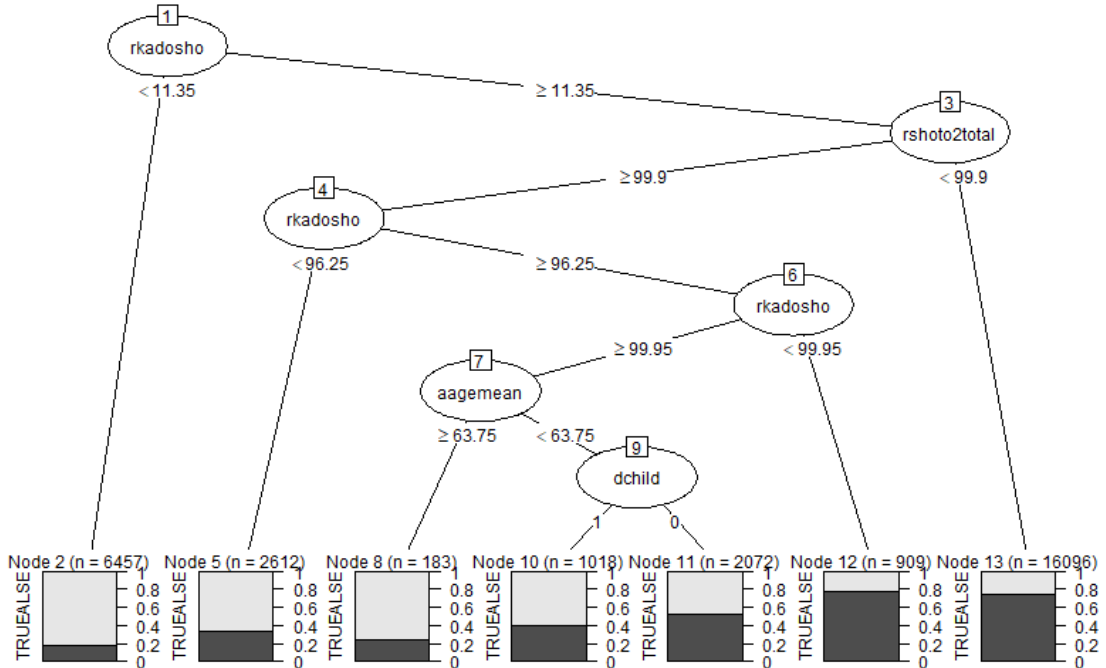
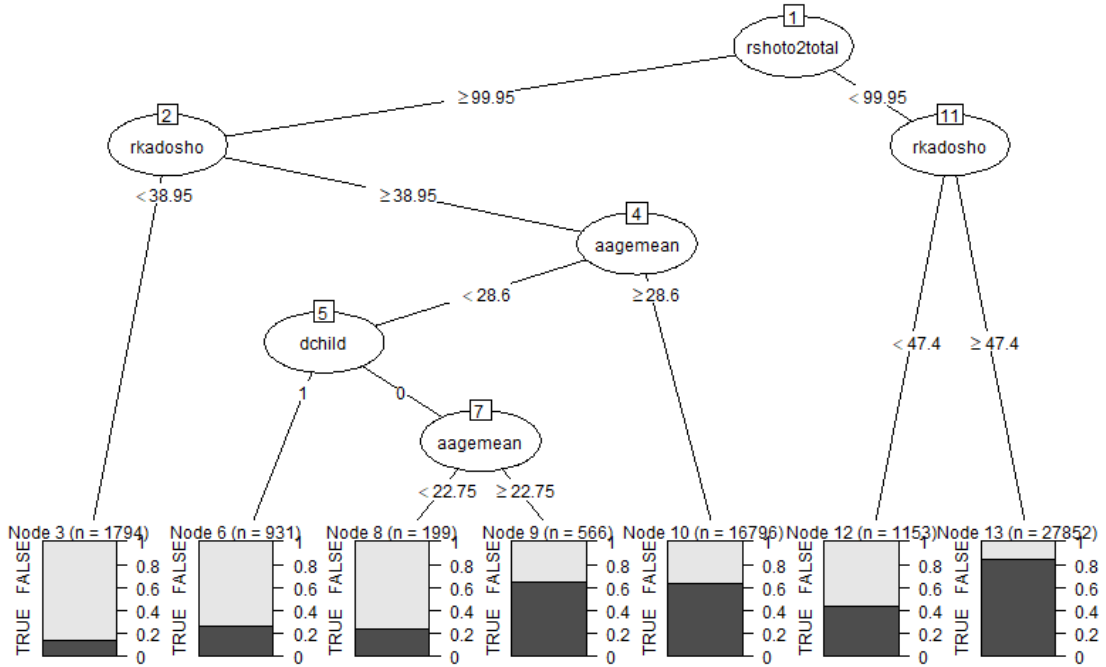


図3 (続き) 中間層以上に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネルC 決定木 1997年 世帯主年齢 65歳未満



パネルD 決定木 2018年 世帯主年齢 65歳未満

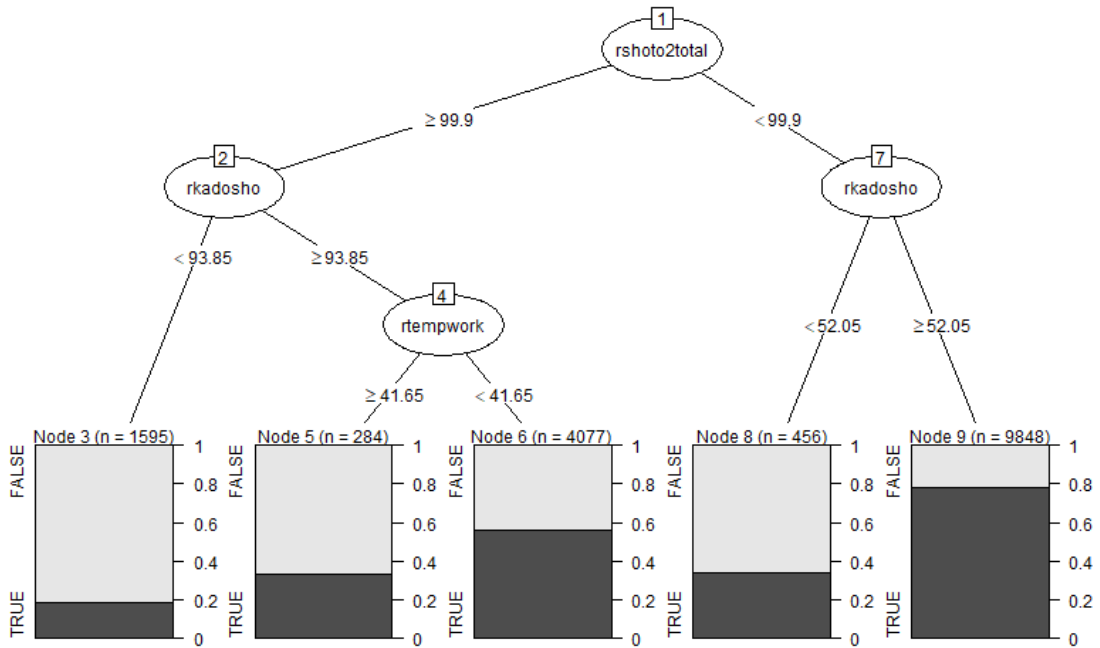
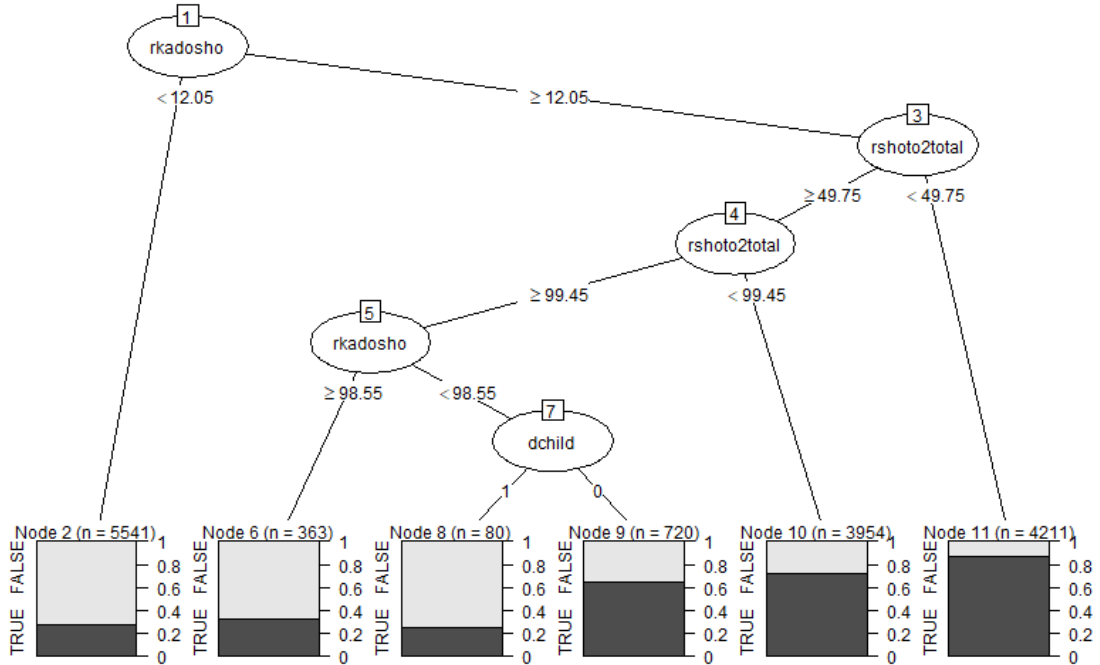


図3 (続き) 中間層以上に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネルE 決定木 1997年 世帯主年齢 65歳以上



パネルF 決定木 2018年 世帯主年齢 65歳以上

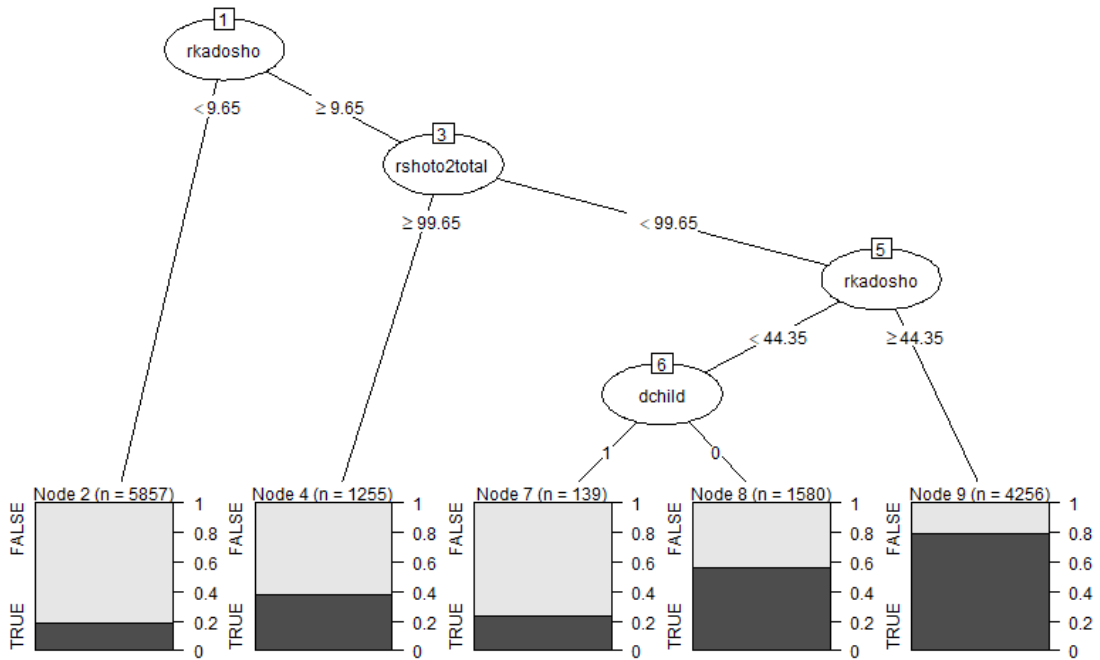


表 2 中間層以上に分類されることと関係する要因の推定

従属変数: 中間層 + 高所得層 = 1 (中間層の下限値を 1997 年の値で固定)

世帯類型	推定方法: プロビット					
	世帯主年齢 合計		世帯主年齢 65 歳未満		世帯主年齢 65 歳以上	
	1997 年	2018 年	1997 年	2018 年	1997 年	2018 年
年	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
居住地ダミー (大都市 = 1)	0.195 *** (0.025)	0.142 *** (0.033)	0.203 *** (0.029)	0.199 *** (0.046)	0.178 *** (0.046)	0.057 (0.048)
性別ダミー (女性 = 1)	-0.055 *** (0.007)	-0.075 *** (0.011)	-0.057 *** (0.008)	-0.080 *** (0.016)	-0.059 *** (0.012)	-0.071 *** (0.016)
世帯内の大人の平均年齢 (歳)	0.008 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.009 *** (0.001)	0.011 *** (0.002)	0.001 (0.003)	0.009 *** (0.003)
18 歳未満の 子どもダミー (子どもあり = 1)	-0.250 *** (0.022)	-0.179 *** (0.038)	-0.265 *** (0.024)	-0.159 *** (0.043)	-0.226 *** (0.059)	-0.363 *** (0.092)
世帯内の大人の人数ダミー (1 人 = 1)	-0.349 *** (0.026)	-0.130 *** (0.039)	-0.400 *** (0.032)	-0.224 *** (0.053)	-0.171 *** (0.051)	0.050 (0.061)
世帯内の所得の集中度 (0 - 100)	-0.014 *** (0.000)	-0.016 *** (0.001)	-0.013 *** (0.001)	-0.015 *** (0.001)	-0.014 *** (0.001)	-0.017 *** (0.001)
総所得に占める稼働所得の割合 (%)	0.015 *** (0.000)	0.019 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	0.020 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)	0.019 *** (0.001)
世帯内の大人に占める 非正規雇用の割合 (%)	-0.001 (0.001)	-0.002 ** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004 *** (0.001)	0.000 (0.002)	0.001 (0.001)
定数項	0.082 (0.075)	-0.422 *** (0.121)	0.028 (0.087)	-0.582 *** (0.175)	0.515 ** (0.184)	-0.148 (0.204)
N	80201	36684	61614	20325	18587	16359

注1) 各ダミーの基準カテゴリは次の通り。

居住地ダミー: 大都市以外

性別ダミー: 男性

18 歳未満の子どもダミー: 18 歳未満の子どもなし

世帯内の大人の人数ダミー: 大人 2 人以上

注2) 復元倍率を考慮して推定。

注3) + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

注4) 標準誤差は、世帯をクラスターとした cluster robust standard errors。

表3 中間層以上に分類されることと関係する要因の推定（限界効果）

従属変数: 中間層 + 高所得層 = 1 (中間層の下限値を 1997 年の値で固定)

世帯類型	世帯主年齢 合計		世帯主年齢 65 歳未満		世帯主年齢 65 歳以上	
	1997 年	2018 年	1997 年	2018 年	1997 年	2018 年
居住地ダミー (大都市 = 1)	0.056 *** (0.007)	0.044 *** (0.010)	0.057 *** (0.008)	0.061 *** (0.014)	0.054 *** (0.013)	0.017 (0.014)
性別ダミー (女性 = 1)	-0.016 *** (0.002)	-0.023 *** (0.003)	-0.017 *** (0.002)	-0.025 *** (0.005)	-0.018 *** (0.004)	-0.021 *** (0.005)
世帯内の大人の平均年齢 (歳)	0.002 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)	0.000 (0.001)	0.003 ** (0.001)
18 歳未満の 子どもダミー (子どもあり = 1)	-0.073 *** (0.006)	-0.055 *** (0.012)	-0.077 *** (0.007)	-0.050 *** (0.014)	-0.068 *** (0.017)	-0.105 *** (0.025)
世帯内の大人の人数ダミー (1 人 = 1)	-0.111 *** (0.009)	-0.041 ** (0.013)	-0.129 *** (0.011)	-0.074 *** (0.018)	-0.054 ** (0.016)	0.015 (0.018)
世帯内の所得の集中度 (0 - 100)	-0.004 *** (0.000)	-0.005 *** (0.000)	-0.004 *** (0.000)	-0.005 *** (0.000)	-0.004 *** (0.000)	-0.005 *** (0.000)
総所得に占める稼働所得の割合 (%)	0.005 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.005 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)
世帯内の大人に占める 非正規雇用の割合 (%)	0.000 (0.000)	-0.001 ** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 *** (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
N	80201	36684	61614	20325	18587	16359

注1) 各ダミーの基準カテゴリは次の通り。

居住地ダミー: 大都市以外

性別ダミー: 男性

18 歳未満の子どもダミー: 18 歳未満の子どもなし

世帯内の大人の人数ダミー: 大人 2 人以上

注2) 復元倍率を考慮して推定。

注3) + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

注4) 標準誤差は、世帯をクラスターとした cluster robust standard errors。

表 4 1997 年から 2018 年にかけての中間層以上の割合の変化に関する Blinder-Oaxaca 分解の結果

従属変数: 中間層 + 高所得層 = 1 (中間層の下限値を 1997 年の値で固定)

推定方法	Blinder-Oaxaca 分解								
	世帯主年齢 合計			世帯主年齢 65 歳未満			世帯主年齢 65 歳以上		
中間層 + 高所得層の割合	1997 年	0.689		1997 年	0.721		1997 年	0.583	
	2018 年	0.568		2018 年	0.661		2018 年	0.451	
	差	-0.121		差	-0.060		差	-0.132	
	構成効果計	-0.046		構成効果計	0.003		構成効果計	-0.050	
	係数効果計	-0.064		係数効果計	-0.060		係数効果計	-0.086	
	交差効果計	-0.010		交差効果計	-0.002		交差効果計	0.004	
		構成効果	係数効果	交差効果	構成効果	係数効果	交差効果	構成効果	係数効果
	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)	係数 (標準誤差)
居住地ダミー (大都市 = 1)	0.005 *** (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.000 (0.003)	0.000 (0.002)	0.004 *** (0.001)	-0.006 + (0.003)	-0.001 (0.002)
性別ダミー (女性 = 1)	0.000 ** (0.000)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.004 (0.003)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.003)	0.000 (0.000)
世帯内の大人の平均年齢 (歳)	0.021 *** (0.003)	0.053 * (0.025)	0.010 + (0.005)	0.007 *** (0.001)	0.024 (0.030)	0.002 (0.002)	0.003 (0.005)	0.148 * (0.069)	0.007 (0.009)
18 歳未満の 子どもダミー (子どもあり = 1)	0.014 *** (0.001)	0.010 (0.006)	-0.004 (0.003)	0.003 *** (0.001)	0.017 * (0.008)	-0.001 + (0.001)	0.016 *** (0.004)	-0.012 (0.010)	0.004 (0.008)
世帯内の大人の数ダミー (1 人 = 1)	-0.007 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	0.004 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)	-0.004 ** (0.001)	0.007 ** (0.003)	0.002 (0.002)
世帯内の所得の集中度 (0 - 100)	-0.001 (0.001)	-0.046 * (0.019)	0.000 (0.000)	-0.006 ** (0.002)	-0.044 + (0.026)	-0.001 + (0.001)	-0.013 *** (0.002)	-0.072 * (0.030)	-0.002 (0.002)
総所得に占める稼働所得の割合 (%)	-0.078 *** (0.003)	0.078 *** (0.015)	-0.017 *** (0.004)	0.001 (0.002)	0.129 *** (0.032)	0.000 (0.001)	-0.056 *** (0.004)	0.055 *** (0.013)	-0.007 (0.008)
世帯内の大人に占める 非正規雇用の割合 (%)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003 * (0.001)	-0.004 * (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
定数項		-0.157 *** (0.043)			-0.184 ** (0.057)			-0.204 * (0.083)	
N		116885			81939			34946	

注1) 各ダミーの基準カテゴリは次の通り。

居住地ダミー: 大都市以外

性別ダミー: 男性

18 歳未満の子どもダミー: 18 歳未満の子どもなし

世帯内の大人の数ダミー: 大人 2 人以上

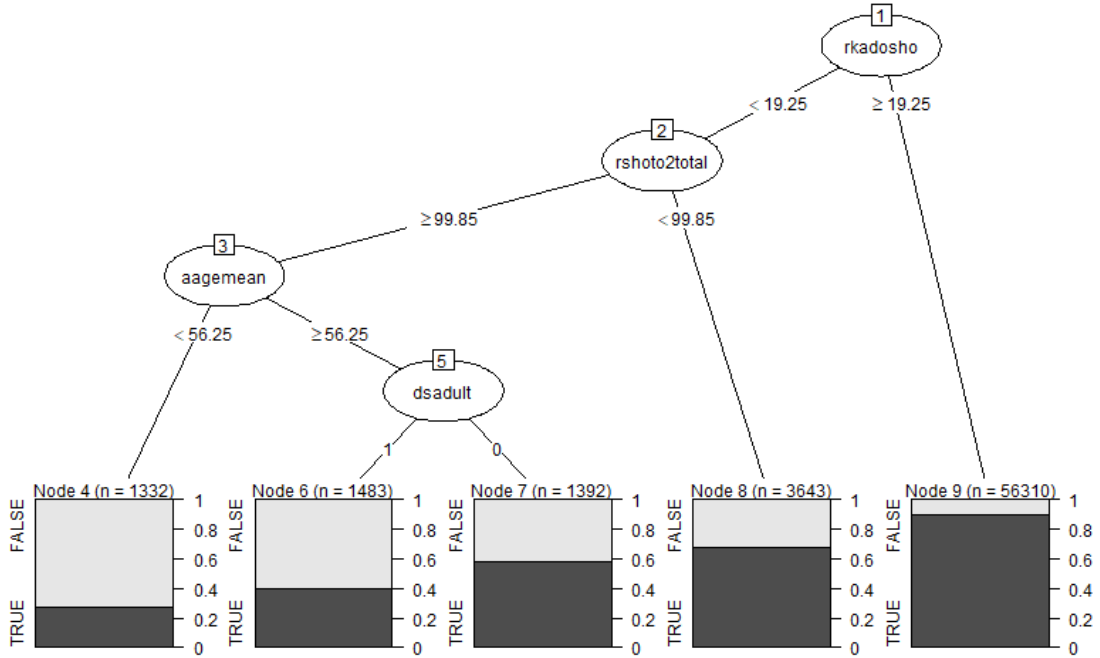
注2) 復元倍率を考慮して推定。

注3) + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

注4) 標準誤差は、世帯をクラスターとした cluster robust standard errors。

図 A 低所得層以上に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネル A 決定木 1997 年 世帯主年齢 合計



パネル B 決定木 2018 年 世帯主年齢 合計

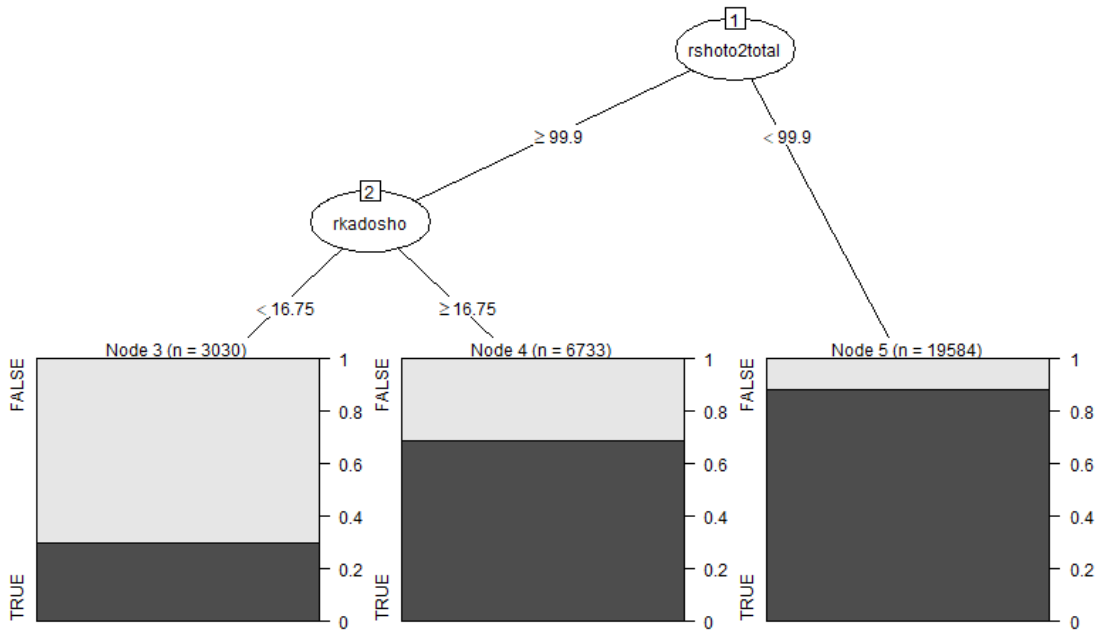
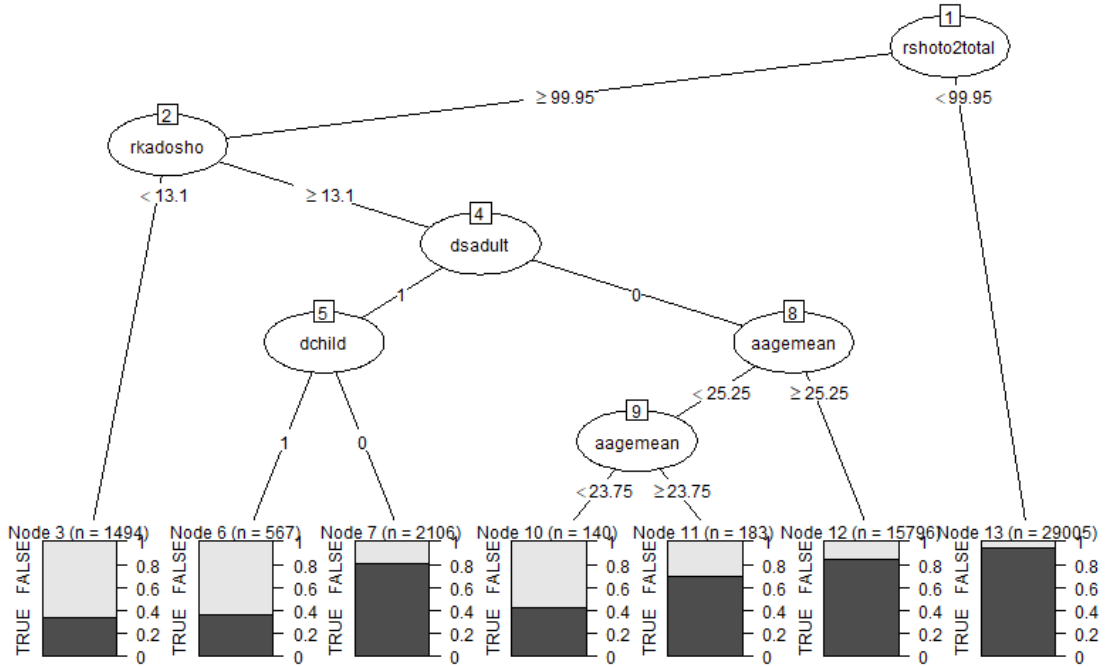


図 A (続き) 低所得層以上に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネル C 決定木 1997 年 世帯主年齢 65 歳未満



パネル D 決定木 2018 年 世帯主年齢 65 歳未満

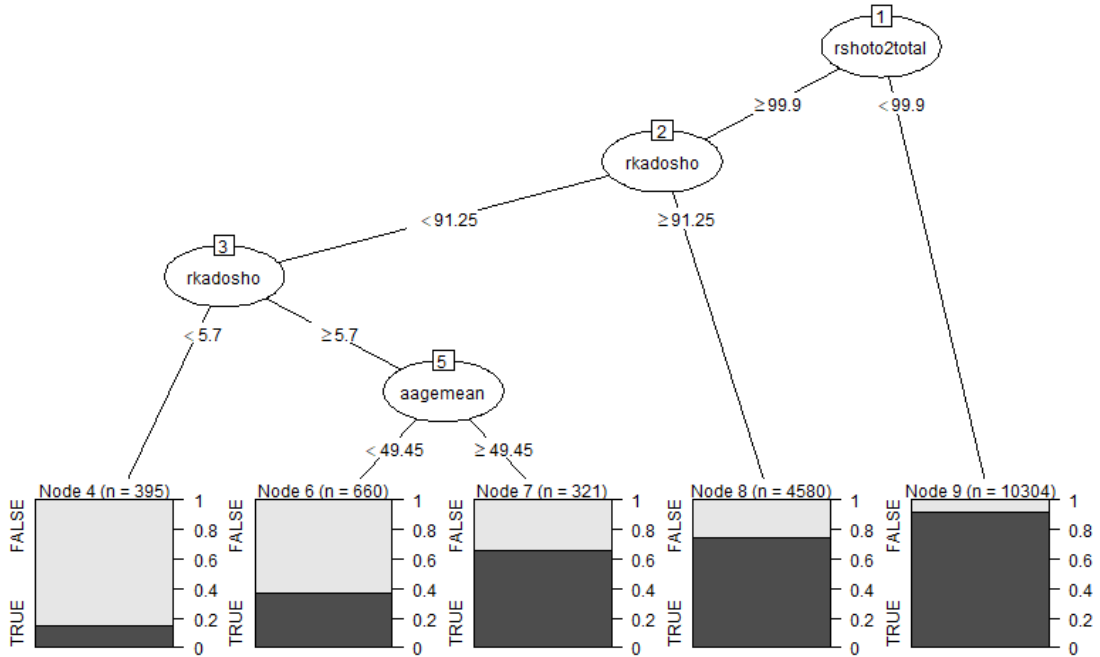
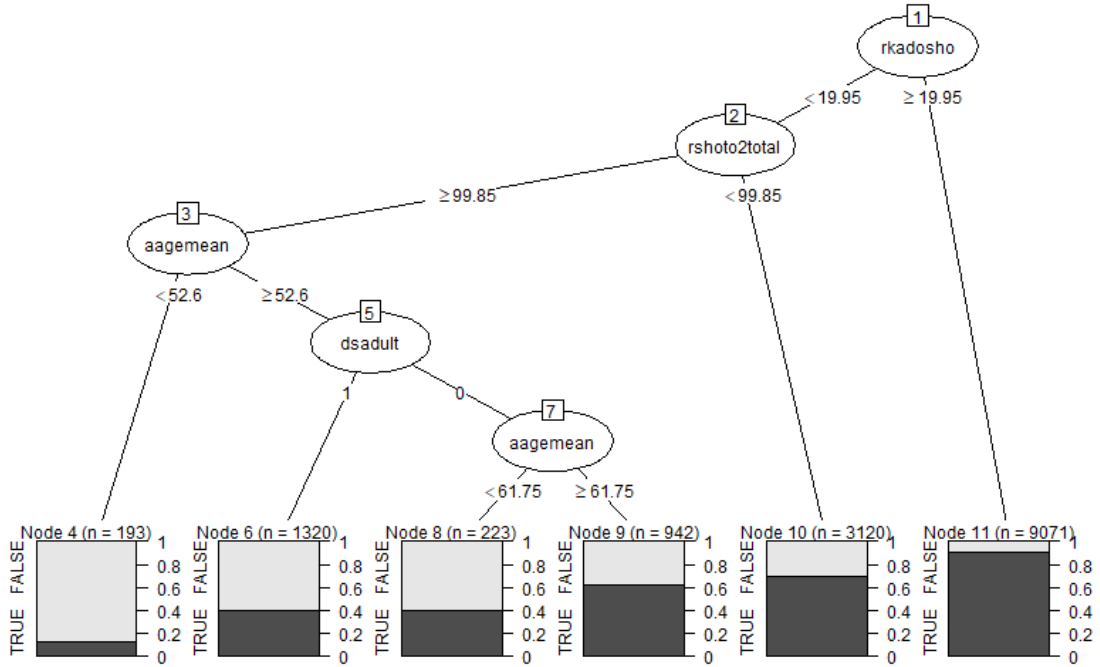


図 A (続き) 低所得層以上に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネル E 決定木 1997 年 世帯主年齢 65 歳以上



パネル F 決定木 2018 年 世帯主年齢 65 歳以上

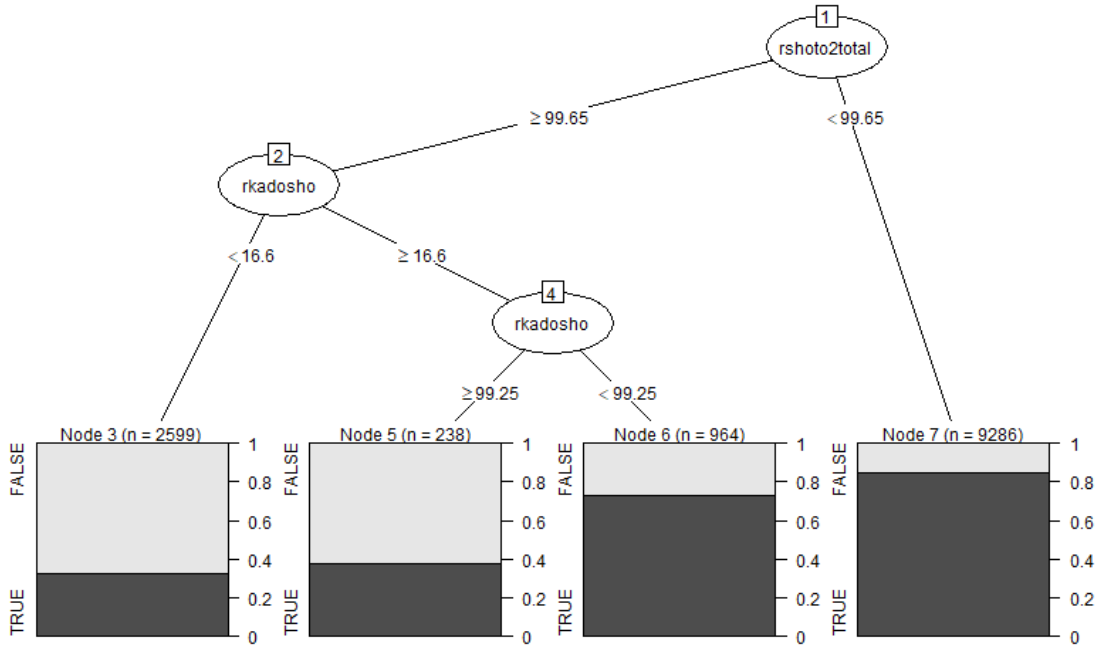
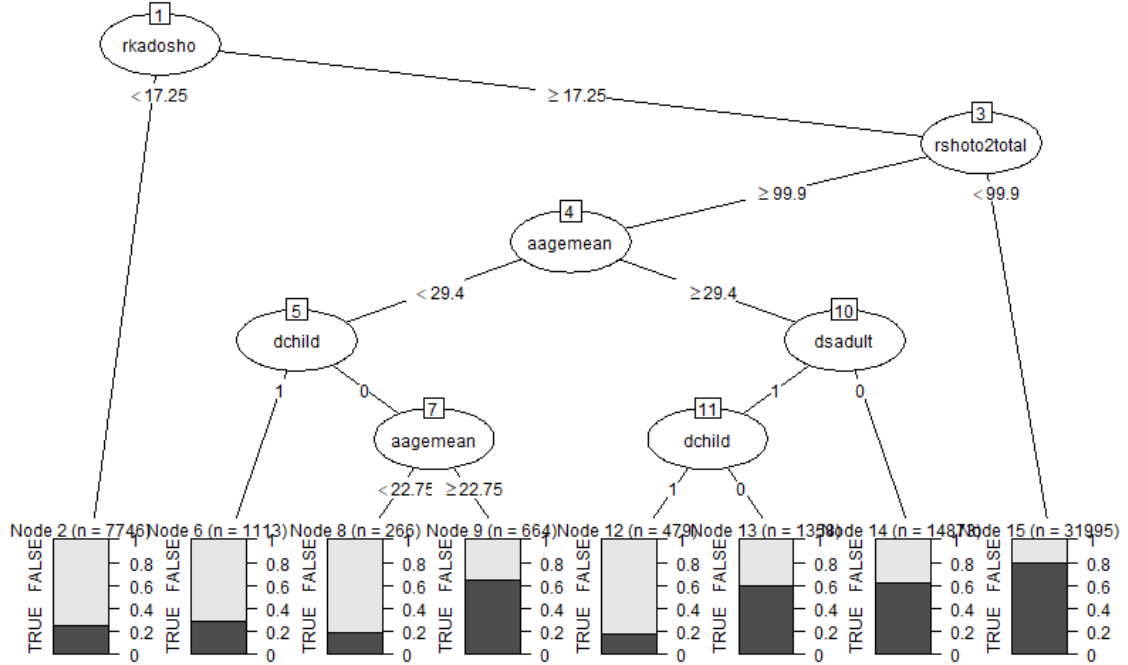
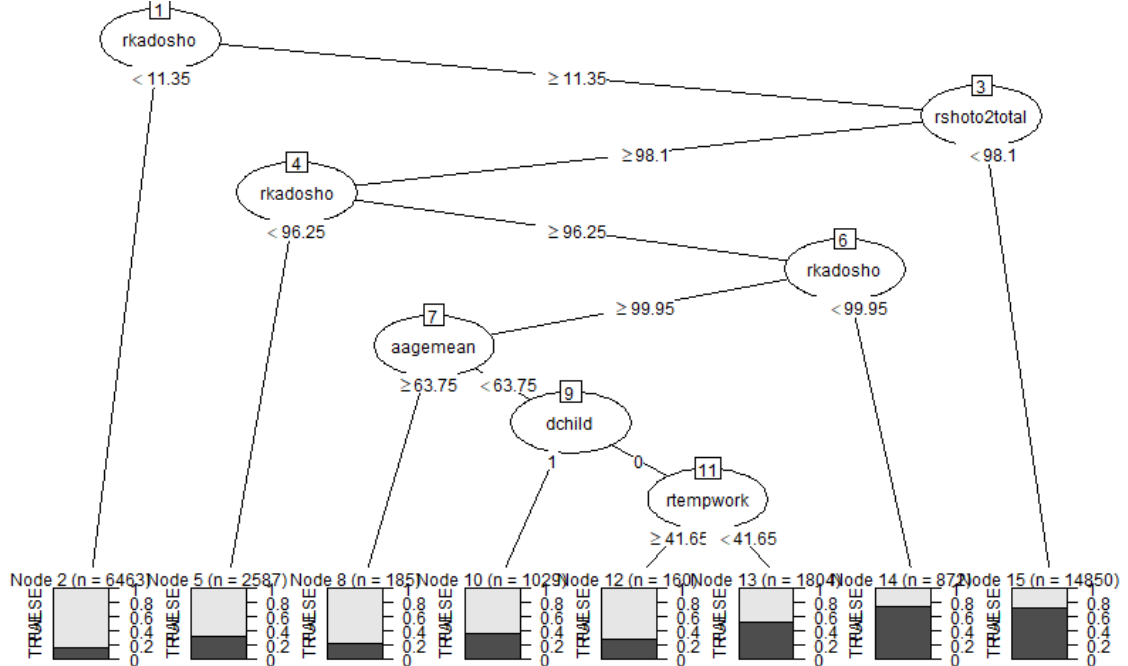


図 B 中間層（高所得層を除く）に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネル A 決定木 1997 年 世帯主年齢 合計

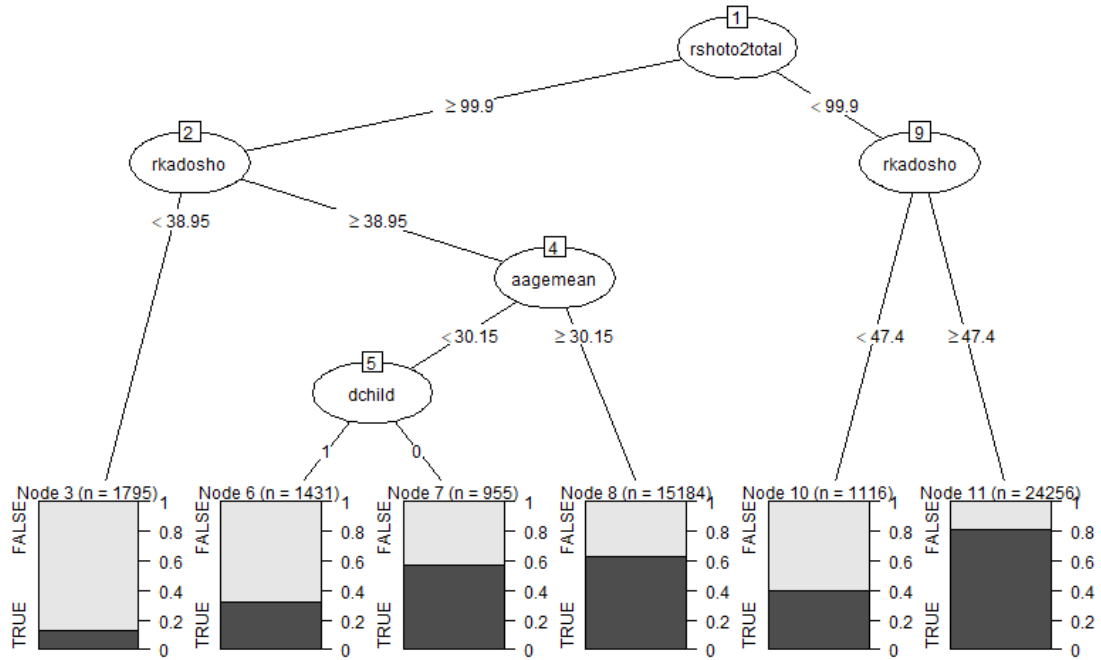


パネル B 決定木 2018 年 世帯主年齢 合計



図B (続き) 中間層 (高所得層を除く) に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネルC 決定木 1997年 世帯主年齢 65歳未満



パネルD 決定木 2018年 世帯主年齢 65歳未満

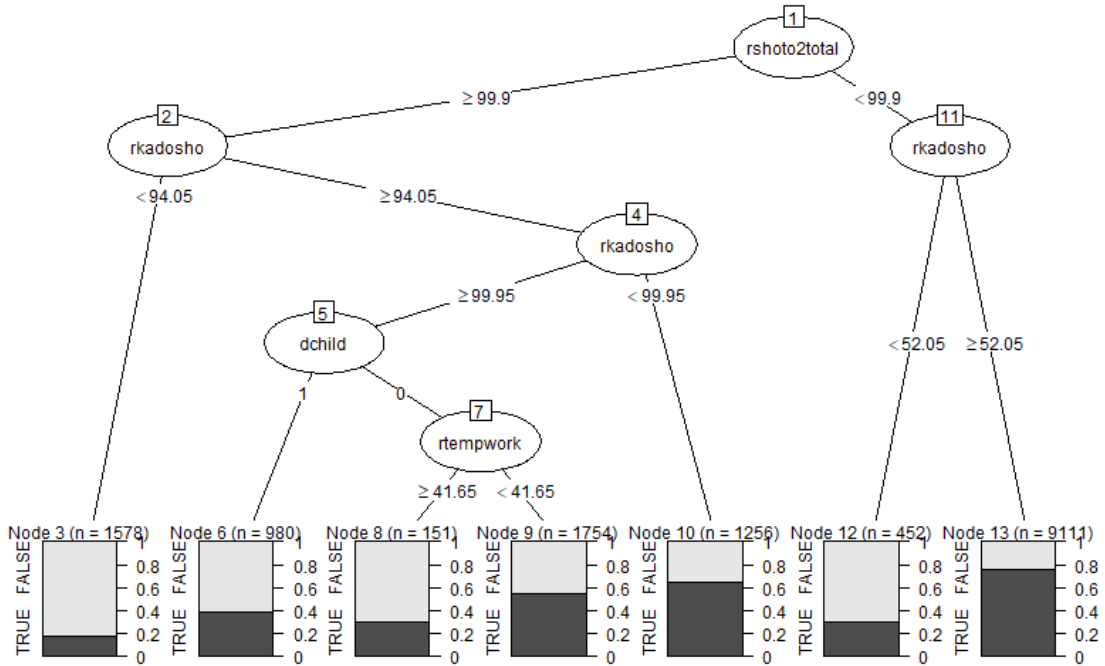
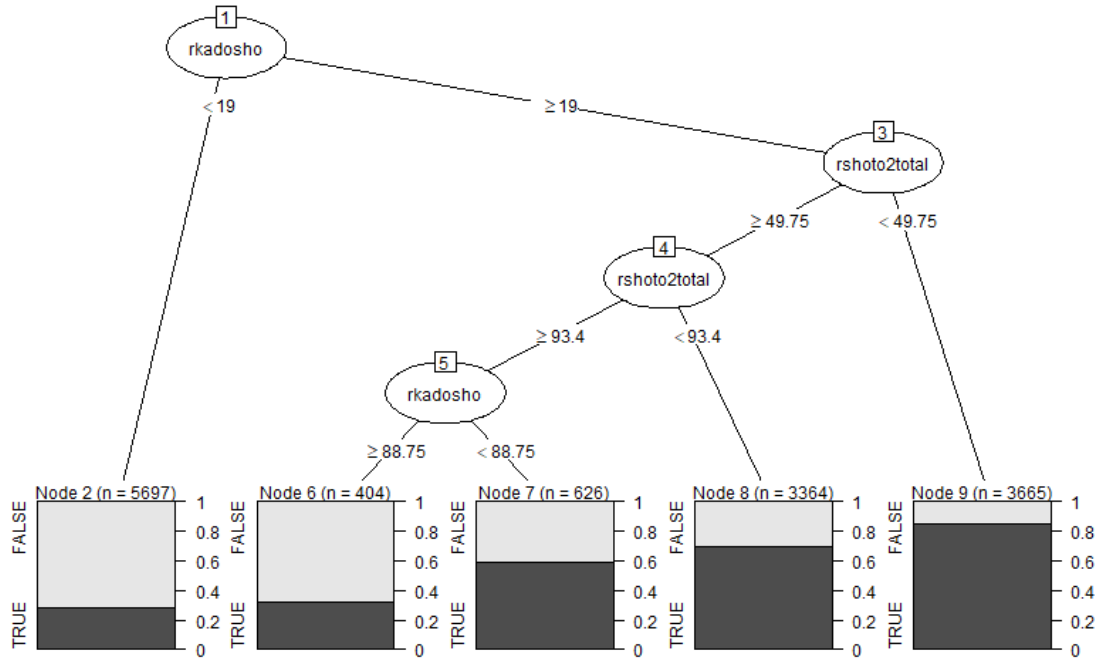


図 B (続き) 中間層 (高所得層を除く) に分類されることと関係する要因に関する決定木

パネル E 決定木 1997 年 世帯主年齢 65 歳以上



パネル F 決定木 2018 年 世帯主年齢 65 歳以上

