

中間層の暮らし向きは案外良くない

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、世帯が主観的に回答する暮らし向きに注目し、暮らし向きと関連のある要因を明らかにした上で、暮らし向きを改善させるための方策について検討した。

『国民生活基礎調査』(厚生労働省) の個票データを集計した結果、世帯全体で見た暮らし向きは、1990年代から2010年代にかけて低下していたが、この低下には、主に所得の観点から見た中間層における暮らし向きの低下が強く影響していた。所得の観点から中間層を定義したとき、中間層に含まれることは望ましいこととして認識されるケースが多いが、本研究の分析からは、中間層に含まれる世帯であっても、暮らし向きが良好でないと回答する世帯が多く存在することがわかった。

暮らし向きが良好でないこと背景には、先行研究も指摘した複数の要因（経済的な要因、属性的な要因、非経済的な要因）が存在する。本研究では先行研究が挙げる要因に加えて、世帯が可変的に動かせる要因として労働時間と就業形態に注目し、暮らし向きと労働時間、就業形態との関係について多変量解析を用いて検証した。結果、一定の留保はつくものの、特に世帯内の妻の就業について、正規的な就業形態を選択することが暮らし向きの改善に正の効果を持つことが示唆された。またこのような就業を促進するための保育政策や職業訓練政策の拡充の必要性についても併せて指摘した。

(備考) 本研究の執筆にあたり、統計法（平成19年法律第53号）第33条第1項の規定に基づき、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2022年度）の提供を受けた。また、高橋康二氏、渡邊学氏からは、本研究の改訂に際して詳細なコメントを頂戴した。JILPT内の報告会では小野晶子氏、何芳氏、濱口桂一郎氏、古館哲生氏、山地あつ子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。

目次

1. はじめに.....	1
2. 暮らし向きに関する動向と先行研究	3
3. 分析方法およびデータ.....	6
3.1 本研究における中間層の定義.....	6
3.2 分析方法.....	7
3.3 データの説明.....	7
4. 分析結果.....	8
4.1 中間層の割合と人口構成の高齢化との関係	8
4.2 暮らし向きの変化に関する分析	10
4.3 消費支出の変化に関する分析	12
4.4 貯蓄の変化に関する分析	14
4.5 暮らし向きと関係する要因、ならびに暮らし向きと労働時間、就業形態との関係	15
4.5.1 多変量解析の基本方針	15
4.5.2 多変量解析に投入する変数.....	16
4.5.3 推定結果	18
4.5.4 推定結果の頑健性の確認.....	19
5. 結論.....	21
参考文献	23

1. はじめに

本研究は、所得の観点から定義される中間所得層（以下、中間層と記す）の世帯における、主観的な評価に基づく世帯の暮らし向き（以下、暮らし向きと記す）と世帯レベルの労働時間ならびに就業形態との関係について、『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の個票データを用いて明らかにする。また、主観的な評価に基づく世帯の暮らし向きの中長期的な変化の背景について、中間層や低所得層などの所得グループの観点から考察する。

2010年代以降、世帯の所得の情報に基づいて中間層（中間所得層）を定義した上で、中間層の割合の変動ならびに変動の背景要因を明らかにする研究の蓄積が進んでいる。OECD（2019）も指摘するように、中間層は健全な経済と社会を支え、かつ、包括的な成長を促す土台であるが、1980年代から2010年代にかけて先進各国における中間層の割合は低下し、経済的な影響力は弱まっている。2010年代以降の中間層に関する研究の多くは、一定程度の中間層を持続可能な形で維持するために必要な要因について、就業促進政策や税制、補助金のあり方などを含めた複数の観点から明らかにしようとしている。例えば先述のOECD（2019）は、中程度の技能を持つ労働者の世帯が中間層に入る確率が低下していることを指摘した上で、大学における教育機会の拡充や成人向けの学習プログラムの提供など、労働者の技能レベルを向上させるための様々な政策的支援策が必要であることを述べている。

日本においても、2010年代から2020年代にかけて、中間層に関する研究の蓄積が進みつつあり（篠崎, 2015; Tanaka & Shikata, 2019; 田中, 2020; Ohno et al., 2021; 篠崎・高橋, 2023, 2024）、人口構成の高齢化が中間層割合の低下に寄与していること（Tanaka & Shikata, 2019; 田中, 2020; 篠崎・高橋, 2023）、世帯内の就業者数が多いと中間層に入る確率が高くなること（篠崎・高橋, 2024）、所得再分配政策は中間層の割合を高める効果がある（Ohno et al., 2021）が、現役期の世帯（世帯主年齢18–65歳の世帯）ではその効果が小さいこと（篠崎・高橋, 2023）、などが明らかになっている。これらの研究は、世帯の経済的なウェルビーイングを規定する基本的な決定要因として所得に注目した上で、就労を通じて、あるいは再分配政策の結果として所得が増加するか否かに焦点をあてており、OECD（2019）の言葉を借りれば、「資源ベース」(resource-based) の概念に基づいた接近方法を採用しているといえる。

OECD（2019）は、この「資源ベース」の概念に基づく接近方法とは別に、「生活水準」(standard-of-living) の概念に基づいた接近方法を紹介している。「生活水準」の概念に基づく接近方法は、世帯の経済的なウェルビーイングをとらえるにあたり、世帯に存在する資源の量そのものではなく、主に消費に関連する指標を用いて、世帯がどの程度の資源を使用しているかという点をより重視する。

たとえば、世帯がライフサイクル仮説（Modigliani & Brumberg, 1954）の考え方に沿っ

て生涯にわたる総効用の最大化を図っていると仮定した場合、ある時点において計測される所得は、ある時点における世帯の経済的なウェルビーイングを正確に表していない可能性がある。ライフサイクル仮説では、所得が多い現役時代に貯蓄をし、所得が少ない引退期などに貯蓄を取り崩すという行動をすることで、期間を通じての消費の平準化と生涯にわたる効用の最大化を図る世帯や個人を想定する。他国と比較して、日本では家計の消費行動についてライフサイクル仮説の当てはまりがよい（宇南山, 2023）といった指摘があるが、このような想定の下では、引退期の世帯の所得額（年金所得など）が低いことは、引退期の世帯の経済的なウェルビーイングが低いことを必ずしも意味しない。引退期の世帯は、現役期の貯蓄を取り崩し、年金所得に上乘せして消費することで、より高い経済的なウェルビーイングを達成することが可能だからである。

別の例としては、世帯が居住している自治体などの支援により子どもの医療費が無償化されている場合も、世帯内の資源の量と世帯が使用できる資源の量は一致しない。仮に世帯内の所得や貯蓄が不十分であったとしても、医療費の無償化により医療サービスが現物給付されることを通じて、世帯の経済的なウェルビーイングは向上する可能性がある。上述したいずれの事例でも、世帯がどの程度の資源を使用したかに注目することによって、世帯の経済的なウェルビーイングを別の視点からとらえ直すことができていることがわかる。

「資源ベース」の概念に基づく接近方法と「生活水準」の概念に基づく接近方法とが、世帯のウェルビーイングに関してそれぞれ異なる情報を提供する可能性がある場合、所得の観点から中間層を定義して分析した研究の結果は、より慎重に検討される必要がある。世帯の所得に注目して中間層を定義し、かつ、所得の多寡を重視して分析する場合、その研究は暗黙のうちに、ある世帯が中間層に含まれることや、経済全体の中で中間層の割合が増加することを望ましいこととしてとらえている。他方、「生活水準」の概念に基づく接近方法に沿って考えれば、ある時点において所得の観点から見て中間層に含まれる世帯や人が、「生活水準」の観点から見て経済的なウェルビーイングが良好でないケースは十分にあり得る。このとき、中間層に含まれる世帯や人のうち、どのような特徴をもつ者が「生活水準」の観点から見て経済的ウェルビーイングが低いのか、またそのような者の経済的ウェルビーイングを向上させる手段はあるのかを検討することは重要な作業であるといえる。

本研究は、「生活水準」の概念に基づく接近方法の 1 つとして世帯の暮らし向きに注目した上で、所得の観点から中間層に含まれる世帯のうち、暮らし向きの観点から見て良好/良好でない世帯の特徴を明らかにする。またこの分析を行うにあたり、所得の観点から見て中間層に含まれる世帯のうち、暮らし向きの観点から見て良好な世帯の時系列的な動向について確認する。

ここまで述べてきたとおり、「生活水準」の概念に基づく分析に用いる情報としては、世帯の消費に関する情報がまず挙げられる。ただ OECD（2019）も指摘する通り、消費の情報

に基づいて「生活水準」の分析をする場合には、世帯の実際の消費（actual consumption）の情報と消費支出（consumption expenditure）の情報を区別した上で、実際の消費の情報に基づいて分析する必要がある。実際の消費と消費支出とは、自家消費の情報、（先述した医療の無償化のような）政府や非営利団体などが世帯に提供する無償または補助金付きの財やサービスの情報、耐久消費財や帰属家賃の情報などの点において違いが生じるが、多くの場合、実際の消費の情報を利用できるケースはまれである。このような状況を踏まえて、本研究では、世帯が主観的に回答する変数ではあるが、消費支出と比較して実際の消費の情報をより強く反映していると想定される暮らし向きの情報を用いて、所得とは別の観点から世帯の経済的なウェルビーイングを検証することを試みる。

本研究の構成は下記の通りである。2章で2020年代の日本における暮らし向きの動向に関する情報を確認し、併せて、暮らし向きに関して論じた先行研究の結果を確認する。3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。4章で分析結果および分析結果を受けた考察を示す。5章で分析結果と考察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. 暮らし向きに関する動向と先行研究

本章では、次章以降で暮らし向きに関する分析を展開するにあたり、2020年代の日本における暮らし向きの動向を図1に示しつつ確認した上で、先行研究を参照しながら、世帯が回答する主観的な暮らし向きを左右する可能性のある要因について確認する。

2020年代以降、日本では複数の標本調査や政府統計において、調査時点における暮らし向きや、将来時点において予想される暮らし向きについて、否定的な回答の割合が上昇している。日本銀行の『生活意識に関するアンケート調査』によれば、現在の暮らし向きを表す「暮らし向き D.I.」¹ は、2021年9月の-29.5から、2023年9月の-54.3まで25ポイント程度低下している（日本銀行、2024）。厚生労働省の『国民生活基礎調査』によれば、現在の暮らしの状況について「苦しい」² と回答した世帯の割合は、2022年の51.3%から2023年の59.6%に上昇した（厚生労働省、2024）。内閣府の『消費動向調査』によれば、コロナ禍で急落した後に回復していた暮らし向きの指数³ は、2021年10月から2022年11月にかけて再び低下している（内閣府、2024a）。2020年代前半は、資源価格の高騰、円安を背景とする輸入物価の上昇、ならびに企業の人手不足感の高まりに伴う賃金上昇などに起因する物価上昇が発生し（内閣府、2024b）、食料品や日用品への支出が増加した（日本銀行、

¹ 「暮らし向き D.I.」は、現在の暮らし向き（1年前対比）について、「ゆとりが出てきた」と回答した者の割合から「ゆとりがなくなってきた」と回答した者の割合を引いて算出される。

² 「苦しい」は「やや苦しい」と「大変苦しい」の回答の合計。

³ 暮らし向きの今後半年間の見通しについて5段階で評価した回答から算出される指数。

2024) が、消費支出の多寡が暮らし向き満足度を左右するという佐野 (2008) の指摘を踏まえると、上述の物価上昇や支出の増加などの経済的な要因の変化を受けた形で、暮らし向きについて否定的な回答の割合が上昇した可能性を指摘できる⁴。

暮らし向きについては、消費支出の他にも、経済的、属性的、社会的な要因が影響することを複数の先行研究が明らかにしている。白瀬 (2014) によるレビューも踏まえてあらためて整理すると、まず世帯所得の多寡と暮らし向きの善し悪しとの連関を指摘する研究がある (白波瀬・竹内, 2009; 白瀬, 2014)。所得は世帯内の資源の量を表す変数としての意味合いが強いが、これらの研究が消費を表す変数を分析に含めていないことを考慮すると、所得が消費の代理変数として機能した可能性を指摘できる。白波瀬・竹内 (2009) は世帯所得以外で暮らし向きと関係がある要因として、世帯の人数、世帯主の仕事の有無、離別経験などを挙げている。世帯の人数に関するより詳細な分析として、三重野 (2012) は夫婦のみの世帯の暮らし向きが、単身世帯や親と子どもの世帯など他の世帯の暮らし向きに比べて良好であることを示している。仕事について、三重野 (2012) は世帯主の職業が正規雇用者や役員である場合に暮らし向きが良いことを明らかにしている。暮石 (2011) は予期しない早期の退職が暮らし向きを低下させる一因である可能性を示している。上記以外の要因として、三重野 (2012) や白瀬 (2014) は学歴が高いことと暮らし向きが良いことの間には正の相関があることを示している。

これらの世帯や世帯主の所得や属性に関する要因以外に、健康状態や社会的サポートの有無と暮らし向きとの関連を指摘する研究もある。白瀬 (2014) は主観的に回答する健康観の高さや社会的サポートがあることが暮らし向きと正の相関を持つことを明らかにしている。社会的サポートについて、藤森・杉山 (2022) は社会的孤立の程度を計測する指標を計算した上で、中年の未婚者について、社会的孤立の程度が高いほど暮らし向きが悪いことを示している。

先行研究の結果は、実際の消費に加えて、所得 (結果として消費の程度を表していると考えられる)、学歴、従業上の地位などの経済的な要因、世帯の人数や世帯の構成などの属性的な要因 (世帯内で消費を分け合う人数)、健康状態や社会的サポートなどの非経済的な要因を加味して、暮らし向きが決まることを示唆している。ここで「生活水準」の概念に基づくアプローチの中で、経済的および、非経済的な要因をどのように位置づけるべきかを考える必要がある。

1 つの解釈は、先に挙げた経済的および非経済的な要因が、能力や資源の多寡を表す代

⁴ 白瀬 (2014) は日本銀行の『生活意識に関するアンケート調査』における「景況感 D.I.」と「暮らし向き D.I.」の時系列的な動向を比較し、両者は相関するものの、「景況感 D.I.」の変動に比べると「暮らし向き D.I.」の変動が小さいことを示した上で、白波瀬・竹内 (2009) が指摘するように、暮らし向きの意識がマクロ経済の状況を反映している可能性はあるものの、景況感よりは安定した意識である可能性について指摘している。

理指標として機能し、それに基づいて暮らし向きが決まっているとするものである。例えば、学歴や従業上の地位は、直接的には稼得能力を表すが、その稼得能力自体は人的資本の量に左右される。この人的資本とは労働者が持つ知識やスキルなどであり、これを世帯がどれだけ実際に活用できるかが、学歴や従業上の地位によって測られる。こうして考えると、学歴や従業上の地位が暮らし向きと相関することを説明できる。

健康状態や社会的サポートについても同様に、暮らし向きに影響を与える要因として位置づけられる。たとえば、Huber et al. (2011) は、健康の定義を考えるにあたり「社会的・身体的・感情的な課題に直面した際に適応し、自己管理する能力」に重点をおくことを提案している。この視点に立てば、健康状態がよいことは、様々な課題に適応し、自己管理できる能力が高いことを示している⁵。この能力の多寡や、それをどの程度活用できるかが、主観的に回答する健康状態に反映されると考えれば、健康状態などの変数が暮らし向きと相関することが説明可能である。以下の分析では、これらの経済的、非経済的な要因を、世帯内に存在するなんらかの資源の使用状況を表す変数と仮定した上で、これらの変数を含めた形で分析を進めることとする。

本研究では、先行研究が取り上げたような経済的な要因、属性的な要因、非経済的な要因に加えて、暮らし向きと労働時間ならびに就業形態との関係について考察する。先行研究が指摘する暮らし向きと関連のある複数の要因は、暮らし向きと強く相関する可能性がある反面、暮らし向きの改善を図るべくそれらの要因の状態を変更しようとする、少なからぬ時間や労力を要するか、または変更がほぼ不可能なものが多い。暮らし向きと学歴が相関したとして、学卒後に就労した者が、就労しながら学歴を変更するのは容易ではない。世帯の人数は（出産等を通じて）増やすことは計画できるかもしれないがその逆は困難であることが予想される。

これらの要因と比較すると、暮らし向きの改善を企図する世帯にとって、労働時間や就業形態はより可変的な要因といえる。2010年代から2020年代にかけて保育所の整備や労働力不足が進行したことを受けて、就業を希望する個人が就業しやすい環境が次第に広がった結果、労働時間や就業形態を可変的に動かせる基礎的条件は2010年代以前よりも整っているものと推察される。そこで本研究では、世帯員の労働時間ならびに就業形態と暮らし向きとの関係について検証し、労働時間や就業形態の変更を通じた暮らし向きの改善の可能性について検討する。労働時間の変更については、非就業の状態から増大する労働時間 (extensive margin) と、すでに就業している者が変化させる労働時間 (intensive

⁵ これに対し WHO の健康の定義は状態に重きを置いている。1948年に発効された WHO 憲章において、健康は次のように定義されている。「健康とは、病気でないとか、弱っていないということではなく、肉体的にも、精神的にも、そして社会的にも、すべてが満たされた状態にあることをいいます」(日本 WHO 協会, n.d.)。Huber et al. (2011) は WHO が提唱する健康の定義の限界を指摘し、健康の定義のあり方について論じている。

margin) を区別する必要がある。4.5 節の分析では、やや限定された形となるが、中間層に区分される現役期の世帯のうち、すでに就業者が 2 名いる夫婦のみの世帯ならびに夫婦と子どもみの世帯に分析対象を限定し、これらの世帯における暮らし向きと労働時間ならびに就業形態との関係について考察する。分析対象が中間層に区分される世帯や現役期の世帯に限定される背景については、後段の 4 章における分析を通じて明らかにする。

3. 分析方法およびデータ

3.1 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, 2024) 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。このように所得の観点から定義される中間層は、厳密には中間所得層 (middle income class) と称すべきものであるが、以下の分析では中間所得層のことを、単に中間層と表記することとする。

中間層は、具体的には次のような手順に沿って定義される。まず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する。この世帯全体の可処分所得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る。子どもや専業主婦などの非就業の世帯員は稼得所得はないが、先の手順で計算された等価可処分所得の情報は、これら非就業の世帯員にも割り振られる。次に全人口における、等価可処分所得の中位の数値 (中位所得) を確認する。そして、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⁶。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)) に入る者もそれぞれ分類する。

本研究では、基本的には上述の手順に沿って計算された中間層等の情報を分析に用いるが、1990 年代から 2010 年代の日本のように、所得分布がゼロの方に圧縮され、所得が低い者が増えている場合は、現実の生活水準は低下していても、計算される中間層の割合があまり低下しないというケースが生じる可能性がある。先に示した手順では、中間層の定義に使用する中位所得の値が毎年変わり、結果として中間層に含める範囲も変わるからである。経済全体の所得水準が上昇している状況下では、中位所得の値がプラスの方向に変化

⁶ その他の詳細については、篠崎・高橋 (2023, 2024) を参照。

し、それに伴い中間層の範囲もよりプラスの方向で定義される方が、中間層の大きさを把握する上では有用であるが、逆のケースの場合は、中間層の割合の値は、より慎重に検討される必要がある。そこで篠崎・高橋（2023, 2024）などの分析では、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について把握することを試みている（物価変動については、別途、調整している）。本研究では、前述した定義、すなわち中位所得の値が毎年変わるという前提に基づいた検証を主とするが、ある年の中位所得に基づいて決めた中間層の割合の推移についても次章で簡単に確認する。

3.2 分析方法

次章以降の分析では、中間層に含まれる者の暮らし向きと相関する要因について、多変量解析等の手法を適用しつつ明らかにする。また、多変量解析を用いて分析するにあたり、世帯全体で見た暮らし向きの経年的な変化について確認する。併せて、これらの分析を行う上で確認を要する、中間層に関するいくつかの基本的な情報について、最初に確認する。

まず中間層の状況を把握する上で必要となる基本的な情報について、篠崎・高橋（2023）の指摘も踏まえながら確認する。田中（2020）も指摘するように、人口全体の中間層の割合の推移については、人口構成の高齢化が強く影響している。この点を踏まえて、中間層と人口構成の高齢化との関係、ならびに、中間層を構成する世帯類型の変化についてあらためて確認する。次に、世帯全体で見た暮らし向きの経年的な変化について確認し、この変化が各所得グループ（貧困層、低所得層、中間層、高所得層）のどの部分で特に顕著であるかを明らかにする。また、暮らし向きの変化に影響を及ぼす要因として消費支出を取り上げ、各所得グループ内における消費支出の動向についても併せて確認する。

これらの分析の後、中間層に含まれる者の暮らし向きと相関する要因について、二値選択モデルの手法を用いて明らかにする。二値選択モデルを『国民生活基礎調査』の2007年と2022年調査に適用し、2007年と2022年とで係数がどのように変化したかについて確認する。分析に際しては、世帯員の就業の情報、特に世帯員が就業している場合の労働時間ならびに勤め先での呼称に関する情報が利用可能で、かつ、最も古い大規模調査の年次にあたる2007年調査と、本研究の分析時点で最も新しい大規模調査年⁷の年次にあたる2022年調査を利用することとする。

3.3 データの説明

本研究で用いるデータは、篠崎・高橋（2023, 2024）と同じく、厚生労働省の『国民生活

⁷ 『国民生活基礎調査』は1986年を初年として、3年ごとに大規模な調査を実施している。中間の各年には、小規模で簡易な調査を実施する。調査票のうち、世帯票と所得票は毎年調査し、貯蓄票、健康票、介護票は大規模調査年のみ調査する。

基礎調査』(以下、『国生』)の個票データである。前節で触れた分析内容のうち、中間層と人口構成の高齢化との関係や中間層を構成する世帯類型の変化、世帯全体で見た暮らし向きを経年的な変化などについては、1986年調査(所得については1985年の情報)から2022年調査(同2021年の情報)までを使用する。

二値選択モデルの分析では、前節でも言及したように、2007年調査と2022年調査を使用する。分析に際して、所得の観点から見た中間層の変数を用いる場合は、税や社会保険料の額が不詳で世帯の可処分所得が計算できないケースが分析対象外となる⁸。二値選択モデルに使用する変数のうち、経済的な要因に関する情報は主に『国生』の所得票および貯蓄票から、属性的な要因に関する情報は主に『国生』の世帯票から、健康状態など非経済的な要因に関する情報は『国生』の健康票から、それぞれ取得した。分析に用いる変数の詳細については、次章以降で分析結果を示す際に併せて言及する。

4. 分析結果

4.1 中間層の割合と人口構成の高齢化との関係

本節では、次節以降の分析に入る前に、中間層の割合の推移に関する基本的な情報をあらかじめ確認する。前章でも触れたように、中間層の割合の数字は、人口構成の高齢化から大きな影響を受けている。この点についていくつかの図表から確認した上で、次節以降の暮らし向きに関する分析に移る。

図2に1980年代から2020年代までの中間層の割合の推移を示した。図2に示した2枚の図のうち、図2(a)は、毎年の中位所得の値に基づいて算出した中間層の割合等の推移を示す。これに対し図2(b)は1997年(分析期間中で最も中位所得が高かった年)の中位所得の値に基づいて中間層の範囲を決定し、この中間層の範囲を他の年にも適用して算出した中間層の割合の推移を示している。図2は、基本的には篠崎・高橋(2023)で示した図の更新版である。

図2(a)を確認すると、2000年代から2010年代にかけて大きな変動を見せていなかった中間層の割合は、2020年代に入っても大きくは変わらず、引き続き60%弱の値で推移している。図2(a)の中間層のグラフには標準誤差⁹を示すエラーバーを付与した。標準誤差の値は、1990年代までは約0.3%ポイント、2000年代から2020年代は約0.4%ポイントで推移している。1980年代から2020年代の中間層の割合の標準誤差をおおむね0.4%ポイントとすると、任意の2つの時点の間で、中間層の割合におおよそ1.2%ポイント以上の差

⁸ その他、個票データから等価可処分所得を算出するにあたっての詳細については、篠崎・高橋(2023)を参照。

⁹ 篠崎・高橋(2023)が指摘するように、『国生』のような標本調査から中間層の割合を計算した場合、その数字には標本抽出に起因する誤差がある。本研究では、ブートストラップ法(10000回の復元抽出)を用いて中間層の割合の値の標準誤差を試算し、図2(a)に情報を追加した。

があれば、統計的に見て（5%有意水準で）有意な差があると考えられる。1980年代から2020年代にかけて中間層の割合が最も低かったのは2009年の57.3%であるが、この値から1.2%ポイント以上の乖離があったのは2003年の59.3%が最後で、その後は1.2%ポイント以上の乖離は生じていない。図2(a)において、中間層の割合は2000年代以降に小刻みに上下動しているが、標準誤差の情報を踏まえると、ほぼ横ばいで推移していたと考えることができる。

図2(b)は1997年の中間層の範囲を他の年にも適用して計算した中間層の割合の推移であるが、図2(a)とは異なり、中間層の割合は2000年代から2020年代にかけて大きく変動している。中間層の割合は、1990年代の後半にピークに達した後、2010年代半ばにかけて約10%ポイント低下している。その後、中間層の割合は、2020年代の前半にかけて緩やかに上昇していることがわかる。1997年の物価水準を基準とした、各年の中位所得の推移を確認すると、2010年代から2020年代にかけて中位所得の値は漸増している。1990年代から2010年代にかけて所得分布はゼロ方向に圧縮されていたものの、2010年代半ばにその動きが止まり、2010年代後半以降は所得分布が上方にわずかに広がり、1997年基準の中間層の割合も上昇したものと推察される。

図3は中間層の割合と人口構成の高齢化との関係を図示したものである。時系列的な変化を追うために、1980年代から2020年代にかけて、おおむね10年ごと（最後だけ15年）に図を作成し、全部で4つの図がある。各図は、世帯主年齢と中間層等の区分の観点から、8つの領域に分割されている。図の左側の4つの領域が図全体に占める割合が世帯主年齢が18-64歳の世帯に属する者の割合を、図の右側の4つの領域が図全体に占める割合が世帯主年齢が65歳以上の世帯に属する者の割合を、それぞれ示している。そして、世帯主年齢が18-64歳の世帯、世帯主年齢が65歳以上の世帯の中での貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合がそれぞれ図示されている。言い換えれば、8つの各領域の図全体に対する割合が、全人口のうち各領域が占める人口の割合を示している。

中間層の割合と人口構成の高齢化の関係について、1985年の状態を示した図3(a)から、2021年の状態を示した図3(d)までを順に確認すると、人口構成の高齢化に伴い、図の右側の世帯主年齢が65歳以上の世帯の領域が次第に拡大しているのがわかる。同時に、世帯主年齢が18-64歳の世帯内および世帯主年齢が65歳以上の世帯内における中間層の割合の変化は、1980年代から2020年代を通じて、最大でも4%ポイントほどにとどまっている。これは図2(a)において1980年代から2020年代にかけて中間層の割合が6%ポイントから7%ポイントほど変化していることと比べると、より小さい変化である。中間層の割合の低下が図2(a)においてより大きくなるのは、篠崎・高橋（2023）が指摘するように、人口構成の高齢化に伴い、中間層の割合が大きい世帯主年齢が18-64歳の世帯のウェイトが低下した結果、全人口に占める中間層の割合を押し下げる圧力が働いたためである。

中間層以外の所得グループについては、低所得層に関して、世帯主年齢が 18–64 歳の世帯では 1980 年代から 2020 年代にかけて割合が低下（1985 年の 16.8%から 2021 年の 11.8%）しているのに対し、世帯主年齢が 65 歳以上の世帯では同時期に割合が上昇（同 15.8%から 21.4%）していることがわかる。また、高所得層に関して、世帯主年齢が 18–64 歳の世帯では 1980 年代から 2020 年代にかけて割合が上昇（同 7.1%から 14.2%）しているのに対し、世帯主年齢が 65 歳以上の世帯では同時期に割合が漸減（9.4%から 6.8%）していることがわかる。

中間層に関わる数字が人口構成の高齢化から影響を受けること、また、1 章で述べたように現役期の世帯と引退期にある世帯では消費に関わる様相が異なり、それゆえ暮らし向きと関連する要因についても異なる可能性があることなどを考慮して、次節以降の暮らし向きの分析においては、世帯主年齢が 18–64 歳の世帯と世帯主年齢が 65 歳以上の世帯を区分した形で分析を行うこととする。

4.2 暮らし向きの変化に関する分析

本節では次節以降で暮らし向きと関係する要因を明らかにするにあたり、『国生』から計算される世帯全体での暮らし向きの動向を確認した上で、この暮らし向きが貧困層、低所得層、中間層、高所得層のうち、いずれの所得グループにおける変化の影響を反映しているのかを検証する。

『国生』は所得票の中で世帯主が回答する形で、現在の暮らしの状況について尋ねている¹⁰。回答は「大変苦しい」「やや苦しい」「普通」「ややゆとりがある」「大変ゆとりがある」の 5 件法である。この 5 つの選択肢のうち「大変苦しい」「やや苦しい」をまとめて 1 グループに、「普通」「ややゆとりがある」「大変ゆとりがある」をまとめて 1 グループにした上で、回答全体に占める「普通」「ややゆとりがある」「大変ゆとりがある」のグループの割合を求めたものを図 4 に示した¹¹。同図には暮らし向きの情報に加えて、図 2(a) と図 2(b) で得られた、中間層の割合に関する情報を併せて示している¹²。

暮らし向きが「普通」以上の世帯の割合は、1980 年代に上昇した後に、1990 年代から 2010 年代半ばにかけて低下し、その後、2020 年代にかけて上昇している。2022 年から 2023 年にかけて割合が低下しているが、これは 2 章で言及した物価上昇が影響しているものと推察される。また図 4 中の中間層の割合の推移と対比させて見ると、各年の中位所得

¹⁰ 設問の文章は、「現在の暮らしの状況を総合的にみて、どう感じていますか。」である。

¹¹ この暮らし向きのグラフは『国生』の個票データを用いて算出した値ではなく、統計表として公表された値に基づいて作成した。そのため『国生』の大規模調査年（3 年に 1 回）の値に加えて小規模調査年の値も反映したグラフとなっている。

¹² 暮らし向きは世帯主のみが回答する情報であり、集計は世帯単位となる。これに対し中間層の割合は等価可処分所得の情報に基づいて計算されるため、集計は個人単位となる。

に基づいて計算した中間層の割合のグラフよりは、1997年の中間層の範囲を各年に適用して算出した中間層の割合のグラフの方が、数値の低下や上昇などの傾向が似ていることがわかる。前節で1990年代から2020年代にかけての実質所得が低下するなどの所得分布の変化について言及したが、図4に示した暮らし向きの変化は、実質所得の変化との関連があることが示唆される。

図5は、図4で示した暮らし向きに関する数値を、世帯主年齢が18–64歳の世帯と世帯主年齢が65歳以上の世帯に分けて算出した結果である。世帯主年齢の高低に関わらず、暮らし向きの動向は1990年代から2010年代半ばにかけて低下し、その後上昇していることがわかる。ただ暮らし向きの変動の幅は世帯主年齢によって異なり、世帯主年齢が18–64歳の世帯の方が1990年代から2010年代半ばにかけての低下幅がやや大きい。複数の先行研究は、日本では税や社会保障による再分配効果が、特に引退期の世帯で高く、現役期の世帯では低くなることを指摘している。また篠崎・高橋（2023）は、現役期の世帯への再分配効果が、1990年代から2010年代にかけて縮小したことを述べている。再分配政策の効果が世帯主年齢によって異なること、効果の程度が1990年代から2010年代にかけて変化したことなどが、現役期の世帯の暮らし向きに影響した可能性が示唆される¹³。

図4や図5で示された暮らし向きの変化は、貧困層や低所得層、中間層などの各所得グループにおいて同じように観察されるのだろうか。それとも、たとえば不況期に特に貧困層の暮らし向きが低下することなどが大きく影響して全体の暮らし向きが低下するのだろうか。表1は所得グループ別に、暮らし向きが「普通」以上の世帯の割合を示したものである。世帯計、世帯主年齢18–64歳の世帯、世帯主年齢65歳以上の世帯いずれにおいても、貧困層や高所得層に比べると、中間層や低所得層における「普通」以上の割合の変化が大きいことがわかる。その傾向は世帯主年齢65歳以上の世帯よりは、世帯主年齢18–64歳の世帯の方で、より顕著である。図4や図5が示す暮らし向きの動向は、これら各所得グループ内の動きが加重平均されて表出したものであるが、その数値は中間層や低所得層の動きの影響を大きく受けている可能性がある。

この点についてももう少し詳しく検討するために、1986年から2022年までの暮らし向きの変化について、簡単な要因分解を行い、暮らし向きの動向の変化が、特にどの所得グループの数値を反映しているのかを確認する。具体的には、世帯全体の暮らし向きの異時点間における変化を、各所得グループの中で暮らし向きが変化したことによる効果と、各所得グループのシェアが変化したことによる効果、ならびに2つの項の交差効果の3つに分解する。 t 年における暮らし向きが「普通」以上の世帯の割合 R_t について、1986年から2022年までの変化 $\Delta R = R_{2022} - R_{1986}$ は、

¹³ その他の要因としては、この期間に日本における雇用情勢が悪化し、その影響が特に現役期の世帯に強く現れた可能性も指摘できる。

$$\Delta R = \sum_i(\Delta r_i \times s_i) + \sum_i(r_i \times \Delta s_i) + \sum_i(\Delta r_i \times \Delta s_i)$$

と分解できる。 r_i は各所得グループの中での暮らし向きが「普通」以上の世帯の割合、 s_i は各所得グループのシェアをそれぞれ表す。また Δ は当該変数の 1986 年から 2022 年への変化の差分を表わす演算子である。よって、上式の右辺第 1 項は各所得グループの中で暮らし向きが「普通」以上の世帯の割合が変化したことによる効果、第 2 項は各所得グループのシェアが変化したことによる効果、第 3 項は前 2 項の交差効果をそれぞれ表わしている。

分解の結果を表 2 に示した。分解に際しては、他の所得グループに比べて中間層の比率が高いことを考慮して、OECD (2019) や北條 (2021) にならって中間層をさらに 3 つに区分する、具体的には、中位所得の 75% から 100% までの範囲を低位中間層、100% から 150% までの範囲を中位中間層、150% から 200% までの範囲を高位中間層とし、中間層の中における暮らし向きの変化の効果をより詳細にとらえる。1986 年から 2022 年にかけて、暮らし向きの数値は約 10% ポイント低下している。この 10% ポイントの変化に対して、特に貧困層が増えることを通じてシェアの変化が寄与しているが、その程度はあまり大きくない。10% ポイントの変化の大半は、各所得グループの中における暮らし向きの変化によって生じている。特に中間層、中でも中位中間層における暮らし向きの変化の効果が大きく計測され、続いて高位中間層、低位中間層における効果が大きい。暮らし向きの変化は各所得グループで一様に生じているというよりは、特に中位中間層を中心とした部分で大きく変化していることがわかる。この結果からは、暮らし向きの変化について考察するにあたり、特に暮らし向きの変化が大きい中間層に注目し、変化の背景について考察することの必要性を指摘できる。

ここまでの議論を踏まえて、次々節の 4.4 節の分析では、暮らし向きの変化がより大きかった、世帯主年齢が 18–64 歳の世帯で、かつ中間層に含まれる世帯を対象を限定して、より詳細な分析を行うこととする。

4.3 消費支出の変化に関する分析

前節において、暮らし向きの変化が、特に中位中間層を中心とする中間層において顕著であったことを見た。1 章で言及したように、暮らし向きが実際の消費 (actual consumption) の情報を反映しているとする、中間層における暮らし向きの変化は、中間層における実際の消費の変化を表している可能性がある。ただ、これも 1 章で述べたように、実際の消費の情報を利用できるデータは限られている。本稿で使用する『国生』でも、実際の消費の情報をとらえることはできず、消費支出 (consumption expenditure) に関する部分的な情報のみが利用可能である。このことを踏まえた上で、本節では、予備的な分析とはなるが、暮らし向きに影響を与えうる要因として消費支出を取り上げ、各所得グループ内

における消費支出の動向について確認する。

図 6 は各所得グループにおける、消費支出額の平均額の推移を示したものである。『国生』において世帯が回答する消費支出額は、毎年 5 月の値であり、各世帯内の世帯員全員の消費支出額を合計した値を利用することができる。図 6(a) は世帯ごとに回答された消費支出額の値をそのまま用いて平均額を算出し、その推移を見た図である。貧困層、低所得層、中間層、高所得層の順で平均消費支出額が大きくなること、平均消費支出額の大小の構造は 1980 年代から 2020 年代を通して安定的であること、各所得グループ内の消費支出額は、1990 年代後半にかけて上昇した後、低下していること、などが図からわかる。

ただ、図 3 で見たように、世帯主年齢が 18–64 歳の世帯よりも世帯主年齢が 65 歳以上の世帯において貧困層や低所得層の割合が高いこと、また世帯主年齢 18–64 歳の世帯と比べて世帯主年齢 65 歳以上の世帯では世帯人員数が小さく、その分、世帯員全員の消費支出額の合計額が小さくなる可能性があること考慮すると、各所得グループ間の消費支出額を比較する際には、世帯人員数の大小に伴う影響を除いた値の方が有用かもしれない。図 6(b) は消費支出額を世帯人員数のルートで除した値（等価消費支出額）に基づいて、平均額を算出し、その推移を見た図である。各所得グループ間の消費支出額の大小関係や時系列的な推移の傾向は図 6(a) に類似するが、世帯人員数の要素が調整されたことを受けて、各所得グループ間の消費支出額の差が縮小していることがわかる。

各所得グループにおける消費支出額の推移は、先に述べたように、1990 年代後半にかけて上昇した後、低下しており、図 4 や図 5 で確認した暮らし向きの変移と照らし合わせると、数値の低下や上昇などの傾向は必ずしも一致しない。消費支出額の変化の幅は、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の順で大きくなり、高所得層の方が中間層に比べて大きな消費支出額の変動に直面していることがわかる。表 1 や表 2 で確認したように暮らし向きの変化は特に中間層において大きい。消費支出額の変化が最も大きいのは高所得層で、ここでも暮らし向きの傾向と消費支出額の傾向とは不一致の部分がある。『国生』で把握できる消費支出の情報のみで暮らし向きの動向を説明することにはやや難があり、他の要因も考慮した分析が必要であることが示唆される。

なお、図 6 で使用した消費支出の情報をを用いると、各世帯の消費支出額をすべて合計した総消費支出額に占める、各所得グループの消費支出額の割合を計算することができる。図 7 に各所得グループの消費支出額の割合の推移を示した。人口全体に占める中間層の割合が他の所得グループに比べて高いことを反映して、中間層の消費支出額の割合が他の所得グループに比べて高いことがわかる。併せて、中間層の消費支出額の割合が、1980 年代から 1990 年代にかけて低下傾向にあり、その後はほぼ不変か、やや漸減傾向にあることもわかる。この傾向は基本的には図 2(a) が示すような中間層の割合の推移と類似のものである。本研究の冒頭部でも言及した OECD (2019) は、先進各国において中間層の割

合が低下し、経済的な影響力が弱まっていることを指摘しているが、日本においても、『国生』の消費支出の情報を用いた予備的分析という留保がつくものの、消費の観点から見て、経済活動を中間層が支える構図が中長期的に弱まっている可能性がある。

4.4 貯蓄の変化に関する分析

前節で『国生』が把握する消費支出の情報のみで暮らし向きの動向を説明することの困難性について指摘した。2章では、経済的な要因や非経済的な要因が、なんらかの能力や資源の多寡を表す代理指標となっており、これらの能力や資源を加味して暮らし向きが決まっている可能性について言及したが、消費支出の以外の経済的な資源としては貯蓄も考えられる。1章で触れたライフサイクル仮説を踏まえると、貯蓄の多寡は期間を通じて平準化された消費の多寡と関係する。貯蓄に余裕があれば、ある期（例えば現役期）の消費としては多くは観察されないが、その背後で、期間を通じて消費可能な資源を保有していることになり、暮らし向きに対して正の効果を及ぼすことが期待される。そこで本節では、これも情報の制約から予備的な分析とはなるが、暮らし向きに影響を与えうる要因として貯蓄を取り上げ、各所得グループ内における貯蓄の動向について確認する。

図8は、各所得グループにおける、貯蓄現在高の平均額の推移を示したものである。『国生』において世帯が回答する貯蓄現在高は、毎年6月末日時点での値であり、各世帯内の世帯員全員の貯蓄現在高を合計した値を利用することができる。貯蓄現在高には、金融機関への貯金、掛け捨てでない保険の払込額の合計、時価で計った株式などの有価証券などが含まれる。図6などで用いた消費支出と比べると、貯蓄はばらつきがより大きく、また一部の外れ値に平均額が影響を受けやすい。そこで図8(a)では、世帯ごとに回答された貯蓄現在高の中央値を取り出し、その推移を見た¹⁴。また図8(b)では、貯蓄現在高を世帯人員数のルートで除した値（等価貯蓄額）に基づいて、中央値を取り出し、その推移を見た。いずれの図でも、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の順で貯蓄現在高の中央値が大きくなること、貯蓄現在高の大小の構造は1980年代から2020年代を通して安定的であること、各所得グループ内の貯蓄現在高は、基本的には1980年代後半から2020年代の間に上昇しているが、一部のグループで、2000年代半ばから2010年代半ばにかけて貯蓄現在高の伸びが停滞したこと、などがわかる。消費支出と貯蓄現在高を並べてみたとき、特徴的なのは2000年代半ばから2010年代半ばの動きであり、消費支出が下落したのに対して、貯蓄現在高の下落は軽微である。

図8で使用した貯蓄現在高の情報を用いると、各世帯の貯蓄現在高をすべて合計した総貯蓄現在高に占める、各所得グループの貯蓄現在高の割合を計算することができる。図9

¹⁴ なお貯蓄現在高の中央値ではなく平均値を用いた場合でも、以下の記述に大きな変更はないことを確認した。

に各所得グループの貯蓄現在高の割合の推移を示した。図 7 と同様に、人口全体に占める中間層の割合が他の所得グループに比べて高いことを反映して、中間層の貯蓄現在高の割合が他の所得グループに比べて高いことがわかる。併せて、中間層の貯蓄現在高の割合が、1980 年代から 1990 年代にかけて低下傾向にあり、その後はほぼ不変か、やや漸減傾向にあることもわかる。貯蓄を資源として見たとき、ここでも中間層が保有する資源が中長期的に縮小している可能性を指摘できる。

4.5 暮らし向きと関係する要因、ならびに暮らし向きと労働時間、就業形態との関係

4.5.1 多変量解析の基本方針

本節では、先行研究の結果も踏まえた上で、暮らし向きと関係する要因について、多変量解析の手法を用いて検証する。また分析にあたり、世帯主年齢が 18–64 歳の中間層の世帯で、暮らし向きが良好/良好でない世帯の特徴を明らかにする。

上記で限定した世帯には、多様な世帯が含まれるが、以下の分析では、特に就業者が 2 名いる夫婦のみの世帯ならびに夫婦と子どものみの世帯に分析対象を限定する。表 3 は各年の中間層に占める、各世帯類型の割合を示している。篠崎・高橋 (2023) も指摘するように、中間層において、就業者が 1 人の世帯の割合は、1980 年代から 2020 年代にかけて大きく低下し、就業者が 1 人の世帯は中間層の中では少数派となっている。これに代わり、2020 年代における中間層内の多数派は就業者が 2 人以上の世帯である。また、中間層に入るための方策として世帯内の就業者数が増えることが有効であることを指摘した篠崎・高橋 (2024) の指摘も踏まえると、世帯内の就業者が 1 名の世帯を取り上げて議論することの必要性はより小さい。本節では中間層の中で多数派となった就業者 2 人以上の世帯を取り上げることとする。

さらにその中で、2 章でも言及したとおり、暮らし向きに影響しうる要因として労働時間と就業形態を取り上げ、暮らし向きと労働時間、就業形態との関係について検証する。その際、たとえば世帯内で 2 人が就業しているとして、親が 2 人就業している場合と、親が 1 人と子ども 1 人が就業している場合では、労働供給に関わる決定プロセスが異なる可能性がある。そこで以下の分析では、世帯内の世帯主（多くの場合夫）と世帯主の配偶者（多くの場合妻）が雇用者として就業しているケースに限定して、分析を進めることとする。分析から自営業者を除き雇用者のみに限定する背景としては、一般に自営業者は労働時間の裁量が大きく、例えば業務の合間に家事を行うなど、ある程度の柔軟性を持って他の活動を調整することができる場合があるが、雇用者はそのような調整が難しい場合が多いためである。また、自営業者の収入は、事業の業績に左右されやすく、労働時間の投入増加が必ずしも所得の増加に結びつくとは限らない。このような自営業の特性を踏まえると、雇用者の分析に自営業を加えると、労働時間の長さを変えるという意味決定が、暮らし向きに与える影響を適切

に評価できなくなる可能性があるためである。

4.5.2 多変量解析に投入する変数

表 4 に多変量解析に投入する変数の基本統計量を示した。各変数の説明は以下の通りである。

暮らし向き 5つの選択肢のうち「大変苦しい」「やや苦しい」の場合に 0、「普通」「ややゆとりがある」「大変ゆとりがある」の場合に 1 をとる二値変数。

中位中間層ダミー/高位中間層ダミー 世帯が各所得グループに入る場合に 1 をとるダミー。

等価消費支出額の対数値 世帯内の世帯員全員の消費支出額を合計した数字を世帯人員数のルートで除し、自然対数をとった変数。

等価貯蓄額の対数値 世帯内の世帯員全員の金融貯蓄額を合計した数字を世帯人員数のルートで除し、自然対数をとった変数。この貯蓄額には不動産等の非金融貯蓄を含まない。期間を通じての消費可能な資源の量を計る変数。

持ち家ダミー 持ち家がある場合に 1 をとるダミー。帰属家賃の考え方に従えば、持ち家を保有している者は、明示的な家賃の支払い（消費支出の構成要素の 1 つ）は生じないものの、持ち家が提供するサービスを消費している状態だと考えられ、この実際の消費をとらえるための変数。

大都市居住ダミー 2007 年時点で東京 23 区ならびに指定都市に区分されていた自治体に居住している場合に 1 をとるダミー。

世帯主の年齢

子ども 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー 世帯内にいる子どもが 1 人、2 人、3 人以上の場合に 1 をとるダミー。

妻の労働時間 残業も含めた 1 週間の就業時間。

妻の労働時間の 2 乗/100

夫の労働時間 残業も含めた 1 週間の就業時間。

夫の労働時間の 2 乗/100

夫/妻が正規ダミー 夫/妻が正規で就業している場合に 1 をとるダミー。

世帯主の健康ダミー 世帯主が主観的に回答する健康状態が「ふつう」「まあよい」「よい」である場合に 1 をとるダミー。

上記の変数の多くは、先行研究で暮らし向きとの関連が指摘された変数である。労働時間については、暮らし向きと労働時間との関係が線形でない可能性を考慮して 2 次項を投入する。2 次項の投入により、労働時間の数値が変化したときに、ある値までは暮らし向きが良くなり、その後悪化する、もしくはある値までは暮らし向きが悪化し、その後良くなると

いった関係があるかを検証することができる。1 次項、2 次項の符号の向きについては、正負いずれも考えられる。特に 1 次項については、労働時間が長くなることにより所得が増大し、所得効果が生じて消費支出が増え、暮らし向きに正の効果を与える可能性と、労働時間が長くなることにより労働の不効用が増大し、暮らし向きに負の効果を与える可能性と、どちらの可能性もあり得る。ただ本節の解析では、消費支出や所得水準については別途制御する変数を投入するため、所得が高いことの効果はそれらの変数に現れる可能性があるもので、労働時間の 1 次項には労働の不効用の効果、つまり負の効果が見られる可能性が高いものと推察される。

就業形態については、正規雇用の場合に 1 をとるダミー変数を投入する。夫、妻ともに就業形態は可変的な要因たり得るが、多くの世帯にとってより可変的な要因は、妻が正規雇用になるか否かである。以下の解析結果では、特に妻の就業形態の効果について確認する。妻の就業形態についても、符号の向きは、正負いずれも考えられる。正規雇用として就業することで、非正規雇用と比べて相対的に所得が安定したり、勤務先が提示する福利厚生施策が利用できたりした場合は、暮らし向きに正の効果と及ぼすことが予想される。他方、正規雇用で就業することで、労働時間に関わる柔軟性（出勤時間、退社時間の調整や 1 日の労働時間数の調整など）を失い、たとえば家事や育児に充てられる時間数が減少し、外部サービスの利用が増え、結果として所得は高いが消費水準も高くなることで、暮らし向きに負の効果を与える可能性もある。ただ労働時間や消費水準について別途制御する変数を投入する結果、これらの負の効果が減衰し、正の効果が観測される可能性があるものと考えられる。

2007 年と 2022 年の数値を比較すると、2022 年の方が暮らし向きが少し良好で、大都市居住者が多く含まれ、世帯主の年齢が少し高く、夫や妻の労働時間が少し短く、妻の正規比率が少し高くなっている。なお本節の解析は厳密には因果分析ではなく、従属変数である暮らし向きと、説明要因である諸変数との相関を見ていることには注意を要する。たとえば労働時間については、暮らし向きが苦しいために労働時間を長くしてより多くの収入を得ようとする行動があり得るし、就業形態についても、より多くの収入を得るために、就業上の柔軟性を失う代わりに時給換算で見て賃金が高い正規雇用で就業することを選択する可能性は十分考えられる。以下の分析の中では、所得水準を表す変数を投入することから、所得の影響については一定程度制御されているものと想定されるが、それでも各独立変数が従属変数に与える効果の大きさについてはバイアスが残っている可能性があることに留意が必要である¹⁵。

表 5 は従属変数である暮らし向きの値に基づいて、サンプル全体を暮らし向きが普通未

¹⁵ 内生性の除去のために操作変数法の適用を試みたが、weak instruments ではない適当な操作変数が見つからないなどの制約から、以下の解析では基本的な二値選択モデルを用いて推定した。

満のサンプルと普通以上のサブサンプルに分割した上で、サブサンプルごとに多変量解析に投入する独立変数の平均値を示したものである。普通未満と普通以上のサブサンプルの間に平均値に有意な差が見られる場合は、平均値の右隣に有意水準を示す印を表示した。暮らし向きが普通以上の世帯の特徴としては、高位中間層に含まれる世帯が多いこと、等価貯蓄額が多いこと、妻が正規である割合が高いこと、などである。その他の変数については、いずれかの年でのみ統計的に有意な差がある、またはいずれの年も統計的に有意な差がないなど、あまり明確な特徴は見られない。ただ表 5 における平均値の差は、他の要因を制御していない状態の差であるので、暮らし向きと諸要因との関係性をより詳しく検証するためには、多変量解析を用いて検証する必要がある。

4.5.3 推定結果

表 6 は二値選択モデルの推定結果である。推定方法としてはプロビット推定を用いた。表中には、左側に推定された係数の情報、右側に係数から計算される限界効果の値がそれぞれ表示されている。推定結果を見ると、高位中間層ダミーや等価貯蓄額の対数値、妻が正規雇用であることの係数が統計的に有意となっており、表 5 の結果と一致している¹⁶。他の要因を一定として、妻が正規雇用で就業している場合、2007 年では 11.4%、2022 年では 11.1%、暮らし向きが普通以上になる確率が大きい。中間層に区分されるような、「資源ベース」で見れば経済的に安定していると類推される世帯であったとしても、妻の就業状態により暮らし向きに差が生じる可能性があることを、この結果は示している。その他、2007 年の推定結果では子どもの数が暮らし向きに負の効果、世帯主の健康状態が暮らし向きに正の効果を持っており、これらの結果は先行研究の結果とおおむね一致している。ただ 2022 年の推定結果ではこれらの変数は軒並み統計的な有意性を失っている。子どもが多いことは、世帯内の人数が増えることを通じて 1 人あたり所得や消費が減るため、2000 年代においては暮らし向きを下げることがあったが、その後、子どもをめぐる様々な補助金や支援策が拡充されたことを受けて、子どもの数が増えても暮らし向きを大きく下げなくなった可能性がある。

本研究で注目している労働時間については、表 5 においては統計的に有意な差は観察されなかったが、表 6 の結果においては、特に妻の労働時間に関して、暮らし向きと統計的に有意な関係があることが示されている。1 次項の符号は負で、労働時間が長いと暮らし向きが低いことを示している。ただ 2022 年データを用いた推定では、2 次項が正で統計的に有意となっており、先述した不効用は、どこかで下げ止まった後に、上昇することを示している。

¹⁶ なお表中で等価消費支出額の係数が負に推定されているが、等価貯蓄額を推定から除くと正に推定されることから、両者の間に高い相関関係があることが示唆される。また、等価貯蓄額が有意に推定されていることから、暮らし向き、消費、貯蓄の関係は、消費→貯蓄→暮らし向きという順で関係しているものと推察される。

得られた係数を使用して概算した図 10 を見ると、労働時間が 37 時間前後で暮らし向きが普通以上になる確率が最も低くなり、それよりも労働時間が長いと暮らし向きが普通以上になる確率が少しずつ上昇する。ただ上昇の程度は軽微である。仮に労働時間から暮らし向きへの効果があると仮定すると、労働時間の増加は基本的には暮らし向きに対して負の効果を持ち、労働時間を可變的に動かすことで暮らし向きを改善させることは困難なものと考えられる。他方、妻の正規ダミーが正の効果を持っていることを併せて考えると、就業形態は非正規ではなく、正規雇用である方が望ましい可能性がある。

4.5.4 推定結果の頑健性の確認

前 4.5.3 項の表 6 の推定結果は、妻が正規雇用であることと世帯の暮らし向きの高低との間に有意な正の関係があることを示していた。本項では、複数の追加分析を通じて、両者の間にある正の関係の頑健性について検証する。具体的には、1) 従属変数の作成方法と推定結果との関係に関わる確認、2) 定式化の誤りの可能性を考慮した推定の試行、の 2 つについて作業する。

はじめに従属変数である暮らし向き変数について、作成方法を変更した場合の推定結果への影響を確認する。前々項と前項では暮らし向き変数を、「大変苦しい」「やや苦しい」の場合に 0、「普通」「ややゆとりがある」「大変ゆとりがある」の場合に 1 をとる二値変数として作成し使用した。このように従属変数を設定した上で二値選択モデルを用いて推定した場合、「やや苦しい」と「普通」との間の差異に特に注目して、正規雇用ダミーの効果を見ていることになる。では、この正規雇用ダミーの効果は、「大変苦しい」と「苦しい」との間の差異、あるいは「普通」と「ややゆとりがある」との間の差異に注目した場合も検出されるのだろうか¹⁷。もし従属変数の作成方法について前項で注目した箇所とは異なる箇所について妻の正規雇用ダミーの効果を確認したときにも、統計的に有意な結果が得られれば、妻が正規雇用であることと世帯の暮らし向きの高低との間の有意な正の関係はより頑健であることが示唆される。

図 11 は暮らし向き変数の作成方法を変えたときの、妻が正規雇用ダミーの推定された係数の変化を示している。図中の横軸は、5 件法で尋ねている暮らし向きについて、「大変苦し

¹⁷ これらと同様に、「ややゆとりがある」と「ゆとりがある」との間の差異に注目して従属変数を作成し分析することは可能である。ただ『国生』ではそもそも「ゆとりがある」の回答の割合が小さく、本節で用いたデータでも「ゆとりがある」の割合は 1% 前後であった。このような場合に二値選択モデルを適用して推定すると、完全分離 (complete separation) または準完全分離 (quasi-complete separation) の問題が生じる可能性が高くなり、本節で使用したデータでもその傾向が観察された。penalized likelihood logistic regression (firth logistic regression) (Firth, 1993; Heinze & Schemper, 2002) やベイズ推定に基づくロジスティック回帰分析など、完全分離、準完全分離に対処する推定方法は複数あるが、本節で用いた推定方法と異なる推定方法になるなどの観点に鑑みて、本節では「ややゆとりがある」と「ゆとりがある」との間の差異に注目した分析を除いた。

い)に 1、「やや苦しい」に 2、「普通」に 3、「ややゆとりがある」に 4、「大変ゆとりがある」に 5 をそれぞれ割り当て、これを 0 と 1 の二値変数に変換した際に、どの範囲までを 1 としたかを表している。例えば「1」が 4 から 5 の場合は、「ややゆとりがある」と「大変ゆとりがある」が 1 で、それ以外が 0 に変換されている。各図の横軸の中央にある「1」が 3 から 5 の場合が、前項の二値選択モデルで使用した従属変数の作成方法に該当する。図中の実線は妻の正規雇用ダミーの係数の大きさを、灰色の領域は推定された係数の 95%信頼区間を、それぞれ表している。

図 11 の 2007 年の図では、暮らし向き変数の 0/1 を「大変苦しい」と「やや苦しい」の間で区分した場合は、推定された係数が非有意となっている。他方、暮らし向き変数の 0/1 を「やや苦しい」と「普通」の間で区分した場合、および「普通」と「ややゆとりがある」の間で区分した場合の係数はそれぞれ有意である。また、0/1 を「やや苦しい」と「普通」の間で区分した場合よりも「普通」と「ややゆとりがある」の間で区分した場合の方が推定された係数が大きい。2007 年の時点では、妻が正規雇用で就業することは、暮らし向きの「普通」と「ややゆとりがある」の違いに、より強く関係していたと推察される。これに対し、図 11 の 2022 年の図では、実線で表される係数の大きさが従属変数の作成方法によらず、あまり変わらない。同時に、どの従属変数の作成方法を採用したとしても、妻の正規雇用ダミーはほぼ有意に推定されている。図 11 の各図を総じて見たときに、2007 年の暮らし向きの分布の下方の領域（暮らし向きが「大変苦しい」に近い領域）を除いて、妻が正規雇用であることと世帯の暮らし向きの高低との間には、ほぼ有意な正の関係を確認することができる。

次に、前項で得た分析結果について、推定式の定式化の誤りによる歪みの有無を確認する。具体的には、まず、前項の二値選択モデルに投入した独立変数のうち、妻の正規雇用ダミーを除く変数（以下、共変量と記す）に基づいて傾向スコアを計算する。次に、妻が正規雇用のケースと非正規雇用のケースとで共変量のバランスをとるために、算出した傾向スコアを用いて、IPW (inverse probability weighting) 法により、妻の正規雇用ダミーの平均処置効果 (ATE) を計算する¹⁸。ここで計算される ATE は、妻の正規雇用ダミーから暮らし向きへの因果効果を表さないが、定式化の誤りに対して頑健な値を提示する。

ATE の計算にあたり、従属変数である暮らし向き変数は、連続変数として取り扱うこととする。前項で示した二値選択モデルの値と本項で計算する ATE の値は、そのままでは比較できない。そこで、前項の二値選択モデルに投入した独立変数と同じ独立変数を用い、従属

¹⁸ ATE の計算にあたり、共変量のバランスを評価するために、共変量の絶対標準化平均差 (ASMD: absolute standardized mean difference) (Austin, 2009)、および分散比を算出した。ASMD の値は 0.1 未満が推奨されているが (Nguyen et al., 2017)、一部の共変量、具体的には妻の労働時間および妻の労働時間の 2 乗の ASMD が 0.1 を大きく超えたため、これらを除いた上で再度傾向スコアを計算したところ、共変量の ASMD がおおむね 0.1 未満となった。また、分散比は 1 に近いほどよく、一般的には 2 未満の場合に許容可能なバランスと判断されるが (Rubin, 2001; Linden & Samuels, 2013)、分散比についてはすべての共変量が 2 未満の値をとった。なおこの脚注の記述にあたり、金本 (2024) を参照した。

変数を「大変苦しい」の1から「ゆとりがある」の5までの値をとる5件法の値に置き換えて、OLSを推定し¹⁹、妻の正規雇用ダミーの係数を得て、ATEの値と比較することとする。

表7に、妻の正規雇用ダミーについて、OLSで推定した係数の値、ならびにATEの値を示した。OLSで推定した妻の正規雇用ダミーの係数は、2007年、2022年ともに統計的に有意となっている。一方、ATEの値は、2022年については統計的に有意な値となっているが、2007年については統計的な有意性を欠いている（10%水準で）。妻が正規雇用であることと世帯の暮らし向きの高低との間の関係は、2022年にのみ確認されるものである可能性が示唆される。またOLSの係数の値とATEの値を比較すると、ATEの値はOLSの値の約半分となっている。傾向スコアを用いて共変量のバランスをとったことで、妻の正規雇用ダミーの係数に含まれていた歪みの一部が除去されたものと推察される。

以上の追加的な分析の結果は、因果関係は不明であるものの、特に2022年時点において、妻が正規雇用であることと暮らし向きの高低との間に、有意な正の関係が存在することを示している。結果の解釈に一定の留保がつくものの、本節を通しての結果は、2020年代において、妻の就業について、正規雇用的な就業を促すような施策、たとえば保育施策の充実や、正規雇用として就業するにあたり必要なスキルレベル獲得のための訓練支援策などが、「生活水準」の観点から見た場合の経済的ウェルビーイングの改善のために必要であることを示唆している。

5. 結論

本研究では、厚生労働省の『国民生活基礎調査』の個票を用いて、世帯が主観的に回答する暮らし向きに注目し、暮らし向きと関連のある要因を明らかにした上で、暮らし向きを改善させるための方策について検討した。

世帯全体で見た暮らし向きは、1990年代から2010年代にかけて低下していたが、この低下の背後には、主に所得の観点から見た中間層における暮らし向きの低下があった。所得の観点から中間層を定義したとき、中間層に含まれることは望ましいこととして認識されるケースが多いが、本研究の分析からは、中間層に含まれている世帯であっても、暮らし向きが良好でないと回答する世帯が多く存在することがわかった。

暮らし向きが良好でないことの背景には、先行研究も指摘した複数の要因（経済的な要因、属性的な要因、非経済的な要因）が存在する。それら複数の要因の中には、世帯がすぐには操作できない要因も含まれるが、本研究では世帯が可変的に動かせる要因として労働時間と就業形態に注目し、暮らし向きと労働時間、就業形態との関係について多変量解析を用いて検証した。結果、因果関係を厳密に検証できていないという留保はつくが、特に

¹⁹ なお二値選択モデルとOLSの推定された係数について、統計的に有意な変数は両者でほぼ同じであった。

世帯内の妻の就業について、正規的な就業形態を選択することが暮らし向きの改善に有用であることが示唆された。またこのような就業を促進するための保育政策や職業訓練政策の拡充の必要性についても併せて指摘した。

本研究の分析では、所得の観点から中間層を定義した上で、消費などの「生活水準」の概念に基づいた指標を用いて分析することで、中間層の経済的ウェルビーイングについてより詳細に検討した。同時に、本研究で用いた暮らし向きの変数は世帯が主観的に回答する情報であり、世帯の実際の消費に関する客観的な情報に基づいて中間層の経済的なウェルビーイングについて検討する作業は今後の課題である。また、本研究における暮らし向きと労働時間、就業形態との関係に関する多変量解析は相関分析の様相が強いため、因果を判別できる手法を用いて、両者の関係を再検証することも必要である。多変量解析に際しては、夫と妻の両者が雇用者として働く、世帯主年齢が 18-64 歳の世帯のみを取り出して分析したが、これ以外の世帯、たとえば 3 世代同居の世帯や単身世帯、世帯主年齢が 65 歳以上の世帯における暮らし向きと経済的要因、属性的な要因、非経済的要因との関係に関する考察も今後に残された課題である。また本研究の多変量解析で取り上げた、夫と妻の両者が雇用者として働く、世帯主年齢が 18-64 歳の世帯についても、近所に親などの親族が居住し、家事や育児の面で支援を受けられるケースとそれ以外のケースとでは、暮らし向きの値が変化する可能性があるだろう。このようなケースに対処するためには本研究で使用了『国生』以外のデータを用いる必要があり、研究上の改善が望まれる。

参考文献

- Austin, P. C. (2009). Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Statistics in Medicine*, 28(25), 3083–3107. <https://doi.org/10.1002/sim.3697>
- Firth, D. (1993). Bias reduction of maximum likelihood estimates. *Biometrika*, 80(1), 27–38. <https://doi.org/10.1093/biomet/80.1.27>
- Heinze, G., & Schemper, M. (2002). A solution to the problem of separation in logistic regression. *Statistics in Medicine*, 21(16), 2409–2419. <https://doi.org/10.1002/sim.1047>
- Huber, M., Knottnerus, J. A., Green, L., Horst, H. van der, Jadad, A. R., Kromhout, D., Leonard, B., Lorig, K., Loureiro, M. I., Meer, J. W. M. van der, Schnabel, P., Smith, R., Weel, C. van, & Smid, H. (2011). How should we define health? *BMJ*, 343, d4163. <https://doi.org/10.1136/bmj.d4163>
- Linden, A., & Samuels, S. J. (2013). Using balance statistics to determine the optimal number of controls in matching studies. *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 19(5), 968–975. <https://doi.org/10.1111/jep.12072>
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian economics* (pp. 388–436). Rutgers University Press.
- Nguyen, T.-L., Collins, G. S., Spence, J., Daurès, J.-P., Devereaux, P. J., Landais, P., & Le Manach, Y. (2017). Double-adjustment in propensity score matching analysis: Choosing a threshold for considering residual imbalance. *BMC Medical Research Methodology*, 17(1), Article 1. <https://doi.org/10.1186/s12874-017-0338-0>
- OECD. (2019). *Under pressure: The squeezed middle class*. OECD publishing. <https://doi.org/10.1787/689afed1-en>

- Ohno, T., Kitamura, Y., & Miyazaki, T. (2021). *Decomposition approach applied on the effects of taxes and social insurance premiums on income distribution: Contributions to the size of the middle class in Japan* (RIETI Discussion Paper Series 21-E-062). <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/21e062.pdf>
- Rubin, D. B. (2001). Using propensity scores to help design observational studies: Application to the tobacco litigation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3), 169–188. <https://doi.org/10.1023/A:1020363010465>
- Tanaka, S., & Shikata, M. (2019). *The middle class in Japan, 1994–2009: Trends and characteristics* (Keio-IES Discussion Paper Series DP2019-001). <https://ies.keio.ac.jp/upload/pdf/en/DP2019-001.pdf>
- 宇南山卓 (2023). 現代日本の消費分析. 慶應義塾大学出版会.
- 金本拓 (2024). 因果推論. オーム社.
- 暮石渉 (2011). 退職者における予期しない出来事が生活水準と暮らし向きに与える影響. 季刊社会保障研究, 46(4), 368–381.
- 厚生労働省 (2024). 2023 (令和 5) 年 国民生活基礎調査の概況.
- 佐野美智子 (2008). 経済的豊かさ暮らし向き満足度との関連: 所得格差は幸福格差につながるのか. 家計経済研究, 80, 55–63.
- 篠崎武久 (2015). 所得の観点から見た中間層の把握の方法について. 人文社会科学研究 (早稲田大学), 55, 199–216.
- 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). <https://www.jil.go.jp/institute/discussion/2023/documents/DP23-03.pdf>

篠崎武久・高橋陽子 (2024). 中間層を構成する世帯の変容 (JILPT Discussion Paper 24-02). <https://www.jil.go.jp/institute/discussion/2024/documents/DP24-02.pdf>

白瀬由美香 (2014). 勤労世代の暮らし向きの苦しさ:所得・健康・ソーシャルサポートとの関連に関する分析. 季刊社会保障研究, 49(4), 372–383.

白波瀬佐和子・竹内俊子 (2009). 人口高齢化と経済格差拡大・再考. 社会学評論, 60(2), 259–278. <https://doi.org/10.4057/jsr.60.259>

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. https://mhlw-grants.niph.go.jp/system/files/2019/191011/201901012A_upload/201901012A0016.pdf

内閣府 (2024a). 消費動向調査 令和 6 年 11 月実施調査結果.

内閣府 (2024b). 経済財政白書 令和 6 年度版.

日本銀行 (2024). 「生活意識に関するアンケート調査」(第 99 回 <2024 年 9 月調査>)の結果.

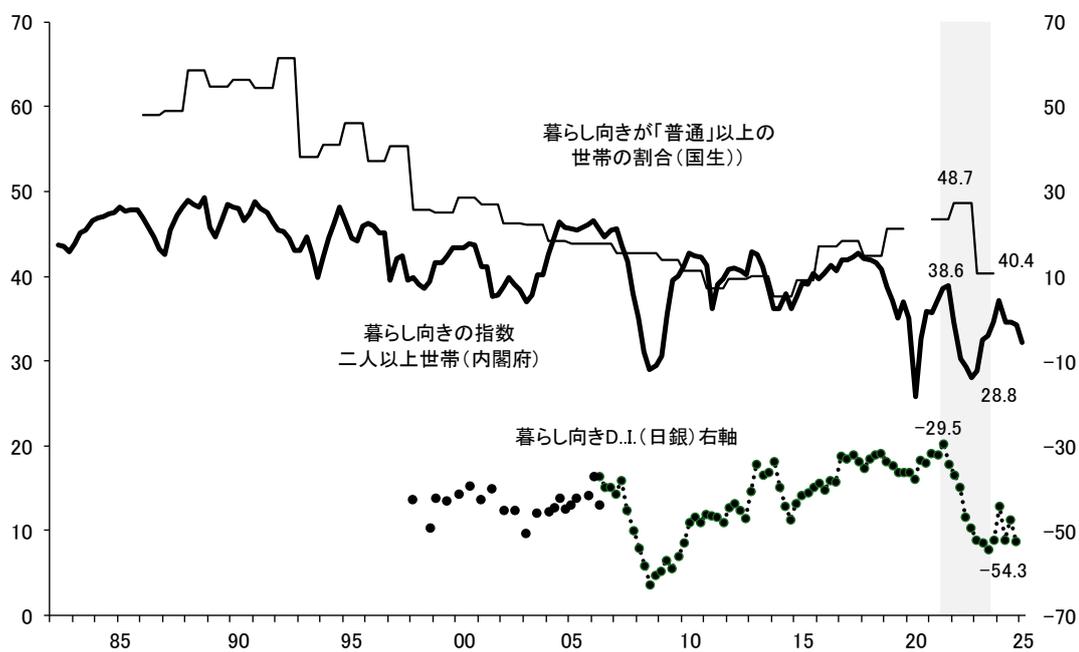
日本 WHO 協会 (n.d.). 健康の定義. <https://japan-who.or.jp/about/who-what/identification-health/>

藤森克彦・杉山京 (2022). 中年未婚者の社会的孤立の実態とその特徴. 国立社会保障・人口問題研究所編, 生活不安の実態と社会保障 (pp. 231–255). 東京大学出版会.

北條雅一 (2021). 所得の観点から見た中間層の内部構成の推移. 駒澤大学経済学論集, 52, 71–76.

三重野卓 (2012). 人びとの暮らしとその将来見通し:生活意識の観点から. 武川正吾・白
波瀬佐和子編, 格差社会の福祉と意識 (pp. 33-55). 東京大学出版会.

図1 暮らし向きへの長期的傾向



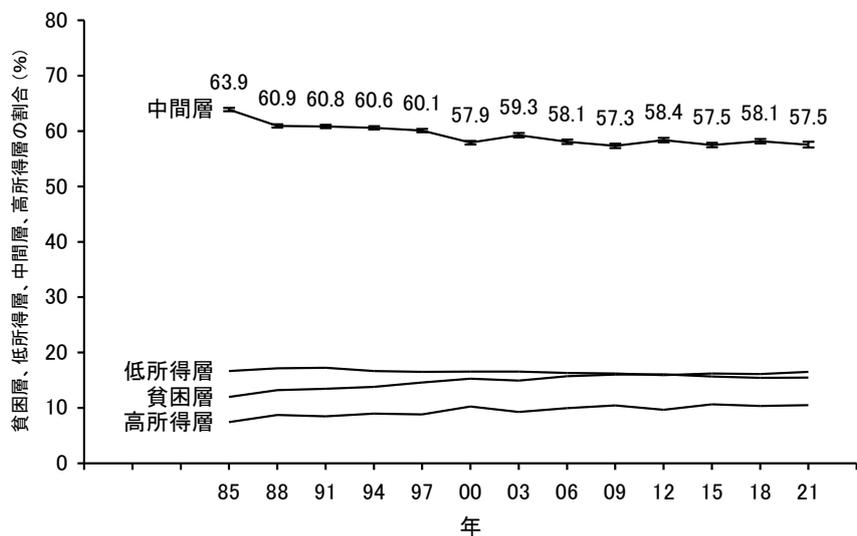
資料出所) 内閣府『消費動向調査』(暮らし向きの指数)。

日本銀行『生活意識に関するアンケート調査』(暮らし向きD.I.)。

厚生労働省『国民生活基礎調査』(暮らし向きが「普通」以上の世帯の割合(「苦しい」と回答した割合を反転させた数字))。

図2 中間層の割合の推移

a) 各年の中位所得に基づき中間層の範囲を決め、各年の中間層の割合を計算した場合



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

注 1) 中間層等は、等価可処分所得に基づき定義されている。

注 2) 貧困層、低所得層、中間層、高所得層の範囲は以下の通り。

貧困層の範囲 = 等価可処分所得で測った中位所得の 50% 未満

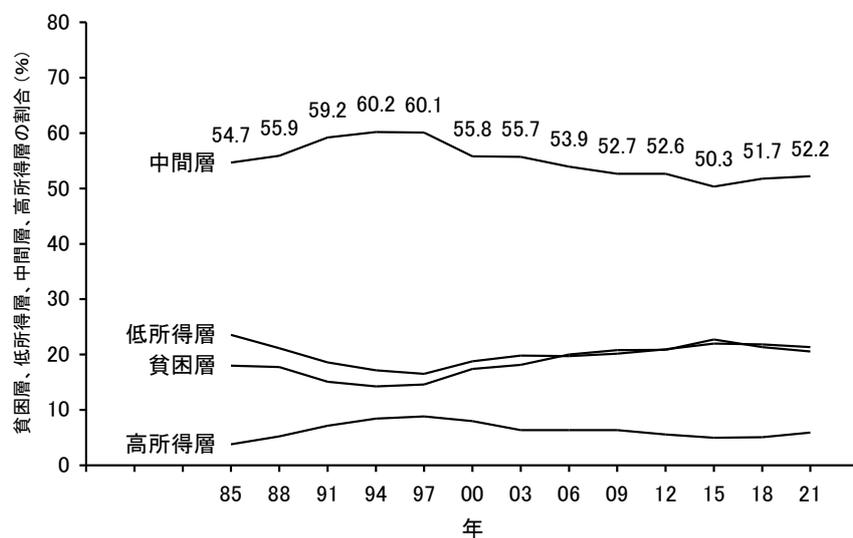
低所得層の範囲 = 等価可処分所得で測った中位所得の 50% 以上 75% 未満

中間層の範囲 = 等価可処分所得で測った中位所得の 75% 以上 200% 未満

高所得層の範囲 = 等価可処分所得で測った中位所得の 200% 以上

図 2 (続き) 中間層の割合の推移

b) 1997 年の中間層の範囲に基づき各年の中間層の割合を計算した場合



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

注 1) 中間層等は、等価可処分所得に基づき定義されている。

注 2) 貧困層、低所得層、中間層、高所得層の範囲は以下の通り。

貧困層の範囲 = 1997 年の等価可処分所得で測った中位所得の 50% 未満

低所得層の範囲 = 1997 年の等価可処分所得で測った中位所得の 50% 以上 75% 未満

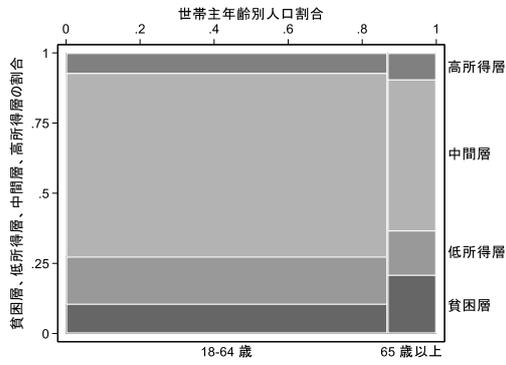
中間層の範囲 = 1997 年の等価可処分所得で測った中位所得の 75% 以上 200% 未満

高所得層の範囲 = 1997 年の等価可処分所得で測った中位所得の 200% 以上

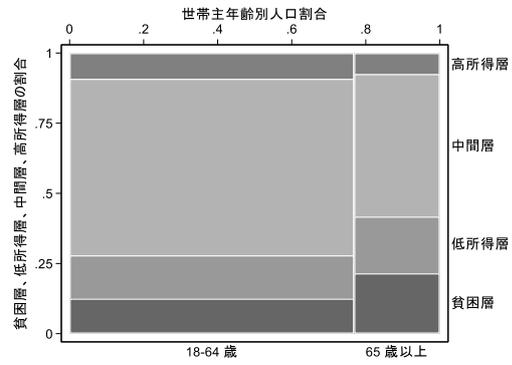
注 3) 1997 年を基準として、物価調整済み。

図3 中間層の割合の変化と人口構成の高齢化との関係

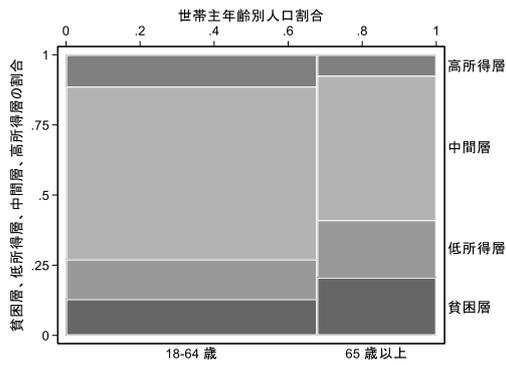
a) 1986年



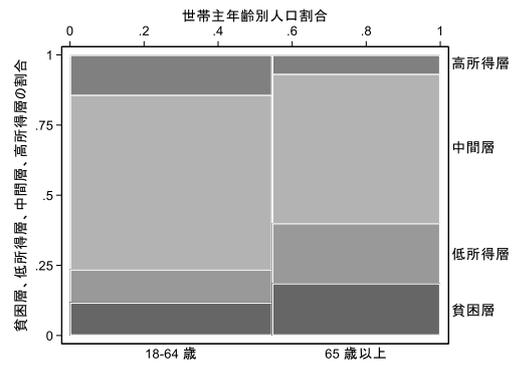
b) 1998年



c) 2007年

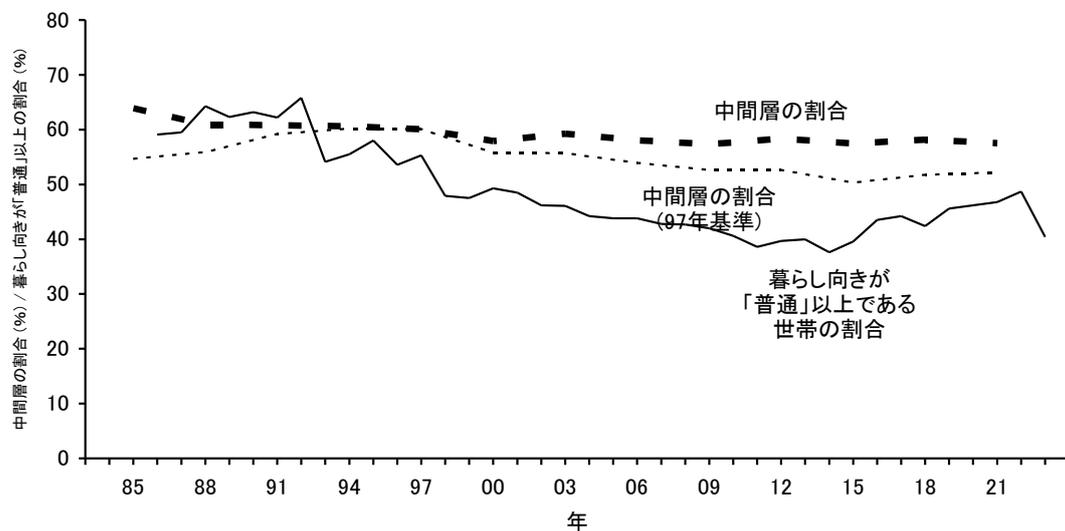


d) 2022年



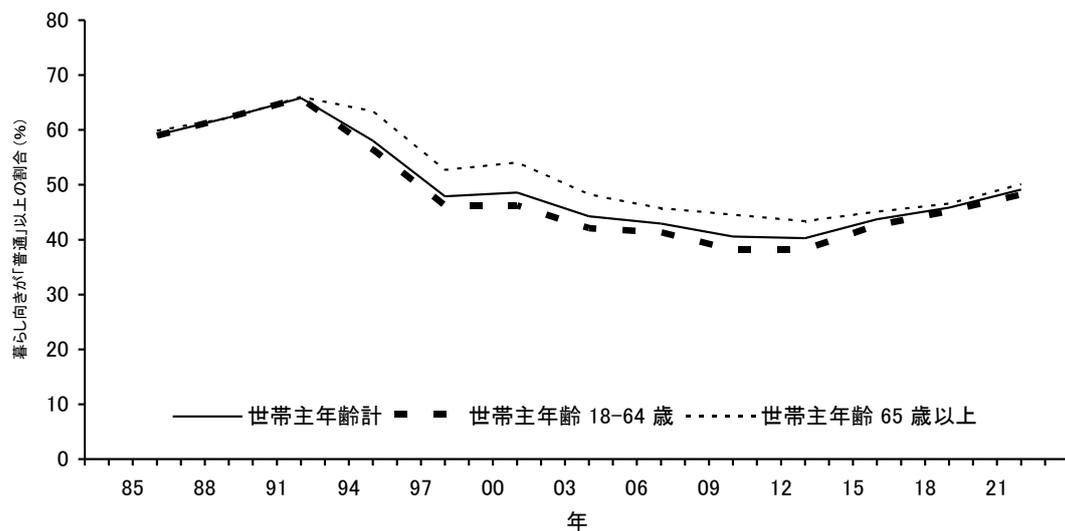
資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

図 4 暮らし向きが「普通」以上（「普通」「ややゆとりがある」「大変ゆとりがある」の合計）と回答した世帯の割合の推移



資料出所) 『国民生活基礎調査』公表データならびに個票データより筆者ら計算。

図 5 世帯主の年齢別に見た、暮らし向きが「普通」以上と回答した世帯の割合の推移



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

表1 所得グループ別に見た、暮らし向きが「普通」以上の世帯の割合の推移

単位:%

	世帯計				世帯主年齢 18-64 歳				世帯主年齢 65 歳以上			
	貧困層	低所得層	中間層	高所得層	貧困層	低所得層	中間層	高所得層	貧困層	低所得層	中間層	高所得層
1986 年	32.1	44.9	68.8	90.4	30.6	43.6	68.1	89.4	35.0	52.0	74.7	95.9
1989 年	34.8	49.1	69.6	91.0	33.9	46.3	68.6	90.6	36.8	59.0	76.4	93.5
1992 年	40.1	55.8	73.3	90.8	38.1	52.8	72.2	90.0	43.3	64.6	79.5	95.2
1995 年	37.2	48.0	64.1	84.0	34.3	42.9	61.6	82.3	41.7	60.4	75.4	91.4
1998 年	30.0	38.1	52.8	81.5	27.4	32.7	50.0	80.3	33.8	48.2	63.1	86.3
2001 年	28.9	36.0	54.3	79.4	25.2	29.7	50.4	78.0	33.8	46.3	64.6	85.1
2004 年	25.2	32.2	50.3	79.6	20.8	27.0	45.7	78.6	29.8	38.8	60.5	84.1
2007 年	24.8	29.4	48.5	75.7	21.7	22.6	44.7	74.2	28.0	36.7	55.9	81.0
2010 年	24.9	29.9	46.2	70.6	22.5	21.6	42.0	68.8	26.6	37.7	52.6	76.7
2013 年	22.8	28.7	46.0	72.9	21.7	21.1	42.1	70.6	24.1	35.6	52.0	79.8
2016 年	26.8	33.1	48.5	77.2	24.9	24.7	45.4	76.8	28.4	38.8	52.5	78.7
2019 年	29.1	36.2	50.9	79.7	30.3	26.8	47.6	79.0	28.5	40.9	55.0	83.8
2022 年	32.7	40.2	54.6	80.7	30.7	27.4	50.2	79.3	34.0	46.7	59.6	85.3
最大値	40.1	55.8	73.3	91.0	38.1	52.8	72.2	90.6	43.3	64.6	79.5	95.9
最小値	22.8	28.7	46.0	70.6	20.8	21.1	42.0	68.8	24.1	35.6	52.0	76.7
差	17.3	27.1	27.4	20.4	17.3	31.7	30.2	21.8	19.2	28.9	27.5	19.2
1986 年と 2022 年の差	0.6	-4.8	-14.1	-9.7	0.1	-16.1	-17.9	-10.1	-1.0	-5.2	-15.1	-10.6

資料出所)『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

注) 復元倍率を考慮して算出。

表2 所得グループの観点から見た、暮らし向きの変化に関する要因分解

	「普通」以上の暮らし向きの割合				シェア		差分		効果		
	各年の値		1986 年の世帯計 の数値からの差分		各年の値		割合の 変化	シェアの 変化	割合の 効果	シェアの 効果	交絡の 効果
	1986 年	2022 年	1986 年	2022 年	1986 年	2022 年	86 → 22	86 → 22	86 → 22	86 → 22	86 → 22
世帯計	60.67	50.19	0.00	-10.47			-10.47		-10.04	-1.36	0.93
貧困層	32.07	32.70	-28.59	-27.96	15.42	19.50	0.63	4.08	0.10	-1.17	0.03
低所得層	44.93	40.16	-15.73	-20.50	17.03	18.52	-4.77	1.49	-0.81	-0.23	-0.07
中間層	68.76	54.62	8.10	-6.04	60.08	52.33	-14.14	-7.75	-8.60	-0.61	1.18
下位中間層	57.17	48.13	-3.49	-12.53	19.88	18.34	-9.04	-1.54	-1.80	0.05	0.14
中位中間層	71.09	54.32	10.43	-6.35	28.41	22.30	-16.77	-6.11	-4.77	-0.64	1.02
上位中間層	82.68	65.39	22.01	4.73	11.80	11.69	-17.28	-0.11	-2.04	-0.02	0.02
高所得層	90.45	80.74	29.78	20.08	7.47	9.65	-9.71	2.18	-0.72	0.65	-0.21

資料出所)『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

注1) 暮らし向きに関する数値が世帯単位で計算される関係上、上記の表中の中間層等のシェアは世帯単位で計算されている。

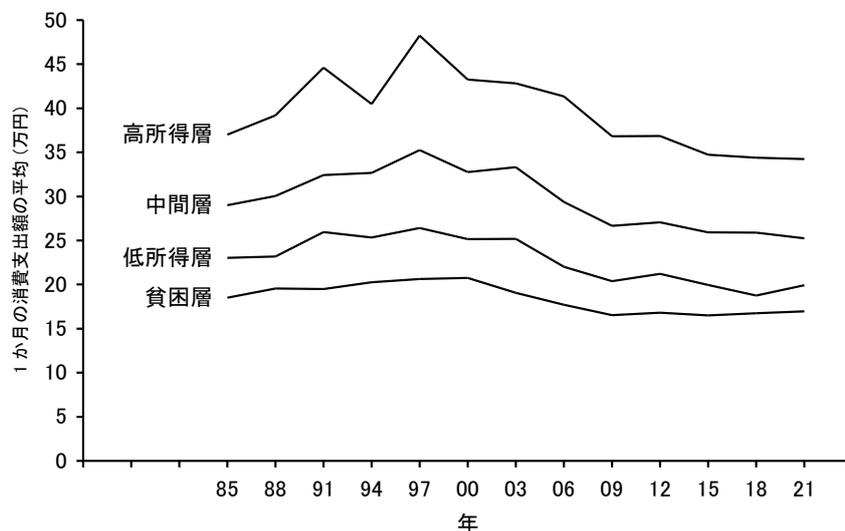
そのため、個人単位で計算される中間層割合等の数値(図1(a))とは一致しない。

注2) 等価可処分所得が計算できず、中間層等の所得グループの情報を付与できない世帯があるため、

表中の世帯計の平均値は、公表値から計算される世帯計の平均値と一致しない。

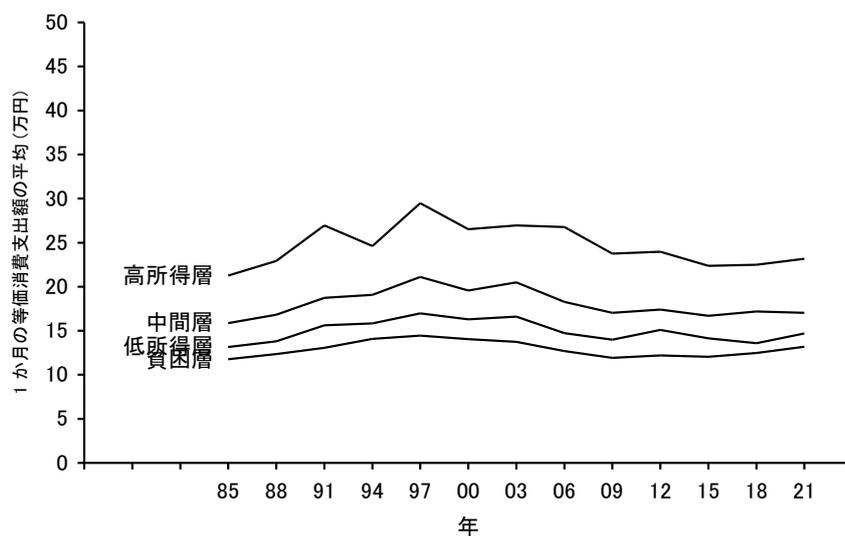
図 6 所得グループ別に見た、平均消費支出額の推移

a) 消費支出額を世帯人員数で調整しない場合



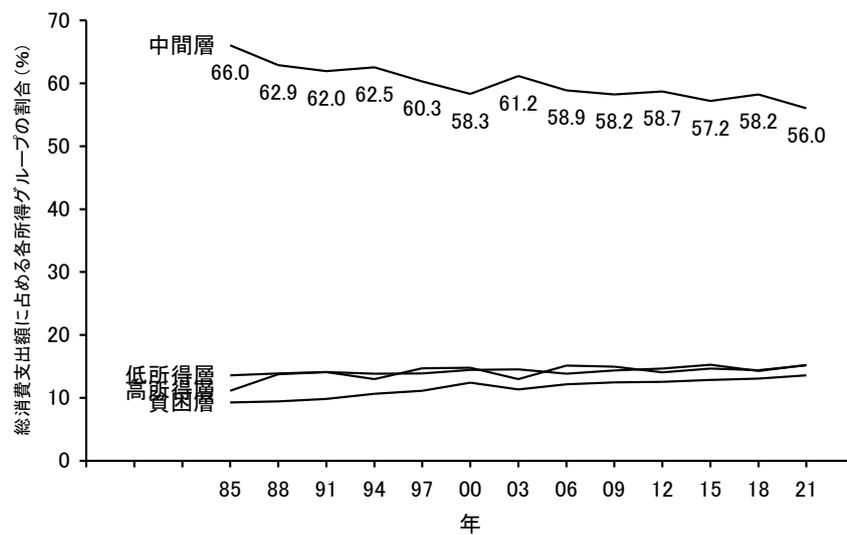
資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。
 注1) 消費支出は 5 月の世帯員全員の支出額の合計額に基づいて算出。
 注2) 消費支出額の値は、2020 年基準の消費者物価指数で調整済み。

b) 消費支出額を世帯人員数で調整した場合



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。
 注1) 消費支出は 5 月の世帯員全員の支出額の合計額を
 世帯人員数の平方根で除した額に基づいて算出。
 注2) 消費支出額の値は、2020 年基準の消費者物価指数で調整済み。

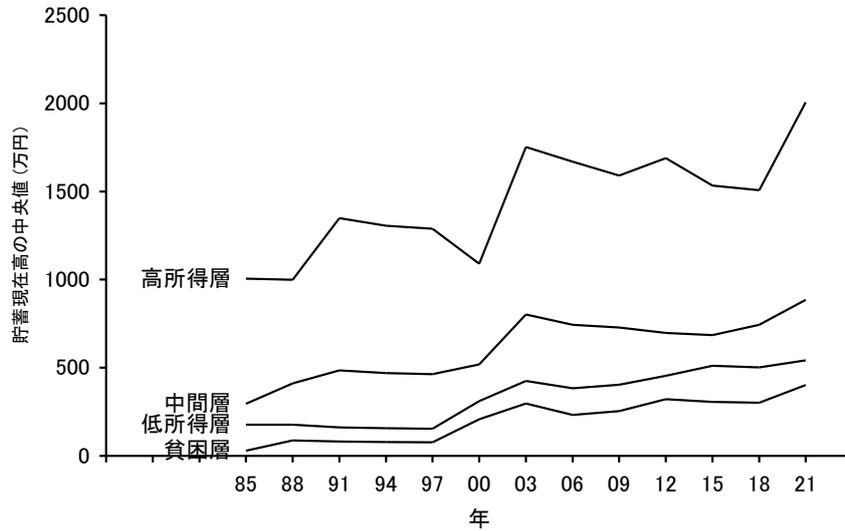
図7 所得グループ別に見た、消費支出額の割合の推移



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。
 注) 5月の世帯員全員の支出額の合計額に基づき計算した値。

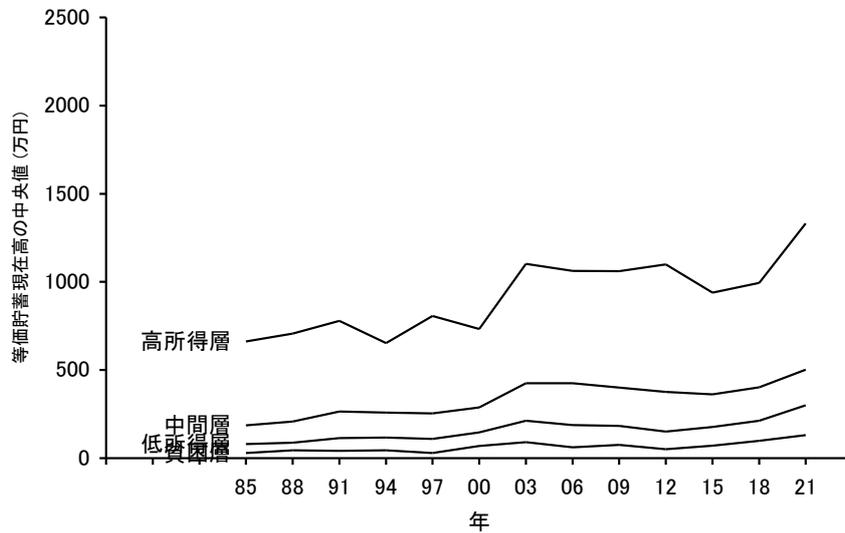
図 8 所得グループ別に見た、貯蓄現在高の中央値の推移

a) 貯蓄現在高を世帯人員数で調整しない場合



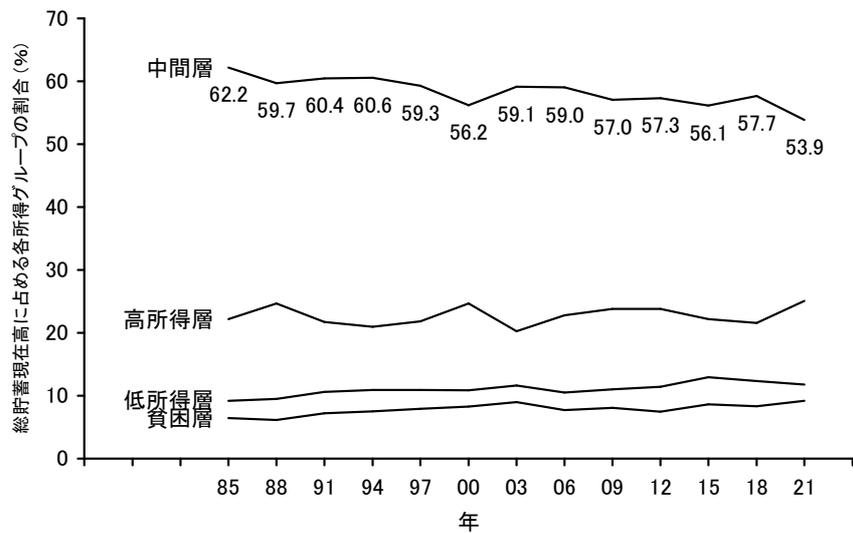
資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。
 注1) 貯蓄現在高は 6 月末日の世帯員全員の貯蓄現在高の合計額に基づいて算出。
 注2) 貯蓄現在高の値は、2020 年基準の消費者物価指数で調整済み。

b) 貯蓄現在高を世帯人員数で調整した場合



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。
 注1) 貯蓄現在高は 6 月末日の世帯員全員の貯蓄現在高の合計額に基づいて算出。
 注2) 貯蓄現在高の値は、2020 年基準の消費者物価指数で調整済み。

図9 所得グループ別に見た、貯蓄現在高の割合の推移



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。
 注) 6月末日の世帯員全員の貯蓄現在高の合計額に基づき計算した値。

表3 各年の中間層に占める、各世帯類型の割合

単位：%

	世帯類型計				世帯主年齢 18-64 歳に限定			
	1985 年	1997 年	2006 年	2021 年	1985 年	1997 年	2006 年	2021 年
世帯主年齢 18-64 歳	88.9	80.4	71.6	58.4	100.0	100.0	100.0	100.0
1 大人が一人、子どもなし、就業者あり	1.6	2.5	2.8	5.2	1.8	3.2	3.9	8.9
2 大人が一人、子どもなし、就業者なし	0.2	0.3	0.3	0.2	0.2	0.4	0.4	0.4
3 大人が一人、子どもあり、就業者あり	0.3	0.2	0.4	0.6	0.4	0.3	0.5	0.9
4 大人が一人、子どもあり、就業者なし	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.1
5 大人が二人以上、子どもなし、就業者二人以上	18.4	24.2	21.2	17.9	20.7	30.1	29.6	30.7
6 大人が二人以上、子どもなし、就業者一人	6.9	8.5	6.8	5.7	7.8	10.5	9.5	9.7
7 大人が二人以上、子どもなし、就業者なし	0.6	1.2	0.9	0.4	0.7	1.4	1.3	0.7
8 大人が二人以上、子どもあり、就業者二人以上	32.9	24.8	24.6	21.8	37.0	30.8	34.4	37.4
9 大人が二人以上、子どもあり、就業者一人	28.0	18.4	14.6	6.6	31.4	22.8	20.4	11.3
10 大人が二人以上、子どもあり、就業者なし	0.1	0.4	0.0	0.0	0.1	0.5	0.1	0.1
世帯主年齢 65 歳以上	11.1	19.6	28.4	41.6	----	----	----	----
11 大人が一人、就業者あり	0.1	0.2	0.4	1.6	----	----	----	----
12 大人が一人、就業者なし	0.1	0.6	1.4	2.5	----	----	----	----
13 大人が二人以上、就業者一人以上	10.2	15.1	18.7	27.5	----	----	----	----
14 大人が二人以上、就業者なし	0.8	3.7	7.8	9.9	----	----	----	----

資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

注) 復元倍率を考慮して算出。

表 4 基本統計量

年	2007 年					2022 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
暮らし向き	1154	0.420	0.494	0	1	1019	0.475	0.500	0	1
中位中間層ダミー (中位中間層 = 1)	1154	0.504	0.500	0	1	1019	0.527	0.500	0	1
高位中間層ダミー (高位中間層 = 1)	1154	0.267	0.443	0	1	1019	0.250	0.433	0	1
等価消費支出額の対数値	1154	2.632	0.484	0.35	5.99	1019	2.667	0.452	1.06	5.64
等価貯蓄額の対数値	1154	5.390	1.558	0	9.14	1019	5.415	1.872	0	9.35
持ち家ダミー (あり = 1)	1154	0.731	0.444	0	1	1019	0.758	0.428	0	1
大都市居住ダミー (大都市 = 1)	1154	0.191	0.393	0	1	1019	0.235	0.424	0	1
世帯主の年齢 (歳)	1154	45.057	9.633	22	64	1019	47.934	9.380	24	64
子ども 1 人ダミー (1 人 = 1)	1154	0.231	0.422	0	1	1019	0.241	0.428	0	1
子ども 2 人ダミー (2 人 = 1)	1154	0.266	0.442	0	1	1019	0.242	0.429	0	1
子ども 3 人以上ダミー (3 人以上 = 1)	1154	0.054	0.226	0	1	1019	0.057	0.233	0	1
妻の労働時間 (時)	1154	30.485	13.337	2	160	1019	29.274	12.159	4	70
妻の労働時間の2乗 / 100	1154	11.071	10.317	0.04	256	1019	10.047	7.451	0.16	49
夫の労働時間 (時)	1154	48.923	12.419	2	112	1019	45.602	9.757	4	112
夫の労働時間の2乗 / 100	1154	25.475	13.071	0.04	125.44	1019	21.746	9.667	0.16	125.44
妻が正規ダミー (正規 = 1)	1154	0.286	0.452	0	1	1019	0.339	0.474	0	1
夫が正規ダミー (正規 = 1)	1154	0.920	0.271	0	1	1019	0.908	0.289	0	1
世帯主の健康ダミー (ふつう以上 = 1)	1154	0.895	0.307	0	1	1019	0.929	0.257	0	1

注1) 各ダミーの基準カテゴリは次の通り。

中位中間層ダミー、高位中間層ダミー：低位中間層

持ち家ダミー：持ち家なし

大都市居住ダミー：大都市以外居住

子ども 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー：18 歳未満の子どもなし

妻 / 夫が正規ダミー：非正規で就業

世帯主の健康ダミー：世帯主の健康が「よくない」「あまりよくない」

注2) 復元倍率を考慮して算出。

表5 暮らし向きが良好/良好でない世帯の特徴の違い（世帯主年齢 18-64 歳の中間層）

	年		2022 年	
	2007 年		2022 年	
	普通未満	普通以上	普通未満	普通以上
	平均	平均	平均	平均
中位中間層ダミー（中位中間層 = 1）	0.503	0.505	0.524	0.530
高位中間層ダミー（高位中間層 = 1）	0.195	0.368 ***	0.198	0.306 ***
等価消費支出額対数値	2.635	2.629	2.650	2.686
等価貯蓄額対数値	5.105	5.785 ***	4.898	5.987 ***
持ち家ダミー（あり = 1）	0.748	0.707	0.761	0.755
大都市居住ダミー（大都市 = 1）	0.206	0.170	0.230	0.241
世帯主の年齢（歳）	45.974	43.788 **	48.218	47.621
子ども 1 人ダミー（1 人 = 1）	0.235	0.226	0.234	0.249
子ども 2 人ダミー（2 人 = 1）	0.288	0.235 +	0.245	0.239
子ども 3 人以上ダミー（3 人以上 = 1）	0.053	0.055	0.051	0.065
妻の労働時間（時）	30.119	30.992	29.264	29.285
妻の労働時間の2乗 / 100	10.627	11.685	9.892	10.218
夫の労働時間（時）	49.019	48.790	45.207	46.038
夫の労働時間の2乗 / 100	25.678	25.195	21.399	22.130
妻が正規ダミー（正規 = 1）	0.239	0.351 ***	0.292	0.390 **
夫が正規ダミー（正規 = 1）	0.915	0.928	0.883	0.936 *
世帯主の健康ダミー（ふつう以上 = 1）	0.874	0.924 *	0.926	0.933
N	662	492	531	488

注1) 各ダミーの基準カテゴリは次の通り。

中位中間層ダミー、高位中間層ダミー：低位中間層

持ち家ダミー：持ち家なし

大都市居住ダミー：大都市以外居住

子ども 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー：18 歳未満の子どもなし

妻 / 夫が正規ダミー：非正規で就業

世帯主の健康ダミー：世帯主の健康が「よくない」「あまりよくない」

注2) 復元倍率を考慮して算出。

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

表 6 推定結果

従属変数	暮らし向きが「普通」「ややゆとりがある」 「大変ゆとりがある」= 1					
	推定方法	プロビット				
		係数 / 限界効果	係数		限界効果	
			年	2007 年	2022 年	2007 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)	
中位中間層ダミー (中位中間層 = 1)	0.486 *** (0.114)	0.231 + (0.124)	0.161 *** (0.035)	0.082 + (0.044)		
高位中間層ダミー (高位中間層 = 1)	0.855 *** (0.137)	0.422 ** (0.149)	0.299 *** (0.044)	0.151 ** (0.053)		
等価消費支出額の対数値	-0.128 (0.092)	-0.025 (0.100)	-0.044 (0.032)	-0.009 (0.036)		
等価貯蓄額の対数値	0.194 *** (0.039)	0.217 *** (0.034)	0.067 *** (0.013)	0.078 *** (0.011)		
持ち家ダミー (あり = 1)	-0.071 (0.109)	-0.093 (0.127)	-0.024 (0.038)	-0.033 (0.045)		
大都市居住ダミー (大都市 = 1)	-0.245 * (0.113)	-0.083 (0.113)	-0.083 * (0.038)	-0.030 (0.040)		
世帯主の年齢 (歳)	-0.025 *** (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.009 *** (0.002)	-0.001 (0.002)		
子ども 1 人ダミー (1 人 = 1)	-0.145 (0.116)	0.063 (0.125)	-0.049 (0.039)	0.023 (0.045)		
子ども 2 人ダミー (2 人 = 1)	-0.273 * (0.116)	0.018 (0.127)	-0.093 * (0.039)	0.006 (0.045)		
子ども 3 人以上ダミー (3 人以上 = 1)	-0.034 (0.187)	0.211 (0.216)	-0.012 (0.064)	0.075 (0.076)		
妻の労働時間 (時)	-0.036 ** (0.014)	-0.051 ** (0.018)	-0.012 ** (0.005)	-0.018 ** (0.006)		
妻の労働時間の2乗 / 100	0.041 + (0.022)	0.069 * (0.030)	0.014 + (0.007)	0.024 * (0.010)		
夫の労働時間 (時)	0.023 + (0.013)	0.016 (0.018)	0.008 + (0.005)	0.006 (0.006)		
夫の労働時間の2乗 / 100	-0.021 + (0.012)	-0.006 (0.018)	-0.007 + (0.004)	-0.002 (0.007)		
妻が正規ダミー (正規 = 1)	0.326 ** (0.118)	0.310 * (0.128)	0.114 ** (0.042)	0.111 * (0.046)		
夫が正規ダミー (正規 = 1)	-0.156 (0.171)	0.312 (0.198)	-0.054 (0.059)	0.110 (0.068)		
世帯主の健康ダミー (ふつう以上 = 1)	0.285 + (0.153)	0.071 (0.164)	0.096 + (0.050)	0.025 (0.058)		
定数項	-0.272 (0.564)	-1.492 * (0.628)	-----	-----		
N	1154	1019	1154	1019		

注1) 各ダミーの基準カテゴリは次の通り。

中位中間層ダミー、高位中間層ダミー：低位中間層

持ち家ダミー：持ち家なし

大都市居住ダミー：大都市以外居住

子ども 1 人ダミー、子ども 2 人ダミー、子ども 3 人以上ダミー：18 歳未満の子どもなし

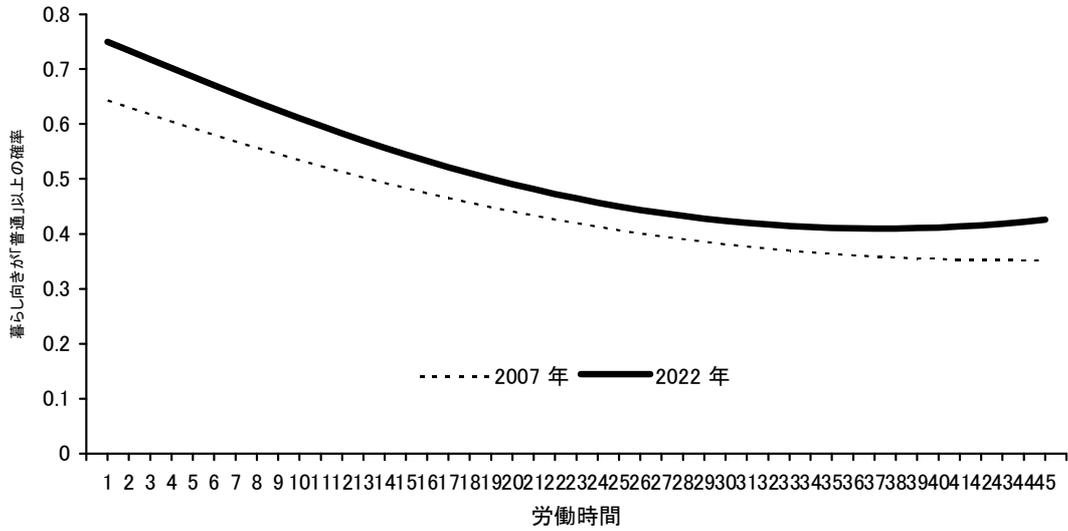
妻 / 夫が正規ダミー：非正規で就業

世帯主の健康ダミー：世帯主の健康が「よくない」「あまりよくない」

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。

図 10 暮らし向きが「普通」以上になる確率の変化



資料出所) 『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。
注) 表 6 の推定結果を基に試算。

図 11 妻が正規雇用ダミーの係数の変化

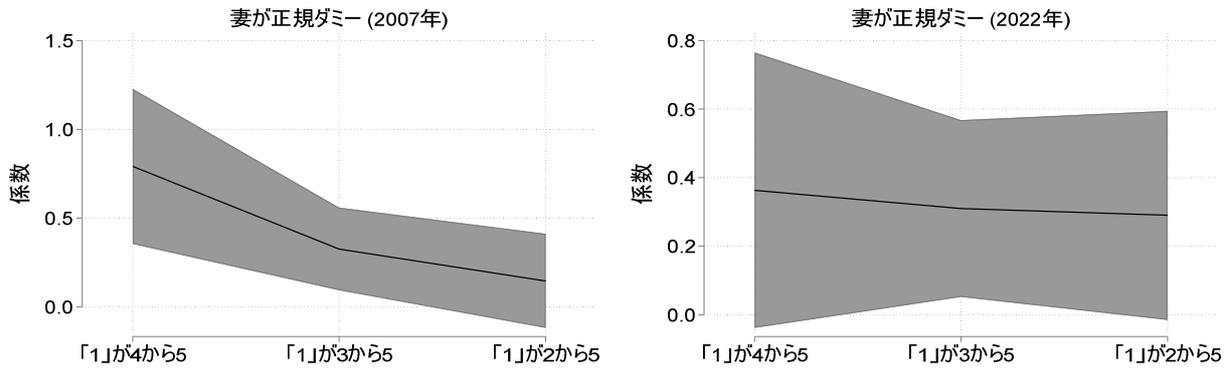


表 7 妻が正規雇用ダミーの係数 (OLS、ATE)

		暮らし向きが「大変苦しい」= 1 から「大変ゆとりがある」= 5 までの 5 件法			
		妻が正規雇用 = 1			
		係数 (標準誤差)	95 %信頼区間		N
2007 年	OLS	0.216 ** (0.063)	0.092	0.341	1154
	ATE	0.091 (0.056)	-0.019	0.201	1154
2022 年	OLS	0.224 ** (0.081)	0.066	0.383	1019
	ATE	0.125 * (0.062)	0.003	0.247	1019

注1) 復元倍率を考慮して推定。

注2) + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001。