第 4 章　中間層割合の地域差に関する検証

第 1 節　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）の割合に注目し、1990 年代末から 2010 年代後半までの 20 年間における、日本の地域別（都道府県別）の中間層割合の推移を明らかにする。また、地域における中間層割合と地域の経済的特徴との関係について検証する。

本資料シリーズ第 2 章の冒頭でも言及した通り、2010 年代から 2020 年代にかけて、日本の中間層に関する研究の蓄積が進んでいる。複数の先行研究が、日本全体でみて中間層割合が 1980 年代から 2010 年代にかけて縮小したことを報告している。本研究の目的の 1 つは、中間層割合の地域差、ならびに、中間層割合の変化の地域差を確認することにある。中間所得層に関する研究においては、中間層割合を世帯の等価可処分所得の情報を基に算出するが、世帯の等価可処分所得の値は就労時に得られる賃金に大きく左右される。賃金を地域別に観察したとき、都市部の賃金に比べて都市部以外の賃金が低い事実は、日本を含む多くの国で確認されるが、この賃金の地域差から大きく影響を受ける形で、中間層割合にも地域差が生じるものと考えられる。また、中間層割合が変化する背景について考察した複数の先行研究は、人口構成の高齢化の影響を指摘するが（Tanaka & Shikata, 2019; 田中, 2020; 篠崎・高橋, 2023)、高齢化の進展の早さには地域差があるため、中間層割合の変化の程度にも地域差が生じているものと推測される。

中間層割合の値の地域差、ならびに中間層割合の変化の地域差が存在するとして、各種の地域差を生む背景について検討することが、本研究のもう 1 つの目的である。先に挙げたような賃金の地域差や高齢化の地域差以外にも、地域の産業構造や労働市場の状況など、中間層割合に関係すると考えられる要因が存在する。これら複数の要因と中間層割合との関係を検証することを通じて、各地域の経済政策を考える上での基礎資料を得ることを目的とする。

本研究の構成は下記の通りである。2 節で本研究で使用するデータについて説明する。3 節で都道府県別の中間層割合の値とその推移を示す。4 節では地域別に見た中間層割合と中間層割合に影響を与えると考えられる複数の要因との関係について考察する。5 節で残された課題について述べる。

第 2 節　分析方法およびデータ

2.1 中間層割合の算出に用いるデータ

1 節で触れたように、中間所得層の割合は世帯の等価可処分所得の情報を基に算出するが、日本の政府統計の中で等価可処分所得の情報が把握できる統計は限られている。日本の中間層について分析した先行研究の多くは、厚生労働省の『国民生活基礎調査』(以下、『国生』）または総務省統計局の『全国消費実態調査』(以下、『全消』）ならびに『全国家計構造調査』

(以下、『全家』) を用いている。本研究では両統計のうち、総務省統計局の『全消』『全家』を用いて分析する。『国生』と比べて『全消』『全家』は、1 つの都道府県内で等価可処分所得の情報が利用できる世帯数が多く、中間層割合についてより安定的な値を算出できると考えられるためである。ただ、『国生』と比べて『全消』『全家』の方が安定した値を得られるとはいえ、標本調査である『全消』『全家』から計算した値は一定の標本誤差を伴う。すべての都道府県の情報を合計して全国の中間層割合の値を計算する場合と比べて、都道府県別に値を計算する場合は、この標本誤差はより大きなものとなる。3 節以降において示される分析結果を確認する際は、同一都道府県内ならびに都道府県間における、中間層割合の値のわずかな差を取り上げた形での解釈は避けることが望ましいものと考えられる。

『全消』は 5 年に 1 回調査を実施する構造調査（周期調査）であり、主に家計の構造を所得、消費、資産の 3 つの側面から総合的に把握することを目的としている。『全消』は 1959 年から 2014 年までの間に計 12 回の調査を実施してきたが、2019 年は調査方法が刷新され、名称も『全家』と変更した上で、13 回目の調査を実施している。本研究の以下の分析では、2000 年代から 2010 年代にかけての 20 年間に特に注目して、地域別に見た中間層割合を把握する。より具体的には、『全消』の 1999 年、2004 年、2009 年、2014 年の 4 年のデータ、ならびに『全家』の 2019 年のデータを用いて、20 年間にわたる地域別の中間層割合の推移を確認する。

『全消』『全家』の所得の情報に基づいた分析結果を解釈する際には、『全消』『全家』が持つ以下のような特徴に留意する必要がある。『国生』と比較して『全消』『全家』の（復元倍率で調整された）世帯は、高齢者世帯や郡部・町村居住の世帯が少なく、また、世帯所得の低い世帯も少ない（内閣府, 2015)。世帯所得が低い世帯が少ないことから、中間層割合の値は『国生』より『全消』『全家』の方が大きく算出される（篠崎・高橋, 2023)。中間層割合の値が大きく算出される一方、相対的貧困率として知られる貧困者割合の値は、『国生』より『全消』『全家』の方が小さく算出される（内閣府, 2015)。相対的貧困率については、『国生』の情報に基づいて厚生労働省から 3 年に 1 回公表される相対的貧困率の値が一般的にはよく参照されるが、『全消』『全家』から算出される貧困者割合の値（＝相対的貧困率）は『国生』の値と一致しない。『全消』『全家』を用いた分析結果を確認する際には、『全消』『全家』が貧困層や低所得層の値が相対的に小さく、中間層の値が相対的に大きく算出される可能性を念頭に置く必要がある。併せて、分析結果の確認時には、中間層割合の絶対的な数字に注目するというよりは、数字の時系列的な変化の方向性や変化の大きさに、より重きをおくことが望ましいと考えられる。

2.2 中間層割合の計算方法

本研究では所得の情報に基づいて中間層を把握する。所得の情報に基づいて中間層を把握することから、本研究で取り上げる中間層は本来は中間所得層（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。

中間層の具体的な定義については、篠崎・高橋（2025）などの先行研究に従うが、以下ではその要点を再掲する。まず世帯員が得た所得から税や社会保険料負担を除い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を表す。この作業により、個人所得がない世帯構成員にも等価可処分所得の情報が割り振られ、計算の単位は世帯から個人となる点に注意が必要である。次に分析対象人口における、等価可処分所得の中央値を確認する。そして、中央値の 0.5 倍（中央値の 50%）、0.75 倍（同 75%）、2 倍（同 200%）の値を計算し、それぞれの値を、貧困層と低所得層、低所得層と中間層、中間層と高所得層の境界値とした上で、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合をそれぞれ求める。

本研究では、上述の手順に沿って計算された中間層等の情報に加えて、ある年の等価可処分所得の中央値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、各年の中間層割合を計算した結果を併せて確認する。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（小塩, 2010）、中央値が徐々に低い方にシフトし、中間層の範囲もより低い方にシフトする。この場合、所得が低い者が増えているにもかかわらず、算出される中間層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り、数字の解釈が難しくなる。そこで 3 節以降の分析では、所得水準が平均的に高かった 1999 年の中間層の範囲の情報（下限値は 1999 年の中央値の 0.75 倍、上限値は 1999 年の中央値の 2 倍）で中間層の範囲を固定し、この固定された中間層の範囲の情報を他の年にも適用した形で中間層割合を計算し、値の推移を確認する（物価変動については、別途、調整する）。

『全消』『全家』の個票データから等価可処分所得を算出する際の留意点として[23]、『国生』と異なり『全消』『全家』では、年収レベルでの可処分所得を個票データから直接把握することはできず、月収レベルの可処分所得の情報から年収レベルの可処分所得を推計する必要がある。『全消』『全家』では税や社会保険料などの情報が、月収レベルでのみ利用可能であるためである。年収レベルの可処分所得の推計方法は先行研究によって異なるが、本研究では松浦（2002）が示す簡潔な方法を採用し年収レベルの可処分所得の情報を得た。

可処分所得比率 ＝（実収入 － 直接税 － 社会保険料）/ 実収入（%）

推計年間可処分所得 ＝ 年間収入 × 可処分所得比率

1990 年代までは、社会保険料支払いの仕組みが毎月の給与と賞与で異なり、賞与にかかる社会保険料率の方が低かったため、上記の方法で算出した推計年間可処分所得は過小に評価

[23] 下記で言及する事項以外の、『全消』『全家』の調査に関わる詳細については、例えば宇南山（2023）の第 11 章を参照。

されている可能性があった（松浦, 2002)。上式中の「実収入」は、『全消』調査年の 9 月から 11 月の情報を基に作成され、一般的に 6 月や 12 月に給付される賞与の情報を含んでいないケースが多いためである。それゆえ、3 節以降で示す分析結果のうち、『全消』の 1999 年のデータに基づいて計算した結果は、推計年間可処分所得が過小に評価されている可能性がある。なお、2003 年から総報酬制の仕組みが始まり、毎月の給与と賞与の社会保険料率の差はほぼ解消されたため、『全消』の 2004 年から 2014 年までのデータ、ならびに『全家』の 2019 年のデータに基づいて計算した結果では、過小評価の可能性は小さいものと推察される。

第 3 節 中間層割合の計算結果

本節では中間層割合を都道府県別に計算した結果を確認する。

図表 4-3-1 は、各都道府県ならびに全国の中間層割合に関する、最も基本的な情報を示している。図表 4-3-1 には図が 2 つあり、それぞれ 1999 年の中間層割合、2019 年の中間層割合を示している。前述の通り、中間層割合の値は高齢化の進展や産業構造の変化などから影響を受けて変動するものと推察されるが、高齢化率の数字や産業構造の状況は短期的な変化には乏しく、長い時間をかけて徐々に変わっていくものと考えられる。これらの要因から影響を受ける中間層割合の値もまた長い時間をかけて徐々に変化するものと考えられるので、本節では 1999 年と 2019 年という 20 年の間を空けた 2 時点の情報を比較し、中間層割合の中長期的な変化を捉えることとする。

各都道府県の中間層割合を計算する際の基準となる等価可処分所得の中央値の情報は、それぞれ 1999 年の全国レベルの中央値の情報、2019 年の全国レベルの中央値の情報を用いている。中間層の範囲は、全国の情報を用いて算出した等価可処分所得の中央値の 0.75 倍（75%）から 2 倍（200%）の間とする。この範囲の中に入る等価可処分所得を得ている者の割合を、都道府県ごとに計算し図表 4-3-1 に表示している。換言すれば、各都道府県の中間層割合の値の算出に際して、都道府県ごとの中央値や中間層の範囲の情報は用いていない点に注意が必要である。両図とも、左端に全国のデータを用いて計算した中間層割合を表示し、図の右に向かって北海道から九州までの各都道府県の中間層割合を表示している。

棒グラフで表した中間層割合の値の周りに、中間層割合の値の 95%信頼区間の情報[24]を併せて示した。図表 4-3-1 の 1999 年の図において、全国の中間層割合は 68.0%、95%信頼区間は下限が 67.6%、上限が 68.5%である。雑駁にいえば、この 95%信頼区間の中に、仮に全数調査を実施した場合に得られるはずの中間層割合の値が 95%の割合で存在すると考え

[24] 95%信頼区間の算出にあたり、ブートストラップ法（1000 回の復元抽出）を用いて中間層割合の値の標準誤差を算出し、中間層割合の値－標準誤差×1.96 の値を 95%信頼区間の下限値に、中間層割合の値＋標準誤差×1.96 の値を 95%信頼区間の上限値に、それぞれ設定した。標準誤差は、標本抽出時の層化の情報を考慮せず、世帯を抽出単位とした無作為抽出が行われたと仮定して計算したため、標本抽出時の層化の情報を考慮して計算した場合の標準誤差と比べて小さく推定されている。ゆえに、図中で示した 95%信頼区間は、標本抽出時の層化の情報を考慮した場合とくらべて区間の幅が狭くなっており、実際には図中に示した 95%信頼区間よりも区間の幅は広い可能性が高い。

られる。2 節でも言及した通り、『全消』『全家』は標本調査なので、個票データから算出した数字は一定の標本誤差を伴う。全国（＝全都道府県）のデータを用いて中間層割合を計算する場合は、この 95%信頼区間の幅は上記の通り狭くなり、『全消』『全家』の情報に基づく中間層割合は 1999 年はおおむね 68%であると推測することができる[25]。他方、都道府県別に数字を計算する場合は、95%信頼区間の幅は広くなり、図中に示した中間層割合の値は幅を持って解釈する必要がある。例えば図表 4-3-1 の 1999 年の図で北海道の中間層割合の値は 61.8%、95%信頼区間は下限が 59.3%、上限が 64.4%となり、95%信頼区間におよそ 5%ポイントの幅がある。分析対象となる世帯数が比較的多い北海道においてこれだけの幅が生じるので、分析対象世帯数がより少ない都道府県の中間層割合の値については、示した値の前後に少し大きめの幅を持って解釈する必要がある[26]。

図表 4-3-1 の 1999 年の図を確認すると、一部の県を除いて、各都道府県の中間層割合の値は、おおむね 60%から 70%強の間に入っていることがわかる。1999 年の図に比べると、2019 年の図では、各都道府県の中間層割合の値の範囲はやや低下し、おおむね 55%から 70%弱の間に入っている。この中間層割合の低下を別の形で描き直した図が図表 4-3-2 である。横棒で示した値が 1999 年の中間層割合の値、棒グラフで示した値が 2019 年の中間層割合の値を、それぞれ表している。一部の県を除いて、1999 年から 2019 年までの 20 年間の間に、多くの都道府県で中間層割合が低下したことが確認できる。この間、全国の中間層割合も低下しているが、この全国の値の低下は、多くの都道府県で値が低下したことを反映した結果であったことがわかる。

2 節で触れたとおり、1990 年代から 2010 年代の日本では高齢化などの影響で引退世帯を中心として所得が低い者が増えているため、等価可処分所得の中央値は徐々に低い方にシフトし、中間層の範囲もより低い方にシフトしている。この場合、所得が低い者が増えているにもかかわらず、算出される中間層割合はあまり低下しないという結果が生じる可能性がある。そこで、中間層の範囲を 1999 年の値で固定した上で、2019 年の段階で、この固定した中間層の範囲の中に入る等価可処分所得を得ている者の割合を、都道府県ごとに計算してみる。言い換えれば、1999 年の基準で計った、2019 年時点での中間層割合の値を算出する。これを以下、1999 年基準の中間層割合、と記す。1999 年基準の中間層割合に対し、毎年の中央値の値に基づいて計算した中間層割合を、以下では、通常基準の中間層割合、と記す。

1999 年基準の中間層割合を算出した結果を図表 4-3-3 に示す。通常基準の中間層割合を示した図表 4-3-2 では 1999 年よりも 2019 年の中間層割合の値が高い県が複数あったが、1999

[25] 2 節でも触れたとおり、『全消』『全家』から計算した中間層割合の値は、『国生』から計算した値よりも大きく算出される。篠崎・高橋（2025）によれば、『国生』も用いて計算した 2000 年の全国の中間層割合の値は 57.9%であり、『全消』『全家』を用いて計算した値より約 10%ポイント低くなっている。

[26]『全消』『全家』は各都道府県内の各市における消費等の情報を一定の精度で表章可能とするために、世帯数が相対的に少ない都道府県においても一定規模の調査世帯数を確保するように設計されている。そのため、世帯数が相対的に少ない都道府県においても 95%信頼区間の幅が極端に広がることはない。

年基準の中間層割合を示した図表 4-3-3 では沖縄県を除く 46 都道府県で 1999 年より 2019 年の中間層割合の値は低下している。同時に、中間層割合の値の低下が小幅な県がある一方で、値が大きく低下している県もあり、低下の幅には大きな地域差が生じている。

図表 4-3-3 における 1999 年基準の中間層割合の値の低下を、別の形で描き直したのが図表 4-3-4 である。中間層の範囲を 1999 年の情報で固定した上で、1999 年と 2019 年の各年の中間層割合の値、ならびに、両年間の変化を、地方別にまとめて示している。

図表 4-3-4 で 1999 年ならびに 2019 年の中間層割合の値について地方別の傾向を確認すると、1999 年は中部地方の各県において中間層割合の値が相対的に高く、関東地方の各都県と近畿地方の各府県の値がそれに続き、北海道・東北地方や中国・四国地方、九州地方の複数の県も同程度の値を示している。2019 年は一部の県を除いて多くの都道府県で中間層割合の値が低下している。2019 年の地方間における中間層割合の値の相対的な高低については、1999 年の状況から大きな変化はみられない。ただ近畿地方の複数の府県で中間層割合の値の低下が大きく、1999 年より 2019 年の方が地域内の値のばらつきは大きくなっている。これとは逆に、北海道・東北地方や九州地方では、1999 年より 2019 年の方が地域内の値のばらつきが小さくなる傾向が見られる。

図表 4-3-1 から図表 4-3-4 を通して見て、中間層割合の値について都道府県間でばらつきが生じていること、1999 年から 2019 年の 20 年間に多くの都道府県で中間層割合の値が低下していること、中間層割合の低下の幅が比較的大きい都道府県と比較的小さい都道府県があること、などが確認できる。中間層割合の値が高いか低いか、また、値の変化幅が大きいか小さいかは、各都道府県の人口構成や経済的な状況と関連していると考えられ、これについては 4 節でより詳しく検討することとする。

第 4 節 中間層割合の背景要因

前節で確認した都道府県別の中間層割合の情報を踏まえて、本節では中間層割合の値に影響を与えうる要因をいくつか取り上げ、中間層割合との関係について検証する。

4.1 中間層割合と再分配との関係

中間層割合の値に影響を与えうる要因として、まず社会保障制度による再分配政策の効果を確認する。日本では社会保障制度の枠組みの中で様々な給付が行われる。引退世帯に広範に影響を与えるものとして老齢年金の給付があり、年金給付に比べれば対象となる世帯が限定されているものとして失業等給付や児童手当などの各種の給付がある。これらの給付により所得の再分配が行われることにより、再分配が行われない場合と比べて、中間層割合は上昇するものと予想される。また篠崎・高橋（2023）が指摘するように、再分配による中間層割合の上昇の効果は、現役世帯で小さく、引退世帯で大きいので、高齢化率が上昇するほど再分配前の中間層割合の値と再分配後の中間層割合の値の差は大きくなるものと予想される。

図表 4-4-1 は社会保障制度による再分配前の所得と再分配後の所得の情報を用いて、中間層割合の値を計算した結果を示している。図表 4-4-1 には図が 2 つあり、それぞれ 1999 年の中間層割合、2019 年の中間層割合を示している。再分配前の中間層割合の値は、社会保障制度による給付を含まず、社会保険料や税金を支払う前の所得（等価当初所得）に基づく中間層割合の値を表している。再分配後の中間層割合の値は、図表 4-3-1 で示された値と同じ数字、つまり等価可処分所得に基づく中間層割合の値を表している。

図表 4-4-1 を見ると、社会保障制度による再分配により、すべての都道府県において中間層割合の値が上昇していることがわかる。また、1999 年よりも 2019 年の方が、再分配に伴う中間層割合の値の上昇幅が大きくなっていることもわかる。これは各都道府県において高齢化が進行したことを反映しているものと推察される。再分配による中間層割合の上昇の幅については、都道府県間でややばらつきがある。図表 4-3-2 において複数の県で 1999 年の通常基準の中間層割合の値よりも 2019 年の通常基準の中間層割合の値の方が高くなっているが、そのうちいくつかの県では、再分配によって 2019 年の中間層割合の値が大幅に上昇した結果、1999 年の中間層割合の値を超えたことがわかる。

4.2 現役世帯に注目した中間層割合

前項で見たように、所得の再分配は各都道府県の中間層割合の値の上昇に寄与する。また、高齢化の進展に伴い、再分配の寄与の程度は一層高まることが予想される。他方、1 節でも触れたように、中間層割合の値は、就労時に得られる賃金にも大きく左右される。賃金等の就労に関わる情報と中間層割合との関係を検証するにあたっては、再分配の主な対象となる引退世帯を分析対象から外し、再分配の寄与をできるだけ除いた形で分析する必要がある。そこで以下では、世帯所得の多くを就労から得ていると考えられる現役世帯に分析対象を絞り、現役世帯における中間層割合の値を確認する。一般的に、賃金は都市部で高い値を、都市部以外で低い値をとることが多いので、分析対象を現役世帯に限定した場合に、基本的には都市部で中間層割合の値が高く、都市部以外で中間層割合の値が低く計測されることが予想される。

現役世帯と引退世帯の区別は、世帯主の年齢を基準に行う。以下では『全消』『全家』の個票データが提供する世帯主の年齢の情報を利用して、現役世帯と引退世帯を区分する。『全消』『全家』における世帯主は、「名目上の世帯主ではなく、一緒に住んでいて、かつ「家計上の主たる収入を得ている人」」と定義される。この定義に合致する者の年齢を世帯主の年齢とし、世帯主の年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯を現役世帯、世帯主の年齢が 65 歳以上の世帯を引退世帯と、それぞれ区分する。

上述のように世帯を区分した上で、現役世帯のみを分析対象とする場合、核家族の現役世帯については高齢化や年金による再分配の影響を除外することができる。他方、3 世代同居の現役世帯、あるいは高齢の親と未婚の子どもが同居している現役世帯などについては、高

齢化や年金による再分配の影響を除外できない可能性が残る。これらの世帯の場合、「家計上の主たる収入を得ている人」が 18 歳以上 65 歳未満であったとしても、それ以外に、年金を受給している高齢者が世帯内に同居しており、この年金給付が上乗せされた形で世帯所得ならびに等価可処分所得が計算される可能性があるためである。その意味で、現役世帯を対象とする以下の分析は、再分配の寄与を完全には除けていない点に留意が必要である。

図表 4-4-2 は世帯主年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯に分析対象を限定し、通常基準の中間層割合の値を計算した結果を示している。図表 4-3-1 と比較ができるように、各都道府県の中間層割合の計算方法は、図表 4-3-1 と同一としている。言い換えれば、等価可処分所得の中央値の情報や中間層の範囲については図表 4-3-1 と同じ情報を使用している。

前述の予想とはやや異なり、賃金が高い都市部の中間層割合の値が高いという単純な図式を図表 4-4-2 から読み取ることは難しい。都市部の中間層割合の値は低くはないものの、都市部よりも高い中間層割合の値を示す都市部以外の地域が複数確認できる。先述のように、現役世帯内に年金を受給する高齢者がいる場合は世帯所得ならびに等価可処分所得が高くなるので、このことが都市部以外において比較的高い中間層割合ならびに中間層以上割合の値を生じさせている可能性はある。他に想定される理由としては、世帯内で就業している人数の都道府県間の差（共働きか否か、2 世代にわたって就業者がいるかいないか、など）や世帯人数の差（等価可処分所得の分母の値）の都道府県間の差が上記のような結果に影響している可能性もある。この点については 4.3 節で引き続き検証する。

都市部と都市部以外の中間層割合の値の差以外に、図表 4-4-2 と図表 4-3-1 の比較からは、分析対象を現役世帯に限定した図表 4-4-2 の中間層割合の値の方が、すべての世帯を分析対象とした図表 4-3-1 の中間層割合の値と比べて高めであることがわかる。例えば全国の中間層割合は、1999 年は 68.0%（図表 4-3-1）と 70.1%（図表 4-4-2）、2019 年は 64.1%（図表 4-3-1）と 69.1%（図表 4-4-2）であり、いずれも分析対象を現役世帯に限定したケースの方が値が高くなっている。また、図表 4-3-1 と異なり分析対象を現役世帯に限定した図表 4-4-2 では、1999 年の中間層割合の値よりも 2019 年の中間層割合の値の方が低いケースと高いケース、ほぼ同水準のケースが混在している。3 節で示した表記に従えば、図表 4-4-2 の中間層割合は現役世帯に分析対象を限定した通常基準の中間層割合となるが、この通常基準の中間層割合について、1999 年と 2019 年の値を比較できるように描き直した図を図表 4-4-3 に示す。横棒で示した値が 1999 年の中間層割合の値、棒グラフで示した値が 2019 年の中間層割合の値を、それぞれ表している。また、現役世帯に分析対象を限定した通常基準の中間層割合とは別に、現役世帯に分析対象を限定した 1999 年基準の中間層割合の値を図表 4-4-4 に示す。図表 4-4-3 と比べて図表 4-4-4 では、多くの都道府県において 2019 年に中間層割合の値が低下している。ただ、すべての世帯を分析対象とした 1999 年基準の中間層割合の値を示した図表 4-3-3 と異なり、現役世帯に分析対象を限定した 1999 年基準の中間層割合の値を示した図表 4-4-4 では、1999 年と 2019 年の値がほぼ変わらない、または 2019 年の値

の方が高い地域が複数確認できる。

なお、賃金の高さが中間層割合の値の高さに加えて高所得層割合の値の高さにつながる可能性を考慮して、中間層割合の値と高所得層割合の値の合計（以下、中間層以上割合と記す）を都道府県別に計算し、1999 年と 2019 年の値を比較できるようにした図を図表 4-4-5 に示す。都市部における中間層以上割合は高い値を示すものの、図表 4-4-3 と同様に、都市部と同程度の中間層以上割合の値を示す都市部以外の地域が複数存在することがわかる。

4.3 中間層割合の変化に関わる要因

4.2 節までの分析から、各地域の中間層割合の値は、再分配や賃金などの要因に左右されるほか、それらの要因とは別の要因からも影響を受けていることが示唆される。本節ではこの点について、多変量解析の手法を用いてさらに検証することとする。具体的には、都道府県別の中間層割合の値に影響を及ぼしうる要因を抽出した上で、最小二乗法ならびに固定効果モデルを用いて、各要因の大小と中間層割合の高低との関係について確認する。

4.3.1 中間層割合の値に影響を及ぼしうる要因

本節では、多変量解析に投入する中間層割合の情報、ならびに、中間層割合の値に影響を及ぼしうる要因の詳細について記述する。要因はおよそ 2 つのタイプに区分される。1 つは各地域の労働市場の情報を反映しているもの、もう 1 つは各地域の世帯の構造を反映しているものである。以下、各要因の概要と作成方法について説明する。なお下記の各要因について、特に断りがない限りは、『全消』『全家』の調査年である 1999 年、2004 年、2009 年、2014 年、2019 年の計 5 年についてデータを抽出し、それぞれ計算している。

中間層割合（%）: 前節までに使用した中間層割合の値のうち、1999 年基準の中間層割合の値、ならびに、18 歳以上 65 歳未満の世帯に分析対象を限定した 1999 年基準の中間層割合の値を用いる。

平均賃金（万円）: 各都道府県の平均的な賃金水準を表す数字。数値が高いほど中間層割合の値が高くなることが予想される。『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省）の一般労働者（男女別・企業規模計・産業計・年齢計の数字）について、きまって支給する現金給与額を 12 倍し、年間賞与その他特別給与額を加えることで年収レベルの賃金を計算した。その上で、男性の賃金と女性の賃金を『賃金構造基本統計調査』の労働者数の数字で加重平均し、男女計の賃金を算出した。1999 年を基準とする消費者物価指数で調整した数字を使用する。

失業率（%）: 各都道府県の労働の需給バランスを表す数字。数値が高いほど中間層割合の値が低くなることが予想される。『労働力調査』（総務省統計局）の都道府県別完全失業率の数字を使用する。なお『労働力調査』は、都道府県別に表章するための標本設計を行っていない。一部の地域を除き各都道府県の標本規模は小さいことなどから、全国の結果に比

べて各都道府県の結果は精度が十分に確保できていない点には注意が必要である[27]。

地域別最低賃金（円）: 各都道府県の地域別最低賃金の数字。上述の平均賃金と同様に、数値が高いほど中間層割合の値が高くなることが予想されるが、最低賃金近傍で就業するパート労働者などが就業調整を行う場合は、最低賃金の数値が高くとも世帯の可処分所得が高くなることがなく、中間層割合の値も不変となる可能性がある。1999 年を基準とする消費者物価指数で調整した数字を使用する。

正規雇用者比率（%）: 各都道府県の雇用者に占める正規雇用者の割合を表す数字。数値が高いほど中間層割合の値が高くなることが予想される。『就業構造基本調査』(総務省統計局)から雇用者に占める正規の職員・従業員の割合を計算した。男女計・年齢計の数字。この正規雇用者比率については、『就業構造基本調査』の調査年である 1997 年、2002 年、2007 年、2012 年、2017 年の数字をそれぞれ使用する。

大学卒以上比率（%）: 各都道府県の大学卒・大学院卒の者の割合を表す数字。一般的に、教育年数が長いと高い賃金を提示する企業で雇用を見つけやすく、また、失業する確率が低いことから、数値が高いほど中間層割合の値が高くなることが予想される。『就業構造基本調査』から有業者のうち卒業者に占める大学卒・大学院卒の者の割合を計算した。男女計・年齢計の数字。この大学卒以上比率については、『就業構造基本調査』の調査年である 1997 年、2002 年、2007 年、2012 年、2017 年の数字をそれぞれ使用する。

第 2 次産業比率（%）: 各都道府県の有業者のうち第 2 次産業（鉱業・採石業・砂利採取業、建設業、製造業）で就業する有業者の割合を表す数字。建設業ならびに製造業を各都道府県において安定的な雇用を創出する源泉と見なした場合、数値が高いほど中間層割合の値が高くなることが予想される。『就業構造基本調査』から有業者に占める第 2 次産業の有業者の割合を計算した。男女計・年齢計の数字。この第 2 次産業比率については、『就業構造基本調査』の調査年である 1997 年、2002 年、2007 年、2012 年、2017 年の数字をそれぞれ使用する。

生産年齢人口比率（%）: 各都道府県の人口に占める 15 歳から 64 歳の人口の割合を表す数字。引退世帯より平均的に所得が高い現役世帯の割合が高いほど中間層割合の値が高くなることが予想される。『人口推計』(総務省統計局）から男女計の総人口に占める 15 歳以上 64 歳の男女計の総人口の割合を計算した。各年とも 10 月 1 日現在の数字。

世帯内有業人員比率（%）: 各都道府県において 1 世帯あたりの有業者の比率を表した数字。篠崎・高橋（2024）は世帯内の有業者の人数を増やし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ために有効であることを指摘している。数値が高いほど中間層割合の値が高くなることが予想される。『国生』から 1 世帯当たりの平均有業人員と 1 世帯当たりの平均世帯人員の比率を計算した。『国生』において都道府県別の平均有業人員ならび

[27]『労働力調査』は、都道府県別の完全失業率数字などについては、時系列回帰モデルによる推計を行い、全国および 10 地域別の結果とは別に、参考値として結果を公表している。

に平均世帯人員の情報は、3 年に 1 回の大規模調査年に利用可能である。この『国生』の大規模調査年が『全消』『全家』の調査年と同じ場合は、先に示した計算方法で世帯内有業人員比率を計算し、これを使用した。『国生』の大規模調査年が『全消』『全家』の調査年とずれている場合は、先に示した計算方法で『国生』の大規模調査年における世帯内有業人員比率を計算した後に、大規模調査年と次の大規模調査年の間の 2 年間の数字を線形補間で計算した上で、『全消』『全家』の調査年にあたる数字を使用した。1999 年の世帯内有業人員比率の数値を得るためには、1998 年の大規模調査年の『国生』における平均有業人員の情報が必要だが、1998 年の『国生』の統計表には都道府県別の平均有業人員の情報がないため、『国生』の個票データから都道府県別の平均有業人員の情報を算出し利用した。

平均世帯人員数（人）: 各都道府県において 1 世帯あたり平均して何人の世帯人員がいるかを表した数字。1 世帯あたりの世帯人員数が多いと規模の経済が生じて、等価可処分所得の計算上有利になるため[28]、数値が高いほど中間層割合の値が高くなる可能性があるが、子どもなど無業の者が増えると等価可処分所得の計算上は不利になるため、数値が高いほど中間層割合の値が低くなる可能性もある。『国生』の 1 世帯当たりの平均世帯人員の数字を使用する。『国生』において都道府県別の平均世帯人員の情報は、3 年に 1 回の大規模調査年に利用可能である。この『国生』の大規模調査年が『全消』『全家』の調査年と同じ場合は、『国生』の情報をそのまま使用した。『国生』の大規模調査年が『全消』『全家』の調査年とずれている場合は、大規模調査年と次の大規模調査年の間の 2 年間の数字を線形補間で計算した上で、『全消』『全家』の調査年にあたる数字を使用した。

上述した各要因はややアドホックに選択されており、経済理論的な観点から見て強い裏付けを持たないものも含まれている。同時に、いずれの要因も、各地域で中長期的に実施、運用される種々の政策によって、値を変更できる可能性がある要因を挙げている。これらの要因と中間層割合の値との関係を検証することを通して、各都道府県における政策立案に資する基本的な情報を確認することとする。

4.3.2 分析方法

多変量解析の手法としては、47 都道府県の 5 年分のデータを投入した最小二乗法（pooled OLS）と、各都道府県に存在する固有な効果の除去を考慮した固定効果モデル（fixed effect model）を選択する。2 つの分析手法を併用するのは、中間層割合と各要因との関係について、検証したい中身が異なるためである。

従属変数に中間層割合、独立変数に各要因をそれぞれ投入し、分析手法として最小二乗法を選択する場合の検証の目的は、都道府県間の中間層割合の差がどの要因の影響を受けて決

[28] 例えば、可処分所得が 200 万円の者 1 人で構成される単身世帯と、可処分所得がそれぞれ 200 万円の者 2 人で構成される二人世帯では、前者の等価可処分所得が 200 万円（200/√1）であるのに対し、後者の等価可処分所得は 283 万円（400/√2）となり、二人世帯の方が等価可処分所得が大きくなる。

まっているのかを明らかにすることである。これに対し、分析手法として固定効果モデルを選択する場合の検証の目的は、都道府県内で各要因の値の変化と中間層割合の値の変化との関係を明らかにすることである。換言すれば、4.2 節までに確認した都道府県別の中間層割合にみられる値のばらつきの背景について検証するのが最小二乗法による分析、各都道府県内で中間層割合の値がどのような背景に基づいて変動しうるのかを検証するのが固定効果モデルによる分析である。

この点について、分析に投入する従属変数ならびに独立変数の記述統計量の情報（図表 4-4-6）と照らし合わせながら再度確認する。図表 4-4-6 が示す情報のうち、最小二乗法や固定効果モデルなどの多変量解析の分析結果との関係が深いのは、各変数の標準偏差の列に示された数値である。例えば中間層割合について、「全体」の標準偏差（7.44）は、47 都道府県の 5 年分の中間層割合の値（47×5＝235 個の数字）を基に算出した標準偏差である。最小二乗法を適用して、従属変数である中間層割合のばらつきを独立変数のばらつきでどの程度説明できるかを検証する際に注目しているのは、従属変数、独立変数ともに、この「全体」のばらつきである。これに対し、「都道府県間」の標準偏差（5.98）は、各都道府県内で 5 年分の中間層割合の値を平均し、この 47 個の平均値を基に算出した標準偏差である[29]。また「都道府県内」の標準偏差（4.49）は、各都道府県内で計算した平均値を各都道府県内の各年の値から引いた値（47×5＝235 個の数字）を基に算出した標準偏差である[30]。固定効果モデルを適用して、従属変数のばらつきを独立変数のばらつきでどの程度説明できるかを調べる際に注目しているのは、従属変数、独立変数ともに、この「都道府県内」のばらつきである。

なお、上述のように従属変数や独立変数の値のばらつきを「都道府県間」と「都道府県内」に分けて考えることで、従属変数や独立変数の「全体」の値のばらつきに対してどちらの方がより強く影響しているかもわかる。例えば中間層割合については、「都道府県間」のばらつき（5.98）の方が相対的に大きく、都道府県内のばらつき（4.49）は相対的にやや小さいことがわかる。平均賃金についてはその傾向がさらに強い（「都道府県間」が 54.07、「都道府県内」が 10.92）。逆に失業率や正規雇用者比率など、「都道府県間」のばらつきに比べて「都道府県内」のばらつきのほうが大きい要因もある。特に「都道府県内」のばらつきが小さい要因については、固定効果モデルを適用して推定した係数について効果を検出しにくくなる（値があまりばらついていないので）ことが予想されるが、具体的な推定結果については次の 4.3.3 節で確認する。

4.3.3 分析結果

従属変数に 1999 年基準の中間層割合を投入した、最小二乗法および固定効果モデルの推

[29]「都道府県間」（between）という語がついているので迷いやすいが、最小二乗法を適用して検証している都道府県間の差は、この「都道府県間」のばらつきではない点に注意が必要である。

[30] なお「都道府県内」の最小値、最大値は、各都道府県内で計算した平均値を各都道府県内の各年の値から引いた値に、「全体」の平均（中間層割合であれば 60.89）を加えた値を基に算出されている。

定結果を図表 4-4-7 に示した。

最小二乗法の推定結果を確認すると、5%水準で統計的に有意な変数が複数あり、世帯内有業人員比率、平均世帯人員数が都道府県間の中間層割合の高低に対して正の効果、失業率が負の効果をそれぞれ示している。有意水準を 10%まで許容すると、平均賃金と第 2 次産業比率も正の効果を示す。他の条件を一定としたときに、世帯内有業人員比率や平均世帯人員数が高いと中間層割合の値が高く、失業率が高いと中間層割合の値が低い。また、平均賃金や第 2 次産業比率が高いと中間層割合の値が高い可能性があるが、やや不確かであるといえる。なお正規雇用者比率や生産年齢人口比率などの係数は統計的に非有意であるが、単純な相関係数をみればこれらの要因も中間層割合との間に正の相関があることには留意が必要である(図表 4-4-8)。

総じて見て、各地域の労働市場の情報を反映している要因のうち都道府県間の中間層割合の高低と明確な関係があるのは失業率（失業率が 1%ポイント高いと中間層割合の値が 1.72%ポイント低い）だけで、どちらかといえば世帯の構造を反映した要因の方が明瞭な関係を示している。世帯内有業人員比率が 10%ポイント高いと中間層割合が 5.47%ポイント高い。また平均世帯人員数が 1 人多いと中間層割合が 6.97%ポイント高い。事実、中間層割合の値が高い地域では、これらの要因の値が高いケースが複数確認できる。平均世帯人員数に関しては、単身世帯や核家族世帯の割合が高い都市部において中間層割合が必ずしも高くないことを併せて説明できる。

次に固定効果モデルの推定結果を確認すると、こちらも 5%水準で統計的に有意な変数があり、平均賃金が各都道府県内の中間層割合の高低に対して正の効果を示している。有意水準を 10%まで許容すると、大学卒以上比率が正の効果、失業率が負の効果をそれぞれ示す。他の条件を一定としたときに、都道府県内の平均賃金が高いと中間層割合も高くなる。また、都道府県内の大学卒以上比率や失業率の高低が中間層割合の値の高低と関係している可能性があるが、やや不確かであるといえる。

続いて、従属変数に世帯主年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯に分析対象を限定した 1999 年基準の中間層割合を投入した、最小二乗法および固定効果モデルの推定結果を図表 4-4-9 に示す。現役世帯に限定した中間層割合を使用することから、図表 4-4-7 と比較して図表 4-4-9 の結果の方が、各地域の労働市場の情報を強く反映した結果が出ることが予想される。

最小二乗法の推定結果を確認すると、5%水準で統計的に有意な変数が複数あるが、それらの要因は図表 4-4-7 とはやや異なっている。地域別最低賃金、世帯内有業人員比率が都道府県間の中間層割合の高低に対して正の効果を示している。有意水準を 10%まで許容すると、平均賃金と第 2 次産業比率が正の効果、失業率が負の効果をそれぞれ示す。図表 4-4-7 と比較すると、平均世帯人員数が非有意となり、世帯内有業人員比率の係数の値もやや低下している。反対に、有意水準は 10%である点に留意が必要だが、平均賃金と第 2 次産業比率の係数は図表 4-4-7 と比べてやや上昇している。地域別最低賃金は 5%水準で有意で、最低賃金

が 100 円高いと中間層割合の値が 3.7%ポイント高くなる。総じて見て、図表 4-4-7 と比べると図表 4-4-9 の結果の方が、各地域の労働市場の情報をやや強く反映した結果を示しているものと推察される。

次に固定効果モデルの推定結果を確認すると、5%水準で統計的に有意な変数として、平均賃金が各都道府県内の中間層割合の高低に対して正の効果を示している。有意水準を 10%まで許容すると、大学卒以上比率が正の効果を示している。平均賃金と大学卒以上比率が統計的に有意な変数となっているのは図表 4-4-7 と共通しており、係数の大きさは、平均賃金はほぼ同じ、大学卒以上比率は上昇している。

4.3.4 考察

前節の最小二乗法ならびに固定効果モデルの結果から得られる情報を整理し、若干の考察を加える。

現役世帯と引退世帯を合わせた分析（図表 4-4-7）において、都道府県間の中間層割合のばらつきは、各地域の労働市場の情報を反映しているというよりは、各地域の世帯の構造を反映している傾向があった。現役世帯に限定した中間層割合の値を使用した分析（図表 4-4-9）では、各地域の労働市場の情報がやや強く反映されていたが、各地域の世帯の構造の影響も一部残っていた。ただ、都道府県内の中間層割合のばらつきの背景を検証した固定効果モデルの推定結果では、世帯構造の要因は統計的に有意ではなかった。世帯構造の要因は、都道府県間の中間層割合のばらつきを説明するには有用だが、これら世帯構造の要因をなんらかの形で動かす（例えば三世代同居を促進させるような政策の実施）ことで、地域の中間層割合を高めるという方策はあまり有用でない可能性がある。世帯の規模の選択や世帯員の有業/ 無業の選択は、各地域における生活様式や就業に対する考え方に大きく左右されている可能性があり、この観点から中間層の形成に資する政策的な方針を打ち出すのは難しいかもしれない。

各地域の労働市場に関わる情報の中では、失業率が中間層割合の値に対して負の効果を示しているケースが多かった。都道府県間の中間層割合の差については、失業率が 1%ポイント高いことで、中間層割合の値が 1 から 2%ポイント低いことが示されている。現役世帯と引退世帯を合わせた分析では、固定効果モデルの分析でも同類の結果を示しているので、なんらかの方法で失業率を低下させると中間層割合が上昇する可能性はある。同時に、統計的な有意性とは別に、効果の大きさという視点からみると、例えば失業率を 1%ポイント（図表 4-4-6 に示された都道府県内の標準偏差と同じ程度）低下させたときに得られる中間層割合の上昇は 1 から 2%ポイントという点については、費用対効果の観点から見て有用な施策となり得るかは意見がわかれるところかもしれない。なお失業率は、地域における雇用の数に左右されるほか、失業者が非労働力化するなどして地域内で失業者としてカウントされる者が減少することによっても低下する点には注意が必要である。また、勇上（2010）が指摘

するように、日本では地域をまたぐ形での労働移動が一定数発生しているが、この労働移動は日本の失業率の地域間格差を縮小させる方向（高失業率地域から低失業率地域への移動）で生じている。ある地域の失業率が低い＝地域の雇用情勢がよいとは必ずしも言えない点にも注意が必要である。

失業率と同様の議論が平均賃金についてもあてはまる。(物価上昇率を考慮した実質の）平均賃金は最小二乗法、固定効果モデルいずれの分析でも中間層割合の値に対して正の効果を持つ。都道府県間で平均賃金が 100 万円異なることは可能性としては十分あるが、もし最小二乗法において、平均賃金に 100 万円の差があると、中間層割合は 3.7 ないし 3.9%ポイント異なるので、中間層割合の地域間のばらつきをある程度説明する要因たり得る。同時に、固定効果モデルにおいて、平均賃金が 10 万円（図表 4-4-6 に示された都道府県内の標準偏差と同じ程度）高くなったときの中間層割合の上昇分は 0.44%ポイントである。失業率と同様に、平均賃金を動かすことで中間層割合を一定程度引き上げるのは容易ではない。

統計的有意性がやや劣るものの、固定効果モデルの分析において、大学卒以上比率が中間層割合の値に正の効果を示していた。効果の大きさはおおむね失業率と同程度で、大学卒以上比率が 3.5%ポイント（図表 4-4-6 に示された都道府県内の標準偏差と同じ程度）高いと中間層割合が 1.5%ポイントほど高い。ただ、マクロの景気の状況に左右されやすい失業率と異なり、大学卒以上比率は 1999 年から 2019 年までの 20 年間で、ほぼすべての都道府県で一貫して上昇しており、その上昇幅はおおむね 10%ポイントである。また都市部以外の多くの地域においては、2019 年度時点での大学卒以上比率は 20%から 30%の間にあり、都市部と比較して上昇の余地がある状態といえる。特に都市部以外の地域において、大学卒や大学院卒など教育年数の長い者に高い賃金を提示できる企業をどれだけ確保できるかが、中間層割合の低下に歯止めをかけるための要点となるかもしれない。

第 5 節 結論

本研究では、総務省統計局の『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』の 1999 年から 2019 年までの個票データを用いて、所得の観点から定義される中間層の割合を都道府県別に確認した。また、中間層割合の都道府県間の差や、都道府県内の中間層割合の変動の背景について、多変量解析の手法を用いて検証した。

1999 年から 2019 年までの 20 年間の間に多くの都道府県において、中間層割合の値は低下していた。また、中間層割合の値は都道府県間で高低の差があり、この差が生じる背景要因として、各地域における世帯構造の違いや雇用情勢の違い、賃金水準の違いや産業構造の違いがあることが多変量解析の結果から明らかとなった。各都道府県の中で中間層割合を変化させうる要因はやや限られていたが、大学卒や大学院卒などの教育年数が長い者に対する雇用機会の確保の重要性が示唆された。

本研究執筆時の 2020 年代半ばの段階において、都道府県レベルで対応が求められている

課題の１つは、都市部以外の地域から都市部への人口の集中を緩和する方策の検討であろう。4 節でも触れたように、都市部と都市部以外では賃金水準に差があるが、これは高い賃金を提示できる都市部の企業の下に、高い能力を持つ労働者が移動して都市部で雇用契約を締結しているのが理由の１つと考えられる[31]。他に、都市部への移動は、ある仕事（例えばハイテク産業の仕事）の周りに別の仕事が生まれる効果（乗数の効果）が都市部で高い（Moretti, 2010）、あるいは、都市部では労働市場が大きいので失業したとしても次の仕事が見つかるまでの期間が短い（Moretti & Yi, 2024）などの理由によっても生じる。このような乗数の効果や規模の効果を都市部以外の地域が追求することには困難が伴うだろう。それと比較すると、最初に挙げた選別の効果については、高い賃金を提示できる企業の確保を通じて、都市部以外の地域において雇用契約の締結を促すことが可能かもしれない。本研究において示された、都道府県内の中間層割合の高低と大学卒以上比率との正の相関も、基本的には同類の話であると考えられる。

本研究の限界として、4 節で使用した最小二乗法ならびに固定効果モデルは因果分析の手法ではないため、厳密に言えば、推定時に算出した係数は、独立変数から従属変数への因果の効果の大きさを示さず、独立変数と従属変数の相関の効果の大きさを示している点には注意が必要である。両者の間に因果的な関係があるかについての分析は、今後の課題としたい。

[31] Combes et al. (2008) はフランスのデータを用いて、地域間の賃金差のかなりの部分を、このような選別（sorting）の効果で説明できることを示している。日本では尾﨑（2023）が都道府県間の賃金差に選別が及ぼす効果が大きいことを示している。

参考文献

Combes, P.-P., Duranton, G., & Gobillon, L. (2008). Spatial wage disparities: Sorting matters! *Journal of Urban Economics*, 63(2), 723–742. https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.04.004

Moretti, E. (2010). Local multipliers. *American Economic Review*, 100(2), 373–377. https://doi.org/10.1257/aer.100.2.373

Moretti, E., & Yi, M. (2024). *Size matters: Matching externalities and the advantages of large labor markets* (National Bureau of Economic Research Working Paper Series No. 32250). https://doi.org/10.3386/w32250

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：ライフサイクル理論の現在地. 慶應義塾大学出版会.

尾﨑雄太（2023）. パネルデータを用いた都道府県間賃金差に関する分析. 日本労働研究雑誌, 65(2・3), 164–181.

小塩隆士（2010）. 再分配の厚生分析：公平と効率を問う. 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). 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

篠崎武久・高橋陽子（2025）. 中間層の暮らし向きは案外良くない（JILPT Discussion Paper 25-03). https://www.jil.go.jp/institute/discussion/2025/documents/DP25-03.pdf

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

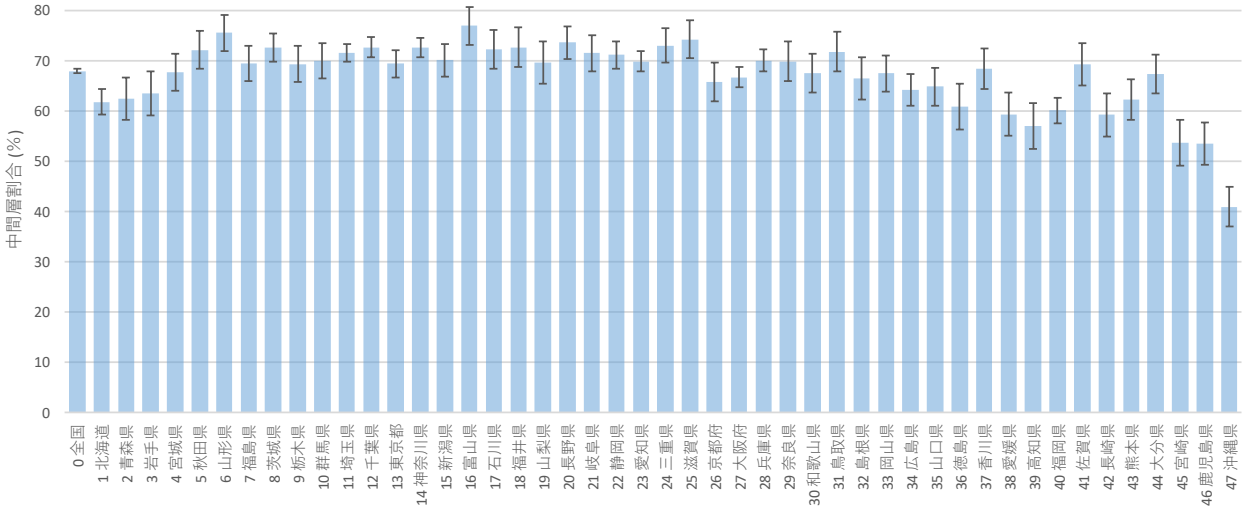
内閣府（2015）．相対的貧困率等に関する調査分析結果について．https://www5.cao.go.jp/keizai3/kakusa/20151218kakusa.pdf

松浦克己（2002）．日本における分配問題の概観．宮島洋・連合総合生活開発研究所編著，日本の所得分配と格差（pp. 25–48）．東洋経済新報社．

勇上和史（2010）．賃金･雇用の地域間格差．樋口美雄編，労働市場と所得分配（pp. 399–438）．慶應義塾大学出版会．

図表 4-3-1 各都道府県の中間層割合

各都道府県の中間層割合（1999 年）



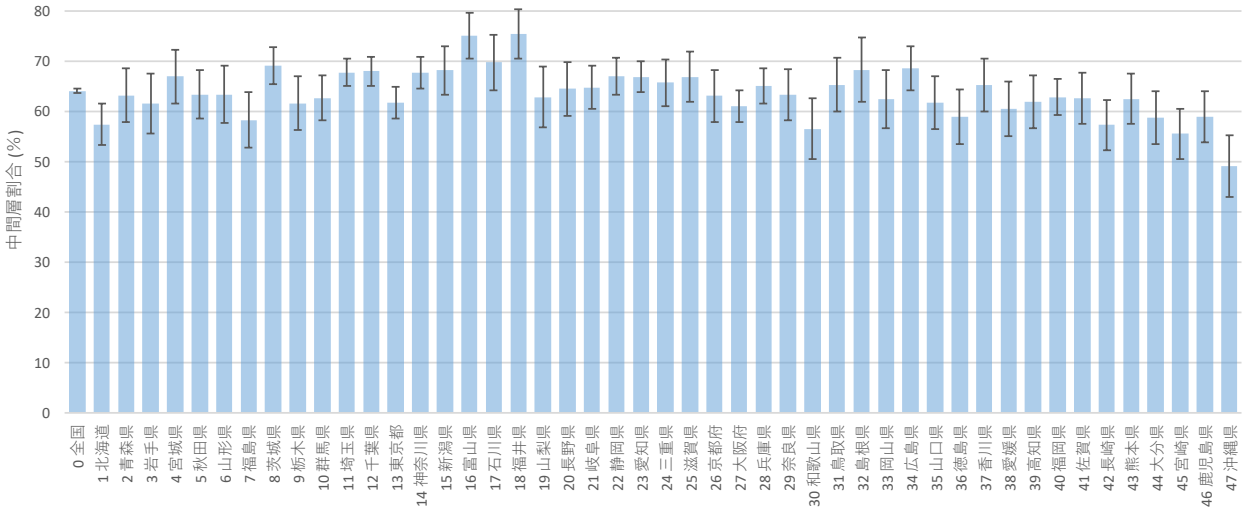
資料出所）『全国消費実態調査』個票データより筆者ら計算。

注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 各年の中央値。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

各都道府県の中間層割合（2019 年）



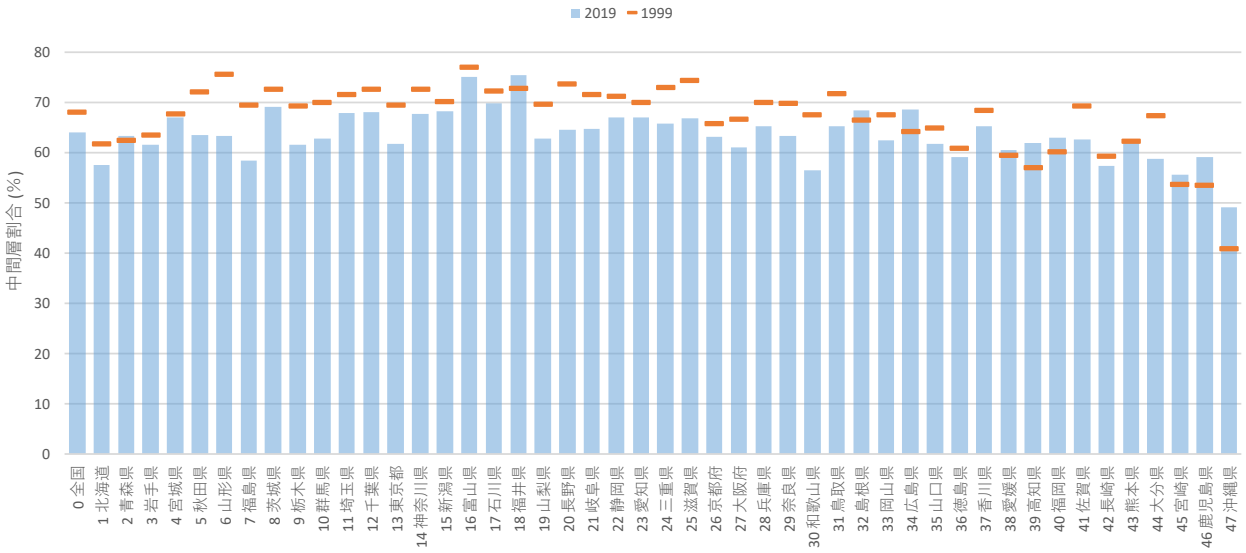
資料出所）『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 各年の中央値。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

図表 4-3-2 各都道府県の中間層割合の変化



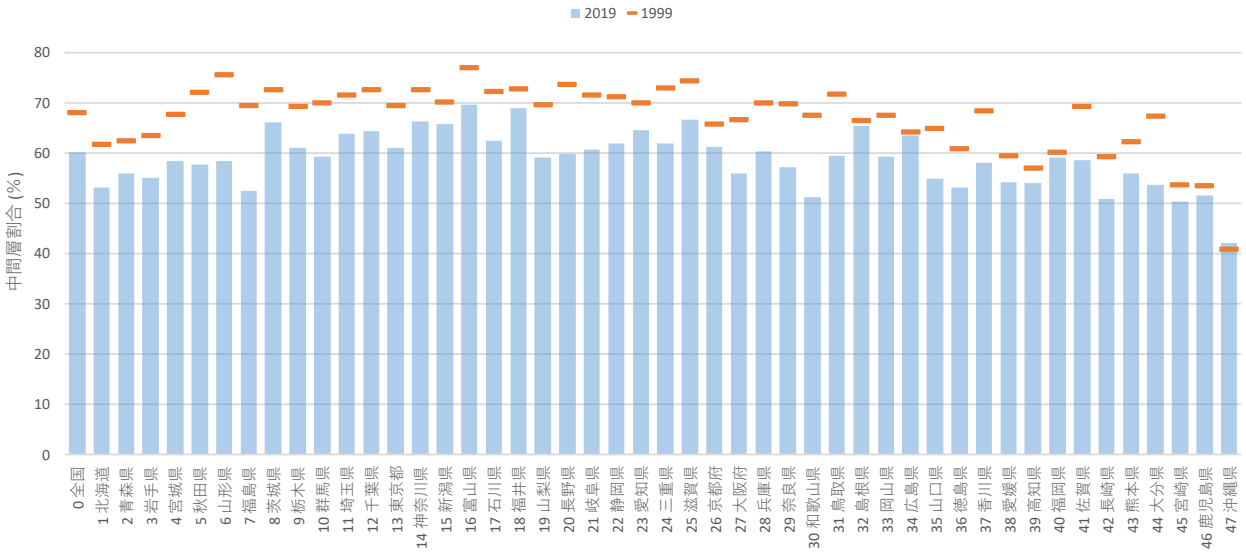
資料出所）『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 各年の中央値。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

図表 4-3-3 1999 年基準の各都道府県の中間層割合の変化



資料出所）『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

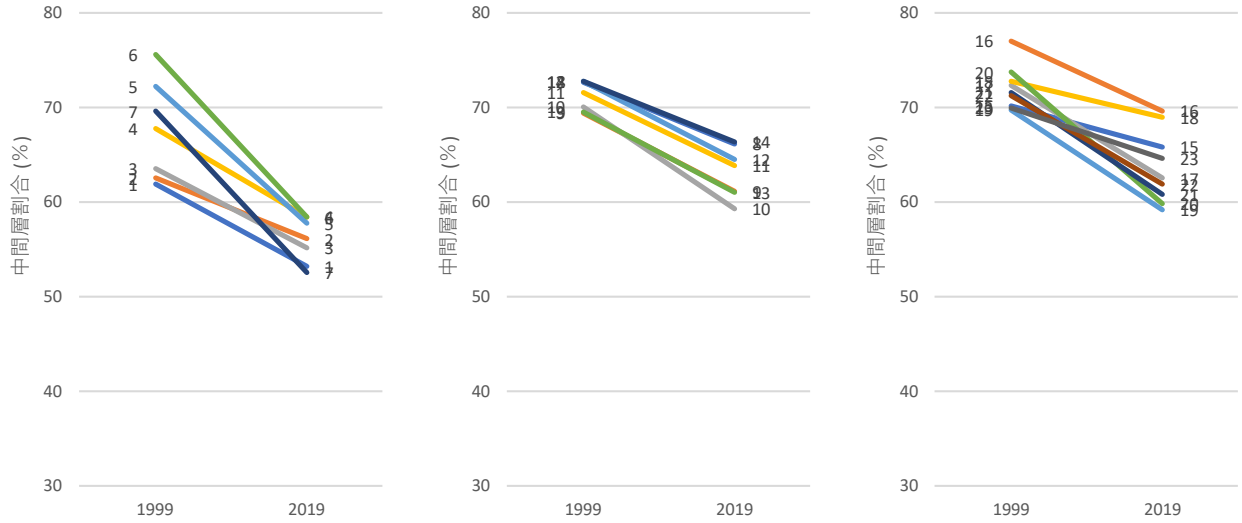
注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 1999 年の中央値。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

図表 4-3-4　1999 年基準の各都道府県の中間層割合の変化（地方別）

北海道＋東北　　関東　　中部



1 北海道
2 青森県
3 岩手県
4 宮城県
5 秋田県
6 山形県
7 福島県

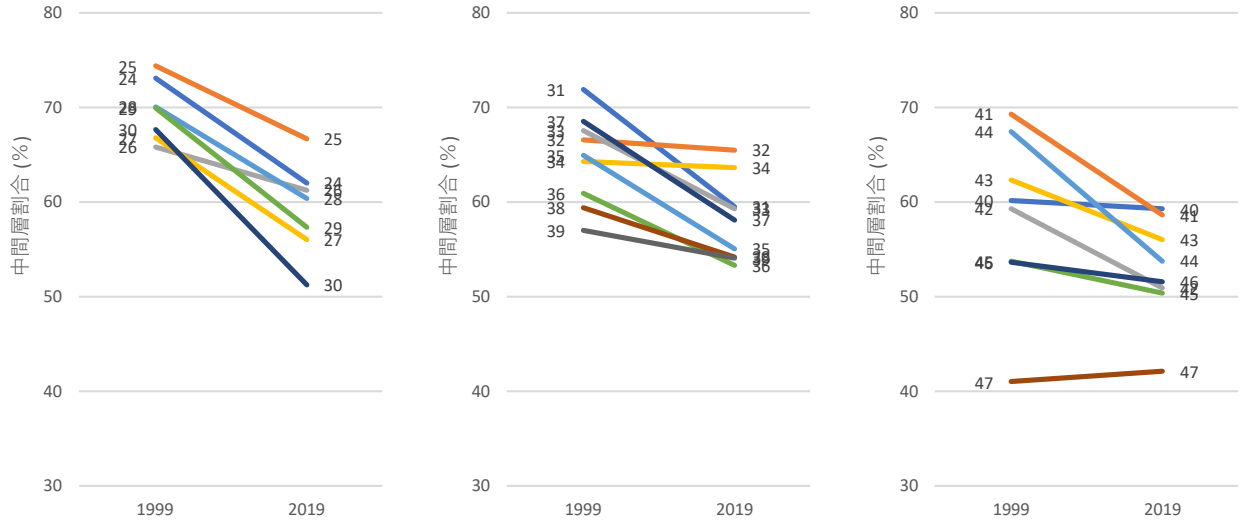
8 茨城県
9 栃木県
10 群馬県
11 埼玉県
12 千葉県
13 東京都
14 神奈川県

15 新潟県
16 富山県
17 石川県
18 福井県
19 山梨県
20 長野県
21 岐阜県
22 静岡県
23 愛知県

資料出所）『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。
注 1）中間層の範囲 ＝ 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。
注 2）使用する中央値 ＝ 1999 年の中央値。
注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

図表 4-3-4（続き） 1999 年基準の各都道府県の中間層割合の変化（地方別）

近畿　　中国＋四国　　九州



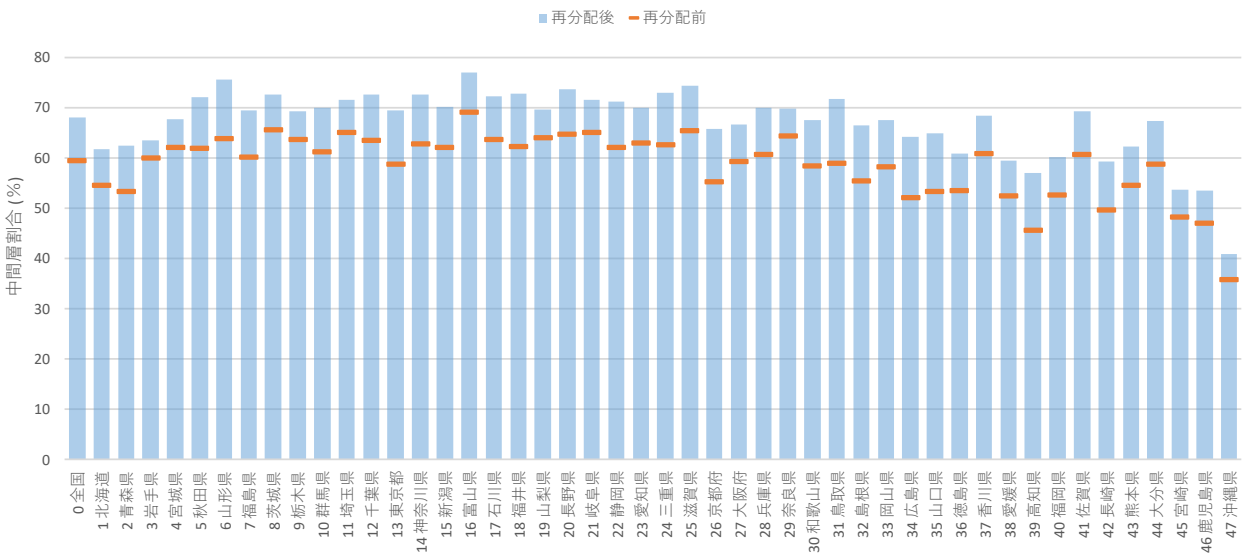
24 三重県
25 滋賀県
26 京都府
27 大阪府
28 兵庫県
29 奈良県
30 和歌山県

31 鳥取県
32 島根県
33 岡山県
34 広島県
35 山口県
36 徳島県
37 香川県
38 愛媛県
39 高知県

40 福岡県
41 佐賀県
42 長崎県
43 熊本県
44 大分県
45 宮崎県
46 鹿児島県
47 沖縄県

資料出所）『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。
注 1）中間層の範囲 ＝ 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。
注 2）使用する中央値 ＝ 1999 年の中央値。
注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

図表 4-4-1 再分配前後の各都道府県の中間層割合

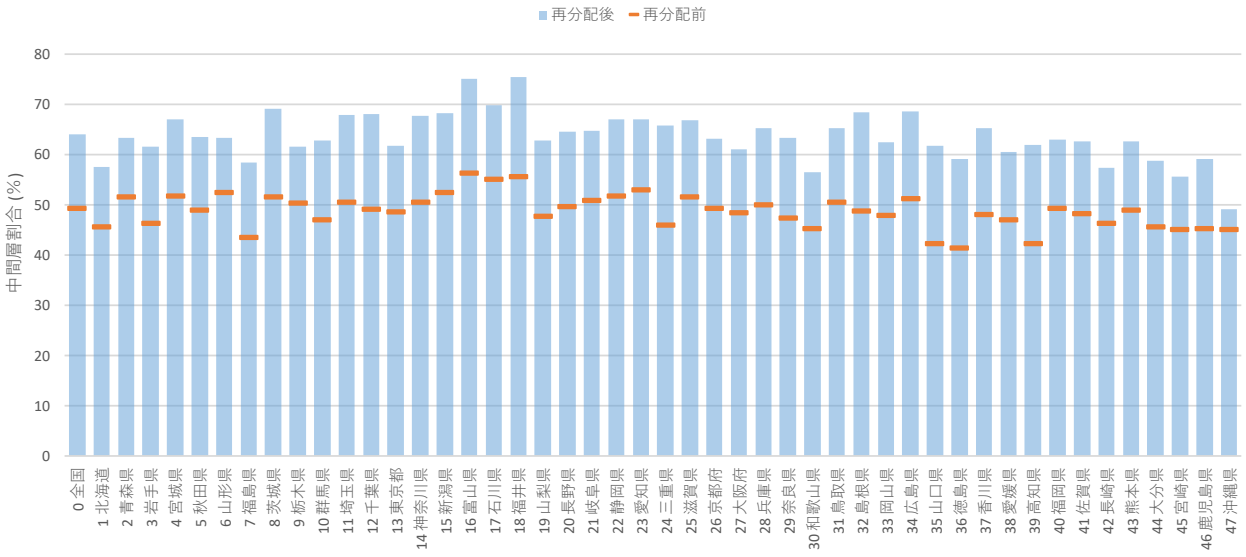


資料出所）『全国消費実態調査』個票データより筆者ら計算。

注 1）中間層の範囲（再分配前）＝ 等価当初所得の中央値の 75 %から 200 %。
中間層の範囲（再分配後）＝ 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 ＝ 各年の中央値。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。



資料出所）『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

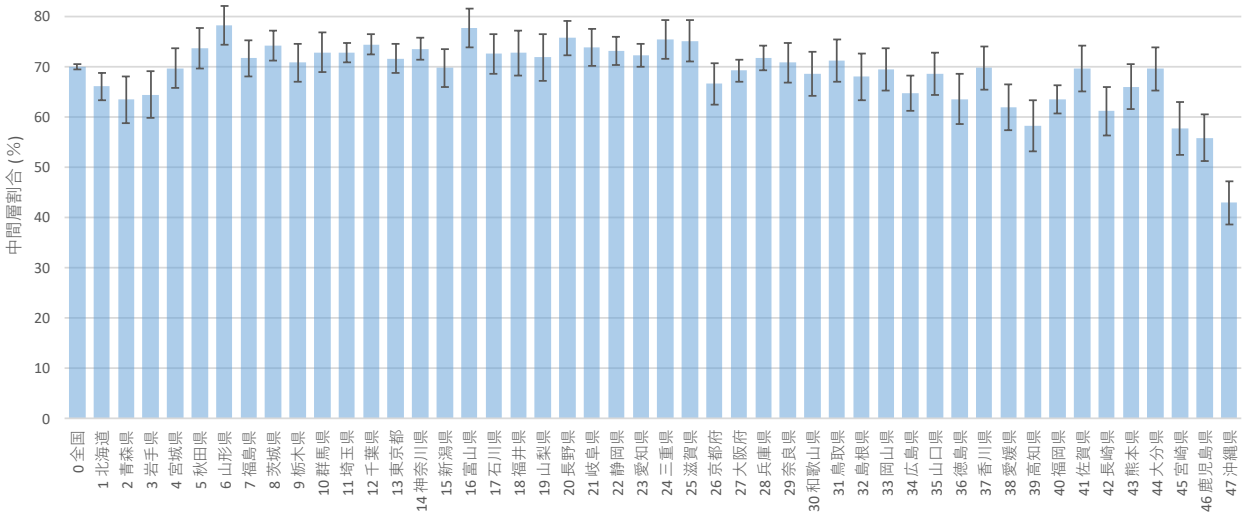
注 1）中間層の範囲（再分配前）＝ 等価当初所得の中央値の 75 %から 200 %。
中間層の範囲（再分配後）＝ 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 ＝ 各年の中央値。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

図表 4-4-2 各都道府県の中間層割合（世帯主年齢 18 歳以上 65 歳未満の世帯）

各都道府県の中間層割合（世帯主年齢 18 歳以上 65 歳未満の世帯）(1999 年)



資料出所）『全国消費実態調査』個票データより筆者ら計算。

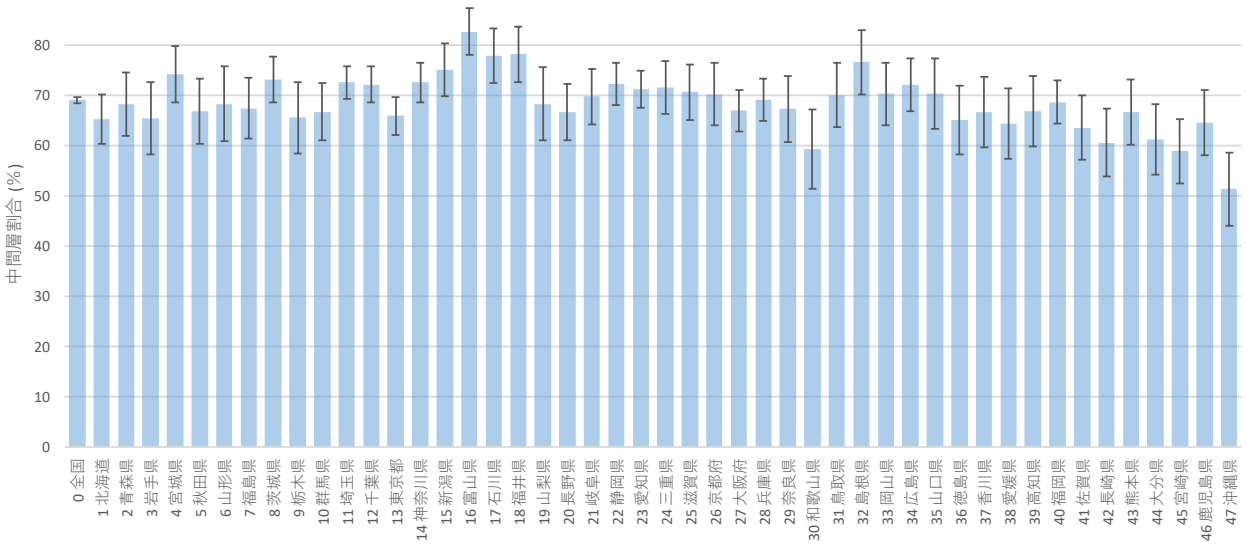
注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 各年の中央値 (すべての世帯の等価可処分所得の情報を用いて中央値を計算)。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

注 4）集計対象を、世帯主年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯に限定した数字。

各都道府県の中間層割合（世帯主年齢 18 歳以上 65 歳未満の世帯）(2019 年)



資料出所）『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

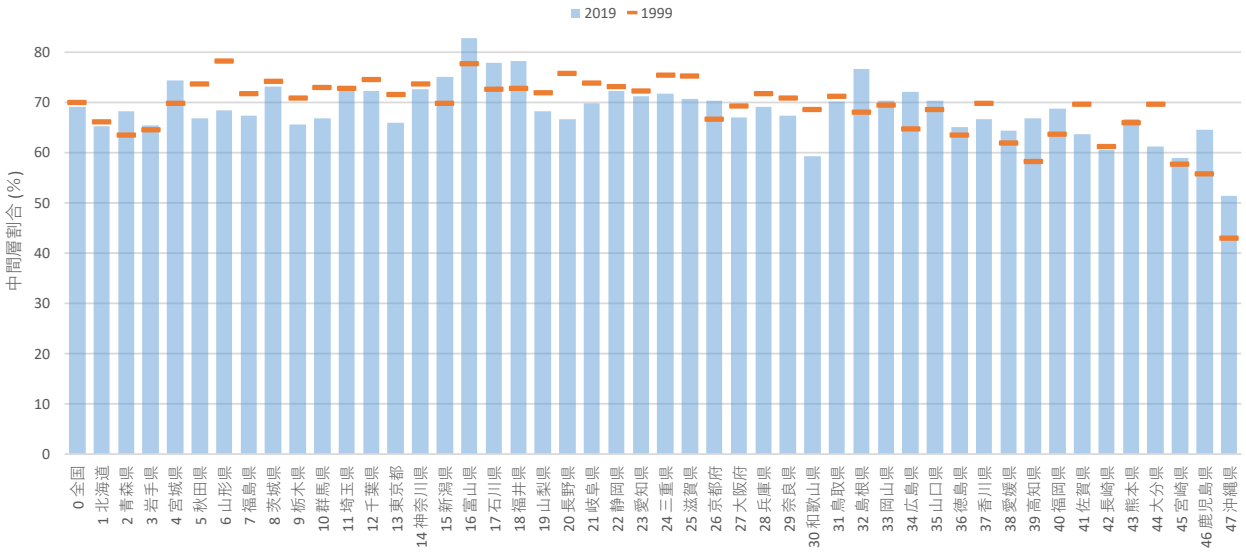
注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 各年の中央値 (すべての世帯の等価可処分所得の情報を用いて中央値を計算)。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

注 4）集計対象を、世帯主年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯に限定した数字。

図表 4-4-3 各都道府県の中間層割合の変化（世帯主年齢 18 歳以上 65 歳未満の世帯）



資料出所）『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

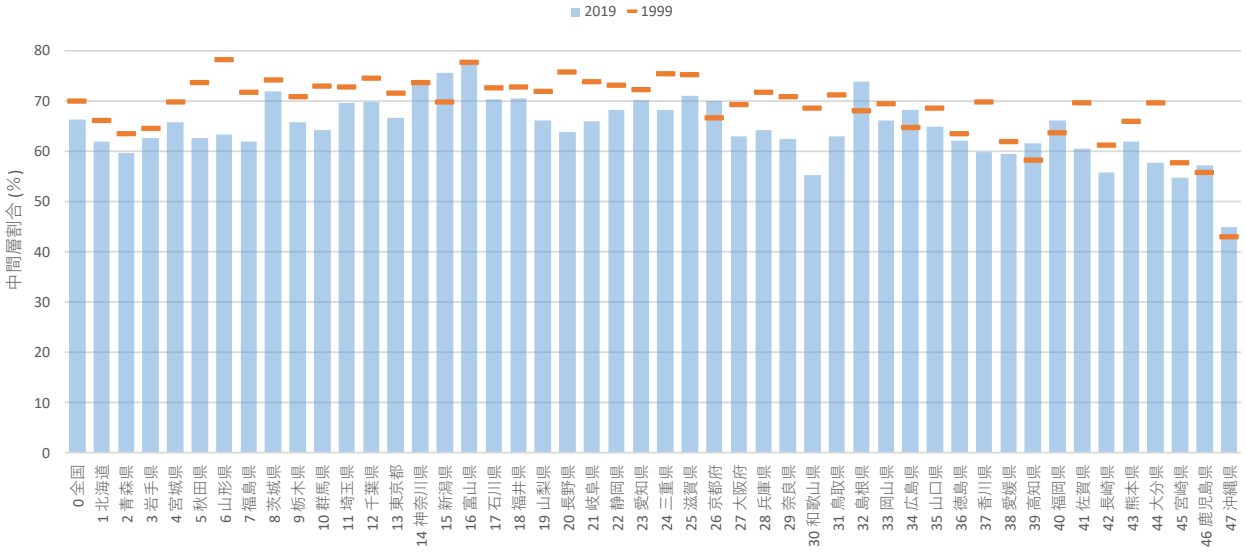
注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 各年の中央値（すべての世帯の等価可処分所得の情報を用いて中央値を計算）。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

注 4）集計対象を、世帯主年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯に限定した数字。

図表 4-4-4 1999 年基準の各都道府県の中間層割合の変化（世帯主年齢 18 歳以上 65 歳未満の世帯）



資料出所）『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

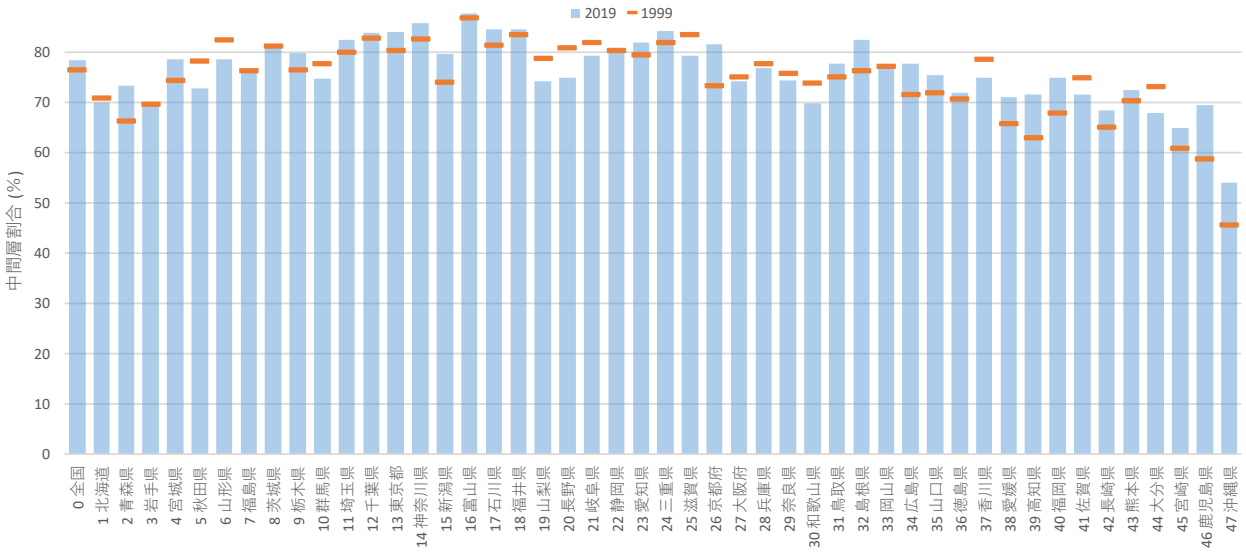
注 1）中間層の範囲 = 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。

注 2）使用する中央値 = 1999 年の中央値（すべての世帯の等価可処分所得の情報を用いて中央値を計算）。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合を計算。

注 4）集計対象を、世帯主年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯に限定した数字。

図表 4-4-5 各都道府県の中間層以上割合の変化（世帯主年齢 18 歳以上 65 歳未満の世帯）



資料出所）『全国消費実態調査』『全国家計構造調査』個票データより筆者ら計算。

注 1）中間層の範囲 ＝ 等価可処分所得の中央値の 75 %から 200 %。
高所得層の範囲 ＝ 等価可処分所得の中央値の 200 以上%

注 2）使用する中央値 ＝ 各年の中央値（すべての世帯の等価可処分所得の情報を用いて中央値を計算）。

注 3）全都道府県のデータを使って中間層、高所得層の範囲を決定した上で、各都道府県の中間層割合、高所得層割合を計算。

注 4）集計対象を、世帯主年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯に限定した数字。

図表 4-4-6 記述統計量

		平均	標準偏差	最小値	最大値
中間層割合 (%)	全体	60.89	7.44	34.34	77.01
	都道府県間		5.98	38.23	70.60
	都道府県内		4.49	52.01	73.51
中間層割合 現役世帯 (%)	全体	65.35	6.78	36.93	78.25
	都道府県間		5.97	41.13	75.36
	都道府県内		3.31	57.83	76.01
平均賃金 (万円)	全体	442.32	54.71	337.35	616.61
	都道府県間		54.07	350.68	610.87
	都道府県内		10.92	412.66	479.29
失業率 (%)	全体	3.76	1.26	1.40	8.30
	都道府県間		0.72	2.54	6.30
	都道府県内		1.04	0.16	5.82
地域別最低賃金 (円)	全体	706.92	79.33	595.00	985.65
	都道府県間		42.91	663.82	825.15
	都道府県内		66.95	579.58	867.41
正規雇用者比率 (%)	全体	67.30	5.92	55.47	82.69
	都道府県間		2.40	61.50	72.02
	都道府県内		5.42	60.54	78.54
大学卒以上比率 (%)	全体	20.46	6.85	8.68	49.21
	都道府県間		5.83	12.15	39.66
	都道府県内		3.67	11.53	30.01
第 2 次産業比率 (%)	全体	27.50	5.55	14.79	41.01
	都道府県間		4.85	17.11	35.61
	都道府県内		2.78	22.65	34.32
生産年齢人口比率 (%)	全体	62.12	4.09	53.29	72.93
	都道府県間		2.44	57.66	68.34
	都道府県内		3.30	55.90	68.33
世帯内有業人員比率 (%)	全体	49.74	2.17	43.55	55.65
	都道府県間		1.90	45.40	53.14
	都道府県内		1.08	47.19	53.04
平均世帯人員数 (人)	全体	2.70	0.26	2.13	3.35
	都道府県間		0.20	2.29	3.12
	都道府県内		0.17	2.35	3.05

資料出所) 『全国消費実態調査』個票データ等より筆者ら計算。

図表 4-4-7 最小二乗法と固定効果モデルの推定結果（従属変数：1999 年基準の中間層割合）

	pooled OLS 上段：coef 下段：se		固定効果 上段：coef 下段：se	
平均賃金（万円）	0.037	+	0.044	*
	(0.019)		(0.017)	
失業率（%）	-1.724	*	-1.208	+
	(0.734)		(0.604)	
地域別最低賃金（円）	0.018		-0.009	
	(0.016)		(0.016)	
正規雇用者比率（%）	0.262		-0.301	
	(0.235)		(0.233)	
大学卒以上比率（%）	0.186		0.376	+
	(0.132)		(0.192)	
第 2 次産業比率（%）	0.230	+	0.277	
	(0.129)		(0.250)	
生産年齢人口比率（%）	-0.082		0.036	
	(0.263)		(0.351)	
世帯内有業人員比率（%）	0.547	**	0.060	
	(0.161)		(0.259)	
平均世帯人員数（人）	6.972	*	1.507	
	(3.190)		(2.904)	
定数項	-25.951		56.396	
	(24.807)		(37.621)	
年ダミー	YES		YES	
サンプルサイズ	235		235	
グループ数			47	
決定係数 overall	0.809		0.610	
within			0.781	
between			0.516	

資料出所）『全国消費実態調査』個票データより筆者ら計算。

注 1）標準誤差は都道府県内の相関と不均一分散を考慮したクラスターロバスト標準誤差。

注 2）+ p < 0.1. * p < 0.05. ** p < 0.01.

図表 4-4-8 中間層割合と各独立変数との相関係数

	中間層割合 合計 (%)	中間層割合 現役世代 (%)
平均賃金 (万円)	0.517 **	0.559 **
失業率 (%)	-0.143 *	-0.258 **
地域別最低賃金 (円)	-0.090	0.101
正規雇用者比率 (%)	0.546 **	0.356 **
大学卒以上比率 (%)	0.006	0.146 *
第 2 次産業比率 (%)	0.724 **	0.648 **
生産年齢人口比率 (%)	0.496 **	0.355 **
世帯内有業人員比率 (%)	0.405 **	0.445 **
平均世帯人員数 (人)	0.566 **	0.418 **

資料出所) 『全国消費実態調査』個票データより筆者ら計算。
注) * $p < 0.05$. ** $p < 0.01$.

図表 4-4-9 最小二乗法と固定効果モデルの推定結果（従属変数：1999 年基準の中間層割合

（世帯主年齢 18 歳以上 65 歳未満の世帯））

	pooled OLS 上段：coef 下段：se		固定効果 上段：coef 下段：se	
平均賃金（万円）	0.039	+	0.044	*
	(0.022)		(0.019)	
失業率（%）	-1.526	+	-1.098	
	(0.759)		(0.655)	
地域別最低賃金（円）	0.037	*	-0.002	
	(0.018)		(0.019)	
正規雇用者比率（%）	0.342		-0.309	
	(0.253)		(0.268)	
大学卒以上比率（%）	0.066		0.421	+
	(0.162)		(0.214)	
第 2 次産業比率（%）	0.240	+	0.198	
	(0.141)		(0.303)	
生産年齢人口比率（%）	-0.144		-0.174	
	(0.306)		(0.358)	
世帯内有業人員比率（%）	0.427	*	-0.101	
	(0.164)		(0.262)	
平均世帯人員数（人）	5.004		1.303	
	(3.429)		(3.595)	
定数項	-26.971		78.123	+
	(26.418)		(42.749)	
年ダミー	YES		YES	
サンプルサイズ	235		235	
グループ数			47	
決定係数 overall	0.716		0.432	
within			0.470	
between			0.424	

資料出所）『全国消費実態調査』個票データより
筆者ら計算。
注 1）標準誤差は都道府県内の相関と
不均一分散を考慮したクラスター
ロバスト標準誤差。
注 2）+ p < 0.1. * p < 0.05. ** p < 0.01.