第 2 章　1960 年代から 2020 年代にわたる中間層の推移に関する試算

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、1960 年代から 2020 年代までの約 60 年間にわたる日本の中間層割合の長期的な推移を明らかにする。また、中間層割合の系列とジニ係数などの不平等指標の系列との比較を通して、中間層割合の系列の特性についても検証する。

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みつつある。複数の研究が共通して提示する結果として、1980 年代から 2000 年代にかけて中間層割合が縮小傾向にあったこと、2000 年代から 2010 年代にかけては中間層割合が安定的に推移していたこと、1990 年代末の中間層の範囲に基づいて他の年の中間層割合を計測した場合、1980 年代から 1990 年代末までは中間層割合が増大し、その後、2010 年代にかけて減少していたこと、などが明らかとなっている（篠崎, 2015; Tanaka & Shikata, 2019; 田中, 2020; 篠崎・高橋, 2023, 2025)。その他にも、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)、などの分析結果が示されており、1980 年代以降については、日本の中間層に関する基本的な情報が徐々にそろいつつある。

他方、1970 年代以前については、2025 年時点においても中間層に関する基本的な情報に乏しい状態が続いている。上述した研究の多くは、厚生労働省の『国民生活基礎調査』または総務省統計局の『全国家計構造調査（旧全国消費実態調査)』の個票データを使用しているが、個票データの利用可能性などの関係から、分析対象の期間は 1980 年代以降となっている。換言すれば、日本の中間層に関する既存の情報は、安定成長期の後半からバブル崩壊後の低成長期にかけての期間における情報に限られている。OECD (2019) が指摘するように、中間層が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のであれば、日本のかつての高度成長期から安定成長期にかけての高い経済成長率の背景には、それ以降の時期よりも相対的に高い水準の中間層の存在があったことが推測されるが、現時点において、このような推測を検討するために必要な情報は十分にそろっていない。

そこで本研究は、いくつかの前提をおいた上で、1960 年代から 1970 年代にかけての中間層の規模を新たに算出した上で、1960 年代から 2020 年代にかけての長期にわたる中間層割合の長期的な推移を明らかにする。また、計算した中間層の系列と、ジニ係数などの不平等指標の系列との比較を通して、中間層割合の系列の特性についても併せて検証する。

本研究において展開される中間層に関する分析は、大局的に見れば、所得分布の情報に基づく一連の研究群の中に位置づけられる。所得分布の情報に基づく研究の代表例は所得のば

らつき（所得格差）に焦点を当てた研究であり、所得格差研究においては、本研究と同様に、長期的な所得格差の動向について検証した研究が数多く存在する[1]。これら所得格差研究の大半は、『国民生活基礎調査』や『全国家計構造調査（旧全国消費実態調査）』のような政府統計の個票データが利用できる場合は、世帯人数で調整された所得（等価所得）に基づいて所得格差を計算する一方、政府統計の個票データが利用できず公表値を利用する場合は、個票データ使用時のような世帯人数による調整が難しいために世帯単位の所得に基づいて所得格差を計算している。日本では、1980 年代以降については政府統計の個票データを利用できるケースが多いので、1980 年代以降の所得格差については世帯人数で調整された所得に基づいた所得格差が計算されているが、1970 年代以前の所得格差については世帯人数で調整されていない世帯単位の所得に基づいて所得格差が計算されている。また 1970 年代以前の所得格差を把握する際によく利用される総務省統計局の『家計調査』のような政府統計では、調査対象世帯が二人以上の世帯に限定されており、単身世帯が除かれている。よって、1970 年代以前と 1980 年代以降の期間を通した長期間にわたる所得格差の計算方法を統一するためには、例えば世帯人数で調整されていない系列を用いる必要がある、あるいは、単身世帯を除き二人以上の世帯に限定された所得格差の系列を使用せざるを得ない、といった制約が生じることとなる。

このような制約は、所得格差の系列を解釈する際に少なからぬ問題を生じさせる。図表 2-1-1 は総務省統計局の『国勢調査』から計算した、世帯人員の人数別の世帯割合（世帯数ベースの構成比）の推移、ならびに、世帯人員の人数別の人口割合（人口ベースの構成比）の推移を示している。世帯人員が 1 人の世帯における世帯人員の人数別の世帯割合、ならびに、世帯人員の人数別の人口割合は、1985 年以降に急速に増加しており、2020 年時点では、世帯人員の人数別の世帯割合で 38.0%、世帯人員の人数別の人口割合で 17.2%を世帯人員が 1 人の世帯、つまり単身世帯が占めている。溝口・寺崎（1995）は二人以上の世帯と比べると単身世帯が異なった性格のグループから構成されており、単身世帯を分析に含めると所得分布に複雑な影響が出ることを指摘した上で、それでも単身世帯の比重の大きさを考慮すると単身世帯を分析から除くことは適当ではない旨を指摘している。

また図表 2-1-1 からは、世帯人員数が 5 人や 6 人以上といった世帯の割合や人口の割合が、1960 年時点では高く、時間が経過するにつれて急速に減少していることがわかる。1960 年時点では世帯人員が 5 人以上の世帯の割合は 41.9%、人口の割合は 64.6%であるのに対し、2020 年時点では、それぞれ 5.5%、13.4%まで低下している。一般に大規模世帯の有業人員

[1] 日本の所得格差の時系列的な動向について検証した研究は数多く、そのすべてに言及することは難しい。有用なレビューとして、溝口・寺崎（1995）、勇上（2003）、Minami (2008)、四方（2015）などを参照。2010 年代から 2020 年代にかけての所得格差の動向に関する情報を報告している研究として、例えば Ohtake (2008)、田辺・鈴木（2013）、Lise et al. (2014)、Kitao & Yamada (2025)、佐野（2025）なども併せて参照。所得格差は標本調査内で収集される所得の情報を使用して算出することが多いが、これとは別に、税務情報に基づいて所得分布を推計した上で計算する方法もある。Moriguchi & Saez (2008) などを参照。

数は大きくなる傾向があるので（溝口・寺崎, 1995)、世帯人員数が 5 人や 6 人以上といった世帯の規模が大きい状況下で、世帯人数で調整していない所得を用いて所得格差を計算した場合は、調整した所得を用いて所得格差を計算した場合と比べて、所得格差が過大に算出される可能性が高くなる。分析期間中に世帯の構成が大きく変化する場合には、世帯人数で調整された所得を使用した上でジニ係数などの不平等指標を計算する必要があるが（Ohtake, 2008)、先にも触れたように、政府統計の公表値の情報を使用している先行研究において、世帯人数で調整した所得を用いて所得格差を計算したケースはごくまれである。

そこで本研究では、中間層割合の系列とジニ係数などの不平等指標の系列とを比較する際に、世帯人数で調整された所得を用いて両者の系列を算出することとする。まず、中間層割合の系列に関しては、後節で示す中間層の定義上、そもそも世帯人数で調整された所得の情報がなければ計算することができないので、世帯人数での調整は必須である。また、不平等指標の系列に関しては、世帯人数で調整された所得を用いることで、1960 年代から 2020 年代までの 60 年間といった長期的な推移を確認する場合でも、世帯構成の変化が不平等指標の数値の大きさを左右する問題を軽減することができる。後節の分析結果を先取りすれば、所得を世帯人数で調整することで、ジニ係数で計測される所得格差の大きさは、最小で約 0.04 ポイント、最大で約 0.12 ポイント、平均して 0.08 ポイントほど低下する。

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ならびに本研究の分析方法について説明する。3 節で分析結果および分析結果を受けた考察を示す。4 節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。

第 2 節 分析方法

2.1『国生』『国実』の公表値から中間層割合などを計算する方法

2.1.1 計算に用いるデータ

本研究で用いるデータは厚生労働省の『国民生活基礎調査』(以下、『国生』）、ならびに、同じく旧厚生省の『国民生活実態調査』(以下、『国実』）の公表値のデータである。以下、両調査の特徴を簡単に確認する。

『国生』は 1986 年を最初の調査年として、以後、毎年調査を実施している。『国生』は 1986 年から 3 年ごとに大規模調査（世帯票、所得票、健康票、介護票の 4 つ）を実施しており、この大規模調査の年は、大規模調査の年以外の年（簡易調査。世帯票、所得票の 2 つ）と比較して、4 倍から 5 倍の標本サイズが設定されている。標本サイズの違いは、標本抽出に起因する標本誤差の違いとなって現れる。『国生』の報告書の冒頭には、この標準誤差に関する情報の記載があるが、例えば、(世帯人数で調整されていない）世帯単位の所得の中央値の標準誤差率（推計された値の大きさに対する標準誤差の百分率）は、大規模調査年では 1%か

ら 1.5%程度であるのに対し、簡易調査年では 2%から 2.5%程度となる[2]。このような違いを踏まえて、中間層や所得格差に関わる先行研究で『国生』の個票データを分析に用いる際には、選択的に大規模調査年のデータのみを用いるケースが多くなっている[3]。ただ、本研究においては、中間層割合の長期的な推移を確認するという目的に鑑みて、大規模調査年の公表値に加えて簡易調査年の公表値の情報を併せて使用する。

『国実』は『国生』の調査開始前に実施されていた調査である。『国生』は『国実』の他に『厚生行政基礎調査』『国民健康調査』『保健衛生基礎調査』の各調査を統合する形で開始されたという経緯を持つ。本研究では、『国生』と『国実』の両調査の情報を接続することで、1960 年代から 2020 年代までの長期にわたる中間層割合の推移を明らかにすることを試みるが、その際、両調査から収集する所得の情報を合わせる必要がある。以下の分析では、世帯人数で調整した所得を計算する必要があり、世帯人員の人数別の所得分布の情報が必要となるが、『国生』『国実』の両調査でこの条件を満たす情報が提供されているのは、年金等の社会保障給付などを含み、税金や社会保険料などを支払う前の所得のみである。以下の分析では、『国実』においてこの条件を満たす 1962 年から 1985 年の調査の情報を収集し使用する[4]。

中間層に関する先行研究の多くは、中間層割合を計算するにあたって、世帯人数で調整された可処分所得（年金等の社会保障給付などを含み、税金や社会保険料などを支払った後の所得）を使用している。本研究で中間層割合を計算する際にも、基本的には先行研究がとった方針を踏襲し、世帯年収を世帯人数のルートで除した所得（等価所得）を使用する。上述したように、この計算を行うためには、世帯人員の人数別の所得分布の情報が必要となるが、『国実』においては世帯人員の人数別の可処分所得の分布の情報は公表値として提供されていない。そこで本研究では次善の策として、可処分所得に代わり、年金等の社会保障給付などを含み、税金や社会保険料などを支払う前の所得（以下、総所得と記す）の情報を用いて等価総所得を計算し、この等価総所得に基づいて中間層割合を計算する。石井・山田（2007）は、『国生』と『全国消費実態調査』の等価可処分所得と等価総所得の十分位データを比較し、少なくとも日本において所得分布に関わる分析を行う際には、等価可処分所得を使用するか等価総所得を使用するかで大きな違いが生じないことを指摘している。本研究でも以下の分

[2] 『国生』の大規模調査年と簡易調査年の個票データを用いて、ブートストラップ法を用いて、所得の中央値や十分位値、ジニ係数などの標準誤差率を比較検証した研究として石井・古屋（2005）を参照。本文中で触れたように、『国生』の報告書の冒頭には、各種の公表値に関する標準誤差に関する情報の記載があるが、この標準誤差は、標本抽出法、具体的には集落抽出法を考慮し計算した標準誤差である。仮に標本抽出法を考慮せず、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各種の統計量を計算した場合、計算された標準誤差は、標本抽出法を考慮した場合の標準誤差と比べて小さくなり（石井・古屋, 2005）、各種の統計的検定や推定における統計的有意性が検出されやすくなる。『国生』の個票データを使用する際に正しい標準誤差の情報を得るためには、例えば Stata であれば、地域や調査区の情報を svy set 命令で指定した上で、（可能であれば）各種の svy 命令を適用して標準誤差を計算する必要がある。

[3] 他にも、厚生労働省は 2009 年以降、相対的貧困率に関する情報を公表しているが、この相対的貧困率は大規模調査年のみを対象として算出されている。

[4] 『国実』の等価されていない所得の情報を用いて所得格差の推移を分析した研究として、溝口他（1978）が、本研究と同様に、『国生』と『国実』の情報を接続した上で、等価されていない所得の情報を用いて所得格差の推移を分析した研究として、溝口・寺崎（1995）、田辺・鈴木（2013）などがある。

析の中で、等価可処分所得に基づいて計算した中間層割合と、等価総所得に基づいて計算した中間層割合を、『国生』の個票データを用いてそれぞれ計算し、中間層割合に関して両結果間に生じる差について確認することとする。

なお『国生』『国実』両調査とも、調査年の 1 年前の 1 月から 12 月までの所得を把握しているため、後節に示す分析結果で年の情報を示す際には、調査年の情報を使用せず、調査年の 1 年前の情報を表示する。また公表値が収集できなかった、または、調査未実施のため公表値が公表されなかった年[5]については、前後の年の情報を用いて線形補間した値を使用した。階級データから中間層割合を計算する際には、階級データの情報（例えば 2024 年調査であれば 25 階級）を、例えば十分位階級などへ集約するなどの変換は行わず、階級データの公表値をそのまま使用した。

2.1.2 計算方法

『国生』『国実』の公表値から中間層割合を計算する方法は、基本的には篠崎（2015）に準じる。大まかな手順としては、まず等価した所得に基づいて作成された階級データの中で中央値が含まれる階級において、線形補間法を適用して所得の中央値を計算する。次に、所得の中央値の 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。篠崎（2015）は『国生』の公表値のうち、等価可処分所得の階級データの情報（大規模調査年に限る）に上記の手順を適用して、中間層割合を計算している。

これに対し本研究では、『国生』『国実』の報告書に掲載されている、等価していない総所得の階級データから、等価した総所得の階級データを作成するところからまず始める必要がある。本研究では、以下に記述するような手順に従って、等価していない総所得の階級データから等価した総所得の階級データを算出した[6]。

『国生』『国実』の公表値には、総所得に基づく階級データとして、各階級に含まれる世帯数の情報を世帯人員の人数別に取得できる表がある。例として、世帯人員数が 2 人の場合を取り上げて説明する（図表 2-2-1）。公表値の階級データから取得できる情報は、各階級に含まれる世帯数（度数）、各階級の下限の値、各階級の上限の値である。まず下限値（表中 a。以下同じ）、上限値（b）を、世帯人員数（この場合 2）のルート（同約 1.4）で除した値を求める（d と e）。ここで、元の下限値（a）と上限値（b）の情報から、ある階級と次の階級を分ける境界値（f）を取得した上で、先ほど計算した下限値/$\sqrt{2}$（d）と上限値/$\sqrt{2}$（e）の範囲にこの

[5] 本研究において、公表値が収集できなかった調査年は『国実』の 1966 年、1979 年で、調査が未実施だったのは『国生』の 2020 年である。

[6] 本研究と同様に、等価されていない所得階級データから等価した所得階級データを推計し分析に用いた先行研究として、例えば総務省統計局の『住宅・土地統計調査』から都道府県別の相対的貧困率を推計した田辺・鈴木（2018）、『国生』の簡易調査年の相対的貧困率を推計した周藤（2018）などを参照。

境界値が含まれる階級を探す。次に、世帯数（c）に世帯人員数（この場合 2）をかけた値を求め、階級に含まれる人数（≠世帯数）を求める（g）[7]。最後に、境界値（f）が含まれる階級について、次の計算を行い、下限値から境界値までに含まれる人数、ならびに、境界値から上限値までに含まれる人数をそれぞれ計算する（h と i）。下限値から境界値までの人数は、

$$h=(f-d)/(e-d)\times g$$

で計算され、境界値から上限値までの人数は、

$$i=(e-f)/(e-d)\times g$$

で計算される。

あとは、境界値の情報に沿って、ある境界値から次の境界値までの人数を合計した上で、元の下限値（a）と上限値（b）と同じ階級幅を持つ階級データを新規に作成する。この新規に作成された階級データが、世帯人員数で等価した所得の階級データとして機能する。図表 2-2-1 を例に計算すると、0 以上 50 未満の階級の中に入る人数（≠世帯数）は、14+34.8=48.8 人となり、50 以上 100 未満の階級の中に入る人数は、49.2+104.4=153.6 人となる。この作業を世帯人員数（2 から最大 10）に応じて繰り返した後に、新規に作成された世帯人員数ごとの階級データをすべて合計して、ある年の全世帯を対象とした、世帯人員数で等価した所得の階級データを得る。この作業手順を 1962 年から 2024 年までの公表値の結果すべてに適用して、約 60 年分の世帯人員数で等価した所得の階級データの情報を得た。その上で、上記で触れた篠崎（2015）の手順に沿って、中間層割合を計算した。

2.2『国生』『国実』の総所得に基づいて計算した値に対する確認

本節では、『国生』『国実』の報告書に記載された公表値の総所得の情報から算出された中間層割合が、個票データの等価可処分所得の情報から計算される中間層割合を代替するものとなるかについて検証する。まず、等価した総所得から計算した中間層割合が、等価した可処分所得の代わりとして機能するかを、個票データから確認する。次に、公表値から算出した等価総所得に基づく中間層割合の情報が、個票データの等価総所得に基づく中間層割合の情報と同等の情報を持つかを確認する。最後に、等価していない総所得に基づいて計算した中間層割合と、等価総所得に基づいて計算した中間層割合の差異について、念のため確認し、中間層割合を算出するには等価した所得の情報を用いる必要があることを指摘する。

なお、以下の分析結果では、篠崎・高橋（2025）のような中間層割合に関する標準誤差の情報等は示さない。個票データから中間層割合を計算する場合と比べて、公表値から中間層割合を計算する場合は、そもそも各種の誤差が混入しやすくなっている[8]。以下の分析では、

[7] 『国生』『国実』の公表値において、世帯人員数が多い世帯は数が少ないため、例えば「6 人以上」や「10 人以上」のようにひとまとめにした形で掲載されている。階級に含まれる人数を求める際には、「6 人以上」であれば 6 を、「10 人以上」であれば 10 を、それぞれ世帯人員数を表す値として使用した。

[8] 関連して、所得階級データから各種の不平等指標を計算する際の留意点については、例えば梅溪（2000）、篠崎（2001）を参照。

中間層割合の毎年の細かい変動を追うことは避け、主に中長期的な動向に注目しながら考察する。

2.2.1 総所得に基づいて計算した値と可処分所得に基づいて計算した値の比較

まず、等価した総所得から計算した中間層割合が、等価した可処分所得の代わりとして機能するかを、個票データから確認する。石井・山田（2007）が指摘するように、所得分布に関わる分析を行う際に、等価可処分所得を使用するか等価総所得を使用するかで大きな違いが生じないのであれば、両所得に基づいて計算された中間層割合の数値も大きくは乖離しないことが期待される。

図表 2-2-2 は、『国生』の大規模調査年の個票データを用いて、等価総所得に基づいて計算した中間層割合の数字、ならびに、等価可処分所得[9]に基づいて計算した中間層割合の数字を示している。また、両者の差分と、誤差率についても併記してある。差分の表のうち中間層割合の値を見ると、1985 年から 2021 年までの間で、1985 年が－4.1%ポイントで最も差が大きく、誤差率も－6.4%とやや大きめである。ただそれ以外の年については、差はおおむね 2%ポイント内に収まっており、誤差率も 3.5%以内となっている。期間中、等価総所得に基づいて計算した中間層割合は、等価可処分所得に基づいて計算した中間層割合より常に低く算出されている点については、中間層割合の数値を解釈する際に留意する必要がある。同時に、期間中に観察される中間層割合の減少や減少幅については、2 つの中間層割合の数値に大きな乖離は観察されない。等価総所得に基づいて計算した中間層割合の数字は、等価可処分所得に基づいて計算した中間層割合をおおむね代替するものとして使用できる可能性が高いといえる。

図表 2-2-2 には、中間層割合以外に、貧困層、低所得層、高所得層の割合、ならびに、等価総所得に基づいて計算した各割合と、等価可処分所得に基づいて計算した各割合の差分と誤差率の情報も表記している。貧困層と低所得層については、差は 1%ポイント内に収まっており、一部の年を除いて誤差率も 5%内に収まっているので、この 2 つの所得層についても、等価総所得に基づいて計算した情報を利用できる蓋然性が高い。他方、高所得層については、差はおおむね 2%ポイント内に収まっているものの、特に 1990 年代までの数値で誤差率が 15%を超えるケースがあり、他の 3 つの所得層と比べると、誤差率の値が大きくなっている。等価総所得に基づいて高所得層の分析をする際には、十分に慎重な態度が求められる。

2.2.2 公表値の総所得から計算した値と個票データの総所得から計算した値の比較

次に、公表値から算出した等価総所得に基づく中間層割合の情報が、個票データの等価総

[9] ここで使用する可処分所得は、時系列的な比較可能性を考慮して、OECD 旧基準に従って計算した。

所得に基づく中間層割合の情報と同等の情報を持つかを確認する。図表 2-2-3 は、『国生』の公表値から算出した等価総所得に基づく中間層割合の数字、ならびに、個票データの等価総所得に基づく中間層割合の数字を示している。また、両者の差分と、誤差率についても併記してある。

差分の表のうち中間層割合の値を見ると、1985 年から 2021 年までの間で、2003 年が－0.7%ポイントで最も差が大きく、誤差率は－1.3%となっている。期間中の多くの年で差は 0.5%ポイント、誤差率は 1%内に収まっている。なお、公表値から算出した等価総所得に基づく中間層割合は、個票データの等価総所得に基づく中間層割合より常に低く算出されていることについては、やはり留意する必要がある。『国生』『国実』の公表値から算出した等価総所得に基づく中間層割合の数字は、個票データの等価総所得に基づく中間層割合をほぼ再現できているといえる。

図表 2-2-3 では中間層以外の、貧困層、低所得層、高所得層の割合について、公表値から算出した等価総所得に基づいて計算した各割合の数字と個票データの等価総所得に基づいて計算した各割合の数字の差ならびに誤差率についても確認できる。差についてはおおむね 0.5%ポイント内、誤差率は一部の年を除いて 3%内に収まっている。ただ、2.2.1 節で触れたように、高所得層については等価総所得に基づいて算出した値と等価可処分所得に基づいて算出した値の誤差率が大きいため、図表 2-2-3 の中での誤差率が小さいとしても、値の取り扱いにはやはり注意を要する。

図表 2-2-2 と図表 2-2-3 の内容を合わせて評価すると、中間層、貧困層、低所得層については、『国生』『国実』の公表値から算出した等価総所得に基づく割合の値を、個票データの等価可処分所得に基づく割合の値を代替するものとして、分析に使用できる可能性が高いといえる。以下では、前者の値が後者の値を代替できるとの前提の上に、公表値から算出した等価総所得に基づいて計算した中間層割合等の値を分析に用いることとする。

2.2.3 等価しない総所得に基づいて計算した値と等価した総所得に基づいて計算した値の比較

2.2.2 節までの検証作業を補足するため、以下では、等価しない総所得（＝世帯単位の総所得）に基づいて計算した中間層割合の値が、等価した総所得（＝個人単位の所得）に基づいて計算した中間層割合の値の代わりとして分析に使用できるのかを確認する。換言すれば、公表値から容易に利用可能な世帯単位の所得から計算した中間層割合の値が、等価の作業を経た個人単位の所得から計算した中間層割合の値を代替するものとして利用可能かを検証する。もし代替可能であるのなら、2.1.2 節で説明したような作業を経ずに、等価しない総所得に基づいて比較的簡便に中間層割合を計算することができることとなる。

図表 2-2-4 に、等価しない総所得に基づいて計算した中間層割合の値と、等価した総所得に基づいて計算した中間層割合の値をそれぞれ記載し、両者の差と誤差率についても併記した。一見してわかるように、両者の差はだいぶ大きく、差でみて 10%ポイント以上、誤差率

でみて 15%以上、両者の値が乖離するケースがあることがわかる。また、誤差率でみて、貧困層の割合では 50%弱、高所得層の割合では 60%弱、それぞれ乖離しているケースもある。『国生』『国実』の公表値から中間層割合を計算するためには、やはり所得を等価する作業が必要であることを図表 2-2-4 の結果は示している。

第 3 節 分析結果

3.1 1960 年代から 2020 年代にわたる中間層割合の推移

図表 2-3-1 は、『国生』『国実』が公表する総所得の階級データの情報を加工し、等価総所得の値を算出した上で計算した、1960 年代から 2020 年代にかけての中間層割合の推移を示している。約 60 年にわたる中間層割合の長期的な傾向として、まず 1960 年代から 1970 年代前半にかけて、中間層割合が上昇したことがわかる。1970 年代前半に中間層割合が 60%台半ばでピークを付けた後は、1970 年代後半から 2000 年代初めないし 2000 年代半ばにかけて中間層割合は一貫して低下している。2000 年代初めないし 2000 年代半ば以降から 2020 年代にかけては、中間層割合は大きく低下も上昇もせず、50%台後半の水準で推移している。見方によっては、2020 年代に入ってから中間層割合が低下しているようにも見えるが、2020 年代後半にかけてこのまま低下を続けるのかについては不明である。

篠崎・高橋（2023, 2025）などの先行研究では、1980 年代半ば以降の中間層割合の推移については確認できていたものの、1980 年代前半より前の時代における中間層割合の推移については確認できていなかった。図表 2-3-1 からは、先行研究の中で明らかとなっていた 1980 年代半ば以降の中間層割合の低下が、実はより長期にわたる低下傾向の一部をとらえたもので、中間層割合の低下は実は 1970 年代から継続的に続いてきた可能性が高いことがわかる。また、長期的に見て、中間層割合は低下するだけではなく、1960 年代から 1970 年代前半までの期間では上昇傾向にあったことも確認できる。1950 年代半ばから 1970 年代初めまでの期間は、日本ではいわゆる高度成長期の時代に位置づけられるが、経済成長率が高い水準にあったこの時代において、中間層割合の上昇が見られたことがわかる。

図表 2-3-1 は中間層割合の他に、貧困層、低所得層、高所得層の各割合の推移も示している。2.2.2 節で述べたように、高所得層割合の推移については、その誤差率の高さから、値を解釈する際には十分に慎重な姿勢が求められる。この留意点を踏まえた上で 3 つの割合の推移について確認すると、貧困層割合は 1960 年代中に低下した後に 1970 年代前半に少し上昇した後に 1970 年代にかけて再び低下、その後、1980 年代以降 2020 年代にかけての 40 年間の長きにわたって、ごく緩やかな上昇傾向にあったことがわかる。低所得層割合は 1960 年代から 2020 年代にわたって、おおむね 10%台後半の範囲内で推移していることもわかる。高所得層割合は 1960 年代に下落して 5%未満の値を何回か記録した後に、2000 年頃にかけて継続的に上昇した後は、10%強の数字で安定的に推移している。別の言い方をすれば、1960 年代から 2020 年代にかけての約 60 年間の中で、所得の観点から貧困層や低所得層と見なさ

れる人々がどの時代にも一定割合存在していたこと、高所得層と見なされる人々は、1970 年代前半にだいぶ少なくなったが、その後は常に一定の割合で存在していた可能性があること、などの情報が図表 2-3-1 から把握できる。また中間層割合を含む 4 つの各割合の推移を総じて見たとき、1960 年代から 1970 年代にかけての変化が比較的大きく、1980 年代以降の変化が相対的に小さいこともわかる。これらの事実は、1970 年代以前の情報を追加したことで初めて確認できた情報といえる。

なお本研究の趣旨から少し外れるが、図表 2-3-1 における貧困層割合は、貧困研究の中で頻出する相対的貧困率と、定義的には同じ値となるので、相対的貧困率を表す系列として利用することが可能である。周知の通り、相対的貧困率は一般的に等価可処分所得に基づいて計算されるが、2.2.1 節と 2.2.2 節で確認したとおり、総所得の階級データの公表値から計算した等価総所得が、個票データから計算した等価可処分所得をおおよそ代替するものとして機能するのであれば、図表 2-3-1 における貧困層割合の推移は、1960 年代から 2020 年代にかけての相対的貧困率の長期的な推移を反映した系列として機能する可能性が高い。阿部(2014) による詳細なレビュー論文が指摘する通り、1980 年代以降の貧困率を取り扱った研究は数多く存在する反面、1970 年代以前の貧困率を推定した研究はきわめて限られている。図表 2-3-1 の貧困層割合の値には様々な誤差が含まれるため、毎年の貧困層割合の値を取り上げて、その水準の高低や短期的な変動について解釈を加えることについては慎重さが求められるものの、相対的貧困率の長期的な傾向を類推する系列としては、図表 2-3-1 の貧困層割合の情報を利用できる蓋然性は高いといえる[10]。

3.2 分析期間を通じて中間層の範囲を固定した場合の中間層の推移

上記 3.1 節で示した分析結果の中で、高度成長期にあたる 1960 年代に日本の中間層割合が上昇したことを指摘した。その後、1970 年代前半に日本は高度成長期から安定成長期に移行し、年率で 4 から 5%の経済成長率を記録することとなるが、図表 2-3-1 が示すように、この安定成長期において、中間層割合はゆっくりと低下を始めていた。また 1990 年代初頭に安定成長期が終わり、低成長期に入った後も、2000 年前後に至るまで、中間層割合はそれ以前と同様に緩やかに低下を続けた。図表 2-3-1 が示す情報に基づいて長期的な視点から検証すると、経済活動の拡大や縮小と中間層割合の上昇や低下との間には、経済活動が拡大（縮小）すれば中間層割合が上昇（低下）するといった単純な関係は必ずしも観察されない[11]。

[10] 和田・木村（1998）は、『国生』と『厚生行政基礎調査』の消費（現金実支出）の階級データの公表値に基づいて、全世帯に占める低所得世帯の割合を算出するという方法で（世帯単位の）貧困率を計算し、1950 年代から 1960 年代にかけて貧困率が低下した後、1970 年代から 1990 年代前半にかけて貧困率が上昇していることを報告している。和田・木村（1998）と本研究では、貧困率を計測するデータ（消費か所得か）や計測方法（等価していないか等価しているか）に違いがあるため、両者の貧困率の系列の動きは完全には一致しないが、1960 年代中に貧困率が低下していること、1980 年代以降に貧困率が上昇していることについては両者で一致した結果が得られている。

[11] なお中間層割合の代わりに、中間層割合と高所得層割合の合計値を用いたとしても、1980 年代以降、割合は緩やかに低下し続けている。

経済活動の動きと中間層割合の動きが必ずしも一致しない理由の 1 つは、図表 2-3-1 の中間層割合を計算する際の中間層の範囲が、毎年の所得の中央値を基準として決定されているためと考えられる。篠崎・高橋（2023, 2024）が指摘する通り、1990 年代から 2010 年代の日本のように、人口構成の高齢化の影響や景気低迷による稼働所得の低下などの影響を受けて所得水準が全体的に下落し、所得分布がゼロの方に圧縮されている場合は、中間層割合の計算の基準となっている所得の中央値の値も下落するため、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る。

Derndorfer & Kranzinger (2021) は、経済活動の大きな落ち込みを経験した国では、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ことを指摘している。Derndorfer & Kranzinger (2021) が分析対象とした欧州では、ギリシャがこの条件に合致する国として取り上げられているが、1990 年代以降の日本も経済活動の大きな落ち込みを経験した国であると考えられる。そこで、中間層割合を計算する際に、毎年の所得の中央値を基準として毎年の中間層の範囲を定めるのではなく、ある年の所得の中央値を基準とした固定された中間層の範囲を定め、この固定された中間層の範囲を他の年にも適用して中間層割合を計算する[12]。この作業により、所得水準が全体的に下落した場合に、中間層の割合が低下し、低所得層や貧困層の割合が上昇する系列を作成することができる。

固定された中間層の範囲を定めるにあたり、計算の基準となる所得の中央値の推移を確認する。総所得の中央値の推移を図表 2-3-2 のパネル A に示した。図表 2-3-2 のパネル A が示す系列のうち、等価した総所得の中央値の系列に注目すると、1960 年代から 1970 年代前半にかけて上昇した後、上昇率が少し緩やかになって 1990 年代半ばまで上昇を続けている。その後、2000 年代にかけて緩やかに低下し、2010 年代中はほぼ不変で推移している。以下では等価した総所得の中央値が最も高かった 1997 年の値を基準として、固定（anchor）された中間層の範囲を定め、この固定された中間層の範囲を他の年に適用して中間層割合を計算する。これを以下、1997 年基準の中間層割合、と記す（貧困層や低所得層についても、1997 年基準の…と記す)。所得の中央値が高かった時期を基準として固定された中間層の範囲を定めることになるので、1997 年基準の中間層割合は、1997 年近辺をピークとした値が算出されることになる。1997 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（貧困層や低所得層についても、通常基準の…と記す)。

なお図表 2-3-2 のパネル A には、等価した総所得の中央値の情報と併せて、等価しない総所得の中央値の情報を示した。等価しない総所得の中央値のピークは 1990 年代半ばよりもう少し前の 1990 年代前半となっており、等価の有無によりピークの位置に差が生じていることがわかる。またピークの前後の系列の動きも両者で異なっており、特に 1990 年代後半

[12] 中間層割合等や等価された総所得の中央値の値に関して、分析期間中の物価の変動の影響については、2020 年＝100 の消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）を使って調整した。

以降に、等価しない総所得の系列は一貫した低下傾向を示している。等価の有無による差異を明瞭に示すために、両系列を 1961 年＝100 として指数化した情報を図表 2-3-2 のパネル B に示した。等価しない総所得の中央値は、等価した総所得の中央値と比べて、ピーク時の水準が低く（それぞれ 284 と 356)、ピークから 2023 年までの指数の変化幅が大きくなっている（同 95 と 64)。別の言い方をすれば、等価しない総所得（一般的にはこれがよく利用される）と比べて、等価した総所得は、1960 年代から 1990 年代にかけて中央値はより大きく上昇し、その後、2020 年代にかけて中央値の低下はより緩やかである。1990 年代後半以降に両系列の差が拡大するように見える背景の 1 つには、図表 2-1-1 が示すような世帯構成の変化があると考えられる。単身世帯のような世帯規模が小さい世帯が増加したことにより、等価しない所得で見ると低所得の世帯が増え、中央値もより大きく低下したが、等価した所得で見た場合は、低所得に分類される者の増加はより小さく、中央値の低下もより小さかったものと推察される。

図表 2-3-2 の情報を踏まえ、1997 年の等価した総所得の中央値を基準として固定された中間層の範囲を定め、この固定された中間層の範囲を他の年に適用して中間層割合を計算した、1997 年基準の中間層割合の結果を図表 2-3-3 に示す。図表 2-3-3 が示す約 60 年にわたる 1997 年基準の中間層割合の長期的な傾向は、図表 2-3-1 が示す通常基準の中間層割合の傾向とはだいぶ異なる。まず 1960 年代から 1970 年代前半にかけて、1997 年基準の中間層割合が 1 桁台後半から 40%台まで急上昇したことがわかる。同時期には、1997 年基準の低所得層の割合も増加しているが、この 2 つの層における割合の上昇は、1997 年基準の貧困層割合の急低下によって生じていることがわかる。またこの間、1997 年基準の高所得層割合は、ほぼゼロである。

図表 2-3-3 において、1997 年基準の中間層割合は 1990 年代半ばにピークをつけた後に、2000 年代後半まで緩やかに低下し、その後はほぼ不変で推移している。また図表 2-3-1 と同様に、2020 年代に入ってから中間層割合が再び低下しているようにも見える。1990 年代後半以降の期間においては、図表 2-3-1 の通常基準の中間層割合と図表 2-3-3 の 1997 年基準の中間層割合は、比較的似た傾向を示しているが、ピークからの低下幅には違いがあり、通常基準の中間層割合はピークから 2020 年代にかけて約 5%ポイントほど低下しているのに対し、1997 年基準の中間層割合の低下はより大きく、約 10%ポイントほど低下している。同期間中には、通常基準の貧困層割合や低所得層割合と、1997 年基準の貧困層割合や低所得層割合との間にも、変化幅の大きさに差が生じており、貧困層割合では、通常基準では約 2%ポイントの上昇なのに対し、1997 年基準では約 8%ポイントの上昇となっている。低所得層割合では、通常基準がほぼ不変なのに対し、1997 年基準では 4%ポイントの上昇である。これらの変化の結果、2020 年代前半における 1997 年基準の中間層割合は 50%台前半となっている。

図表 2-3-3 に示した結果のうち、1980 年代半ば以降の各系列の推移については、篠崎・高

橋（2025）が示した結果とほぼ類似の結果となっている。同時に、図表 2-3-3 から新たにわかることは、篠崎・高橋（2025）で 1980 年代半ばから 1990 年代後半にかけて観察された中間層割合の上昇は、1970 年代から 1990 年代後半にかけての中間層割合の上昇の一部分だったという事実である。さらにその前の 1960 年代においては、中間層割合はより高い率で上昇していた。篠崎・高橋（2025）などの先行研究が示した 1980 年代半ば以降に観察された動きと比べると、1980 年代前半以前の各系列の動きは、変動の幅がより大きいものとなっている。

また図表 2-3-1 に示した通常基準の中間層割合は、1970 年代半ば以降の安定成長期に低下傾向を示していたが、図表 2-3-3 の 1997 年基準の中間層割合は、安定成長期にも上昇傾向を示している。経済活動との関係でいえば、通常基準の中間層割合よりも、1997 年基準の中間層割合の方が、経済活動の拡大、縮小と、中間層割合の上昇、低下の関係が、よりわかりやすいものとなっている。

図表 2-3-3 に示した系列の中では、特に 1997 年基準の貧困層割合の変化が大きく、1960 年代前半には 80%以上あった割合が、1990 年代半ばには 10%台前半の水準まで急速に低下している。ここで、1960 年代における 80%という水準は、あくまで 1997 年時点での貧困層の範囲を基準にして計算された値であるという点には再度注意を要する。基準を設定する時点が 1997 年よりもだいぶ前、例えば 1980 年頃であれば、1960 年代の貧困層割合は 80%よりももっと小さい値をとる。この点を踏まえた上で考察すると、図表 2-3-3 の貧困層割合は、定義上、貧困線をある年に固定して推計される固定貧困率（阿部, 2014）を表していると考えられる。日本を対象として固定貧困率を計算した先行研究は数が少なく、特に 1960 年代や 1970 年代の固定貧困率を報告している研究としては、脚注 10 で触れた和田・木村（1998）などごく少数に限られている。和田・木村（1998）が試算した固定貧困率の系列では、1950 年代から 1980 年代にかけて固定貧困率が低下しており、図表 2-3-3 の 1997 年基準の貧困層割合と似た傾向を示している。和田・木村（1998）と本研究が、異なるデータと異なるアプローチから同様の結果を得たことに鑑みると、少なくとも 1950 年代から 1980 年代にかけては固定貧困率の低下が生じていた可能性が高いものと推察される。

3.3 構造変化の検証

3.1 節や 3.2 節では、得られた各系列の動きをグラフから読み取る形で検証を進めてきたが、各系列の値の上昇や低下、不変などの判断については、やや主観的な要素が残る形となっていた。そこで本節では、系列の変化を検出する統計解析の手法（joinpoint regression）を適用し、系列の変化に関わる主観的な要素を軽減した上で、各系列の動きについて再度検討することとする。

joinpoint regression は、米国の国立がん研究所（NCI: National Cancer Institute）で開

発された手法[13]で、元々は罹患率や死亡率の経年的な変化が統計学的に有意に変化した時点(構造変化点)[14]の検出と、構造変化点と構造変化点との間の年変化率（APC: Annual Percent Change）を推定することを目的としている。社会科学の分野においては同類の目的を持つ統計解析手法として、構造変化点が 1 つの場合は構造変化テスト（F テスト、Chow test)、構造変化点が複数の場合は Bai-Perron test がそれぞれ用いられるが、本研究では、分析結果を視覚的に確認しやすかった joinpoint regression を用いて、各系列の変化について統計的に検証する[15]。

図表 2-3-4 は、図表 2-3-1 の通常基準の中間層割合、ならびに、図表 2-3-3 の 1997 年基準の中間層割合の系列に対して joinpoint regression を適用した結果を示している。joinpoint regression の推定時には、構造変化点の最大数、構造変化点から構造変化点までの間に最小いくつのデータを入れるか、系列の最初と最後に最小いくつのデータを入れるかを、それぞれ指定する。本研究では、構造変化点の最大数は 5 とし、系列の短期的な変動に反応して構造変化点が選択されることを避けるために、構造変化点と構造変化点の間の最小データ数は 3、系列の最初と最後に入る最小データ数も 3 を指定した。これらのパラメータの指定次第では、以下で示す結果と異なる結果が出力される可能性がある点については注意を要する[16]。

図表 2-3-4 のパネル A は、通常基準の中間層割合の系列に対して joinpoint regression を適用した結果を示している。グラフが 3 枚あり、構造変化点の数が 2 の場合、3 の場合、4 の場合をそれぞれ示している。joinpoint regression では構造変化点の数をゼロから 1 つずつ増やしていって、BIC 情報量規準に基づいて最良の構造変化点の数を決めることができる。パネル A については構造変化点の数は 3 が最良との結果を得たが、構造変化点の数が 3 の場合の BIC の値は、2 の場合、4 の場合と大差がなかった。BIC 情報量規準で 2 以内の差の場合は、モデルのあてはまりの程度はほぼ同じといえるので（Raftery, 1995)、本研究では最良と判断されたモデル以外にも、BIC の差が小さい他のモデルの結果について併せて検討する。

図表 2-3-4 のパネル A のうち、BIC 情報量規準でみて最良と判断された構造変化点の数が 3 のモデルでは、1968 年、2005 年、2020 年に構造変化点が設けられている。図中の左下に表示された APC の情報を確認すると、中間層割合は 1968 年まで年率 2.29%で上昇した後、2005 年まで年率-0.38%で低下している。その後 2020 年までほぼ不変で推移（年変化率が小

[13] joinpoint regression の詳細については、Kim et al. (2000)、Kim et al. (2022) を参照。米国国立がん研究所では joinpoint regression を実行可能なソフトウェアを配布している (https://surveillance.cancer.gov/joinpoint/)。本研究では、米国国立がん研究所が配布するソフトウェアと同じ結果を出力する Stata (ver. 19.5) の joinpoint ado ファイル (ver. 0.0.4) を使用した。

[14] joinpoint をそのまま和訳すれば結合点などの語の方が望ましいのかもしれないが、本研究では経済学分野などでよく使用される構造変化点の語を用いる。

[15] 脚注 5 にある通り、本研究では計 3 年分のデータに欠落があるが、この計 3 年のデータについて、前後の年の情報を用いて線形補間した上で、joinpoint regression を実行した。

[16] 加えて、joinpoint regression では、各年の値の標準誤差の情報も含めて推定すると推定精度が向上するが、本研究では標準誤差の情報を投入していない。標準誤差の情報を追加して再度推定した場合に、本研究と異なる結果が得られる可能性があり、結果の解釈には一定の留保がついている。

さく、APC の 95%信頼区間がゼロをまたいでいるので、正の変化も負の変化もないと判断)した後に、2023 年にかけて年率-2.07%で再び低下している（ただし 95%信頼区間がゼロをまたいでおり、統計的有意性に欠ける)。推定された APC の情報からは、1960 年代中に中間層割合が上昇し、その後の下落を経た後に、2010 年代中にほぼ不変で推移したとの判断を導くことができそうである。構造変化点が 2 と 4 のモデルでも 1970 年頃に構造変化点が現れており、この近辺で構造変化があった可能性が高そうである。2000 年代中の構造変化点は、2000 年とするモデル（構造変化点数 2）と 2000 年代半ばとするモデル（同 3 と 4）があり、結果がやや分かれている。

図表 2-3-4 のパネル B は 1997 年基準の中間層割合の系列に対して joinpoint regression を適用した結果を示している。パネル A と同様にグラフが 3 枚あり、構造変化点の数が 2 の場合、3 の場合、4 の場合をそれぞれ示している。パネル B については構造変化点の数は 2 が最良だったが、BIC の差が小さい他のモデルの結果について併せて検討する。構造変化点の数が 2 のモデルでは、1973 年と 1992 年に構造変化点が設けられており、ちょうど高度成長期の終わりと安定成長期の終わりに一致している。1973 年まで中間層割合は年率 18.83%で上昇し、その後 1992 年までは年率 1.91%で緩やかに上昇した。その後は-0.38%で緩やかに低下している。どの APC の値も 95%信頼区間がゼロをまたいでおらず、統計的な有意性もある。構造変化点の数が 3 のモデルは、高度成長期を 2 つに分割しただけなので、基本的な構図は構造変化点の数が 2 のモデルと同じである。構造変化点の数が 4 のモデルは、低成長期をさらに 2 つに分割しており、2000 年代半ばまで中間層割合が低下した後にほぼ不変で推移するという結果を示している。

図表 2-3-4 のパネル B の 3 つのモデルの APC は 1 つ（構造変化点の数が 4 のモデルの最後の期間）を除いて統計的な有意性があり、その意味ではどのモデルにも一定の説得力がある。3 つのモデルを通してみて、基本的には、中間層割合が高度成長期に急上昇し、その後緩やかに上昇した後に、1990 年代前半以降は緩やかに低下していると言えそうである。また 3.2 節で触れたように、1997 年基準の中間層割合が高かったのは 1990 年代半ばであったが、図表 2-3-4 に示した joinpoint regression の結果は、1990 年代半ばよりもう少し前の 1990 年代前半に構造変化点があることを示唆している。

3.4 中間層の推移とジニ係数、絶対ジニ係数の推移との比較

3.4.1 中間層の推移とジニ係数の推移との比較

3.3 節までで、1960 年代から 2020 年代までの約 60 年間の中間層割合の推移について、様々な視点から検討してきた。最後に、ここまで注目してきた中間層割合の数字が、他の不平等指標と比べてどのような特徴を持つのかを確認する。もし中間層割合が示す傾向と他の不平等指標が示す傾向との間に一定の相関があるのであれば、中間層の拡大や縮小（中間層の規模そのものではなく）を把握するにあたって、中間層割合を計算せずとも、他の不平等

指標で傾向を追うことがある程度は可能ということになる。以下の分析では代表的な不平等指標としてジニ係数を取り上げ、中間層割合が示す傾向とジニ係数が示す傾向とを比較することとする。

図表 2-3-5 は、等価した総所得（＝個人単位の所得）ならびに等価していない総所得（＝世帯単位の所得）に基づいて計算したジニ係数の推移を示している。ジニ係数の算出にあたり、等価した総所得の系列については、2.1.2 節の方法で計算した階級データの情報を使用し、等価していない総所得の系列については、『国生』『国実』の報告書に掲載された総所得の階級データをそのまま使用した[17]。

図表 2-3-5 が示す 2 つの系列は、大まかな動きとしては、1960 年代中に値が低下し、1970 年代以降は緩やかに値が上昇している。その後、両系列とも 2000 年頃まで値が上昇した後に 2000 年代と 2010 年代を通じて不変で推移している。図表 2-3-1 に示した中間層割合（3.2 節の表記を使えば、通常基準の中間層割合）の系列と照らし合わせると、中間層割合の系列とジニ係数の 2 つの系列がおおむね逆相関の関係にあるように見える。数多くの先行研究が、ジニ係数が所得分布の中位付近の変化に敏感に反応することを指摘している[18]ことを踏まえると、中間層割合とジニ係数との間に逆相関関係が生じることには一定の妥当性がある。もし中間層の拡大や縮小の方向性のみに関心がある場合には、中間層割合の代わりにジニ係数を計算し使用したとしても、大きな誤りは生じないものと推察される[19]。

ただ 3.2 節でも指摘した通り、1990 年代以降の日本のように経済活動の大きな落ち込みを経験した国では、通常基準の中間層割合では中間層割合の低下（や低所得層割合、貧困層割合の上昇）を過小評価する可能性があり、通常基準の中間層割合の算出に加えて、中間層の範囲をある年で固定して割合を計測することが重要である。図表 2-3-5 の 2 つの系列と図表 2-3-3 に示した中間層割合（3.2 節の表記を使えば、1997 年基準の中間層割合）の系列を比較すると、図表 2-3-5 の 2 つの系列いずれも、図表 2-3-3 の 1997 年基準の中間層割合の系列と異なる動きをしていることがわかる。特に図表 2-3-3 の 1997 年基準の中間層割合の系列が示すような 1960 年代中の割合の急上昇や 1980 年代までの割合の緩やかな上昇に相当する変化を、図表 2-3-5 の 2 つの系列は精度よく追えていない。図表 2-3-3 と図表 2-3-5 の比較からは、中間層の拡大や縮小の方向性のみに関心がある場合でも、中間層割合の低下や低所得層割合、貧困層割合の上昇を過小評価することを回避するために、ある年で中間層の範囲を固定して中間層割合を計算した場合には、中間層の拡大や縮小の傾向をジニ係数から推測

[17] ジニ係数は Lerman & Yitzhaki (1984) が示す方法に従って計算した。階級データに基づいて計算する場合、同一階級内を一様分布と仮定して計算するため、個票データに基づいて計算した場合と比較して、ジニ係数は過小に算出される（豊田・和合, 1977; Jorda et al., 2021）。

[18] 例えば Gastwirth (2017) の先行研究レビューの箇所にある複数の研究を参照。ただし Gastwirth (2017) 自身は、ジニ係数は所得分布の中位付近の変化より、低所得層や高所得層の変化に、より敏感であることを主張している。

[19] ただし、中間層割合の値がもつ意味を、ジニ係数が完全に代替できるわけではない点には注意が必要である。田中 (2025) はジニ係数が抱える難点として、中間層割合の低下や貧困層割合の上昇を過小評価する可能性の他に、ジニ係数の値から家計の生活実感を見いだすことが困難であることを指摘している。

するのは難しいことがわかる。

なお図表2-3-5に示した2つの系列を比べると、等価した総所得に基づくジニ係数の値が、等価しない総所得に基づくジニ係数の値より、常に小さく算出されていることがわかる。ただ2つの系列の差の大きさは時代によってやや異なる。1960年代の前半までは差が0.04ポイントから0.06ポイントの間に入っていたが、その後、差が拡大し、1960年代後半から1970年代中頃までは両者の差は0.08ポイントから0.12ポイントの間となった。1980年代中は差が再び縮小し0.06ポイントから0.08ポイントの間で変動した後に、1990年代以降はおおむね0.08ポイントの近傍で差が推移している。これらの差の大きさが、1節で触れた世帯構成の変化とどのように結びついているのかは定かでないが、2つの系列が必ずしも連動して動かないことに鑑みると、特段の理由がなければ、長期間にわたってジニ係数を計算する際には、世帯人数で等価した所得に基づいて計算し、世帯構成の変化による影響を軽減することが望ましいものと推察される。

3.4.2 中間層の推移と絶対ジニ係数の推移との比較

3.4.1節で述べたように、図表2-3-5で示したジニ係数の系列は、図表2-3-3が示す1997年基準の中間層割合の系列とは異なる動きを示す。ジニ係数以外のよく知られた各種の不平等指標も、細かい違いはあるものの、格差の拡大と縮小に関してジニ係数と類似の傾向を示すので、図表2-3-3の1997年基準の中間層割合の系列とは異なる動きを示す可能性が高い。

図表2-3-3の1997年基準の中間層割合の系列と図表2-3-5のジニ係数の系列との間に傾向の違いが生じる理由の1つは、指標の計り方の違いに起因する。ジニ係数は計算の過程で、計算に用いる標本のサンプルサイズの大きさと標本平均の情報を用いて、ジニ係数の値がゼロから1の間に収まるように調整する。またこの調整を施すことで、元の分布が持っていた価格などの情報が消えて無名数化し、標本の大きさや水準などの情報も消えるので純粋にばらつきの情報のみを抽出することができる。この特徴を持つがゆえに、異なる時点間や異なる集団間（国家間、地域間など）でばらつきの大きさのみを比較することが可能となる。このジニ係数と同じく、図表2-3-1の通常基準の中間層割合も、各年の中位所得から一定倍率の範囲内にある人数の割合を計測しており、価格、標本の大きさ、水準などの情報が削除された情報を抽出していると考えられるので、ジニ係数と類似の傾向を示すのは不思議ではない。

他方、図表2-3-3の1997年基準の中間層割合の系列は、1997年の所得の中央値の情報を利用して中間層の範囲を定めた上で、各年の中間層割合を計算したものなので、図表2-3-1の通常基準の中間層割合や図表2-3-5のジニ係数と異なり、この指標は水準の情報を含んでいると考えられる。水準の情報を含むがゆえに、通常基準の中間層割合やジニ係数よりはむしろ、図表2-3-2が示すような所得の中央値の系列との相関が高くなる。ただ、所得の中央値の系列は所得分布の中のある1点の情報を表す指標であるのに対し、1997年基準の中間

層割合の系列は所得分布の中のある範囲を表す指標であるので、両系列の相関が高いとしても、1997 年基準の中間層割合の上昇や低下の傾向を所得の中央値の系列から類推することにはやや無理があるだろう。

所得などの分布のばらつきを表し、かつ、水準の情報を含む指標としては、例えば絶対ジニ係数（absolute Gini index, absolute Gini coefficient）がある（Yitzhaki, 1983）[20]。絶対ジニ係数は、ジニ係数に平均値を乗じた値として計算される。平均値の情報を含むので、絶対ジニ係数は水準の情報を含む指標であり、平均値として平均所得の情報を用いた場合は、水準に加えて価格の情報を持つ。通常使用されるジニ係数は分布の相対的なばらつきの大きさを示すのに対し、絶対ジニ係数は分布の絶対的なばらつきの大きさを示す。

一例を示すと、ある時点から次の時点までの間に、分布内のすべての者の所得が一定倍増えた場合に、通常使用されるジニ係数（以下、相対ジニ係数と記す）で計った不平等度は不変であるのに対し、絶対ジニ係数で計った不平等度は拡大する。また、ある時点から次の時点までの間に、分布内のすべての者の所得に一定額の所得が加算された場合に、相対ジニ係数で計った不平等度は縮小するのに対し、絶対ジニ係数で計った不平等度は不変である[21]。

このような水準の情報を持つばらつきの指標は、水準の情報を持たないばらつきの指標と比べて、値の解釈が容易になるケースがある。例えば図表 2-3-5 の相対ジニ係数の系列は 1970 年代以降 2000 年頃まで値が緩やかに上昇し、その後不変で推移しているが、1970 年代以降 2000 年頃までの期間には、安定成長期と低成長期という性格の異なる 2 つの期間が含まれている。また、1990 年代前半から 2020 年代にかけての低成長期に、相対ジニ係数が上昇する期間と不変で推移する期間が含まれている。このとき、ジニ係数の動きを経済活動と関連づけて解釈するためには、例えば Kitao & Yamada (2024) が行ったように、分布のパーセンタイルごとの数値を計算して、各パーセンタイルの所得の動きを別途検証するといった追加的な作業が必要となる。これに対し、3.2 節で言及した通り、図表 2-3-3 の 1997 年基準の中間層割合の系列は、経済活動との関連づけがより容易であった。1997 年基準の中間層割合の系列と同様に、水準の情報を含む系列である絶対ジニ係数の系列は、1997 年基準の中間層割合との相関が高く、かつ、経済活動との関連づけも容易である可能性がある。

図表 2-3-6 に、等価した総所得ならびに等価していない総所得に基づいて計算した絶対ジニ係数の推移を示した[22]。ジニ係数の算出にあたり使用した階級データの情報は図表 2-3-5 に

[20] 相対的に計測される不平等度の指標と絶対的に計測される不平等度の指標の特徴について検証した初期の研究として、Kolm (1976a, 1976b) を参照。

[21] この絶対ジニ係数は、特に世界的な所得のばらつきを検証する研究において使用されることが多い（Niño-Zarazúa et al., 2017; Bandyopadhyay, 2018; Gradín, 2024）。世界規模の所得分布を見たとき、世界経済の大幅な成長と拡大を背景として、1990 年頃から 2000 年代末までの間に、絶対的貧困の状態にある者の割合は低下し、相対ジニ係数で計った不平等度もわずかに低下しているが、絶対ジニ係数で計った不平等度は上昇している（Ravallion, 2018）。これは、発展途上国からみて先進国へのキャッチアップがなかなか進まず（＝相対ジニ係数がほぼ不変）、同時に、絶対差で見た格差は拡大していることを示唆している。

[22] 絶対ジニ係数を算出する際に用いた平均所得の値に関して、分析期間中の物価の変動の影響については、2020 年＝100 の消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）を使って調整した。

準じる。図表 2-3-6 が示す 2 つの系列は、大まかな動きとしては、1960 年代中から 1990 年頃まで値が上昇した後に、両系列とも 2020 年代にかけて値が低下している。1990 年代から 2020 年代にかけての値の低下の程度は、等価した総所得から計算した絶対ジニ係数の系列の方が緩やかである。経済活動との関連では、経済が成長していた期間は絶対ジニ係数が上昇し、経済成長が停滞していた期間においては絶対ジニ係数が低下している。

図表 2-3-6 の絶対ジニ係数の系列と図表 2-3-3 の 1997 年基準の中間層割合の系列と比較すると、両系列がいずれも水準の情報を含むことから、予想通り、両系列の間に正の相関があるように見える。先述の通り、絶対ジニ係数は相対ジニ係数に平均所得の情報を乗じて算出するので、ジニ係数が計算できていれば絶対ジニ係数を算出することは困難ではない。

ただ同時に、仮に両系列の相関が高かったとしても、絶対ジニ係数の系列の情報を使って、中間層の拡大や縮小を直接的に論じることが難しい点には注意が必要である。絶対ジニ係数の値の上昇は、人々の間の絶対的な所得の差の拡大を意味しているが、このような差の拡大が、人々に好意的に受容されるかは定かではない。また 1990 年代以降に絶対ジニ係数の値は低下しているが、値が低下したことをそのまま改善と評価してよいかも疑問符が付く。これに対し、固定された中間層の範囲に基づいて算出する中間層割合の場合、値が上昇（低下）した場合に、絶対的な基準で計った中間層の規模が拡大（縮小）したと解釈でき、かつ、中間層の拡大（縮小）は一般的には好ましい（好ましくない）ものと評価されるので、値の解釈はより容易となる。これは、相対ジニ係数や絶対ジニ係数にはない、固定された中間層の範囲に基づいて算出する中間層割合が持つ利点である。

第 4 節 結論

本研究では、厚生労働省の『国民生活基礎調査』、旧厚生省の『国民生活実態調査』の 1960 年代から 2020 年代までの情報に基づいて、約 60 年間の中間層割合の推移を明らかにした。加えて、joinpoint regression を使用した分析から、分析期間中のどの時点で中間層割合の系列に変化が生じたのかについて明らかにした。

中間層割合の算出にあたっては、世帯の可処分所得を世帯人数で所得を調整する（等価する）作業が必要となるため、理想的には個票データの利用が望ましい。同時に、個票データが使用できず、集計された階級データの公表値のみが使用可能な状況も多々存在する。本研究では、そのような状況下においても、世帯人員の人数別の総所得の階級データがあれば、等価総所得を計算し、ここから中間層割合を近似的に計算することが可能であることを示した。また、本研究で算出した貧困層割合の値は、定義的には、相対的貧困率の値に読み替えることができるため、約 60 年間の相対的貧困率の推移（正確には相対的貧困率の近似値）に関する情報も併せて提示した。

個票データの利用がかなわない状況下においても、中間層割合や相対的貧困率に関わる値を算出できることのメリットは大きいものと考えられ、今後の研究への応用が期待できる。

また、本研究のように長期にわたる系列の情報が利用可能となった場合に、系列の変動に影響する要因を探る作業が求められるが、そのような要因分析については今後の課題としたい。

参考文献

Bandyopadhyay, S. (2018). The absolute Gini is a more reliable measure of inequality for time dependent analyses (compared with the relative Gini). *Economics Letters*, 162, 135–139. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.07.012

Derndorfer, J., & Kranzinger, S. (2021). The decline of the middle class: new evidence for Europe. *Journal of Economic Issues*, 55(4), 914–938. https://doi.org/10.1080/00213624.2021.1982338

Gastwirth, J. L. (2017). Is the Gini index of inequality overly sensitive to changes in the middle of the income distribution?. *Statistics and Public Policy*, 4(1), 1–11. https://doi.org/10.1080/2330443X.2017.1360813

Gradín, C. (2024). Revisiting the trends in global inequality. *World Development*, 179, 106607. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2024.106607

Jorda, V., Sarabia, J. M., & Jäntti, M. (2021). Inequality measurement with grouped data: Parametric and non-parametric methods. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 184(3), 964–984. https://doi.org/10.1111/rssa.12702

Kim, H.-J., Chen, H.-S., Byrne, J., Wheeler, B., & Feuer, E. J. (2022). Twenty years since Joinpoint 1.0: Two major enhancements, their justification, and impact. *Statistics in Medicine*, 41(16), 3102–3130. https://doi.org/10.1002/sim.9407

Kim, H.-J., Fay, M. P., Feuer, E. J., & Midthune, D. N. (2000). Permutation tests f or joinpoint regression with applications to cancer rates. *Statistics in Medi cine*, 19(3), 335–351. https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0258(20000215)19:3<335::AID-SIM336>3.0.CO;2-Z

Kitao, S., & Yamada, T. (2024). *Inequality dynamics in Japan, 1981-2021* (ESRI Discussion Paper Series No. 392). https://www.esri.cao.go.jp/en/esri/content/e_dis392.pdf

Kitao, S., & Yamada, T. (2025). Earnings, income, and wealth inequality in Japan: A long-term perspective, 1984–2019. *The Japanese Economic Review*, 76(2), 231–283. https://doi.org/10.1007/s42973-024-00187-0

Kolm, S.-C. (1976a). Unequal inequalities. I. *Journal of Economic Theory*, 12(3), 416–442. https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90037-5

Kolm, S.-C. (1976b). Unequal inequalities. II. *Journal of Economic Theory*, 13(1), 82–111. https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90068-5

Lerman, R. I., & Yitzhaki, S. (1984). A note on the calculation and interpretation of the Gini index. *Economics Letters*, 15(3), 363–368. https://doi.org/10.1016/0165-1765(84)90126-5

Lise, J., Sudo, N., Suzuki, M., Yamada, K., & Yamada, T. (2014). Wage, income and consumption inequality in Japan, 1981–2008: From boom to lost decades. *Review of Economic Dynamics*, 17(4), 582–612. https://doi.org/10.1016/j.red.2014.01.001

Minami, R. (2008). Income distribution of Japan: Historical perspective and its implications. *Japan Labor Review*, 5(4), 5–20.

Moriguchi, C., & Saez, E. (2008). The evolution of income concentration in Japan, 1886-2005: Evidence from income tax statistics. *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 713–734. https://doi.org/10.1162/rest.90.4.713

Niño-Zarazúa, M., Roope, L., & Tarp, F. (2017). Global inequality: Relatively lower, absolutely higher. *Review of Income and Wealth*, 63(4), 661–684. https://doi.org/10.1111/roiw.12240

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

Ohtake, F. (2008). Inequality in Japan. *Asian Economic Policy Review*, 3(1), 87–109. https://doi.org/10.1111/j.1748-3131.2008.00093.x

Raftery, A. E. (1995). Bayesian model selection in social research. *Sociological Methodology*, 25, 111–163. https://doi.org/10.2307/271063

Ravallion, M. (2018). Inequality and globalization: A review essay. *Journal of Economic Literature*, 56(2), 620–642. https://doi.org/10.1257/jel.20171419

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

Yitzhaki, S. (1983). On an extension of the Gini inequality index. *International Economic Review*, 24(3), 617–628. https://doi.org/10.2307/2648789

阿部彩（2014）. 生活保護・貧困研究の 50 年：『季刊社会保障研究』掲載論文を中心に. 社会保障研究, 50(1・2), 4–17.

石井加代子・山田篤裕（2007）. 貧困の動態分析：KHPS に基づく 3 年間の動態およびその国際比較. 樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編, 日本の家計行動のダイナミズム［III］経済格差変動の実態・要因・影響（pp. 101–129）. 慶應義塾大学出版会.

石井太・古屋裕文（2005）. 国民生活基礎調査における所得分布の精度について. 厚生の指標, 52(15), 7–12.

梅溪健児（2000）. 所得調査の特徴とジニ係数. 日本労働研究雑誌, 42(7), 21–32.

佐野晋平（2025）. 格差指標の動向. フィナンシャル・レビュー, 159, 88–104. https://doi.org/10.57520/prifr.159.0_88

四方理人（2015）. 所得格差の研究動向：所得格差と人口高齢化を中心として. 貧困研究, 14, 47–63.

篠崎武久（2001）. 1980～90 年代の賃金格差の推移とその要因. 日本労働研究雑誌, 43(9), 2–15.

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, 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

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

周藤純（2018, September 9）. 政府統計の所得集計データからの相対的貧困率の推定. 統計関連学会連合大会, 東京.

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

田中聡一郎（2025）. 日本の中間層の動向：所得分布全体低下の中の家計. 季刊個人金融, 20(3), 81–88.

田辺和俊・鈴木孝弘（2013）. 多種類の所得調査を用いた我が国の所得格差の動向の検証. 経済研究, 64(2), 119–131. https://doi.org/10.15057/25880

田辺和俊・鈴木孝弘（2018）. 都道府県の相対的貧困率の計測と要因分析. 日本労働研究雑誌, 60(2・3), 45–58.

豊田敬・和合肇（1977）. 昭和 40 年代の職業別所得不平等度とその計測. 国民経済, 137, 41–60.

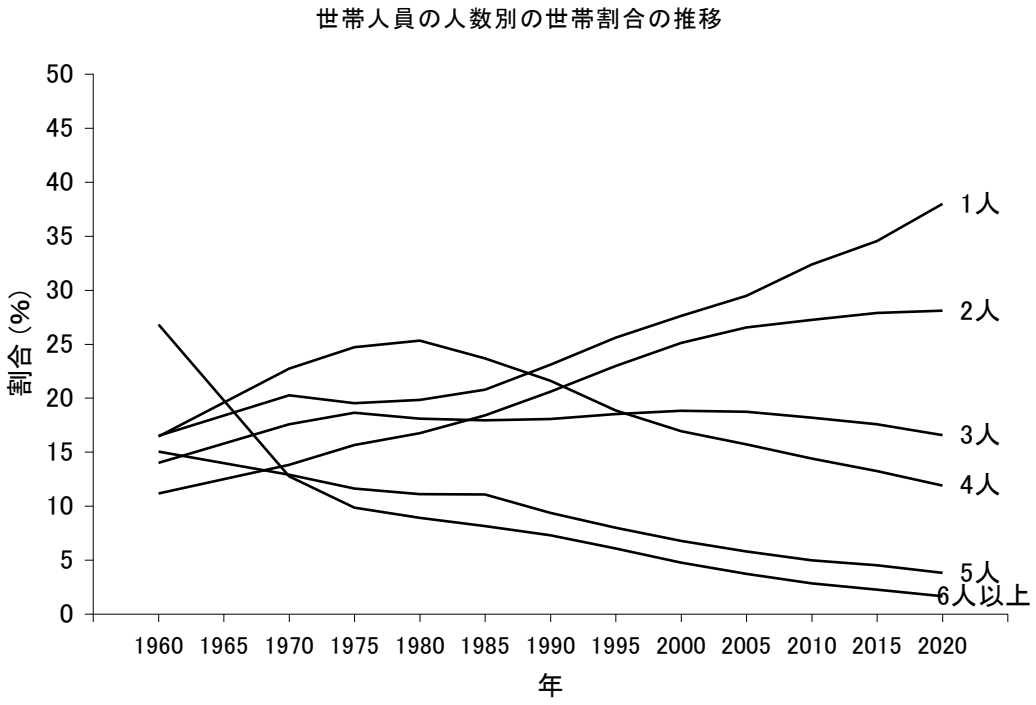
溝口敏行・寺崎康博（1995）. 家計の所得分布変動の経済・社会および産業構造的要因：日本の経験. 経済研究, 46(1), 59–77.

溝口敏行・高山憲之・寺崎康博（1978）. 戦後日本の所得分布（II）. 経済研究, 29(1), 44–60.

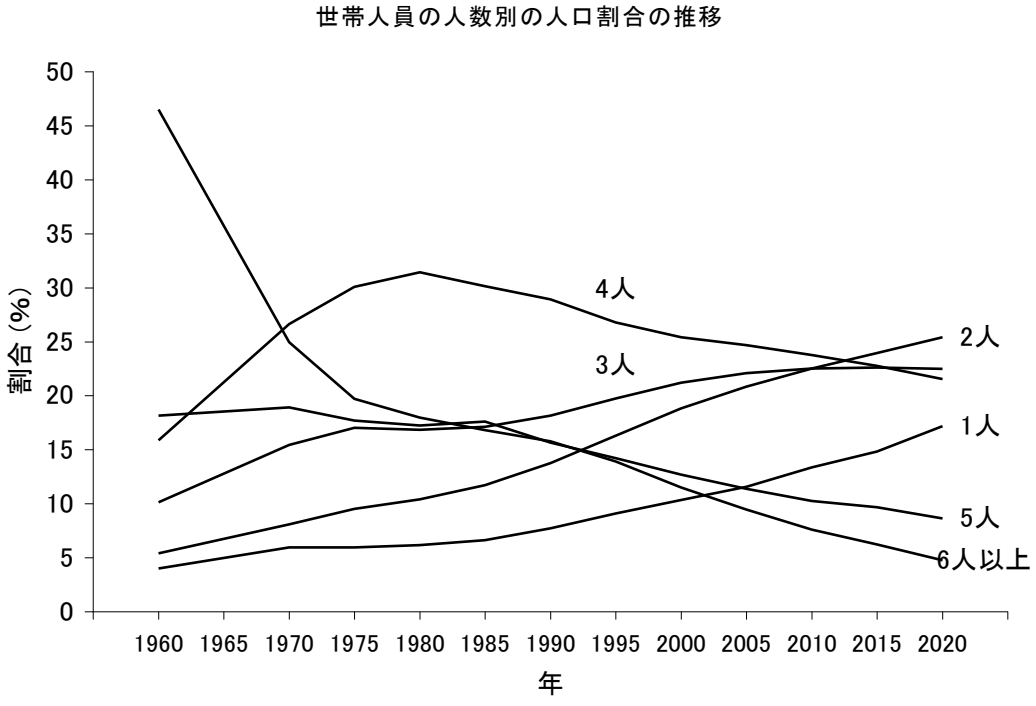
勇上和史（2003）. 日本の所得格差をどうみるか：格差拡大の要因をさぐる（JIL 労働政策レポート Volume 3）. https://www.jil.go.jp/institute/rodo/documents/report3.pdf

和田有美子・木村光彦（1998）. 戦後日本の貧困：低消費世帯の計測. 季刊社会保障研究, 34(1), 90–102.

図表 2-1-1 世帯人員の人数別の世帯割合の推移、世帯人員の人数別の人口割合の推移



資料出所）『国勢調査』公表値より筆者ら計算。



資料出所）『国勢調査』公表値より筆者ら計算。

図表 2-2-1 等価していない階級データから等価した階級データを作成する例

a	b	c	d=a/√2	e=b/√2	f	g=c*2	h	i
下限値	上限値	世帯数	下限値 /√2	上限値 /√2	境界値	世帯数 ×2	下限値 から 境界値	境界値 から 上限値
0	50	7	0	35.4		14		
50	100	42	35.4	70.7	50	84	34.8	49.2
100	150	63	70.7	106.1	100	126	104.4	21.6
150	200	93	106.1	141.4		186		
…	…	…	…	…	…	…	…	…

図表 2-2-2 等価総所得および等価可処分所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合

等価総所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合（%）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	13.1	13.5	14.0	14.6	14.6	15.7	14.7	15.8	15.2	15.5	15.7	16.0	15.9
低所得層	17.7	17.2	17.2	17.1	17.3	16.5	16.5	16.7	16.9	16.5	16.4	16.3	17.1
中間層	59.8	59.0	58.8	58.0	57.9	57.0	58.7	56.0	56.7	57.6	57.0	56.9	55.8
高所得層	9.5	10.3	10.1	10.3	10.3	10.8	10.0	11.6	11.2	10.4	11.0	10.8	11.3

等価可処分所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合（%）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	12.0	13.2	13.5	13.8	14.6	15.3	14.9	15.7	16.0	16.1	15.7	15.4	15.5
低所得層	16.7	17.1	17.3	16.7	16.5	16.6	16.6	16.3	16.2	15.9	16.2	16.1	16.5
中間層	63.9	60.9	60.8	60.6	60.1	57.9	59.3	58.1	57.3	58.4	57.5	58.2	57.6
高所得層	7.4	8.8	8.5	9.0	8.8	10.2	9.3	9.9	10.5	9.7	10.6	10.3	10.5

等価総所得の数値 － 等価可処分所得の数値（%ポイント）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	1.1	0.3	0.5	0.8	0.0	0.4	−0.2	0.1	−0.9	−0.6	0.0	0.5	0.4
低所得層	1.0	0.1	−0.1	0.4	0.7	−0.1	0.0	0.4	0.7	0.6	0.2	0.2	0.6
中間層	−4.1	−1.9	−2.0	−2.6	−2.2	−0.9	−0.5	−2.1	−0.6	−0.7	−0.5	−1.2	−1.8
高所得層	2.0	1.5	1.6	1.4	1.5	0.6	0.7	1.6	0.8	0.7	0.3	0.5	0.8

誤差率（%）＝（等価総所得の数値 － 等価可処分所得の数値）/ 等価可処分所得の数値 * 100

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	9.1	2.6	3.7	5.7	0.0	2.5	−1.2	0.3	−5.4	−3.5	0.0	3.5	2.9
低所得層	6.0	0.4	−0.5	2.5	4.4	−0.3	−0.2	2.3	4.6	3.6	1.1	1.2	3.5
中間層	−6.4	−3.2	−3.3	−4.2	−3.7	−1.6	−0.9	−3.5	−1.1	−1.3	−0.9	−2.1	−3.1
高所得層	27.5	17.5	18.9	15.4	17.3	5.8	8.0	16.3	7.2	7.7	3.0	4.4	7.1

資料出所）『国民生活基礎調査』個票データより筆者ら計算。

図表 2-2-3 公表値および個票データから計算した等価総所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合

公表値から計算した等価総所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合（%）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	13.8	14.0	14.1	14.8	14.9	15.7	15.0	15.8	15.2	15.5	15.7	16.1	16.2
低所得層	17.0	17.0	17.1	16.7	16.9	16.7	16.8	16.9	17.0	16.6	16.8	16.3	17.0
中間層	59.7	58.8	58.6	57.7	57.5	56.6	58.0	55.4	56.3	57.2	56.4	56.7	55.5
高所得層	9.5	10.2	10.3	10.8	10.7	11.0	10.2	11.8	11.5	10.6	11.1	10.9	11.4

個票データから計算した等価総所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合（%）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	13.1	13.5	14.0	14.6	14.6	15.7	14.7	15.8	15.2	15.5	15.7	16.0	15.9
低所得層	17.7	17.2	17.2	17.1	17.3	16.5	16.5	16.7	16.9	16.5	16.4	16.3	17.1
中間層	59.8	59.0	58.8	58.0	57.8	57.0	58.7	56.0	56.7	57.6	57.0	56.9	55.8
高所得層	9.5	10.3	10.1	10.3	10.3	10.8	10.0	11.6	11.2	10.4	11.0	10.8	11.3

公表値の数値 － 個票データの数値（%ポイント）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	0.7	0.5	0.2	0.3	0.3	0.0	0.2	0.1	0.1	0.0	0.0	0.1	0.3
低所得層	−0.6	−0.2	−0.1	−0.4	−0.4	0.1	0.3	0.3	0.0	0.1	0.4	0.0	−0.1
中間層	−0.1	−0.2	−0.2	−0.3	−0.3	−0.4	−0.7	−0.6	−0.4	−0.4	−0.5	−0.2	−0.3
高所得層	0.0	0.0	0.2	0.4	0.4	0.2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.1	0.1	0.1

誤差率（%）＝（公表値の数値 － 個票データの数値）/ 個票データの数値 * 100

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	5.6	3.3	1.1	1.7	2.1	0.1	1.5	0.4	0.4	0.2	0.1	0.9	1.9
低所得層	−3.7	−1.2	−0.7	−2.2	−2.3	0.9	1.7	1.6	0.2	0.7	2.4	0.0	−0.7
中間層	−0.2	−0.3	−0.4	−0.5	−0.5	−0.7	−1.3	−1.0	−0.7	−0.7	−1.0	−0.4	−0.5
高所得層	0.1	−0.4	1.9	4.1	3.9	2.0	2.4	2.0	2.5	2.3	1.3	0.7	1.1

資料出所）『国民生活基礎調査』公表値および個票データより筆者ら計算。

図表 2-2-4 等価しない総所得および等価した総所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合

等価しない総所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合（%）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	19.3	19.9	21.0	21.1	22.1	22.0	22.0	21.6	21.3	21.8	21.8	21.9	21.8
低所得層	15.1	14.9	14.4	14.6	14.2	14.7	14.0	15.0	14.8	14.5	14.7	15.1	15.4
中間層	53.9	52.3	51.2	49.8	48.5	47.5	48.2	46.6	47.3	47.3	46.4	45.9	44.8
高所得層	11.7	12.9	13.4	14.4	15.2	15.8	15.8	16.8	16.6	16.4	17.1	17.1	18.0

等価した総所得に基づく、貧困層、低所得層、中間層、高所得層の割合（%）

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	13.8	14.0	14.1	14.8	14.9	15.7	15.0	15.8	15.2	15.5	15.7	16.1	16.2
低所得層	17.0	17.0	17.1	16.7	16.9	16.7	16.8	16.9	17.0	16.6	16.8	16.3	17.0
中間層	59.7	58.8	58.6	57.7	57.5	56.6	58.0	55.4	56.3	57.2	56.4	56.7	55.5
高所得層	9.5	10.2	10.3	10.8	10.7	11.0	10.2	11.8	11.5	10.6	11.1	10.9	11.4

等価しない総所得の数値 － 等価した総所得の数値（%ポイント）

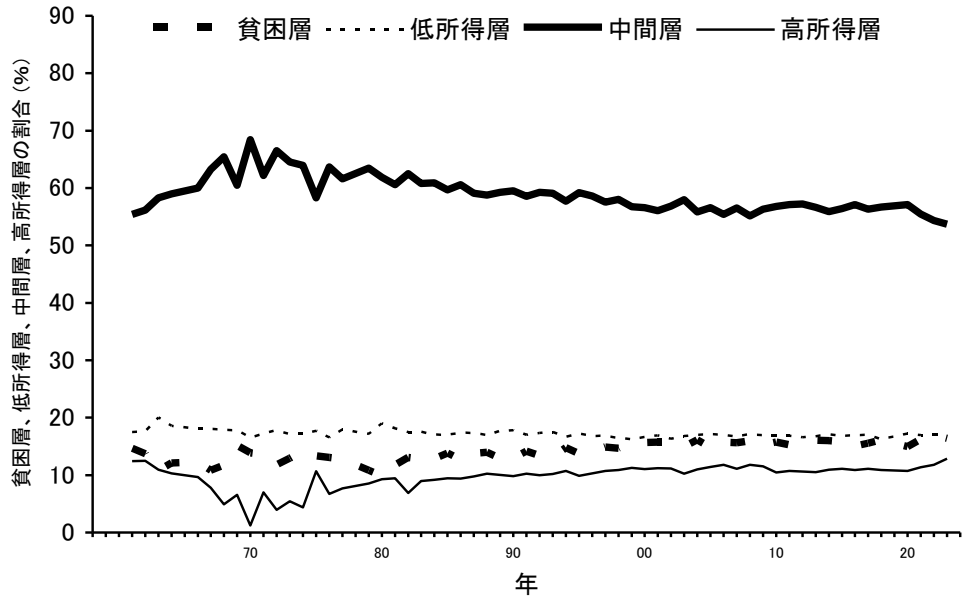
	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	5.5	6.0	6.9	6.3	7.2	6.3	7.0	5.7	6.1	6.3	6.2	5.8	5.6
低所得層	−2.0	−2.1	−2.7	−2.1	−2.6	−1.9	−2.8	−2.0	−2.2	−2.1	−2.1	−1.2	−1.5
中間層	−5.8	−6.5	−7.3	−7.9	−9.0	−9.1	−9.8	−8.8	−9.0	−10.0	−10.1	−10.8	−10.6
高所得層	2.3	2.6	3.1	3.7	4.5	4.7	5.6	5.0	5.1	5.8	6.0	6.2	6.6

誤差率（%）＝（等価しない総所得の数値 － 等価した総所得の数値）/ 等価した総所得の数値 * 100

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2003	2006	2009	2012	2015	2018	2021
貧困層	39.9	42.7	48.7	42.8	48.3	39.9	46.8	36.3	39.8	40.5	39.3	35.7	34.3
低所得層	−11.5	−12.3	−15.7	−12.8	−15.5	−11.6	−16.4	−11.6	−12.8	−12.6	−12.4	−7.3	−9.1
中間層	−9.7	−11.0	−12.5	−13.6	−15.7	−16.0	−16.9	−15.9	−16.0	−17.4	−17.8	−19.0	−19.2
高所得層	23.8	25.6	30.4	34.2	41.5	42.9	54.3	42.7	44.5	54.1	53.9	57.1	58.3

資料出所）『国民生活基礎調査』公表値より筆者ら計算。

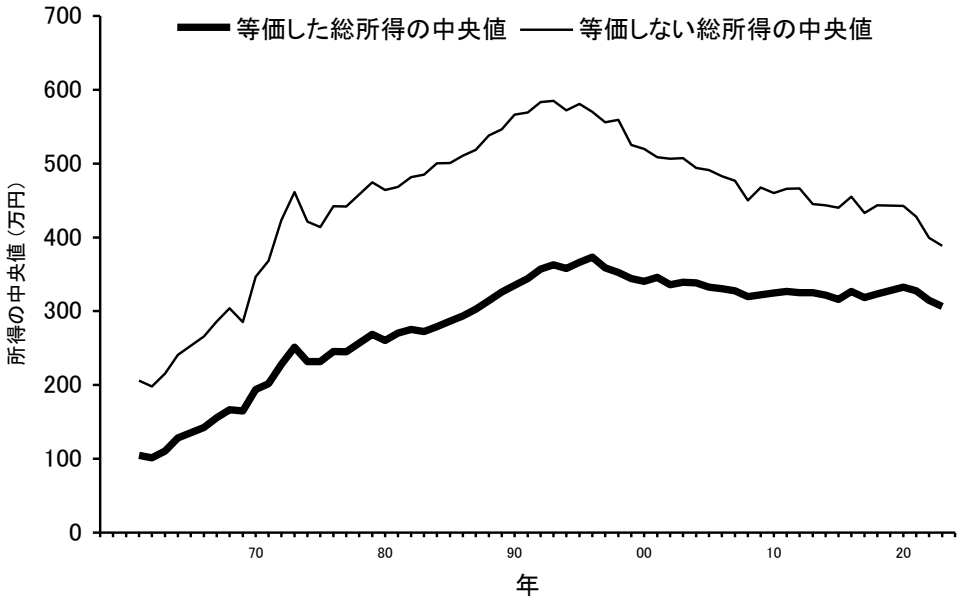
図表 2-3-1 1960 年代から 2020 年代にかけての中間層割合の推移



資料出所）『国民生活基礎調査』『国民生活実態調査』公表値より筆者ら計算。
注 1） 中間層等は、等価総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 ＝ 等価総所得で測った中位所得の 50% 未満
低所得層の範囲 ＝ 等価総所得で測った中位所得の 50% 以上 75% 未満
中間層の範囲 ＝ 等価総所得で測った中位所得の 75% 以上 200% 未満
高所得層の範囲 ＝ 等価総所得で測った中位所得の 200% 以上

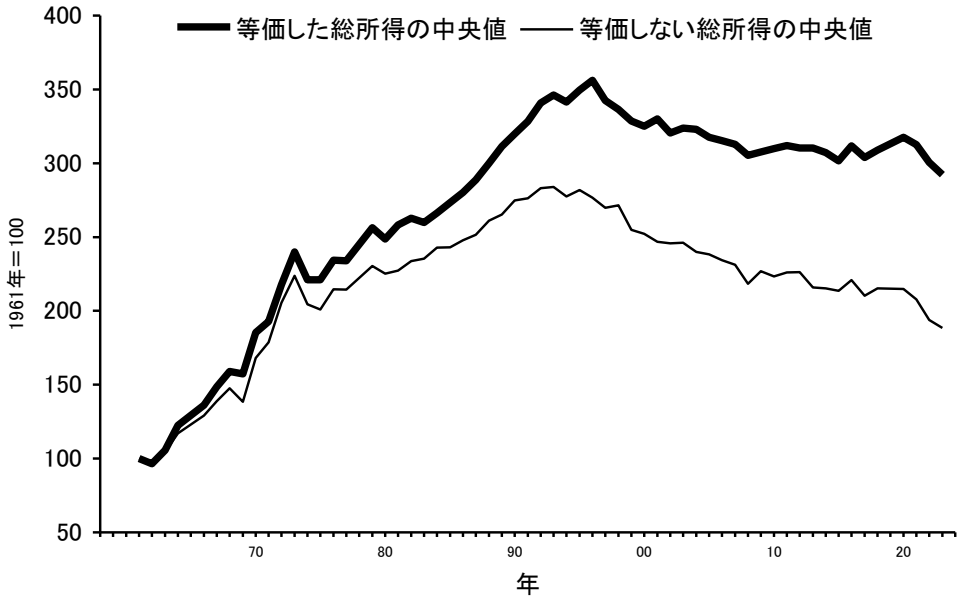
図表 2-3-2 総所得の中央値の推移

パネル A



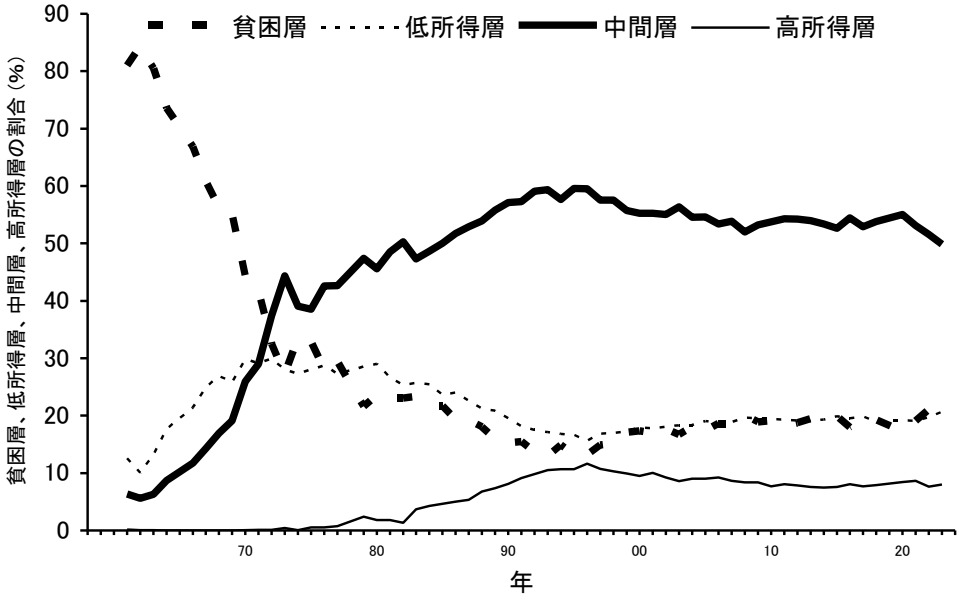
資料出所）『国民生活基礎調査』『国民生活実態調査』公表値より筆者ら計算。
注 1）2020 年＝100の消費者物価指数で、物価調整済み。

パネル B



資料出所）『国民生活基礎調査』『国民生活実態調査』公表値より筆者ら計算。
注 1）2020 年＝100の消費者物価指数で、物価調整済み。
注 2）1961年＝100で指数化。

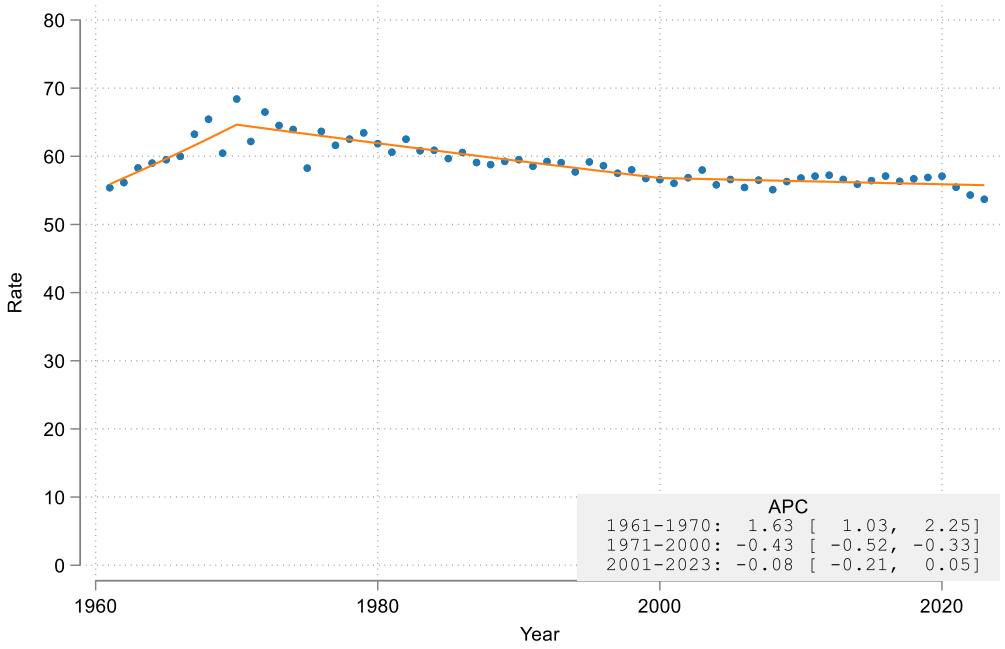
図表 2-3-3 1960 年代から 2020 年代にかけての中間層割合の推移（1997 年基準）



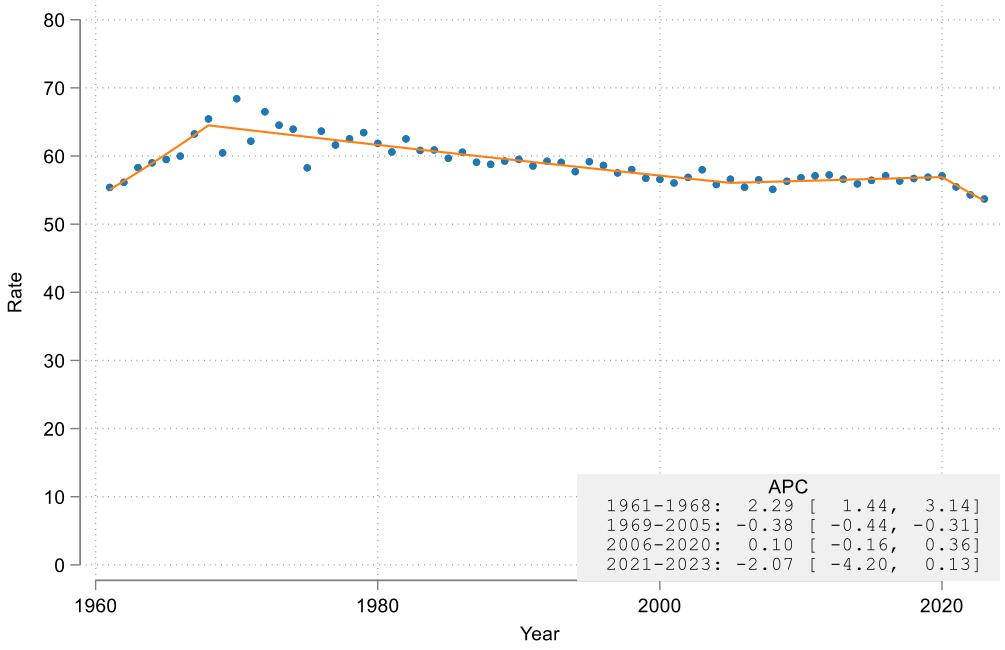
資料出所）『国民生活基礎調査』『国民生活実態調査』公表値より筆者ら計算。
注 1） 中間層等は、等価総所得に基づき定義されている。
注 2） 貧困層、低所得層、中間層、高所得層の範囲は以下の通り。
貧困層の範囲 ＝ 1997 年の等価総所得で測った中位所得の 50% 未満
低所得層の範囲 ＝ 1997 年の総所得で測った中位所得の 50% 以上 75% 未満
中間層の範囲 ＝ 1997 年の総所得で測った中位所得の 75% 以上 200% 未満
高所得層の範囲 ＝ 1997 年の総所得で測った中位所得の 200% 以上
注 3） 1997 年を基準として、物価調整済み。

図表 2-3-4 joinpoint regression の結果

パネル A 通常基準の中間層割合の系列（構造変化点の数＝2）

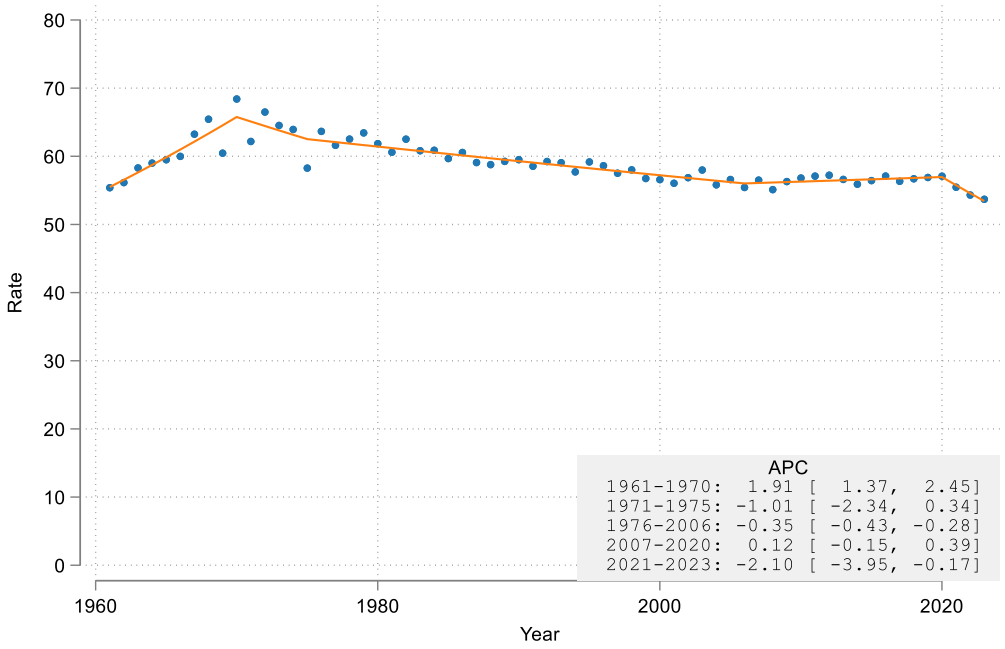


パネル A（続き）通常基準の中間層割合の系列（構造変化点の数＝3）

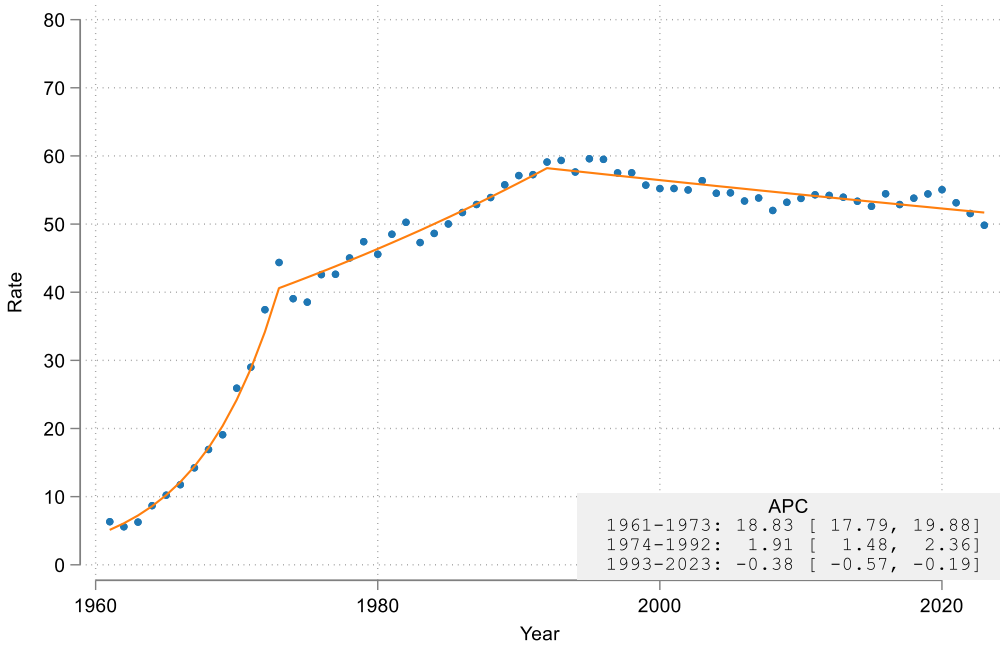


図表 2-3-4（続き） joinpoint regression の結果

パネル A（続き） 通常基準の中間層割合の系列（構造変化点の数＝4）

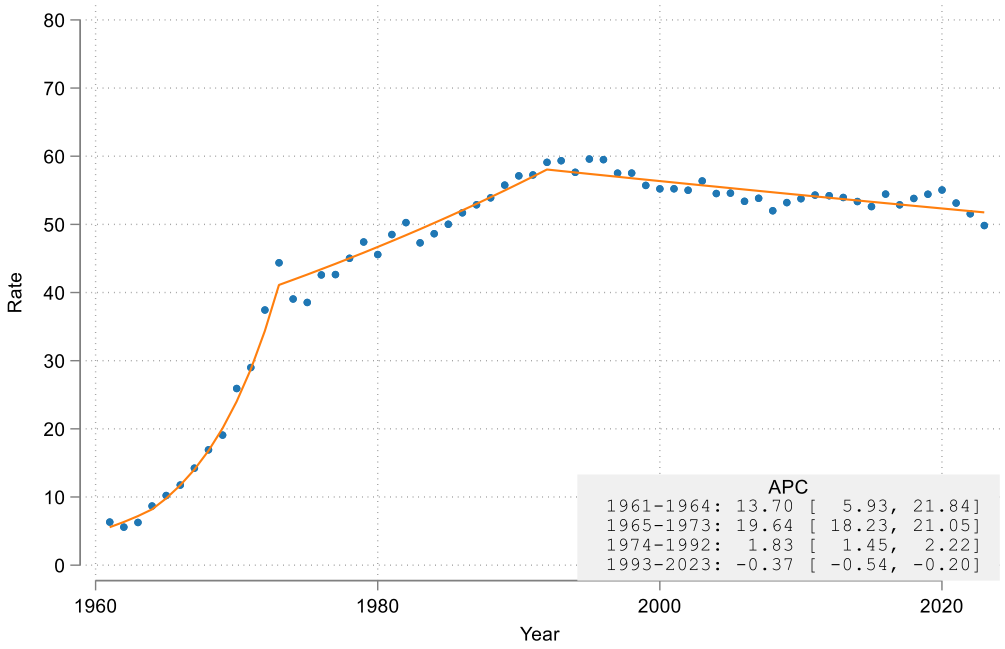


パネル B 1997 年基準の中間層割合の系列（構造変化点の数＝2）

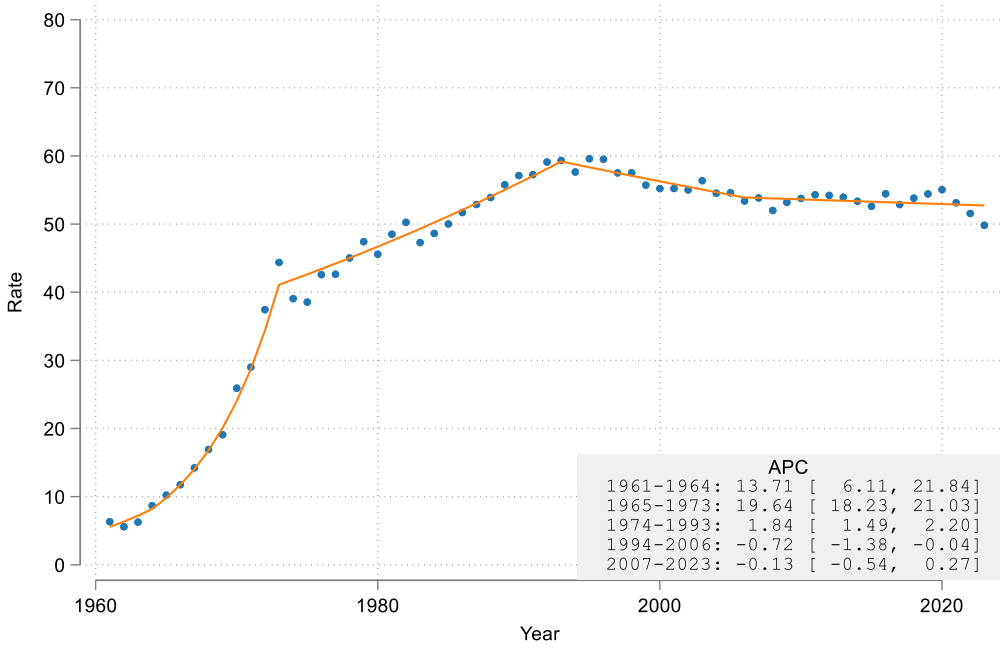


図表 2-3-4（続き） joinpoint regression の結果

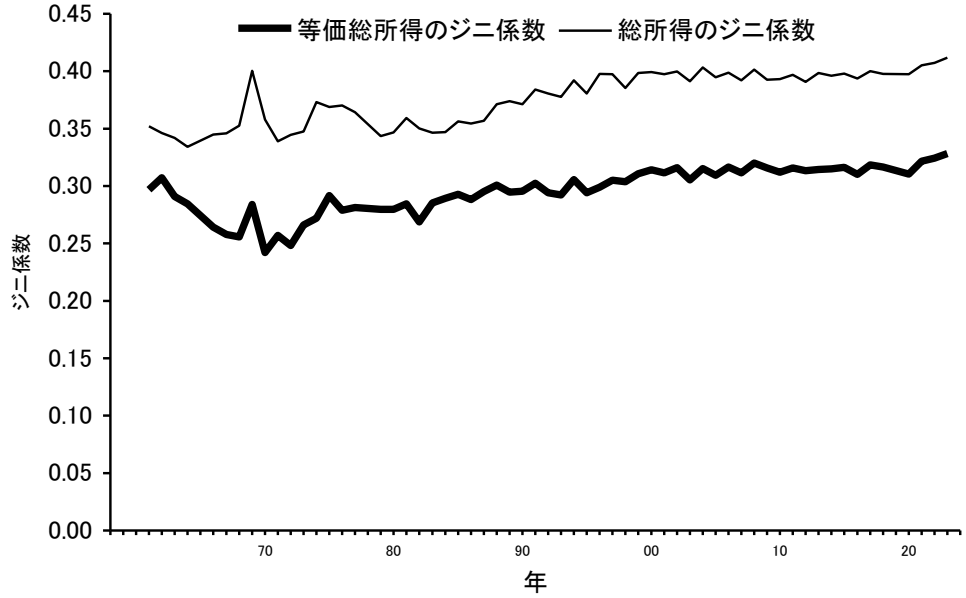
パネル B（続き） 1997 年基準の中間層割合の系列（構造変化点の数＝3）



パネル B（続き） 1997 年基準の中間層割合の系列（構造変化点の数＝4）

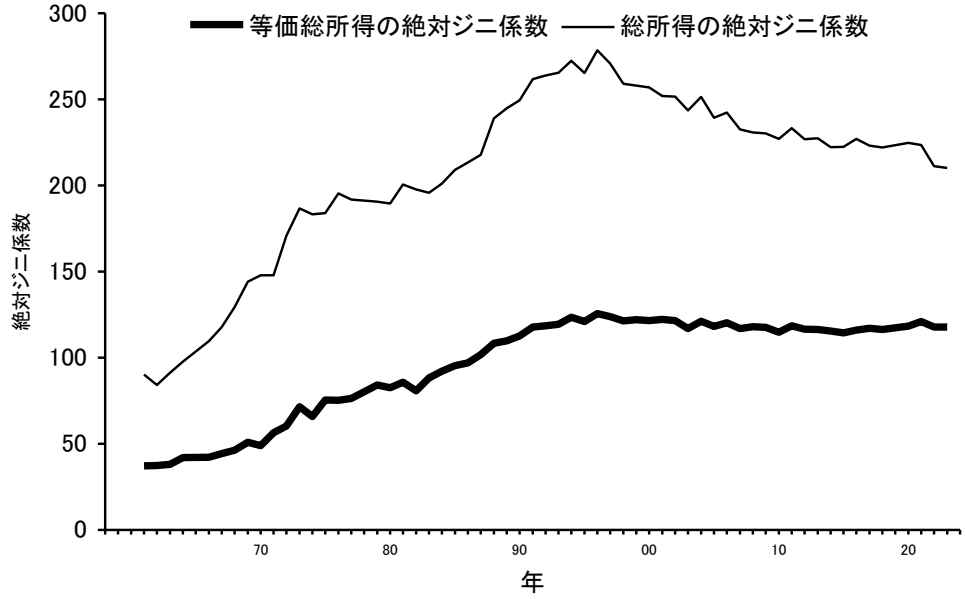


図表 2-3-5 ジニ係数の推移



資料出所）『国民生活基礎調査』『国民生活実態調査』公表値より筆者ら計算。

図表 2-3-6 絶対ジニ係数の推移



資料出所）『国民生活基礎調査』『国民生活実態調査』公表値より筆者ら計算。
注 1）2020 年＝100の消費者物価指数で、物価調整済み。