

# みずほレポート

2020年8月14日

## コロナ危機前の個人消費はなぜ伸び悩んだのか

—セミマクロデータを利用した消費関数の推計

- ◆2012年末を谷とする景気回復期（～18年末）では、所得の伸びと比較して消費の伸びが弱いことが指摘されている。本稿ではマクロ（GDP）統計と整合的な形で年齢階級別のデータ（セミマクロデータ）を構築し、同データにより消費関数を推計することで、この背景について分析した。
- ◆推計結果により、2013～18年の消費動向を分析すると、以下の点が確認された。第一に、若年世帯（～39歳）では老後に備えるための貯蓄動機が高まっており、消費に対する主な下押し要因となっていた。第二に、中年世帯（40～59歳）では、貯蓄動機の高まりに加え、所得の増加が主に非正社員の雇用・賃金増によってもたらされていたことが消費低迷の背景にある。非正社員の所得は一時的かつ不確実なものと認識されており、消費の増加につながりにくいことが推察される。第三に、高齢世帯（60歳～）の消費については、所得と純金融資産の動向によりおおむね説明可能であることを示唆する結果が得られた。
- ◆消費に対する構造的な下押し要因を解消しない限り、感染症の影響が終息したとしても、消費の基調は弱いものととどまる可能性が高い。将来不安の解消・緩和に向けた取り組みや、同一労働・同一賃金の推進による非正社員の待遇向上などの政策対応が重要である。

---

経済調査部 主任エコノミスト 小寺信也  
03-3591-1435 shinya.kotera@mizuho-ri.co.jp

---

●当レポートは情報提供のみを目的として作成されたものであり、取引の勧誘を目的としたものではありません。本資料は、当社が信頼できると判断した各種データに基づき作成されておりますが、その正確性、確実性を保証するものではありません。本資料のご利用に際しては、ご自身の判断にてなされますようお願い申し上げます。また、本資料に記載された内容は予告なしに変更されることもあります。なお、当社は本情報を無償でのみ提供しております。当社からの無償の情報提供をお望みにならない場合には、配信停止を希望する旨をお知らせ願います。

---

## 目 次

---

1 : はじめに	1
2 : マクロの消費・所得の動向	3
3 : セミマクロの消費・所得の動向	5
(1) データの推計	5
(2) 年齢階級別の動向	5
(3) 消費性向の変化をもたらす要因	8
4 : 年齢階級別の消費関数の推計	12
(1) 推計モデル	12
(2) 推計結果	14
(3) 2013~18年の消費動向の寄与度分解	17
参考文献	20
補論1 : データの推計について	21
補論2 : 統計表	23
補論3 : 事前分布・事後分布	24

## 1 : はじめに

新型コロナウイルスの影響で個人消費は大幅に落ち込んでおり、治療薬やワクチンの普及まで、個人消費は一定程度下押しされた状況が続くことが見込まれる。では、新型コロナウイルスの影響が終息した後はどうだろうか。今回の危機を契機に、EC化の進展や新商品・サービスの登場など、消費を取り巻く様々な変化を予想する向きもある。しかし、こうした購入チャネル・品目などの変化はあるにせよ、「マクロの個人消費（消費支出の合計）の基調的な動きは、所得・資産・マインドなどのファンダメンタルズ（基礎的条件）が決定する」という基本的な構造までが変化することはないだろう。感染終息後の個人消費のトレンドを考察する上では、消費と基礎的条件との関係性を分析・把握しておくことが有用であると考えられる。

そこで、「コロナ危機前の景気回復期」（2012年11月～2018年10月の第16循環<sup>1</sup>）における個人消費の状況を見ると、所得の伸びに対して消費の伸びが力強さを欠いていたことが指摘できる。例えば、消費・所得（実質）の年平均成長率について、第16循環と拡張期間が同程度である第14循環（2002～07年）と比較すると<sup>2</sup>、両期間における所得の伸びは同程度であったにもかかわらず、消費の伸び率には2倍以上の差が存在している。こうした近年における消費伸び悩みの背景にある構造要因を特定し、解消に向けた取り組みを行わない限り、新型コロナウイルスが終息したとしても、消費の基調は再び弱いものにとどまる可能性が高い。感染症の影響が残る中、終息後を見据えた議論は時期尚早との指摘もあるかもしれないが、構造的な要因は短期間で解消できるものではないため、課題を特定し、可能な範囲で必要な対応策を講じていくことが重要であると思われる。

こうした問題意識を踏まえ、本稿では、コロナ危機前の景気回復期における個人消費の伸び悩みの背景について、年齢階級別の消費関数を推計することで分析する。消費関数を年齢階級別に推計するのは、個人消費とファンダメンタルズの関係性は、家計におけるライフサイクルの時点（年齢）によって異なることが想定されるためである。特に、少子高齢化により世帯構成の変化が激しい日本経済においては、消費とファンダメンタルズの関係性をマクロ全体（国民経済計算（GDP統計）、System of National Accounts（SNA））で推計しようとしても、必ずしも正確に捕捉できない可能性が高い。一方、世帯属性別にこれらの関係性を推計しようとする場合、総務省「家計調査」などマイクロ統計調査の結果を利用することが候補となるが、この場合、マイクロ統計データを積み上げてもSNAの個人消費と一致しないことが問題点となる。そこで、本稿ではマクロ（GDP）統計と整合的な形になる世帯属性（年齢階級）別のデータ（以下、「セミマクロデータ」又は「SNA分布統計」）を簡易的に推計し、同データにより年齢階級別の消費関数を推計することで、マクロの個人消費の動向を詳細に分析する。

こうしたセミマクロデータについては、総務省「全国消費実態調査」の個票などを利用して推計されている。例えば、浜田（2012）は、2004年・2009年の全国消費実態調査についてできる限りSNAの概念に近づくような各種調整を行い、様々な世帯属性別（年齢、職業、産業別など）にSNA分布統計を作成している。前田・梅田（2013）は、浜田（2012）による試算を発展させ、家計の12項目の目的別消

<sup>1</sup> ただし、第16循環の山（2018年10月）は暫定。

<sup>2</sup> 第14循環の拡張期間は73か月であり、第16循環の71か月とほぼ同程度となっている。

費支出や純貯蓄率も推計している。これらの先行研究はSNAの旧基準（93SNA）を対象としていたが、現行のSNA（08SNA）と整合的な形でデータを構築した研究として山崎・酒巻（2018）がある。彼らは、前述の浜田（2012）や前田・梅田（2013）などを参考に、1984年～2014年までの個票データを用いて、年齢階級別や所得階級別のデータを構築している。また、こうしたセミマクロデータの有用性を示したのものとして、川越・前田（2013）や鶴他（2019）などが挙げられる。特に、鶴他（2019）は山崎・酒巻（2018）のデータを利用して、貯蓄率の長期的な変化に対する寄与度分解を行い、高齢者世帯の寄与が大きいことなどを指摘している。

ただし、全国消費実態調査は5年毎の調査であるため、先行研究で作成されているセミマクロデータは5年間隔でしか存在しない。そこで、本稿では山崎・酒巻（2018）における年齢階級別の個人消費と可処分所得の推計結果をベンチマークに、時系列データとしての利便性を高めるために、データの補完推計を行うとともに、ベンチマークが存在しない2015年以降についても簡易的な推計を行った。

試算したセミマクロデータをもとに年齢階級別に消費関数の推計を行うが、セミマクロデータは年データのためサンプルサイズが少なく、最小二乗法（OLS）による推計では、消費関数の係数が理論的には考えにくい値となってしまうことが懸念される<sup>3</sup>。この問題に対処するため、本稿では可処分所得と純金融資産の係数について、先行研究に基づいた事前分布（prior）を設定し、ベイズ推定線形回帰（Bayesian linear regression）を行った。

推計結果をもとに、2013～18年の消費の動きを分析すると以下の点が確認された。若年世帯では老後に備えるための貯蓄動機が高まっており、これが消費に対する主な下押し要因になっていることが指摘できる。中年世帯では、貯蓄動機の高まりに加え、非正社員の賃金・雇用が牽引する形での所得増となっていることが、消費が伸び悩む要因となっている。非正社員の所得増が恒常的なものと認識されていないため、非正社員が牽引する所得増加では、所得の伸びほど消費が伸びなかった可能性が考えられる。一方、高齢世帯の消費については、所得と純金融資産の動向によりおおむね説明可能であることが示唆された。老後・将来不安の解消、同一労働・同一賃金の推進などにより、消費の構造的な下押し要因を解消していくことが重要であると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、GDP統計によりマクロの消費・所得の動向と2012年末を谷とする景気回復期（～18年末）における消費の特徴を概観する。3節ではセミマクロ（年齢階級別）データの推計方法とその結果について概観し、消費と所得の関係性が年齢階級別でも安定していない要因について仮説を提示する。4節では3節の仮説を踏まえた消費関数の推計を行い、その結果について考察を行う。5節で全体をまとめ、今後の消費動向に対する示唆や政策・分析課題を述べる。

---

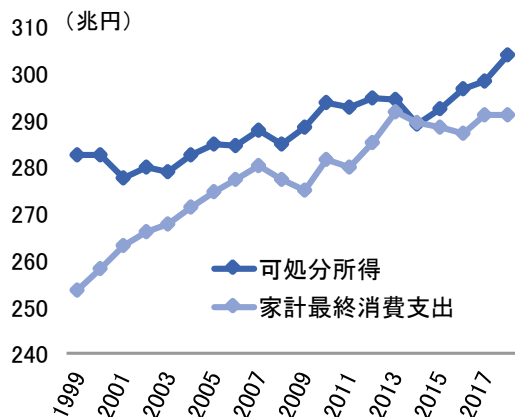
<sup>3</sup> サンプルサイズが限定される場合、overfitting や overparameterization の問題が懸念される。そこで、ベイズ推定を利用し、先行研究より係数の事前分布を設定することで収縮（shrinkage）を行い、推計値が極端な値となることを防ぐことができると考えられる。

## 2：マクロの消費・所得の動向

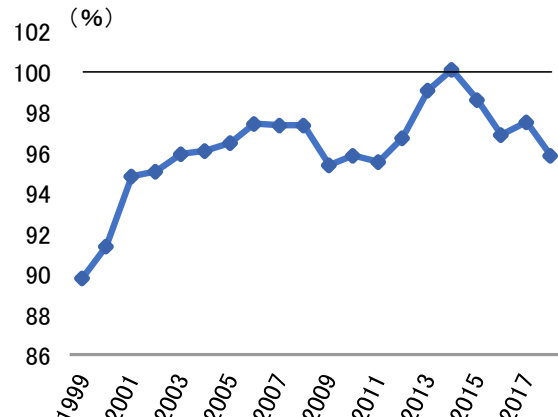
本節では、マクロ（GDP）統計により、1999～2018年における消費と可処分所得<sup>4</sup>の動向を整理する（図表1）<sup>5</sup>。消費の推移をみると、2007年頃まで増加基調であったが、2009年の金融危機や2011年の東日本大震災などにより一進一退を繰り返した。2012・13年は2%程度のプラス成長となったが、2014年の消費増税を契機にその後の消費は伸び悩んだ。直近の2017・18年の伸び率はプラスとなったが、2018年の水準は2013年と同程度であり、2013年以降の消費はほぼ横ばいであったと言える。所得の推移をみると、2003年頃までは伸び悩みがみられていたが、2004年以降は緩やかな上昇傾向となっている。特に、2015年以降は伸びが加速しており、雇用・所得環境は良好であったと考えられる。

所得に占める消費の割合である平均消費性向の推移をみると（図表2）、2000年頃は所得が伸び悩む中、消費が拡大したため消費性向は急上昇した。2007年頃までは緩やかな上昇傾向で推移していたが、その後は金融危機などの影響によりやや水準を落とした。2013・14年には増税前の駆け込み消費もあって100%近傍となったが、2015年以降は所得が増加する一方、個人消費は横ばい圏の推移となったため、消費性向は低下し、2018年では96%程度と2011年頃の水準に戻っている。

図表1 消費と所得の推移



図表2 平均消費性向の推移



（資料）（図表1・2ともに）内閣府「国民経済計算」によりみずほ総合研究所作成

次に、コロナ危機前の景気回復期（第16循環）における消費・所得の特徴について、拡張期間が同程度であった第14循環と比較する<sup>6</sup>。図表3は両期間における消費・所得の年平均成長率をプロットしたものであるが、第14循環と第16循環で大きく異なる点の一つに物価上昇が指摘できる。第14循環はデフレ状況であったため、実質値は物価要因により+0.6%Pt程度押し上げられていたが、コロナ危機前の景気回復期は増税の影響もあって、物価要因により実質値が▲0.4%Pt程度押し下げられていた。物価上昇を踏まえて第14循環と第16循環の所得動向を確認すると、名目値では両者に1%Pt程度

<sup>4</sup> 本稿における（個人）消費は「家計最終消費支出」の値。所得は可処分所得の「純」ベース（固定資本減耗を控除）の値。なお、一般的に、貯蓄率をSNA上で計算する際には、純ベースの可処分所得が利用されている。また、可処分所得の実質化には家計最終消費支出デフレーターを利用した。

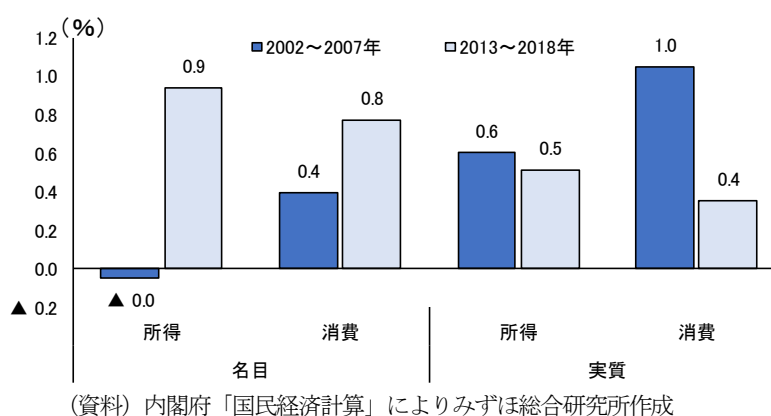
<sup>5</sup> 本稿における図表は、特に断りがない限り、暦年ベースの値である。

<sup>6</sup> 第16循環の拡張期間は71か月（暫定）、第14循環の拡張期間は73か月である。なお、簡素化のため、比較は年単位で行っているが、第16循環は2013～18年、第14循環は2002～07年の年平均成長率を利用した。

の差が確認できるが、実質値ではほぼ同程度の伸び率となっている。消費については、名目値では両者の差が0.4%Pt程度しかないため、実質値に換算すると2倍以上の差が生じ、コロナ危機前の景気回復期における消費の伸びの弱さが際立つ。

消費と所得の関係性から考えると、実質所得の伸び率は「第14循環≒第16循環」であるにもかかわらず、実質消費の伸び率は「第14循環>第16循環」であり、第14循環と比較した第16循環の特徴として、所得の伸びに対して消費の伸びが弱いことが挙げられる（図表2からも第14循環は消費性向が緩やかに上昇していたことが確認できる）。また、第16循環では、名目値でみた可処分所得が比較的高い伸びにあるため、本来であれば家計は景気回復を実感しやすく（貨幣錯覚）、第14循環以上に消費の伸びが高くなることも想定されるが、実際には消費の伸びは限定的となっている。

図表3 年平均成長率



上記のように同程度の長さの景気回復期にもかかわらず、所得と消費の関係性が一致していないこと背景として、少子高齢化に伴う年齢構成の変化や、資産・マインドといった所得以外の基礎的条件が影響している可能性が考えられる。例えば、消費と所得の関係性が年齢階級「内」では安定しているが年齢階級「間」で異なる場合、社会における年齢構成の変化は、マクロでみた所得と消費の関係性が一致しない原因となる。また、仮に所得が一定であっても、資産価値の減少や予備的動機の高まりといった要因によっても消費は減少すると考えられるが、こうした要因の影響についても年齢などの世帯属性によって異なる可能性が想定される。

以上を踏まえると、消費関数を推計し、消費の動きがどの程度合理的に説明できるかを考える場合、必ずしも一国全体で行うことが望ましいとは限らず、年齢などの世帯属性をコントロールする必要がある。しかし、マクロ（GDP）統計では年齢階級別のデータは存在せず、マイクロ統計（家計調査など）の積み上げはマクロ統計の消費と一致しない（マイクロ統計で動きが説明できても、マクロの動きを説明したことになる）。こうした問題に対処すべく、以下ではマクロ統計と整合的な形で年齢階級別のデータ（セミマクロデータ）を作成し、同データを利用して世帯属性（年齢階級）別の消費関数を推計することで、消費の動きがどの程度ファンダメンタルズに一致した形で説明されるかを考えていきたい。

### 3：セミマクロの消費・所得の動向

#### (1) データの推計

先行研究を参考にセミマクロのデータを時系列で利用しやすい形で構築することを試みる。推計のベンチマークとなるのは、山崎・酒巻（2018）である。彼らは、総務省「全国消費実態調査」の個票情報を積み上げることで全世帯ベースに換算し、その積み上げ値によりSNAの公表値を案分することでセミマクロデータを作成している。そのため各世帯属性の合計はSNAの値と完全に一致する。彼らが試算したデータは、1984年から5年間隔で利用可能であるが、本稿の問題意識は近年における消費の伸び悩みを探ることにあるので、利用するベンチマークは1999年、2004年、2009年、2014年の4年分の世帯主の年齢階級別のデータとする。世帯主の年齢階級については、ある程度議論を簡素化するために、若年世帯（～39歳）、中年世帯（40～59歳）、高齢世帯（60歳～）の3区分とした。

時系列データとして利便性を高めるため、1999年の年齢階級別の値を基準に、総務省「家計調査」における年齢階級別の消費・所得の前年比（＝補助系列）を利用してデータの補完推計を行う<sup>7</sup>。しかし、単純に家計調査の前年比により延伸した値では、年齢階級別の合計値がSNAの値と一致しないことや、1999年を基準として延伸した年齢階級別の値が以降のベンチマークである2004年・2009年・2014年の値と一致しない、という問題が生じる。そのため、a) 各年の年齢階級別の合計値はGDP統計の消費・所得と一致する、b) 年齢階級別のデータは5年毎のベンチマーク値と一致する、という2つの制約条件の下、補助系列の前年比との差分（残差平方和）が最小となる「修正前年比」を計算した<sup>8</sup>。これにより、補助系列の伸び率を最大限に尊重しつつ、SNAと整合的なデータが構築できる。

また、直近の「全国消費実態調査」は2014年であるため、2015年以降については一定の仮定をおいて試算する必要がある<sup>9</sup>。基本的な方針としては、上記a)の制約条件の下、補助系列の動きにより試算したが、家計調査は年ベースでも変動が大きくなる場合があるため、2015年以降の補助系列は3年中心移動平均の前年比を利用した<sup>10</sup>。また、所得については厚生労働省「賃金構造基本統計調査」などを用いて2018年のベンチマークを別途作成している。推計方法の詳細については補論1を参照されたい。

#### (2) 年齢階級別の動向

上記の要領で推計した年齢階級別の消費・所得のデータの推移を確認する。図表1ではマクロ全体の消費・所得の推移をみたが、同データを変化率（前年比）にして、世帯別の寄与度をみたものが図表4となる。なお、ここでの各年齢階級別の寄与度は、「世帯数×世帯当たり消費（所得）」の値であ

<sup>7</sup> より正確には、消費は総務省「家計消費指数」及び「家計調査」、所得は総務省「家計調査」における年齢階級別・総世帯の前年比を利用している。また、これらのデータは世帯当たりの伸び率であるため、補助系列による補完推計についても、世帯当たりで行っている。なお、世帯数は、総務省「国勢調査」をベンチマークに、総務省「労働力調査」と国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数将来推計」により別途推計を行った。詳細は補論1を参照のこと。

<sup>8</sup> 補完方法の基本的な考え方は、QEなどでも利用されている比例デントン（IMF, 2017）などを参考にしている。

<sup>9</sup> 次のベンチマークとなるのは2019年に行われた総務省「全国家計構造調査」であるが、執筆時点では公表されていないことに加え、山崎・酒巻（2018）と整合的なデータセットを作成するためには個票の利用が必要となる。

<sup>10</sup> ただし、2018年のみ2017年と2018年の2年平均である。これは2019年の値には増税の影響が含まれ、かえって変動が大きくなると考えられたためである。

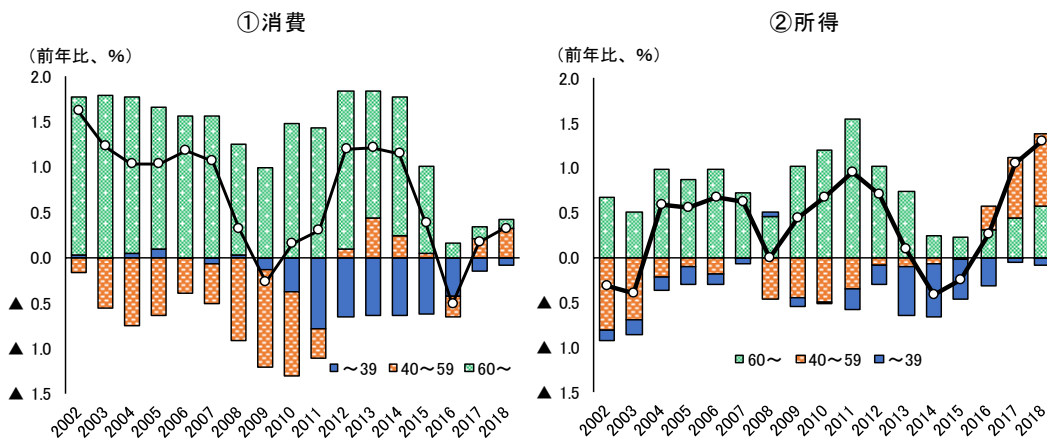


り、世帯数変化の影響も含まれている（世帯数変化の寄与については後述する）。なお、よりトレンドを把握しやすくするため、後方3年移動平均の値を利用した。

消費前年比への寄与度を確認すると、若年世帯は2010年頃までは寄与度がほぼゼロ（横ばい）での推移であったが、その後減少に転じ、2011～15年頃の消費を▲0.5%Pt程度下押ししていた。2016年以降は寄与度のマイナス幅が縮小しており、下げ止まった形となっている。中年世帯は、2010年頃までは消費に対する下押し圧力となっていたが（▲0.7%Pt程度）、それ以降は下げ止まりがみられ、直近ではプラスに転化している。また、これまで消費を主に牽引していたのは高齢世帯であり、2015年頃までは消費を+1.5%Pt程度押し上げていた。しかし、2016年以降はその寄与が大幅に縮小し、高齢世帯の消費は微増で推移している

所得についても、寄与度の推移を確認すると、消費同様に高齢世帯が一貫して押し上げに寄与していたことが確認できる。若年世帯は、ほとんどの時期において押し下げに寄与しており、特に2013～16年頃のマイナス寄与が大きい。若年世帯と同様、中年世帯も所得の押し下げに寄与してきたが、直近3年についてはプラス転化し、高齢世帯以上に全体を押し上げている。

図表4 消費・所得の寄与度分解（実質・前年比・3MA）



（資料）内閣府「国民経済計算」などによりみずほ総合研究所作成

次に、各年齢階級別の消費と所得の前年比を、世帯当たり名目消費（所得）、総世帯数、物価（デフレーター）の3つの要因に寄与度分解することで、より詳細な動向を確認する（図表5・6）<sup>11</sup>。また、消費と所得の関係性を把握する観点から、年齢階級別の平均消費性向の推移も併せて概観する（図表7）。

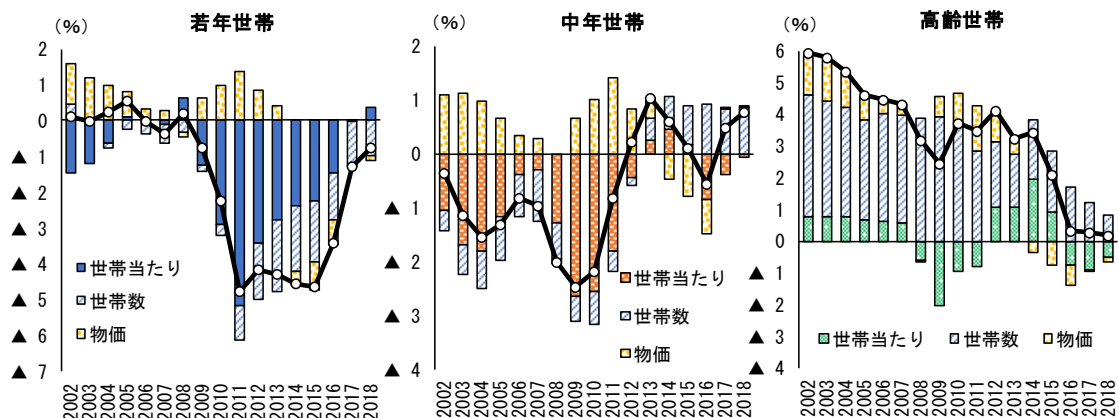
若年世帯の消費・所得は、少子高齢化の影響による世帯数の減少が下押し圧力となっている。世帯数の寄与度は、2005～10年頃は平均▲0.3%Pt程度であったが、2010年頃以降では平均▲1.3～▲1.4%Pt程度となっており、押し下げ幅が拡大している。世帯数の減少を除いた世帯当たりの消費・所得を

<sup>11</sup> 世帯当たりの消費（所得）は総世帯当たりであるため、二人以上の世帯の減少・単身世帯の増加といった構造要因はコントロールできていない点には留意が必要である。また、引き続きトレンドを把握することを目的とするため、後方3年移動平均の値を用いている。

みると、2010年頃より減少傾向で推移しており、特に消費においてその傾向が顕著である。消費の減少が所得の減少を上回って推移したため、消費性向は低下傾向が続いている。近年では世帯当たりの消費・所得は増加に転じているが、所得の伸びに対して消費の伸びは弱く、消費性向の低下傾向は続いている。結果、2000年代は95～100%程度で推移していた消費性向は、2018年には87%程度にまで低下している。なお、近年では世帯当たりの消費・所得はプラスとなったが、世帯数の減少寄与の方が大きいいため、若年世帯全体の消費・所得の伸び率は、ともにマイナスが続いている。

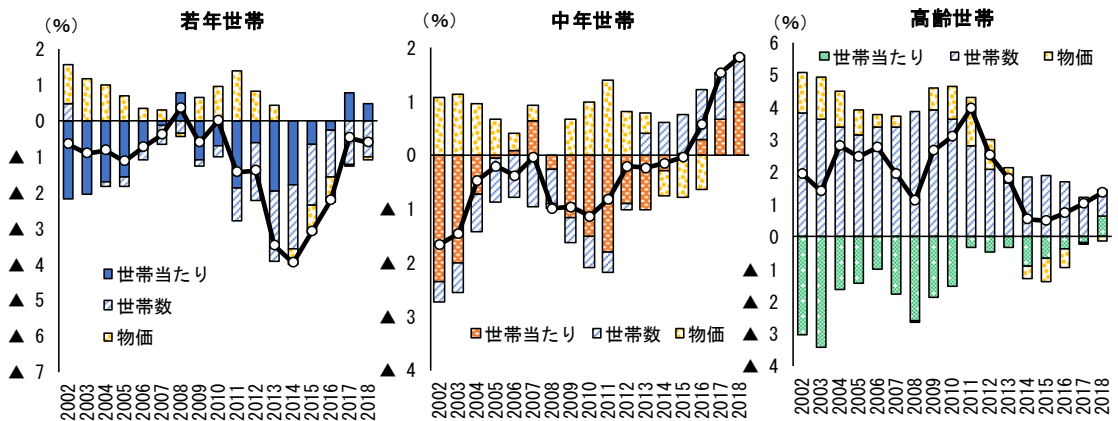
中年世帯についてみると、世帯数の減少は2012年頃まで消費・所得を押し下げていたが、それ以降はプラスに寄与しており、2018年には全体に対して+1%程度の押し上げに寄与している。世帯当たりでみると、所得・消費ともに、2000年代前半や金融危機の時期に特にマイナスが大きくなるなど、若年世帯同様、減少傾向で推移していたことが確認できる。ただし、2015年頃以降の状況をみると、所得が増加傾向で推移する一方、消費はおおむね横ばいにとどまっており、消費の伸びが所得の伸びに見合っていない。消費性向は、2013年頃にやや水準を戻すも、全般的には緩やかな低下傾向にあり、2018年時点で90%程度となっている。

図表5 世帯主の年齢階級別の消費（前年比・3MA）



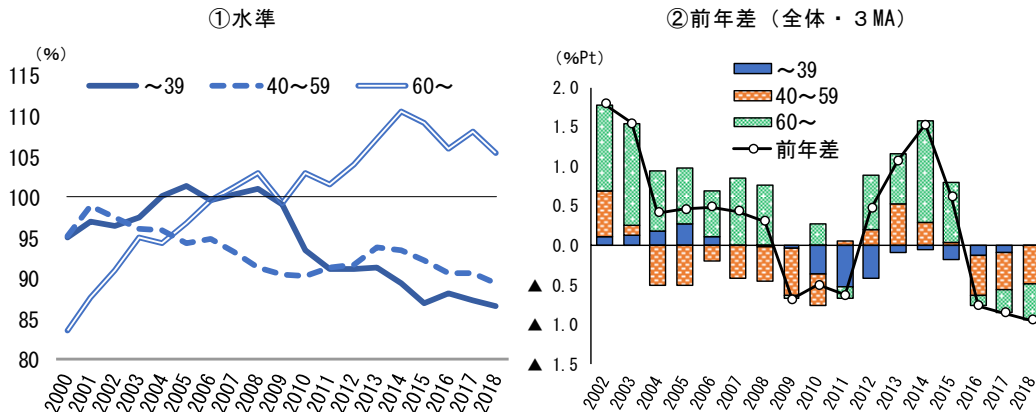
(資料) 内閣府「国民経済計算」などによりみずほ総合研究所作成

図表6 世帯主の年齢階級別の所得（前年比・3MA）



(資料) 内閣府「国民経済計算」などによりみずほ総合研究所作成

図表7 平均消費性向



(資料) 内閣府「国民経済計算」などによりみずほ総合研究所作成

高齢世帯は、図表4でみた通り消費・所得全体の伸びを下支えしていたが、その主な要因は世帯数の増加であったことが確認できる。ただし、世帯数の寄与度は、2000年代は+3.5%Pt前後であったが、その後緩やかに低下しており、2018年時点で+1%Ptを割っている。世帯当たりの消費は、2000年代は比較的安定したプラス成長であったが、金融危機や震災などの時期に減少に転じた。その後、2014年の増税の時期に高いプラスとなったが、2015年頃よりマイナスに転じている。一方、世帯当たりの所得については、2000年代は平均すると▲2%Pt程度の下押しとなっていたが、マイナス幅は徐々に縮小し、2018年にはプラスに転化している。平均消費性向は、消費の伸びが所得の伸びを上回って推移したため、2014年頃まで上昇傾向が続いていたが、その後は若干の低下傾向で推移している。

### (3) 消費性向の変化をもたらす要因

上記では年齢階級別に平均消費性向を確認し、若年世帯では2010年頃以降に低下傾向で推移していること、中年世帯は2013年頃に一時的に上昇したものの低下基調にあること、高齢世帯では2014年頃までは上昇傾向だったがその後は緩やかに低下していることなどを指摘した。年齢階級別の推移で(年齢構成変化の要因をコントロールしても)平均消費性向が安定した推移になっていないことは、所得以外の要因が消費に影響を与えていることを示唆している。以下では、こうした所得以外の要因として、①純金融資産、②マインド(貯蓄動機)、③正社員・非正社員の違い、という3つの要因(仮説)を取り上げ、次節における消費関数の推計につなげる。

まず、代表的なものとして金融資産・負債による要因が考えられる。例えば、宇南山・吉村(2014)は、家計調査の個票を使った分析を行い、2012年後半~2013年における消費の増加の約4割は株価(資産額)の上昇で説明できると指摘している。一方、住宅ローンなどの負債の拡大は消費に対して負の影響を与えることが示唆されているが(日本政策投資銀行、2017)、特に近年では低金利の効果もあって若年世帯における住宅ローンの借入れが増加しており<sup>12</sup>、若年世帯の消費を抑制している可能性

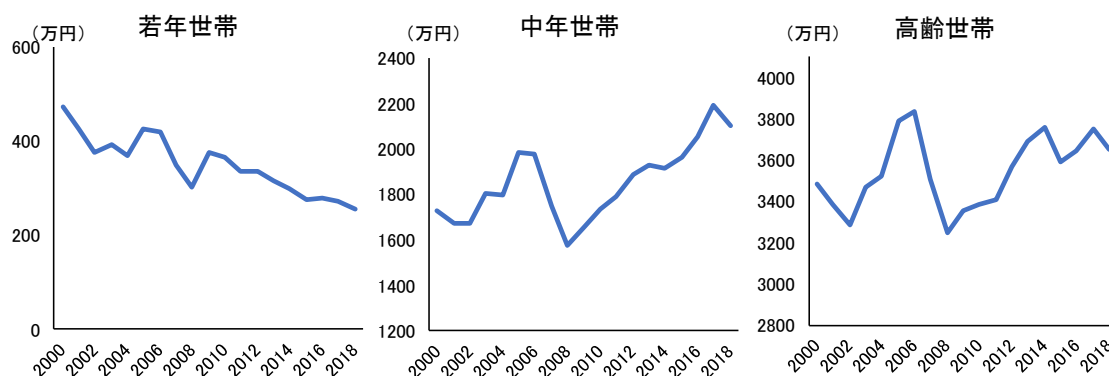
<sup>12</sup> 内閣府政策統括官(経済財政分析担当)(2019)は、二人以上の世帯における純金融資産の内訳の動向を確認し、39歳以下の世帯において「住宅・土地の負債」が増加していることを指摘している。

が考えられる。

金融資産と負債の双方の影響を考慮するため、消費関数の推計には「純金融資産（資産－負債）」の値が利用される場合が多く（例えば、内閣府（2018）や増淵（2000）など）、本稿でも同変数を利用する<sup>13</sup>。本稿ではSNAと整合的な形で消費・所得のデータを構築しているため、純金融資産についてもSNAの値をベンチマークとする。データは、簡易的ではあるが、全国消費実態調査と家計調査を利用し、「総世帯当たりの貯蓄額（負債額）×世帯数」により年齢階級別に分割ウェイトを作成することでSNAを案分した<sup>14</sup>。なお、SNAの金融資産・負債残高のうち、全国消費実態調査・家計調査で調査されている項目と概念が近い項目のみを利用し<sup>15</sup>、家計最終消費支出デフレーターにより実質化した。

上記の要領で作成した純金融資産について、世帯当たりの値をプロットしたのが図表8である。若年世帯では減少傾向で推移しているが、この背景としては住宅ローンの増加（負債の増加）が指摘できる。中年世帯では2008年に大きく減少したが、その後増加傾向に転じ、2017年には過去最高水準となっている。高齢世帯では2008年に減少、2014年頃まで増加傾向で推移していたが、それ以降は横ばい圏での推移となっている。2018年末では、若年世帯が250万円程度、中年世帯が2,100万円程度、高齢世帯が3,650万円程度であり、他の世帯と比較して若年世帯の純金融資産は非常に小さい。

図表8 純金融資産（実質、世帯当たり）



（資料）内閣府「国民経済計算」などによりみずほ総合研究所作成

<sup>13</sup> 住宅資産などの実物資産の影響を指摘するものもあるが（Hori and Niizeki (2017) など）、年齢階級別の時系列データとして住宅資産（市場価格）のデータを構築することは困難であると考え、本稿では金融資産・負債に限定した。

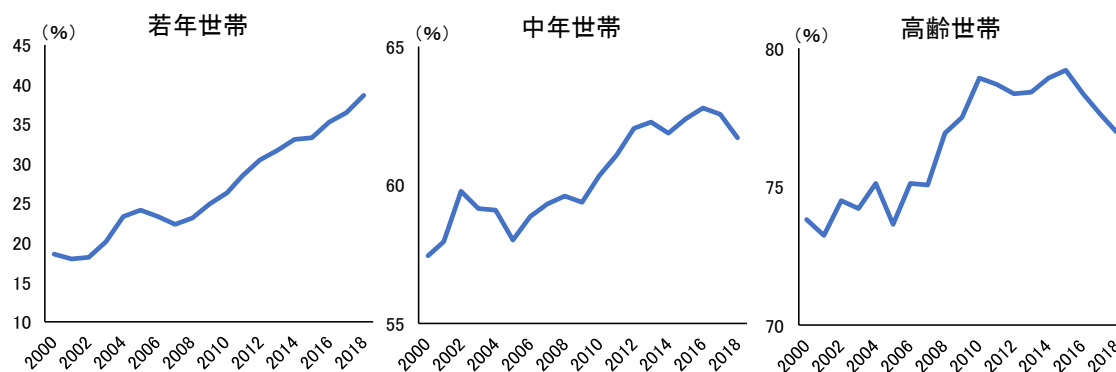
<sup>14</sup> 総世帯の値は「全国消費実態調査」でのみ利用可能であるため、5年毎における「全国消費実態調査」と「家計調査」の二人以上世帯との修正率（各項目における比率）を算出し、「全国消費実態調査」の公表がない年は、その修正率を線形補間した値で、二人以上世帯の値を総世帯ベースに疑似的に変換した。ただし、2015年以降は2014年の修正率で横置きしている。また、「家計調査」は年による振れを均すため3年中心移動平均の値を利用した。世帯数は補論1で作成したものと同一である。

<sup>15</sup> 具体的には、SNAの項目のうち、貯蓄額＝預金＋非生命保険準備金＋生命保険・年金保険受給権＋債務証券＋持分・投資信託受益証券、負債額＝民間金融機関貸出・住宅貸付＋公的金融機関貸出・住宅貸付＋民間金融機関貸出・消費者信用＋割賦債権・債務、とした。ただし、GDP統計と全国消費実態調査を比較すると、一定程度は概念の違いにより説明できるものの、回答漏れなどの影響により、全国消費実態調査の値が相当小さくなっていることが指摘されている（前田、2015）。

所得以外に消費に影響を与える2つ目の要因として、消費者マインドの変化による影響が指摘できる。マインドを変化させる要因としては、例えば、大雨・台風などの災害、イベントなどの自粛、政情不安なども考えられるが、本稿ではより長期的かつ構造的な要因である貯蓄動機の変化に注目する。吉川他（2014）は、消費が低迷している背景の一つとして、社会保障の将来に対する不安（老後などの将来の生活に必要な資金に対する不安）が高まっているため、人々が「予備的動機」による貯蓄を増やしていることを指摘している。こうした「将来不安」が消費低迷の背景であることは、他の報告書でも指摘されている<sup>16</sup>。

上記を踏まえ、消費関数の推計には、老後のための貯蓄動機の変数を加えることを考える。具体的には、金融広報中央委員会「家計の金融行動に関する世論調査」において、貯蓄の理由に「老後の生活資金」と回答した世帯の割合を年齢階級別に取得する（図表9）<sup>17</sup>。図表からは、若年世帯において、特に2000年代後半から上昇傾向で推移していることが確認できる。2018年の割合は40%程度と、2000年代前半の2倍程度にまで増加している。将来の期待成長率が高まらないなかで、より若い人ほど生涯所得を低く見積もる傾向があることが指摘されているが（鶴他、2019）、生涯の所得が少ない・社会保障が信用できないとの認識が若年層で広がっており、それが老後に対する貯蓄動機の高まりに繋がっている可能性が考えられる。中年世帯・高齢世帯においても、2000年代中頃より上昇傾向で推移しているが、上昇幅は若年世帯と比較すると小さい。また、どちらも近年ではやや割合が低下しており、老後の貯蓄動機が一服している可能性が考えられる。

図表9 貯蓄理由（「老後の生活資金」と回答した世帯割合・総世帯試算値）



（注）3年中心移動平均の値。

（資料）金融広報中央委員会「家計の金融行動に関する世論調査」などによりみずほ総合研究所作成

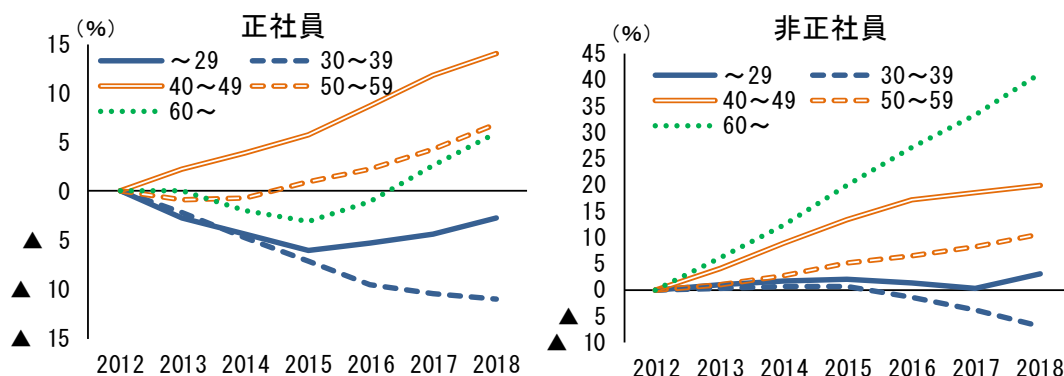
<sup>16</sup> 例えば、消費者庁（2019）、堂本・山田（2018）など。

<sup>17</sup> 具体的なデータの作成方法は以下の通り。「2人以上世帯」と「単身世帯」の値をそれぞれ年齢階級別に作成するが、2006年以前は単身世帯のデータが存在しない（または非常に少ない）ため、2人以上世帯と単身世帯のリンク係数（2007～09年平均）を作成することで、2006年以前の単身世帯のデータを疑似的に作成した。その後、総務省「国勢調査」における2人以上世帯数と単身世帯数のウェイト（間は線形補間し、2016年以降は国立社会保障・人口問題研究所による予測値を利用）により加重平均を行うことで、総世帯の値とした。また、同調査はサンプル数が必ずしも多くないなど、年による振れが懸念されるため、3年中心移動平均の値を利用する。

3つ目の要因として、正社員・非正社員という雇用形態の違いにより、所得と消費の関係性が異なる可能性を考慮する。非正社員の雇用者所得が将来の不確実性が高いもの・一時的なものと認識されていけば、所得と消費の伸びの乖離が大きくなる要因になる。標準的な消費のライフサイクル/恒常所得仮説に基づくと、一時的な所得の増加は消費の押し上げにつながりにくいと整理されるが、例えば、専業主婦だった女性がパートとして働くようになった場合に、このパート収入が一時的な性質が強いと見なされると、世帯所得は増加するが、消費の増加にはつながりにくいことが考えられる。

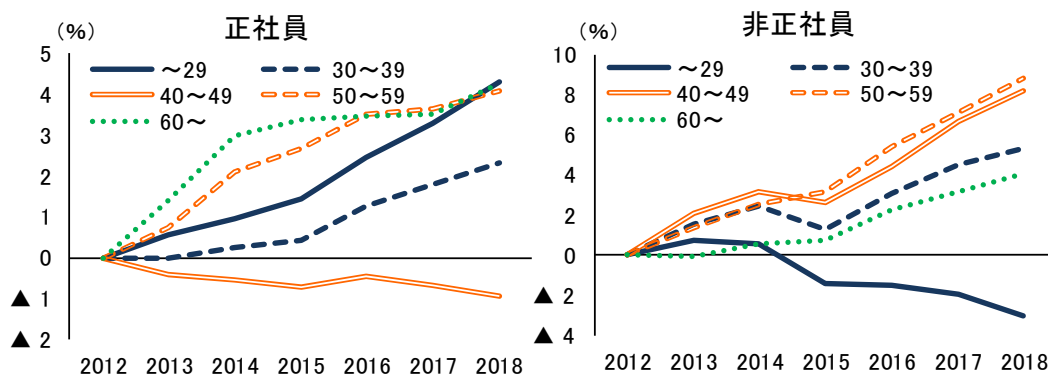
2012年末以降の景気回復期においては、所得が増加しているにもかかわらず消費が弱いことを特徴として指摘したが、この所得増加の背景を詳しく確認するため、雇用者所得（賃金×雇用者）に注目し、年齢階級別に賃金と雇用者数の整理を行う（図表10・11）<sup>18</sup>。

図表10 雇用者数の変化（対2012年比、3MA）



（資料）総務省「労働力調査」によりみずほ総合研究所作成

図表11 年収（賃金）の変化（対2012年比、3MA）



（資料）厚生労働省「賃金構造基本統計調査」「毎月勤労統計調査」によりみずほ総合研究所作成

<sup>18</sup> 賃金については厚生労働省「賃金構造基本統計調査」を利用し、年収＝定期給与（所定内＋所定外）×12 とするが、正社員のみこれに賞与を考慮する。ただし、同調査における特別給与は前年の値であることに加え、同じ事業所を調査していない関係から、時系列で比較すると変動が大きくなる可能性がある。そのため、厚生労働省「毎月勤労統計」のデータを利用し、「定期給与×夏季及び年末賞与の支給率（定期給与）×支給労働者割合」で計算される値を正社員に追加する。正社員は一般労働者・正社員と短時間労働者・正社員の加重平均、非正社員は一般労働者・非正社員と短時間労働者・非正社員の加重平均。また、グラフは雇用者・年収ともに3年後方移動平均の値。

まず、若年層（～39歳）の雇用者数は、人口が減少していることもあって、全般的に減少傾向で推移しているが、～29歳の非正社員のみ微増となっている。賃金をみると、30～39歳の正社員・非正社員はともに緩やかに増加し、2018年対2012年比はそれぞれ+2.3%、+5.3%である。～29歳の正社員の賃金は30～39歳の増加率を超える高い伸び率となっているが、～29歳の非正社員の伸びはマイナスである。ただし、～29歳の非正社員の賃金は時給ではプラスであるため<sup>19</sup>、より労働時間が短い形での就労が増えていると考えられる。

中年層（40～59歳）の雇用者数は全般的に増加傾向で推移しており、特に40～49歳の伸びが正社員・非正社員ともに高いことが確認できる。一方、賃金については、2018年対2012年比が高い順に、50～59歳の非正社員（+8.8%）、40～49歳の非正社員（+8.2%）、50～59歳の正社員（+4.1%）、40～49歳の正社員（▲0.9%）となっており、40～49歳の正社員のみマイナス圏での推移となっている。この背景として、同年代における昇進が遅くなっている可能性が指摘される。内閣府（2018）では、2015～17年と10年前との間で年齢階級別の管理職（課長・部長）割合を比較しているが、全般的に40代の割合が低下し、50代の割合が上昇していることを確認している。年次・年齢を基準に昇進を管理している企業において、より高齢の雇用者における役職を確保するため、40代が犠牲となっている可能性が考えられる。このため、40～59歳でまとめて正社員の賃金をみると、2018年対2012年比は+1.5%と、他の年代と比べて伸び悩む姿となる（～39歳：+2.8%、60歳～：+4.6%）。

なお、高齢層（60歳～）では、労働参加の進展により、非正社員数の増加が非常に顕著で、2018年の対2012年比は約+40%となっていることや、正社員・非正社員ともに賃金が増加傾向で推移していることなどが特徴として指摘できる。

非正社員の所得は不確実性が高い（一時的な性質が強い）との認識が家計にある場合、消費に対しては正社員の雇用者所得が重要な要素となるが、他の年代と比較して中年世帯では正社員の賃金が伸び悩んでいるため、消費が力強さを欠く原因となっている可能性が考えられる。正社員と異なり、中年層の非正社員賃金は高い伸び率となっているため、中年層全体でみた雇用者所得は堅調に増加している。しかし、家計が非正社員の所得を恒常的なものと認識していない場合、非正社員が牽引する所得増加では所得の伸びほどに消費は伸びない可能性が想定される。

## 4：年齢階級別の消費関数の推計

### （1）推計モデル

前節で指摘した3つの変数（要因）と所得を説明変数とした消費関数を推計する。これにより、前節の3つの要因が消費に対して本当に影響を与えているのか、コロナ危機前の景気回復期における消費の動向はこれらの要因でどこまで合理的に説明できるのか、について検証する。

推計は若年世帯、中年世帯、高齢世帯のそれぞれに分けて行うが、若年世帯と中年世帯の推計式は以下の通りである。

<sup>19</sup> 時給では～29歳の2018年対2012年比は+7.9%であり、他の年齢階級とおおむね同程度の伸びである。

$$\ln C_t = \alpha + \beta_1 \ln(Y_t * fr_t) + \beta_2 \ln(Y_t * (1 - fr_t)) + \beta_3 \ln A_t + \beta_4 M_t + \varepsilon_t$$

$C_t$ は消費、 $Y_t$ は可処分所得、 $A_t$ は純金融資産（図表8）、 $M_t$ は貯蓄理由（老後の生活資金）の割合（図表9）、 $fr_t$ は雇用者所得のうち正社員の雇用者所得の割合（図表10・11より試算<sup>20</sup>）、 $\varepsilon_t$ は誤差項、である。可処分所得の内訳は雇用者所得だけではないため必ずしも正確な値ではないが、 $Y_t * fr_t$ が正社員の可処分所得、 $Y_t * (1 - fr_t)$ が非正社員の可処分所得を近似できると仮定している<sup>21</sup>。雇用者所得割合のデータ制約から、推計期間は2000～2018年である。

高齢世帯については、以下の推計式を推計する。

$$\ln C_t = \alpha + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln A_t + \beta_3 M_t + \varepsilon_t$$

高齢世帯についても、正社員と非正社員との間で消費に対する影響が異なる可能性もあるが、高齢層が非正社員として働くことは珍しくなく、若年層や中年層と比較すると非正社員で働くことによる将来の所得リスクは意識されづらいと考えられる。また、若年世帯や中年世帯と異なり無職世帯も多いことから、可処分所得を近似的に分割するのはデータ上困難であるため、高齢世帯では前節で指摘した3点目の要因は働かないと仮定する。推計期間は1999～2018年である。

上記の推計式を推計する際に特に問題となるのが、サンプル数の少なさであろう。20年弱の時系列データではあるものの、セミマクロデータは年ベースでの推計のため、サンプル数が限定される。そのため、最小二乗法（OLS）による推計を行った場合に、過剰適合などの問題により、各係数の値が理論上考えづらい値となることが懸念される。この問題に対処するため、本稿では事前分布（prior）の設定が可能となるベイズ推定を利用する。ベイズ統計では各パラメータは確率分布で表現され、データにより事前分布を「更新」することで事後分布（posterior）が推定される。データ数が少なくても、データと事前分布の情報を有効に活用できれば、より精度の高い消費関数の推計が可能となることが期待される。ただし、精度の向上に向けては事前分布が非常に重要な要素となるため、以下ではその設定方法について考察する。

事前分布については、先行研究の情報が利用可能である可処分所得と純金融資産にかかる係数について設定を行う。所得の係数は若年・中年世帯では、正社員・非正社員とで2種類の係数があるが、事前分布は双方とも同じものを与える。また、頑健性を高めるため、所得と資産の事前分布は $\beta$ 分布と正規分布の2種類を用意する（以下、 $\beta$ 分布の設定を「事前分布1」、正規分布の設定を「事前分布2」と呼ぶ）。それ以外の係数とモデルの分散については、ほぼ無情報（non-informative）に近い事前分布を設定した<sup>22</sup>。なお、推定はMarkov Chain Monte Carlo（MCMC）を用い、chain数：2、MCMCサイズ：4万、burn-in：4万、thinning：3と設定した。

<sup>20</sup> 図表10・11で利用した雇用者数と年収の値より、正社員数×正社員の賃金÷（正社員数×正社員の賃金+非正社員数×非正社員の賃金）で計算した。賃金については、正社員・非正社員としてデータを利用できるのが2005年以降であるため、2000～04年については各系列において、厚生労働省「毎月勤労統計調査」における一般（またはパート）の現金給与総額と単回帰を行い（期間：2005～14年）、その推計結果を利用することで簡易的に算出した。なお、一般・パートのうち、どちらの値を使うかについては、2005～14年における相関が高い方を選んだ。また、雇用者数の2000年・2001年は、総務省「労働力調査特別調査」を利用している。

<sup>21</sup> 正社員の雇用者所得の割合は、若年世帯には若年層（～39歳）、中年世帯は中年層（40～59歳）の値を利用している。

<sup>22</sup> 所得と資産以外の係数はN（0, 100000）、モデルの分散はInvGamma（0.01, 0.01）の事前分布を与えている。



可処分所得の弾力性の事前分布の考え方は以下の通りである。内閣府（2013）や増淵（2000）は高齢世帯（60歳～）と非高齢世帯（～59歳）に分けて消費関数を推計しているが、彼らの分析結果を踏まえると、所得弾力性は「高齢世帯>非高齢世帯」と考えられる。より最新のデータまで利用している内閣府（2013）の推計結果によると、高齢世帯の弾力性は0.49、非高齢世帯の弾力性は0.44である。また、内閣府（2010）によると、若年世帯（～39歳）と中年世帯（40～59歳）における限界消費性向の値はそれぞれ0.35程度であり、弾力性に換算すると0.37～0.38程度となる<sup>23</sup>。以上を踏まえ、所得弾力性の事前分布は、高齢世帯は0.5程度、若年世帯と中年世帯は0.4程度が最頻値となるような分布を考える。事前分布1では若年・中年世帯： $\beta$ （3, 4）、高齢世帯： $\beta$ （4, 4）と仮定、事前分布2では、若年・中齢世帯： $N$ （0.4, 0.03）、高齢世帯： $N$ （0.5, 0.03）と仮定する。なお、事前分布2の分散は若年・中年において約99%の確率で弾力性がゼロ以上となるように設定し、高齢者にも同じ分散を当てはめた。

次に、純金融資産の弾力性の事前分布について考察する。内閣府（2013）の推計結果を踏まえると、弾力性は「高齢世帯>非高齢世帯」と考えられる。同分析では、株とそれ以外の純金融資産とに分けて弾力性を推計しているが、株については両者ともに有意である一方、株以外の純金融資産の弾力性は非高齢世帯では有意でなかった。ただし、竹澤・松浦（1998）の推計結果では、非高齢世帯において株以外の金融資産も消費に影響を与えていることが示されているため、若年・中年世帯における純金融資産の効果はやや不透明である。また、仮に非高齢世帯でプラスであっても、若年世帯と中年世帯に分割した際に双方でプラスとなるとは限らない。一般的に、若年層については資産がない世帯も多く資産効果が低いことが想定されるため、本稿では弾力性の大きさを「若年世帯 $\leq$ 中年世帯<高齢世帯」と仮定する。その上で、高齢世帯については、内閣府（2013）の結果を利用し、0.3程度が最頻値となるような分布を考え、事前分布1： $\beta$ （3, 5）、事前分布2： $N$ （0.3, 0.0225）とする。なお、事前分布2の分散は（平均 $-2 \times$ 標準偏差）がゼロとなるように設定した。若年層・中年層では、高齢世帯の設定よりもやや低い値になると想定し、事前分布1では全般的に「若年世帯<中年世帯」となるように設定し、事前分布2では若年・中年世帯ともに分布の平均が高齢世帯の半分であるが分散は同じであるとした。具体的には、事前分布1は若年世帯： $\beta$ （1, 5）、中年世帯： $\beta$ （2, 5）、事前分布2は若年・中年世帯： $N$ （0.15, 0.0225）である。

## （2）推計結果

ベイズ線形回帰の結果について年齢階級別に確認する（図表12）。係数の事前分布・事後分布の形状については補論3を参照されたい。

若年世帯では、事前分布の違いによる差はそれほど大きくないことが確認できる。所得に対する弾力性は、平均値・中央値でみて正社員・非正社員ともに0.4弱となっており、正社員と非正社員の違い

<sup>23</sup> 本稿で推計したセミマクロデータにおいて、世帯当たりの名目所得（1999～2018年の平均）は、若年（中年）世帯では375（771）万円である。ここから所得が1%増加し、うち0.35程度が消費に回ると想定すると、消費は約1.3（2.7）万円増加する計算になる。世帯当たりの名目消費（1999～2018年の平均）は、若年（中年）世帯では355（719）万円であるので、比率で見ると0.37～0.38%程度の消費の増加となる。

によって、所得と消費の関係性が異なるとの仮説は、若年世帯ではあまり当てはまらないことが示唆される。推計は非正社員率が高まった2000年以降であるため、若年世帯の間では非正社員の雇用形態がより一般的なものとして認識されるようになった可能性も考えられる。純金融資産の弾力性をみると、中央値・平均値で0.1弱であり、事後分布は事前分布と比較してよりゼロに近い分布に更新されている。若年世帯では純金融資産額も少なく、資産から消費へのパスは限定的であると考えられる。一方、貯蓄動機の係数は、事後分布の90%の信用区間 (equal-tailed interval) で事前分布1・2ともにマイナスとなっており、予備的な貯蓄動機の高まりが若年世帯における消費性向を押し下げる主要因であった可能性が指摘できる。

次に、中年世帯を確認すると、若年世帯と異なり所得の弾力性が正社員と非正社員とで大きく異なっている。事前分布の設定によって弾力性の値が異なる点はやや問題ではあるが、正社員の弾力性が高い一方、非正社員の弾力性が低くなる傾向にある点は共通している。中年世帯では、非正社員による所得が、不確実性が高い所得や一時的な所得として認識されている可能性が考えられる。上記で確認したように、近年における中年世帯の雇用所得の増加は、非正社員による寄与が大きく、正社員の賃金には伸び悩みが見られていた。本稿の推計結果を踏まえると、所得の伸びが正社員と非正社員で異なることが、中年世帯の消費が伸びない要因の一つである可能性が指摘できる。また、純金融資産については、若年世帯よりはプラスに寄与していることが伺える。事前分布の設定によってやや値が異なる点には留意が必要だが、0.1~0.2程度となる確率が高くなっており、純金融資産から消費へのパスがある程度は確認できる結果となっている。貯蓄動機については、若年世帯と同様に、90%の信用区間でマイナスの係数となっており、若年世帯と同様に、中年世帯においても、老後に対する予備的動機が消費の下押し材料となっていた可能性が考えられる。

高齢世帯をみると、可処分所得と純金融資産の弾力性の事後分布は、事前分布より右にシフトしており、両者は若年・中年世帯と比較して高い値となる確率が高い。事前分布1と2の差も比較的小さく、平均値・中央値では、所得の弾力性が0.6程度、資産の弾力性が0.5程度である。高齢世帯では、他の世帯と比較して、所得や純金融資産からの影響を非常に受けやすいことが示唆される。一方、貯蓄動機については、他の年代と異なり、90%の信用区間でプラスの係数であるとの結果が得られた。この係数の解釈として、生涯所得の増加が、現在の消費を増加させるとのパスが存在している可能性が考えられる。つまり、今後に備えて貯蓄するだけの資金的なゆとりが増えた(=老後のための貯蓄動機が高まった)ことが、生涯で使える所得が増加したとの認識につながり、貯蓄と同時に現在の消費額も増やす家計が多かったことが想定される。

図表 12 推計結果

	平均	標準 偏差	分布						
			5%	25%	50%	75%	95%		
若年	可処分所得(正社員)	0.376	0.143	0.155	0.274	0.372	0.475	0.611	
	可処分所得(非正社員)	0.370	0.120	0.179	0.286	0.366	0.451	0.572	
	事前 分布1	純金融資産	0.091	0.069	0.007	0.037	0.077	0.131	0.223
	老後のための貯蓄	-0.012	0.003	-0.017	-0.014	-0.012	-0.010	-0.007	
	定数項	1.672	0.596	0.755	1.251	1.706	2.018	2.677	
	分散	0.003	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.005	
	可処分所得(正社員)	0.367	0.175	0.095	0.244	0.357	0.483	0.668	
	可処分所得(非正社員)	0.371	0.117	0.182	0.292	0.370	0.449	0.564	
	事前 分布2	純金融資産	0.088	0.099	-0.071	0.021	0.087	0.154	0.252
	老後のための貯蓄	-0.012	0.004	-0.019	-0.015	-0.012	-0.009	-0.005	
定数項	1.722	0.823	0.190	1.147	1.842	2.297	2.926		
分散	0.003	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.005		
中年	可処分所得(正社員)	0.598	0.151	0.340	0.493	0.605	0.711	0.833	
	可処分所得(非正社員)	0.209	0.109	0.064	0.128	0.193	0.271	0.412	
	事前 分布1	純金融資産	0.206	0.094	0.065	0.137	0.198	0.265	0.372
	老後のための貯蓄	-0.022	0.010	-0.039	-0.028	-0.021	-0.015	-0.007	
	定数項	1.536	1.005	-0.037	0.799	1.500	2.251	3.217	
	分散	0.003	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.005	
	可処分所得(正社員)	0.403	0.140	0.169	0.312	0.406	0.498	0.627	
	可処分所得(非正社員)	0.072	0.142	-0.153	-0.025	0.067	0.164	0.312	
	事前 分布2	純金融資産	0.108	0.094	-0.049	0.045	0.109	0.173	0.260
	老後のための貯蓄	-0.017	0.010	-0.035	-0.024	-0.017	-0.011	-0.002	
定数項	3.124	0.925	1.657	2.503	3.095	3.715	4.687		
分散	0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.004		
高齢	可処分所得	0.579	0.150	0.328	0.482	0.586	0.684	0.808	
	事前 分布1	純金融資産	0.527	0.102	0.362	0.459	0.528	0.596	0.692
	老後のための貯蓄	0.017	0.009	0.005	0.012	0.016	0.022	0.032	
	定数項	-2.798	0.407	-3.460	-3.062	-2.797	-2.537	-2.134	
	分散	0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.004	
	可処分所得	0.637	0.153	0.386	0.535	0.638	0.741	0.882	
	事前 分布2	純金融資産	0.486	0.098	0.326	0.419	0.487	0.552	0.646
	老後のための貯蓄	0.017	0.009	0.003	0.010	0.016	0.023	0.033	
	定数項	-2.801	0.412	-3.469	-3.065	-2.800	-2.537	-2.121	
	分散	0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.004	

(注) 事前分布1は、可処分所得：若年世帯  $\beta(3, 4)$ 、中年世帯  $\beta(3, 4)$ 、高齢世帯  $\beta(4, 4)$ 、純金融資産：若年世帯  $\beta(1, 5)$ 、中年世帯  $\beta(2, 5)$ 、高齢世帯  $\beta(3, 5)$ 。事前分布2は、可処分所得：若年世帯  $N(0.4, 0.03)$ 、中年世帯  $N(0.4, 0.03)$ 、高齢世帯  $N(0.5, 0.03)$ 、純金融資産：若年世帯  $N(0.15, 0.0225)$ 、中年世帯  $N(0.15, 0.0225)$ 、高齢世帯  $N(0.3, 0.0225)$ 。その他の事前分布は、貯蓄と定数項： $N(0, 100000)$ 、分散：InvGamma  $(0.01, 0.01)$ 。推定はMCMCにより行い、設定はchain数：2、MCMCサイズ：4万、burn-in：4万、thinning：3。

(資料) 内閣府「国民経済計算」などによりみずほ総合研究所作成

### (3) 2013～18年の消費動向の寄与度分解

上記の推計結果を用いて、2013～18年の景気回復期における消費の変化がどの程度合理的に説明されるのか（どの要因が消費の押し上げ・押し下げに寄与していたのか）について年齢階級別に確認していくこととしたい。議論の簡素化のため、定数項は一定とし、各説明変数の係数における事後分布の平均、25%、75%の3値（各値は事前分布1と2の結果の平均）を利用して、消費の変化率（2018年の対2012年変化率）に対する各変数の寄与を計算した。図表13がその結果であり、棒グラフが事後分布の平均を利用して計算した値、高低線の両端が25%・75%の係数を利用して計算した値に対応する。なお、より基調的な動きを把握するため、計算にはすべて3年後方移動平均の値を利用している。

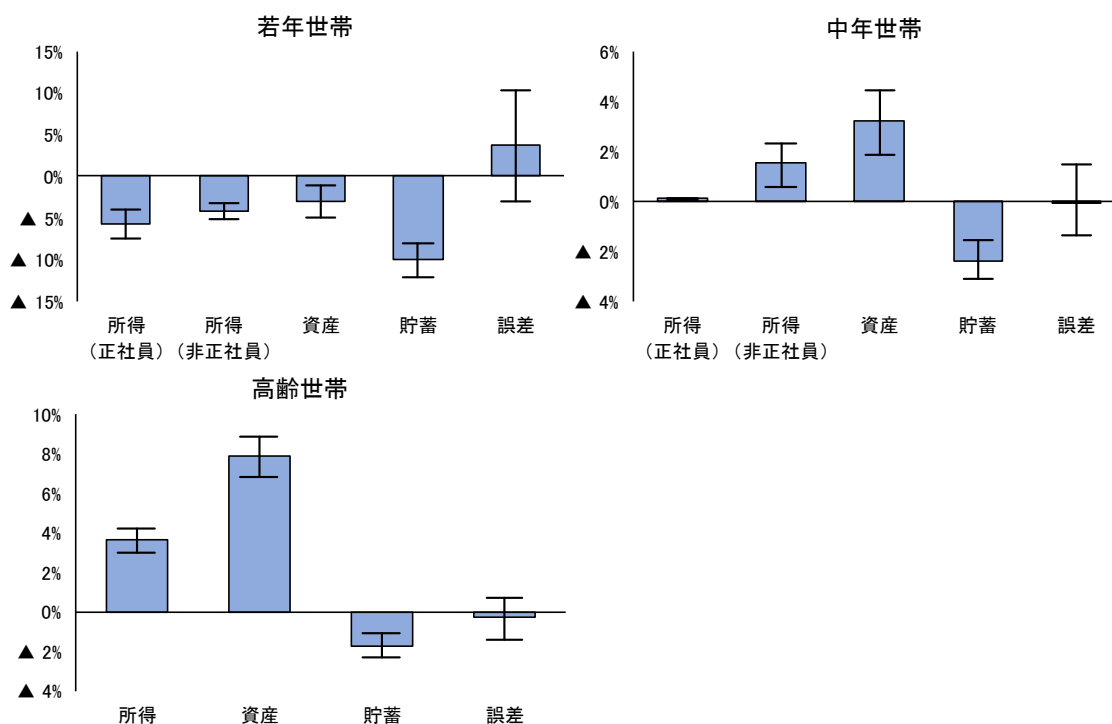
若年世帯の消費の変化率は約▲19%であり、平均値ベースの寄与は、所得（正社員）：約▲6%Pt、所得（非正社員）：約▲4%Pt、純金融資産：約▲3%Pt、貯蓄動機：約▲10%Pt、誤差：約+4%Ptとなっている。老後の貯蓄動機の高まり（将来いくら必要かわからないことに対する不安）が若年層の消費が伸びない主な要因であると考えられる。老後の貯蓄動機の係数は90%の信用区間でもマイナスであるため、この要因が消費の下押しとなっている可能性は高い。所得は、正社員と非正社員の係数がおおむね同程度であったが、雇用者数の減少率が相対的に正社員の方が大きいことが要因となり、マイナス寄与は正社員の方がやや大きくなっている。また、住宅ローンの増加によって減少傾向にある純金融資産についても、50%の確率で▲1～▲5%Pt程度の範囲にあり、一定程度消費の下押しに寄与している。誤差が約4%Ptのプラスであるため各要因が全般的にやや押し下げすぎている面があるが、実際の減少率である約▲19%は、理論値の25～50%の確率分布内に入り、消費関数はおおむね動向を説明できていると考えられる。

中年世帯は、全体では約+2%の増加であり、平均値ベースの寄与は、所得（正社員）：約0%Pt、所得（非正社員）：約+2%Pt、純金融資産：約+3%Pt、貯蓄動機：約▲2%Pt、誤差：約0%Ptである。中年世帯では、非正社員の所得は一時的かつ不確実性が高いと認識されている可能性があり、所得弾力性は「正社員>非正社員」であった。しかし、肝心の正社員の賃金は伸び悩み、非正社員の人数・賃金の増加が所得増加の主因であったことが、中年世帯全体でみた所得の伸びと比較して消費が伸び悩んだ要因と考えられる。また、中年世帯における純金融資産の増加は、消費を下支えする要因となっているが（50%の確率で+2～+4%Pt程度）、貯蓄動機の高まりがその効果をほぼ相殺する形となっている（50%の確率で▲2～▲3%Pt程度）。

高齢世帯は、全体では約+9%の増加であり、平均値ベースの寄与は、所得：約+4%Pt、純金融資産：約+8%Pt、貯蓄動機：約▲2%Pt、誤差：約0%Ptである。高齢世帯の消費には、資産や所得の動きが重要であり、特にコロナ危機前の景気回復期における消費の伸びに対しては、純金融資産の増加による影響が大きかったことが指摘できる。貯蓄動機は50%の確率で▲1～▲2%Ptであるが、他の年代とは異なり、高齢世帯における同変数の係数はプラスである。高齢世帯の老後の貯蓄動機は2015年頃より低下傾向で推移しており、今後の資金面のゆとりが低下した（生涯で利用できる所得が低下した）との認識が、現在の消費の減少につながった可能性が考えられる。ただし、貯蓄動機による変化は相対的に小さいため、高齢世帯では資産と所得により消費の変動はおおむね説明可能で

あることが示唆される。

図表 13 消費変化率（2018年の対2012年変化率）に対する寄与（3MA）



（資料）内閣府「国民経済計算」などによりみずほ総合研究所作成

## 5：まとめ

本稿では、先行研究を基にGDP統計と統合的な年齢階級別の消費・所得データ（セミマクロデータ）を時系列で推計し、同データを利用した消費関数の推計を行うことで、2012年末を谷とする景気回復期（～18年末）における消費の弱さの構造的要因について考察を行った。推計したセミマクロデータをみると、世帯当たりの消費は若年・中年世帯を中心に伸び悩んでおり、若年・中年世帯の平均消費性向は中期的に低下傾向にあること、高齢世帯では2014年頃まで平均消費性向が上昇傾向にあったがその後は若干の低下傾向に転じていることなどが確認された。

消費関数の推計は、サンプルサイズが少ないという推計上の欠点を補うためベイズ線形回帰により行った。推計結果を基に、2013～18年の消費の動きを考察すると、若年世帯では期待生涯所得の低下や社会保障に対する不安などから、老後に備えるための貯蓄動機が高まっており、消費を下押しする主因になっている。中年世帯では、貯蓄動機の高まりに加え、賃金の増加が非正社員に偏り正社員（主に40代）の賃金が伸び悩んでいることが、消費の低迷の背景にあることが推察される。推計結果を踏まえると、所得弾力性は「正社員>非正社員」になっているとみられ、中年世帯では正社員と比較して非正社員の所得は不確実性の高いもの・一時的なものと認識されている可能性が考えられる。この期間の中年世帯の所得増は非正社員に牽引されたものであったため、所得の伸びほどに消費が伸びなかった可能性が指摘できる。一方、高齢世帯の消費については、貯蓄動機による影響もみられるが、

所得と純金融資産の動向により、おおむね説明可能であると考えられる。

今回の分析結果を踏まえ、今後の政策課題について簡単に考察する。第一に、貯蓄動機の高まりの背景には、生涯所得の低下や将来不安の指摘があり、こうした要因を取り除くための政策対応が必要となる。例えば、年金制度に対する国民の信用を高める改革を行うなどの対応が考えられる。将来不安の解消・緩和への対策がない場合、若年世帯を中心に消費は下押しされたままであり、新型コロナウイルスが終息したとしても消費の基調が弱いものとどまる一因となる。

第二に、非正社員の待遇向上を図ることが重要である。足元では、新型コロナウイルスにより、非正社員を中心に雇用者数が減少しており、非正社員の所得が一時的なものであるとの認識が一層高まった可能性がある。今後の回復期における雇用者の戻り方が危機以前と同じ（正社員と非正社員の格差が同じ）であれば、雇用者所得が伸びても消費が伸びないという状況が繰り返される可能性は高い。例えば、同一労働・同一賃金の政策を加速することで正社員・非正社員の所得格差を緩和するなどの対応が求められる。

第三に、新型コロナウイルスの影響で、高齢者が労働市場から退出する動きが見られているため、感染症の影響が一巡した後は、積極的な労働参加を後押しする政策対応が必要であろう。純金融資産を政策的にコントロールすることは難しいため、高齢世帯の消費の促進には、可処分所得の増加が重要であると考えられる。その際、高齢者のスキルが活かされる形での労働参加や、高齢者雇用が若年層・中年層の雇用・賃金を阻害しないようにすることが重要となろう。

最後に、今後の分析課題についても指摘したい。まず、貯蓄動機の高まりの背景について、不安の原因を特定するための因果推論の分析を行うことが重要である。上記では年金制度を指摘したが、それ以外の要因も含め、どの要因が将来不安に対する影響力が強いのかを特定することで、将来不安の解消・緩和に向けて真に必要な政策が明らかになると考えられる。また、40代の正社員賃金が伸び悩む背景の一つとして、本論では年功序列の雇用慣行が影響している可能性を指摘したが、この背景についての詳細な分析を行うことで、必要な雇用制度改革の内容を明らかにしていくことも重要である。同時に、若年層・中年層の雇用・所得に悪影響を与えることなく、高齢者が活躍できるために求められる雇用制度についても、精緻な分析に基づき、慎重に検討していく必要がある。

## 参考文献

- 宇南山卓・古村典洋（2014）「株価が消費に与える影響：アベノミクス期を用いた資産効果の計測」『PRI Discussion Paper Series』 No.14A-09
- 河越正明・前田佐恵子（2013）「家計の行動とSNA～SNA分布統計を用いた分析例～」『New ESRI Working Paper』 No. 28
- 消費者庁（2019）『令和元年版 消費者白書』
- 竹澤康子・松浦克己（1998）「我が国家計の消費関数の実証分析：マイクロデータによる分析」『国民経済雑誌』 178(5) :79-97
- 鶴光太郎・前田佐恵子・村田啓子（2019）『日本経済のマクロ分析 低温経済のパズルを解く』日本経済新聞出版社
- 堂本健太・山田祐太郎（2018）「将来不安が貯蓄率を押し上げ」経済百葉箱第125号
- 内閣府（2010）「世帯属性別の限界消費性向」『平成22年度 年次経済財政報告』第2-2-14図
- 内閣府（2013）「消費関数の推計」『平成25年度 年次経済財政報告』付注1-3
- 内閣府（2018）『平成30年度 年次経済財政報告』
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2019）「家計部門の構造変化」『日本経済2018-2019』第2章
- 日本政策投資銀行（2017）「家計の住宅ローンの拡大が及ぼす消費への影響」『DBJ Monthly Overview』5月号
- 浜田浩児（2012）「2009年SNA 分布統計の推計」『季刊国民経済計算』 No. 148
- 前田佐恵子（2015）「家計の金融資産・負債について」『フィナンシャル・レビュー』122号
- 前田佐恵子・梅田政徳（2013）「SNA 分布統計における消費・貯蓄についての再推計」『季刊国民経済計算』 No. 150
- 増淵勝彦（2000）「高齢者世帯・非高齢者世帯別のマクロ消費関数の推計」『季刊社会保障研究』第36巻第1号
- 山崎朋宏・酒巻哲朗（2018）「SNA の枠組みにおける家計詳細勘定の再推計」『ESRI Research Note』 No. 42
- 吉川洋・山口廣秀・大嶋秀雄（2017）「低迷する消費」日興リサーチセンター 2017年10月30日
- International Monetary Fund (2017), “Benchmarking and Reconciliation”, *Quarterly National Accounts Manual*, Chapter 6
- Masahiro Hori and Takeshi Niizeki (2017), “Housing Wealth Effects in Japan: Evidence Based on Household Micro Data”, *ESRI Discussion Paper Series* No.339

## 補論1：データの推計について

セミマクロデータは、①世帯数の推計、②補助系列の作成、③本系列の作成の3ステップにより推計した。推計のベンチマークとなるのは、山崎・酒巻（2018）のデータであり、彼らの世帯属性別のデータは08SNAと完全に一致する形で作成されている<sup>24</sup>。本稿で利用するのは年齢階級別の値であるが、彼らのデータは「世帯当たり×世帯数」の値である一方、補助系列として利用する「家計調査」は世帯当たりのデータであるため、まずは世帯数のデータが必要となる。

### ① 世帯数の推計

総世帯数は、総務省「国勢調査」をベンチマークとし、総務省「労働力調査」の世帯数データを補助系列として利用することで補完推計を行った。具体的には、2000年の国勢調査の値をベンチマークとして、労働力調査の世帯数の伸び（前年比）で延伸する。ただし、延伸した2005年の値は、国勢調査の2005年の値と異なるため、2005年の延伸値が国勢調査の値と等しくなるとの制約条件の下、2001～2005年の労働力調査の伸びとの誤差（残差平方和）が最小になるような「修正伸び率」を作成した。以上のプロセスを繰り返し、2015年までの各年の総世帯数を作成した。2016年以降の総世帯数については「労働力調査の前年比—2011～15年における「労働力調査の前年比—修正伸び率」の平均値」により延伸した<sup>25</sup>。年齢階級別の世帯数については、国勢調査の値を線形補間することで<sup>26</sup>、各年における年齢階級別の世帯割合を計算し、作成した総世帯数を案分することで求めた。

### ② 補助系列の作成

次に、ベンチマークの間を補完推計するための、補助系列を作成する。消費については、2003～17年は総務省「家計消費指数」の総世帯・年齢階級別（～39歳、40～59歳、60歳～）の消費支出・前年比を利用する<sup>27</sup>。ただし、持ち家率の影響を除去するため「住居」は除いた。2002年以前の前年比は、総務省「家計調査」の二人以上の世帯（2000年の前年比は農林漁家世帯を除く）を利用した。2018年は総務省「家計調査」の総世帯・年齢階級別の消費支出（除く住居等）（変動調整値）による前年比を利用した。

所得は、～59歳の世帯は総世帯・勤労者世帯の可処分所得の値を利用する<sup>28</sup>。60歳～の世帯については、無職世帯と勤労者世帯の可処分所得の加重平均により求めたが、この際「無職世帯を除く勤労者以外の世帯」における可処分所得は勤労者世帯の値と等しいと仮定してウェイトを調整した。ただし、2002年以前の値については、総世帯ではなく二人以上の世帯（2000年の前年比は農林漁家世帯を除く）の値であり、2018年は変動調整値による前年比を利用した。

<sup>24</sup> ただし、厚生労働省「毎月勤労統計」の問題を受け、所得のデータが遡及改定されたため、彼らのデータは現行の公表値とは完全に一致していない部分がある。本稿では、そのような公表値との差分を案分して利用している。

<sup>25</sup> 1999年の世帯数も必要であるが、同値は1995年と2000年の国勢調査の値を線形補間した値により求めた。

<sup>26</sup> 2015年と2020年の間については、国立社会保障・人口問題研究所による予測値を利用して線形補間を行った。

<sup>27</sup> 2016年の～39歳の消費の前年比は約▲8%であり、金融危機以上の大幅な減少となる。2016年の景気状況を踏まえると、この減少はサンプルの振れによる可能性が高いため、2016年のみ30～39歳の総世帯の前年比を利用した。

<sup>28</sup> 所得の補助系列は、すべて総務省「家計調査」により作成した。



### ③ 本系列の作成

山崎・酒巻（2018）のデータを①で作成した世帯数で割ることで、世帯当たりの消費・所得額が計算できる。1999年の値をベースとし、②の補助系列を利用して延伸するが、この時、a) 各年の年齢階級別の合計値はSNAの消費・所得と一致する、b) 年齢階級別のデータは5年毎のベンチマーク値と一致する、という2つの制約条件の下、補助系列の前年比との差分（残差平方和）を最小にするような「修正前年比」を別途計算した。具体的には、以下の通り。

$$\min \sum_{a_{g,t}} \sum_{g,t} \{w_{g,t} * (a_{g,t} - b_{g,t})^2\}$$
$$\text{s. t. } \sum_g (a_{g,t} * C_{g,t-1} * N_{g,t}) = C_t \quad (\text{上記 a の条件})$$
$$\prod_t C_{g,0} * a_{g,t} = C_{g,5} \quad (\text{上記 b の条件})$$

ここで、 $a_{g,t}$ :修正前年比、 $b_{g,t}$ :補助系列（前年比）、 $C_{g,t}$ :ベンチマーク、 $N_{g,t}$ :世帯数、 $w_{g,t}$ :世帯数の逆数、 $g$ :世帯区分（若年世帯、中年世帯、高齢世帯）、 $t$ :時間(1~5)である。

ただし、山崎・酒巻（2018）のベンチマークは2014年までなので、2015年以降については、一定の仮定の下での算出が必要となる。基本的には、上記 a) の制約式のもと、補助系列を用いて試算するが、b) の制約条件がない分、試算値は補助系列の動きをより反映したものとなる。補助系列として利用している家計調査は、年単位でも振れが大きくなる場合があるため、2015年以降の補助系列については、3年中心移動平均の前年比を利用し（2018年のみ17・18年平均）、より基調的な動き（安定的な動き）が反映されるようにした。

所得については厚生労働省「賃金構造基本統計調査」を用いて2018年のベンチマークを別途作成した。具体的には、同調査より～39歳、40～59歳、60歳～の一人当たり年収の2017・18年平均と2013・14年平均の値を作成する<sup>29</sup>。この年収と同期間における家計調査の総世帯における有業人員数を掛け合わせた値について、2017・18年の対2013・14年比を作成する<sup>30</sup>。この比率を用いて2014年のベンチマークの値を延伸し、2018年の値を作成した。ただし、この延伸値の年齢階級別の合計は2018年のSNAの公表値と一致しないため、これまで同様の考え方により合計が一致するように伸び率を修正した。

最後に、デフレーターについては、SNAで公表されている12目的別分類別のデフレーターを山崎・酒巻（2018）の値（名目値）により年齢階級別に加重平均する。これにより年齢階級別のデフレーターが作成できるが、実質値の単純合計は公表値とは一致しない。デフレーターは連鎖であるため、実質値の合計が全体と一致する必要性はないが、議論の簡素化のため、これまで同様の考え方により、合計が一致するように補正した値をデフレターのベンチマークとした。以降の補完推計のプロセスについては、消費・所得と同様であるが、補助系列はCPI（総合）の前年比を利用した<sup>31</sup>。

<sup>29</sup> 本文の図表11と同じデータセットであり、正社員・非正社員のウェイトにより一人当たりに調整している。

<sup>30</sup> ただし、60歳～の世帯については、「賃金構造基本統計調査」から得られる伸び率は、勤労者世帯にのみ当てはめ、無職世帯については「家計調査」の値を利用して比率を作成した。

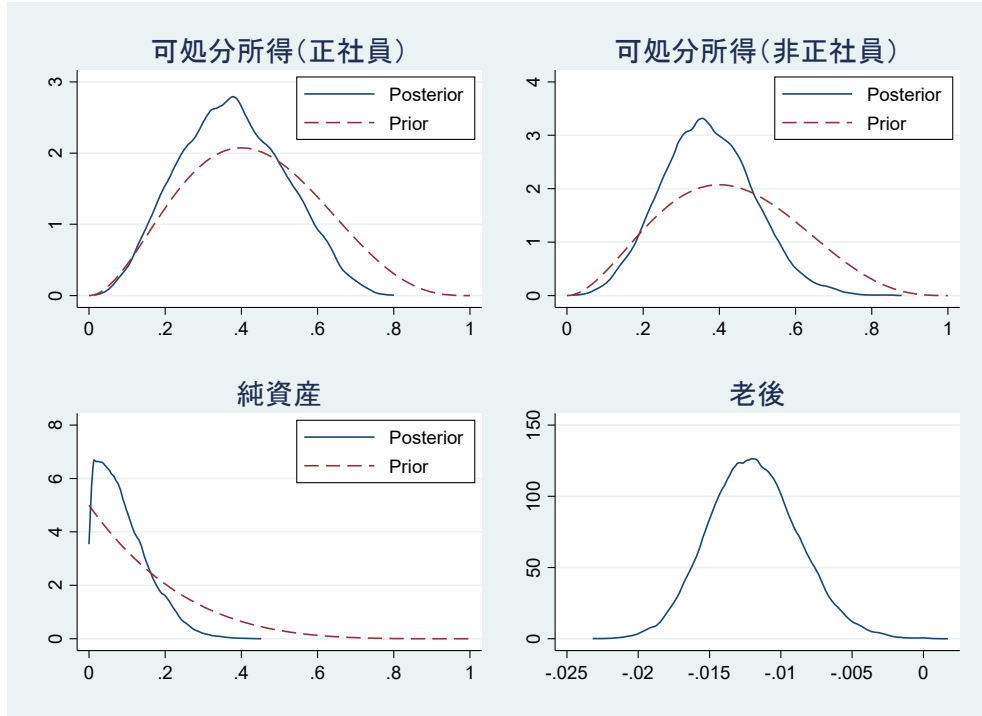
<sup>31</sup> 2015年以降は世帯主の年齢階級別のCPI（総合）を利用した。

## 補論2：統計表

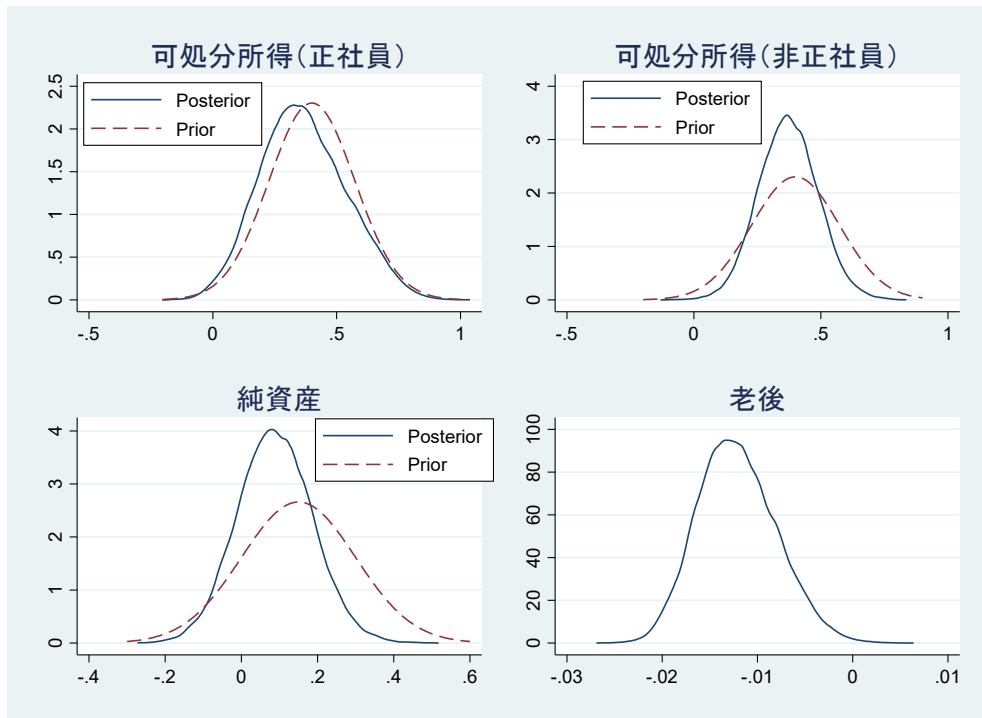
	消費（名目・兆円）				所得（名目・兆円）			
	合計	～39	40～59	60～	合計	～39	40～59	60～
1999	310.6	54.5	155.7	100.3	310.6	54.5	155.7	100.3
2000	307.4	53.9	152.2	101.4	307.4	53.9	152.2	101.4
2001	298.8	52.7	145.6	100.5	298.8	52.7	145.6	100.5
2002	297.4	51.7	143.4	102.3	297.4	51.7	143.4	102.3
2003	293.3	50.7	140.9	101.7	293.3	50.7	140.9	101.7
2004	295.1	49.9	139.5	105.7	295.1	49.9	139.5	105.7
2005	296.2	49.0	139.7	107.5	296.2	49.0	139.7	107.5
2006	296.0	49.1	137.9	109.1	296.0	49.1	137.9	109.1
2007	298.0	48.9	138.2	110.9	298.0	48.9	138.2	110.9
2008	296.9	49.6	135.9	111.4	296.9	49.6	135.9	111.4
2009	294.1	47.2	131.2	115.7	294.1	47.2	131.2	115.7
2010	295.0	47.5	129.7	117.9	295.0	47.5	129.7	117.9
2011	292.8	45.6	127.3	120.0	292.8	45.6	127.3	120.0
2012	292.7	44.2	127.2	121.3	292.7	44.2	127.2	121.3
2013	292.1	42.1	127.4	122.6	292.1	42.1	127.4	122.6
2014	292.8	40.9	128.5	123.4	292.8	40.9	128.5	123.4
2015	297.2	41.2	130.1	125.9	297.2	41.2	130.1	125.9
2016	299.9	40.2	132.1	127.6	299.9	40.2	132.1	127.6
2017	302.2	40.4	134.4	127.4	302.2	40.4	134.4	127.4
2018	309.6	40.5	137.4	131.6	309.6	40.5	137.4	131.6
	デフレーター（2011年=100）				世帯数（万世帯）			
	合計	～39	40～59	60～	合計	～39	40～59	60～
1999	109.9	109.6	109.6	110.8	4,621	1,290	1,838	1,492
2000	108.9	108.6	108.6	109.6	4,678	1,302	1,831	1,545
2001	107.7	107.5	107.5	108.2	4,757	1,311	1,832	1,614
2002	106.2	106.0	106.1	106.6	4,795	1,308	1,817	1,670
2003	105.1	104.9	105.0	105.5	4,825	1,303	1,800	1,722
2004	104.6	104.4	104.4	104.8	4,886	1,306	1,794	1,786
2005	104.1	103.9	104.0	104.3	4,906	1,299	1,773	1,834
2006	104.0	103.9	103.9	104.2	4,952	1,291	1,757	1,903
2007	103.6	103.5	103.6	103.8	5,002	1,285	1,744	1,974
2008	104.3	104.2	104.2	104.5	5,079	1,285	1,739	2,055
2009	102.0	101.9	101.9	102.2	5,155	1,285	1,733	2,136
2010	100.5	100.5	100.5	100.6	5,184	1,274	1,712	2,198
2011	100.0	100.0	100.0	100.0	5,204	1,249	1,719	2,236
2012	99.4	99.4	99.4	99.3	5,224	1,225	1,727	2,273
2013	99.2	99.3	99.4	99.1	5,243	1,200	1,733	2,309
2014	101.3	101.2	101.4	101.1	5,296	1,183	1,751	2,361
2015	101.7	101.7	101.8	101.6	5,333	1,163	1,764	2,406
2016	101.1	101.3	101.3	101.0	5,366	1,153	1,782	2,430
2017	101.3	101.4	101.3	101.2	5,386	1,141	1,796	2,449
2018	101.9	102.0	101.8	102.0	5,405	1,129	1,810	2,467

### 補論3：事前分布・事後分布

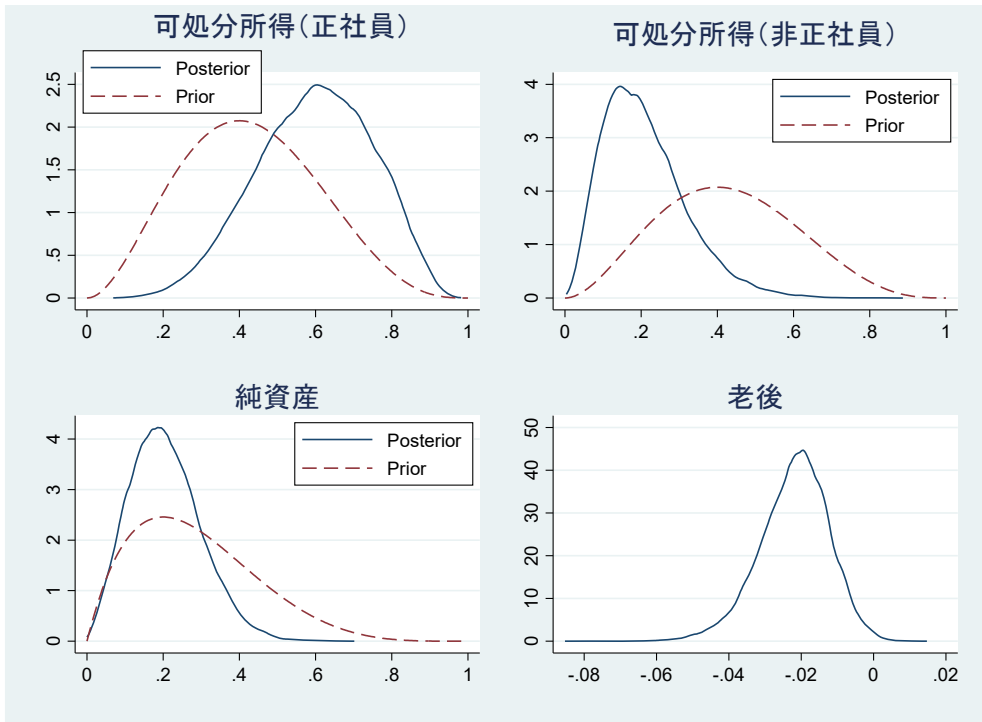
<若年層 事前分布1：β分布>



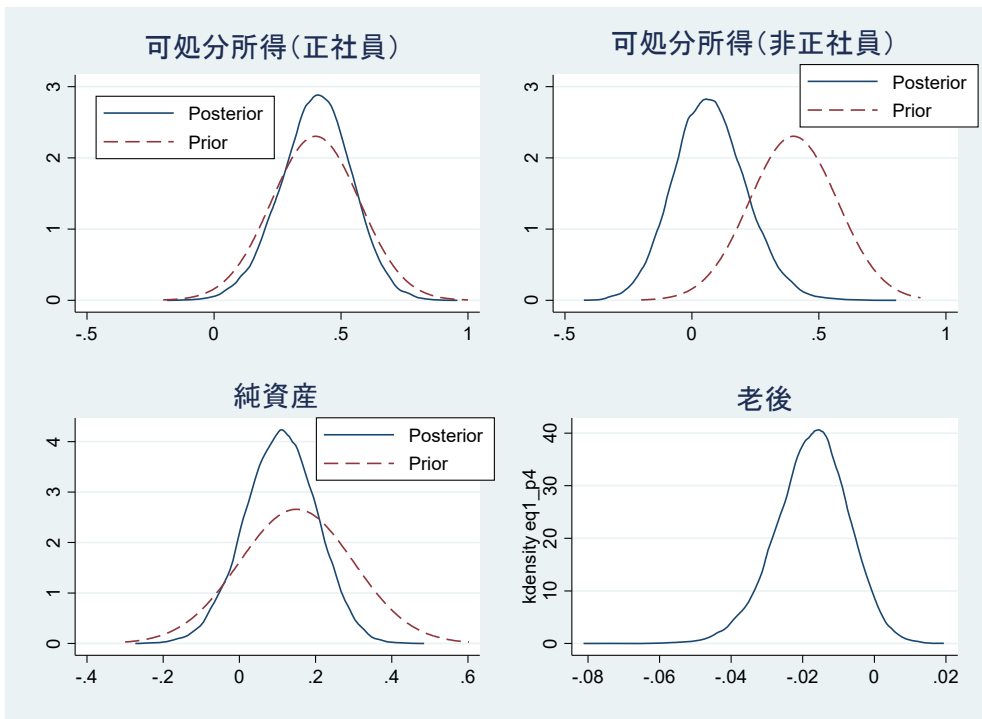
<若年層 事前分布2：正規分布>



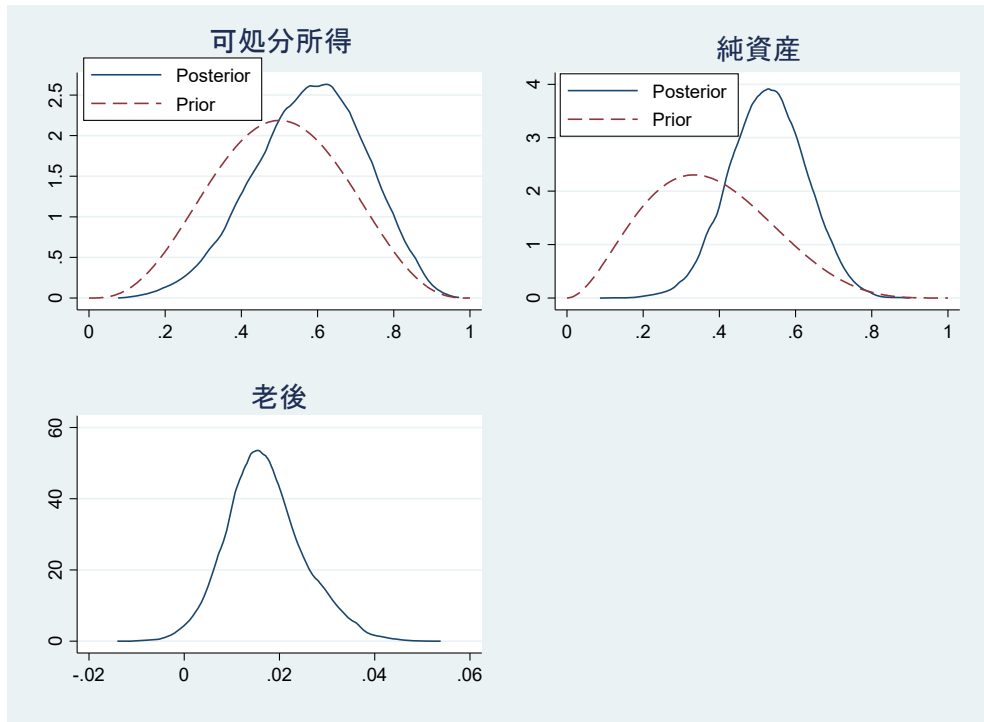
< 中年層 事前分布 1 :  $\beta$  分布 >



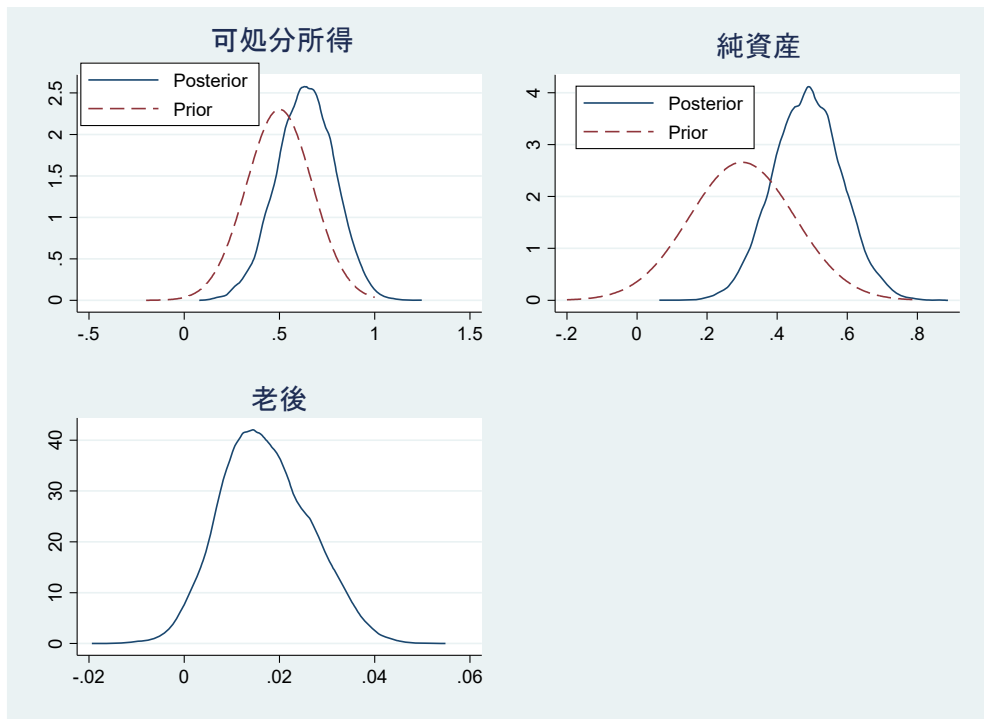
< 中年層 事前分布 2 : 正規分布 >



<高齢層 事前分布1：β分布>



<高齢層 事前分布2：正規分布>



(注) 「老後」については、ほぼ無情報のpriorを利用しているため、priorのプロットを省略した