

資 料

## 『家計調査』 個票をベースとした世帯保有資産額の推計\*

—推計手順と例示的図表によるデータ紹介—

岩本光一郎・新関剛史・濱秋純哉・堀雅博・前田佐恵子・村田啓子<sup>a・b</sup>

### <要旨>

人口・世帯構造が急変し、経済社会の高齢化が進展する下で、世帯間のバラつき、またそれが世帯の経済行動に与える影響を検討することの重要性が高まっている。本稿では、そうした検討作業の基礎とすべく、我々「個票データ分析による家計行動の研究」ユニットが整備（推計）を進めてきた我が国世帯の資産保有状況に関するデータ・セットについて、その推計の概略を示すとともに、推計データが描き出した世帯資産保有の姿の一端を紹介している。

高山他（1989）が『全国消費実態調査』に用いた推計手法を『家計調査』個票に適用することで構築した世帯資産データからは、①我が国家計の保有資産価値の大きな部分を住宅・宅地資産が占めており、過去四半世紀における世帯保有資産価値の変動の大半は住宅・宅地資産価値（地価）の変動に由来していたこと、②こうした変動は特にバブル期前後の首都圏世帯において顕著（バブル期の首都圏持ち家世帯のキャピタル・ゲインは千万単位）で、バブル期には資産保有の世帯間のバラつきも最大化していたこと、③土地バブルの影響は世帯（主）の生涯を通じた資産蓄積パターンにも及んでおり、多くのコホートでバブル崩壊期に保有正味資産の目減りが見られたこと、等が読み取れた。

JEL Classification Number: D31, E21

Key Words: 家計調査、個票、住宅・宅地資産、資産分布、バブル、日本

\* 本稿は内閣府・経済社会総合研究所の「個票データの分析による家計行動の研究」ユニットが行ってきた作業成果の一部を外部に公開するためのものである。こうした作業を可能にする環境を与えて下さった歴代の経済社会総合研究所長、並びに研究所の同僚諸氏、とりわけ浜田浩児総括主任研究官、菅史彦研究官に感謝する。加えて村田は、関連研究に対し JSPS 科研費 24530231 の助成を受けている。最後に、本研究の実施に不可欠な『家計調査』、及び『住宅土地統計調査』の個票データは、総務省統計局より提供を受けたものであることを、記して感謝申し上げます。

<sup>a</sup> 「個票データ分析による家計行動の研究」ユニット：岩本（愛知学泉大学准教授、内閣府経済社会総合研究所(ESRI)客員研究員)、新関（大阪大学助教、ESRI 客員研究員)、濱秋（法政大学准教授、ESRI 客員研究員)、堀（ESRI 上席主任研究官)、前田（ESRI 総務部総務課補佐)、村田（首都大学東京教授、ESRI 客員主任研究官)。

<sup>b</sup> 責任著者：堀、新関。

**Estimation of Real Assets Holdings by Japanese Households Based  
on the Microdata from the Family Income and Expenditure Survey:  
Estimation Methods and Illustrative Tables and Figures**

By Junya HAMAAKI, Masahiro HORI, Koichiro IWAMOTO, Saeko MAEDA,  
Keiko MURATA, and Takeshi NIIZEKI

**Abstract**

Japan is facing sweeping demographic changes, population aging, and lower fertility, all of which are posing an unprecedented challenge to the Japanese economy. Among others, growing economic inequality and its impact on consumer behavior are becoming topics of increasing importance for economists and policymakers alike.

Against this background, a team studying microdata analysis on household economics, Economic and Social Research Institute (ESRI), has been developing a micro-level dataset on asset holdings by Japanese households. While there is an official estimate on household asset holdings based on the *National Survey of Family Income and Expenditure* (NSFIE), the NSFIE-based estimate is not suited for the detailed analysis of household economic responses to the changing assets distribution, since it is available only every five years. By basing on the *Family Income and Expenditure Survey* (FIES), we could construct a dataset covering all years from 1983 to 2012 continuously. This paper first outlines our methodology to estimate real (residential) assets holdings by individual households, then presents a variety of tables and figures to illustrate some interesting facts that are revealed by our FIES-based data set.

JEL Classification Number: D31, E21

Key Words: Family Income and Expenditure Survey, Micro data, Asset distribution,  
Bubble economy, Japan

## 1. はじめに

少子・高齢化の進展、晩婚化・非婚化等を背景に、我が国の人口・世帯構造は急激に変化している。また、経済の自由化・グローバル化は経済・社会構造の変化を引き起こし、成長の鈍化、ないし停滞の長期化の下で「格差」や「貧困」が我が国経済・社会の現状を論じる際の一つのキーワードにもなっている。こうした状況下において、日本経済の今後について確かな展望を持ち、あるべき政策・制度の方向性を打ち出すためには、マクロ計数の単純な延長という従来の発想が不十分かつ不適切になっていることは明らかで、「多様なミクロ経済主体の置かれた環境、及びその行動パターンを把握した上での人口構造を踏まえた加重」という視点が欠かせない。しかし、日本では統計やアンケートの個票（ミクロ）データの利用環境の整備が遅れており、ミクロ経済主体の行動を把握し、それらの総合ないし相互作用の結果としてマクロ経済・社会の展望を行ったり、経済政策の効果を評価したりする分析はあまり進んでこなかった。

こうした問題意識の下、内閣府経済社会総合研究所の「個票データ分析による家計行動の研究」ユニットでは、各種世帯調査の個票データを収集してミクロのデータ・ベースを構築し、1980年代以降の我が国経済で生じた世帯構造や所得・資産分布の変化を捉えた上で、それが家計（世帯）の経済行動や種々の政策がもたらす効果に与えた影響を分析することを目的とした研究プロジェクトに取り組んでいる。その際、複数の統計調査の個票や、更にはプロジェクトで独自に実施したアンケート調査の回答も組合せ、単一の統計だけでは読み取れない家計経済の姿を浮き彫りにすることに重きを置いた。本稿では、そうした研究ユニットの取組の下で構築した我が国世帯の資産保有データセットについて、データの推計方法の概略を説明するとともに、推計データが描き出した我が国世帯の資産保有の姿を紹介したい。

### 1.1 世帯保有資産データを推定する意義

個別世帯が保有する資産に関するデータの収集は、個人情報やプライバシーへの意識の高まりもあり、(特に近年)容易ではなくなっている。我が国において個々の世帯が保有する資産額を包括的に調査できたのは1970年の『国富調査』が最後であり、それ以降については、『貯蓄動向調査』(現『家計調査(貯蓄・負債編)』)及び『全国消費実態調査』(以下、『全消』と表記)が家計の金融資産保有額をサンプル調査し公表しているものの、個別世帯の実物資産保有額を直接調査している公的統計は(我々の把握する限り)見当たらない<sup>1</sup>。そのため、『国民経済計算』におけるマクロでみた(個人企業を含む)家計部門に関する保有資産の推計値があるものの、「世帯間格差」を議論するベースにできるような資産保有の個票データは別途推計を行わない限り、存在しないことになる。

<sup>1</sup> 付言すれば、資産の包括的調査だった1970年の『国富調査』においてすら、実物資産については再生産可能な有形固定資産(と棚卸資産)のみを対象としており、土地資産等は除外されていた。

こうした事情から、我が国では所得を軸に「格差」の議論を行うことが多いが、特に高齢化が進んだ昨今の状況下では、計測される所得と資産の関係がパラレルではなくなっている可能性が否定できない（例えば、引退した高齢世帯は、フローの所得は低いものの、資産持ちである場合が少なくない）。本来、「格差」は一時点の所得ではなく、生涯を通じた利用可能資産（≡人的資産＋金融資産＋実物資産）で評価すべきものだが、世帯単位の資産データの入手が容易でないため、利用可能資産の一部である人的資産の更に一部に過ぎない（一時点の）所得のみで判断せざるを得なくなっているわけである。加えて、引退年齢比率が高まる高齢社会では、利用可能資産＝金融資産＋実物資産という近似が成立する世帯数が急増している。そうした状況に消費行動の標準理論である「恒常所得／ライフ・サイクル仮説」の枠組みを当てはめて考えるなら、世帯の資産保有状況を捉えるデータの重要性は、家計の経済行動（やそれに影響を与える諸政策）の分析を行う上で、非常に高まっていると言えよう。

個々の世帯が保有する資産額データを収集する最も直截な方法は新規調査の実施である。例えば、調査の関心が資産保有のバラつき（格差）のみにある場合、（現実に実施可能であるか否かはさて置き）『国富調査』を土地資産等も含む形で新たに実施すればほぼ完全なデータが入手できる。しかし、関心の対象がもう少し広く、例えば資産保有が世帯の経済行動に与える影響にもある場合、一回限りの資産保有調査で分かることは限られており、世帯の資産保有状況と併せ、同じ世帯の消費や労働供給等の経済行動を継続的に調査していくことが必要になる。だが、そうした新規調査実施の費用は多額に上り、また分析目的に応え得る情報の蓄積に要する期間も相当に及ぶだろう。本稿で紹介する『家計調査』個票をベースにした過去四半世紀における我が国個別世帯の保有資産（＝金融資産＋実物資産）の推計は、既存統計を有効活用して新規調査のそうした限界を打破するための取組である。

## 1.2 先行推計・既存調査とその限界

既存統計を有効活用して我が国における世帯保有資産の推計を行った最も先駆的な事例は経済企画庁総合計画局編（1975）である。同局の要請で設置された「所得分配に関する研究会」では、所得及び各種資産に関する広範な分析の一環として、『家計調査』個票に基づく世帯の土地・家屋保有データを推計しており、1970～73年当時の日本の実物資産分布の状況を明らかにしている。

世帯保有資産の推定は、その作業コストもあり、その後しばらくは試みられることがなかったが、経済におけるストック変数の役割への関心が高まったバブル期に、高山他（1989）が『全国消費実態調査（全消）』の個票をベースとした（1984年に関する）推計を公表した。『全消』は我が国世帯の収入・支出及び貯蓄・負債等をカバーする総合的調査であり、標本数も大きい。高山他の影響もあってか、近年では、『全消』の実施主体である総務省統計局による世帯保有実物資産の推計値も公表されるようになってきている。

表1-1 我が国における世帯所得・支出・資産関連調査

調査名	国富調査	全国消費実態調査	家計調査	消費生活に関する パネル調査	慶応義塾家計パネル (注1)	暮らしの好みと満足度につ いてのアンケート
調査主体	経済企画庁	総務省統計局	総務省統計局	家計経済研究所	慶応義塾大学	大阪大学
調査開始年	不定期	1959年	1953年	1993年 <sup>(注2)</sup>	2004年 <sup>(注2)</sup>	2003年 <sup>(注2)</sup>
調査頻度		5年に一度	毎月	年1回(10月)	年1回(1月)	年1回(1～3月頃)
最終調査年	1970年	2014年	2014年	2014年	2014年	2013年
標本概数		57000世帯程度	毎月9000世帯程度	2000程度	4000程度	2000～9000程度
構造	クロス・セクション	クロス・セクション	月次パネル(6ヶ月迄)	年次パネル	年次パネル	年次パネル
消費支出	—	月平均(家計簿ベース)	月次(家計簿ベース)	調査前月分(記憶ベース)	調査月分(記憶ベース)	前年月平均(記憶ベース)
調査月数(調査月)	—	最大3ヶ月(9～11月)	最大6ヶ月(1～12月)	1ヶ月分(9月)	1ヶ月分(1月)	月平均(1～3月頃)
収入	—	月次/前年年収	月次/前年年収	月次/前年年収	前年年収	前年年収
金融資産	あり	あり	あり <sup>(注3)</sup>	あり	あり	あり
負債	あり	あり	あり <sup>(注3)</sup>	あり	あり	あり
住宅資産	あり	推計可能 <sup>(注4)</sup>	推計可能 <sup>(注4)</sup>	あり <sup>(注5)</sup>	あり <sup>(注6)</sup>	あり
宅地資産	なし	推計可能 <sup>(注4)</sup>	推計可能 <sup>(注4)</sup>	あり <sup>(注5)</sup>	あり <sup>(注6)</sup>	あり
耐久消費財資産	あり	あり	なし	あり	なし	なし

(注1) 慶応義塾家計パネル調査と同時に、同大学では「日本家計パネル調査」を2009年より実施している。初年度に4000程度の世帯を抽出し、同一世帯に継続して調査を行っている。ここに掲げた項目については、慶応義塾家計パネルと同様の質問項目となっている。

(注2) 調査初年度を記載。その後、JFSCIは1997、2003、2008、2013年に、KHPSは2007、2012年に、暮らしの好みと満足度についてのアンケートは2004、2006、2009年に新規コーホートを追加。

(注3) 金融資産、及び負債については、2000年まで貯蓄動向調査による。

(注4) 質問項目で住宅や土地の価値を直接尋ねるわけではないが、住宅地の所在地のほか、家屋の築年数や構造等や敷地面積等の質問項目から資産価値を推計することができる。なお、家計調査については、現住居・現居住地のみの情報に限られる。

(注5) 現住居の取得価格と時価(回答者の推定)、1年以内に購入したセカンドハウスの取得価格。

(注6) 現在住居・居住地のみ(取得価格と現在の市場価格(回答者の推定))。

『全消』に基づく個別世帯資産の推計は、(時点を固定した)クロス・セクションの関係(格差等)に関して言えば我が国で最も包括的かつ信頼すべき情報源である。ただ、そうした関係の背後にある構造を分析することまで考えると問題点も少なくない。例えば、『全消』の調査月は年間の一定の季節(二人以上世帯では9月～11月、単身世帯では10月～11月)に限定されており、これは収入・支出等について季節性の影響を免れないことを意味する<sup>2</sup>。また『全消』の調査頻度は5年に一度に限られるため、調査のインターバルが長すぎて政策や資産価格変動が世帯の経済行動に与える影響を純粋な形で取り出して分析することは難しい。

世帯の保有資産については、近年、民間主体が実施するようになったパネル調査(例えば、家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』、慶応義塾大学の『慶応義塾家計パネル調査』、大阪大学の『暮らしの好みと満足度についてのアンケート』等)でも調査項目に含められるようになってきている。そのこと自体は大きな進歩だが、それらの調査は年次ベースの調査であるため、支出等の記載は、家計簿ベースの『家計調査』や『全消』とは異なり、記憶に基づく前年1年間の数値、ないし特定月1月分の値に止っており、精度に疑問が残る。また、そうした民間調査は、調査開始からまだ日が浅い(せいぜい90年代半ば以降のものである)ため、資産価格変動が顕著でその影響が最も注目されるバブル期を分析対象に含められないという限界がある。

<sup>2</sup> 勤労者世帯と自営世帯等、異なった季節性を持ち得る世帯群を比較する場合、仮に関心事項がクロス・セクションの分布に限定されていても、結果に季節性由来の歪みが生じている可能性は否定できない。

### 1.3 『家計調査』個票をベースとした推計

こうした先行研究・既存データの限界を念頭に、本稿では、推計のベースを1983年～2012年に実施された『家計調査』の調査世帯に置いて、過去四半世紀における我が国の個別世帯の保有資産の推計を試みた<sup>3</sup>。『家計調査』は、2001年迄単身世帯を調査対象にしていないという問題<sup>4</sup>の他、2002年以降についても単身世帯の金融資産額を調査していない、実物資産については現住居・現居住地の住宅・宅地資産を推計する情報しか得られない、等の制約があり、世帯保有資産の包括的把握という意味では『全消』に及ばない点がある。他方、家計簿ベースの精密な収入・支出データが年間を通じて得られるため、データの季節性を考慮した分析が可能である他、年単位（更に細かく見るなら月単位）の時間的変動も追跡可能であることで、『全消』データでは行い得ない政策効果分析や世帯消費行動に関する仮説の検証も可能になると期待できる。

『家計調査』個票をベースとする世帯資産保有推計のこうした特性（メリット／デメリット）を踏まえるなら、その真価は、得られた推計データ（個票）を用いた政策効果分析や世帯の経済行動に関する仮説の検証において問われるものだろう。とは言え、我々のプロジェクトは未だ作業途上にあり、最終報告にはまだ時間を要する。次節以下では、そうした中間生産物としての性格を踏まえつつ、我々がこれまでに取り組んできた世帯資産推計作業について、その方法を概説する（第2節）とともに、得られたデータが描き出す我が国世帯の資産保有の姿を紹介する（第3節）ことにしたい。

## 2. 推計方法

前節で触れたように、『家計調査（貯蓄・負債編）』の調査項目には、対象世帯が保有する金融資産額及び負債が含まれている<sup>5</sup>。よって、同じ世帯の保有する実物資産の額を推計できれば、個別世帯の資産保有に関するマイクロ・データが手に入ることになる。世帯の保有する実物資産は多種多様に亘るが、本稿の推計では、作業の基にした『家計調査』の調査項目の制約もあり、対象を（世帯保有実物資産の大半を占めると考えられる）現住居・現居住地の住宅・宅地資産に限定している<sup>6</sup>。以下では、住宅資産価値、宅地資産価値の推計方法について順次説明（2.1項、2.2項）した後、『家計調査』個票の分布を我が国全体の分布に近づけるために我々が採用した抽出率調整について説明する（2.3項）。

<sup>3</sup> 『家計調査』及び『貯蓄動向調査』の個票を活用して我が国世帯の資産保有を分析した先行研究として、松浦（1993）を挙げることができる。

<sup>4</sup> 1999年6月まではこれに加え、農林漁家世帯も調査対象から外れていた。

<sup>5</sup> 『家計調査』が世帯の貯蓄・負債をカバーするようになったのは、2002年1月以降のことである。それ以前は、『家計調査』の一部標本世帯を対象とした『貯蓄動向調査』の個票が利用可能である。

<sup>6</sup> 家計部門の実物資産には、本稿で推計対象にできた部分に加え、現住居・現居住地以外の住宅・宅地資産、及び世帯保有の耐久消費財資産がある。『全消』等の既存統計に基づいて考えれば、それらを捨象することで世帯保有の実物資産価値は1～2割程度過少推計になる。本稿で得られたデータの分析結果を見る場合、それがそういう制約（限界）下での暫定的性格のものである点に留意されたい。



## 2.1 住宅資産（建物）価値の推計

『家計調査』の個票データを活用すると、個別調査世帯の居住地をある程度のレベルまで推測できるほか、保有する住宅の延べ面積（㎡）、住宅の構造、及び建築年等の情報を得ることができる。我々は、高山他（1989）が『全消』の個票を活用して実施した世帯保有住宅資産の推計方法を参考としつつ、これらのデータを国土交通省『建築統計年報<sup>7)</sup>』（1953—2012年）から得られる工事費予定額とマッチすることにより、個別世帯が保有する住宅資産（建物）の価値を推計した。具体的な推計手順は以下の通りである。

まず、『建築統計年報』からは、市区町村別<sup>8)</sup>、建物の構造別床面積（㎡）及び工事費予定額（以下工事費）が得られるため、工事費を床面積で割ることで、建築年毎に、市区町村別、建物の構造別の1㎡当たりの工事費を算出することができる。このうち建物の構造については、『家計調査』の区分に合わせる必要があるため、表2-1のように『建築統計年報』側の種類を集約した。

表2-1 住居の構造の対応関係

家計調査		建築統計年報
木造・防火木造	←→	木造
ブロック造	←→	コンクリートブロック造
その他	←→	その他
鉄筋・鉄骨コンクリート造	←→	鉄骨鉄筋コンクリート造 鉄筋コンクリート造 鉄骨造

『家計調査』の個票データからは、持ち家世帯について居住地、住居の構造、建築年<sup>9)</sup>、及び住宅の延べ面積（㎡）の情報が得られるため、作成した市区町村及び建物の構造別の1㎡当り工事費データを建築年毎にマッチし、延べ床面積と掛け合わせることで、個別世帯毎に建築年における住宅の名目資産価値を計算できる。例えば、『家計調査』側に札幌市中央区の調査世帯が存在し、1990年に建築した120㎡の木造住宅を保有している場合、1990年の札幌市中央区における木造家屋の1㎡当りの工事費は約14.2万円であるため、建築時の住宅（建物）の名目価値は120㎡×14.2万円/㎡=1,704万円と推定される。更に、建

<sup>7)</sup> 平成24年版からは、名称が『建築統計の年間動向』に変更されている。

<sup>8)</sup> 1989年以降は全市区町村のデータが報告されているが、それより前（1953-1988年）は町村毎のデータが存在していない。そのうち、1953-1968年においては、都道府県毎に郡部計の床面積（㎡）及び工事費が計上されているため、当該都道府県におけるすべての町村は郡部計の値に等しいと仮定した。また、1969-1988年においては、郡部計も存在しなかったが、都道府県別総計が計上されていたため、それから市区計を控除することで、間接的に郡部計を導出した。

<sup>9)</sup> ただし、建築年は明確には判別できない場合もある。例えば、最新の家計調査の世帯票では、建築時期として、①昭和40年以前、②昭和41年～50年、③昭和51年以降は建築年を記入、という3択で尋ねているため、昭和50年以前は正確に建築年がわからない。このような場合は、②の場合はその中央年（昭和45年）を、①の場合は昭和40年以前で建築年が判別しているサンプルの中央値を建築年として採用した。

物の価値は時間とともに減耗すると考えられるため、「減価償却資産の耐用年数等に関する省令」から得られる以下の耐用年数を用い、耐用年数経過後の残存率が建築時の価値の10%となるよう減耗率を設定した。

表2-2 建物の種別耐用年数

建物の種別	木造・防火木造	ブロック造・その他	鉄筋・鉄骨コンクリート造
耐用年数	22年	38年	47年
減耗率	9.9%	5.9%	4.8%

注) 耐用年数は「減価償却資産の耐用年数等に関する省令」による。なお、便宜上、「防火木造」は「木造」に、「その他」は「ブロック造」に含めてある。

上記の札幌市中央区の例であれば、調査年を2012年とすると、居住住宅の築年数が22年(=耐用年数)に達するため、名目建物価値は建築時の10%まで低下し、170万円となる<sup>10</sup>。

## 2.2 宅地資産価値の推計

宅地(土地)資産については、『家計調査』調査世帯のおおよその居住地を推測した上で、そこから最も近い国土交通省『地価公示』調査地点における地価を当該宅地の価格とみなし、個別世帯の保有土地の価値を推計した<sup>11</sup>。具体的には以下の通りである(表2-3参照)。

表2-3 家計調査標本世帯の居住地特定プロセス(例)

家計調査個票情報				家計調査単位区通知表(1983年)				国勢調査(1980年)調査区一覧表			
調査年	都道府県番号+市町村コード	単位区符号		都道府県	市区町村	単位区符号	1980年国勢調査調査区番号	都道府県	市区町村	調査区番号	所在地
標本世帯A	1983	1202	011	北海道(01)	函館市(202)	011	1561 1562	北海道	函館市	1560	〇〇一丁目
	(以下省略)			北海道(01)	函館市(202)	041	1711 1712	北海道	函館市	1561	〇〇二丁目
				(以下省略)				(以下省略)			

注) 1983年に北海道函館市に在住していた標本世帯Aの居住地を、北海道函館市〇〇二丁目と特定する例を示した。ここで例示に挙げている世帯、調査区番号、及び所在地情報は全て架空のものである。

まず『家計調査』の標本世帯には、居住する自治体を表す都道府県番号・市町村コードのほか、各世帯に単位区符号が付与されている。単位区符号とは、3桁の数字からなり、上2桁は当該単位区の調査開始月を、下1桁は単位区の通し番号を表している。例えば、

<sup>10</sup> 住宅資産価値を実質化する際は、建設工事費デフレーター(2005年度基準)を用いた。なお、建設工事費デフレーターは木造住宅と非木造住宅に分かれており、後者は更に鉄筋鉄骨、鉄筋、鉄骨、コンクリート・ブロック・その他毎に計測されているが、非木造住宅内でデフレーターに値に大きな差は見られなかったため、単純に木造住宅と非木造住宅の二分法を用いることにした。また、建設工事費デフレーターは1960年度までしか遡れなかったため、1946-1960年度は「消費者物価指数(全都市、総合)」を、1926-1945年度は「東京小売物価指数(総合)」の成長率を用いて、1960年度の建設工事費デフレーターに値を過去に引き延ばした。

<sup>11</sup> 宅地資産価値の推計に用いる地価としては、本稿で活用した『地価公示』以外に、実際の不動産取引価格を用いる方法を検討すべきかもしれない。Shimizu and Nishimura (2006)は首都圏の地価について、公示地価と取引ベースの実勢地価の比較分析を行っている。



ある調査年及び市区町村における『家計調査』調査世帯の単位区符号が 011 ならば、その単位区は当該調査年及び市区町村において 1 月から調査が始まった最初（1 番目）の単位区ということになる<sup>12</sup>。

この単位区符号が総務省『国勢調査』のどの調査区番号に対応しているかは、『家計調査単位区通知表』を参照すれば判別できる。調査区とは『国勢調査』における調査対象地域を表す区分であり、1 調査区当たり約 50 世帯を含むように設定されており、面積は最大でも 1 km<sup>2</sup>となっている。また、1 つの単位区には、通常複数の調査区番号に対応しているため、ここでは該当調査区番号のうち、最も番号が小さいものを当該単位区に対応する調査区番号とみなした。これにより、『家計調査』の各調査世帯が属する『国勢調査』における調査区番号が識別できたことになる。最後に、各調査区番号がどの住所に対応するかが記載されている総務省『国勢調査調査区一覧表』を参照し、各世帯の居住地情報を推測した。なお、『国勢調査調査区一覧表』の調査区番号には、複数の住所表記に対応している場合がある。前述の通り、1 つの調査区に対応する面積はそれほど大きくはないため、ここでは最初に登場した住所を当該調査区番号に対応する住所とした。以上の作業により、『家計調査』調査世帯の居住地域をおよそではあるが特定できたことになる。

続いて、『家計調査』調査世帯の居住地に最も近い『地価公示』データを抽出する作業に移る。ある 2 地点間の距離を計測するため、ここでは 2 地点の情報を緯度・経度に直し、その上で、2 地点間の距離を測定する Stata の ado ファイル「vincenty.ado」を用いて距離の測定を行なった。この際、『地価公示』には各調査地点の緯度・経度情報が付与されているが、我々が特定した『家計調査』調査世帯の居住地は住所として表記されているため、まずは後者を緯度・経度情報に修正する作業を行なった。ここでは、東京大学空間情報科学研究センターが提供している「CSV アドレスマッチングサービス」を用いて各住所における緯度・経度を入手した。「CSV アドレスマッチングサービス」は、CSV 形式の住所一覧をウェブ上で読み込ませると、個々の住所に対応する緯度・経度情報を付与してくれるシステムである。その際、地名の変更により、『国勢調査調査区一覧表』上の住所が、現在どこの住所に対応しているか不明なため、緯度・経度情報が入手できなかったサンプルは分析から除外した。なお、『国勢調査調査区一覧表』は昭和 55 年、60 年、平成 2 年、7 年、12 年、17 年の 6 回分を用いている<sup>13</sup>。

以上の準備の下、『家計調査』調査世帯の居住地から当該都道府県内におけるすべての『地価公示』調査地点（住宅地のみ）までの距離を計算し、最短距離にある『地価公示』調査地点を、当該居住地における 1 m<sup>2</sup>当たりの名目地価とみなした<sup>14</sup>（以下、この手法を「最

<sup>12</sup> 『家計調査』の各調査員は 2 つの単位区を担当し、2 人以上世帯の場合、1 つの単位区からまず 6 世帯が抽出され、6 か月間調査される。その後、同一単位区から新たに 6 世帯が調査され、再度 6 か月間調査される。単身世帯の場合は 2 つの単位区から交互に 1 世帯が無作為に抽出され、3 か月間調査される。

<sup>13</sup> 6 回分のうち、昭和 55 年、60 年は手書きの資料がマイクロフィッシュ形式で残っているのみであるため、文字が読解できなかったサンプルは除外している。

<sup>14</sup> ただし、『家計調査』調査世帯が郡に居住している場合、最も近い『地価公示』調査地点までの距離が 1km 未満の場合は無条件で最短距離法を用いたが、最短距離が 1km 以上あり、かつ『地価公示』調査地

短距離法」とよぶ)。なお、『地価公示』は国土交通省が毎年1月1日時点における全国約25,000地点<sup>15</sup>（2012年時点）の地価を評価し、報告しているものである<sup>16</sup>。ここでは、マッチする対象が住宅であるため、データとしては住宅地の調査地点（2012年で約20,000地点）のみを用いている。

表2-4 各都道府県における最短距離（km表示）

都道府県名	全サンプル				市区のみ			
	平均	中央値	標準偏差	世帯数	平均	中央値	標準偏差	世帯数
北海道	1.00	0.55	1.98	13,013	0.75	0.54	0.76	11,007
青森県	1.36	0.58	3.68	6,510	0.70	0.58	0.59	5,750
岩手県	1.74	0.55	3.88	6,366	1.07	0.54	2.09	5,784
宮城県	0.93	0.44	2.06	6,225	0.53	0.42	0.52	5,711
秋田県	0.96	0.61	1.60	6,088	0.96	0.61	1.60	6,088
山形県	1.40	0.91	2.36	6,816	0.95	0.89	0.75	6,131
福島県	1.50	0.57	5.37	7,118	0.66	0.56	0.54	6,560
茨城県	1.31	0.53	3.50	6,814	0.55	0.51	0.31	6,179
栃木県	0.68	0.54	0.83	6,780	0.58	0.53	0.37	6,182
群馬県	1.06	0.73	1.38	6,815	0.86	0.70	0.66	6,125
埼玉県	0.54	0.39	1.24	12,226	0.44	0.38	0.32	11,698
千葉県	0.93	0.43	1.76	10,739	0.77	0.41	1.36	10,223
東京都	0.38	0.36	0.22	22,213	0.38	0.36	0.22	22,213
神奈川県	0.43	0.38	0.34	17,355	0.41	0.37	0.23	16,178
新潟県	1.24	0.54	4.16	8,366	0.70	0.54	0.57	7,769
富山県	1.33	0.61	3.26	7,498	0.86	0.60	0.85	6,921
石川県	1.14	0.56	2.83	6,017	0.68	0.54	0.86	5,404
福井県	0.75	0.60	0.62	6,683	0.75	0.60	0.62	6,683
山梨県	1.21	0.74	1.76	5,437	0.87	0.69	0.83	4,996
長野県	1.04	0.66	1.62	8,141	0.77	0.62	0.58	7,571
岐阜県	1.22	0.62	1.82	7,146	1.09	0.62	1.53	6,667
静岡県	2.04	0.67	7.18	10,005	0.86	0.65	0.86	8,784
愛知県	0.58	0.46	1.04	13,635	0.52	0.46	0.33	12,994
三重県	1.48	0.77	3.51	7,374	0.93	0.77	0.67	6,796
滋賀県	0.82	0.54	1.59	5,757	0.60	0.54	0.40	5,251
京都府	0.66	0.40	1.96	6,432	0.47	0.40	0.34	5,808
大阪府	0.42	0.37	0.29	16,530	0.42	0.37	0.29	16,530
兵庫県	0.75	0.35	1.69	11,569	0.45	0.32	0.42	10,844
奈良県	1.01	0.45	3.12	5,336	0.48	0.45	0.29	4,588
和歌山県	1.02	0.66	1.49	7,061	0.84	0.65	0.67	6,532
鳥取県	1.12	0.59	2.58	5,492	0.72	0.53	0.58	4,740
島根県	2.88	0.68	7.64	4,906	0.88	0.64	1.03	4,319
岡山県	1.31	0.78	2.33	6,138	0.98	0.75	1.12	5,535
広島県	0.74	0.53	1.24	7,608	0.69	0.53	0.58	7,098
山口県	2.33	1.93	1.62	7,368	2.33	1.93	1.62	7,368
徳島県	1.60	0.66	3.37	5,227	0.74	0.62	0.52	4,541
香川県	0.78	0.62	0.66	5,556	0.78	0.62	0.66	5,556
愛媛県	2.50	0.77	9.14	6,437	0.80	0.75	0.46	5,865
高知県	2.19	0.52	5.82	4,589	0.54	0.49	0.36	4,098
福岡県	0.65	0.46	0.74	11,736	0.55	0.42	0.50	10,573
佐賀県	1.26	0.74	2.45	4,759	0.82	0.70	0.72	4,238
長崎県	1.20	0.50	4.35	6,434	0.51	0.49	0.30	5,943
熊本県	1.83	0.55	4.69	5,879	0.68	0.50	0.58	5,290
大分県	1.99	0.64	5.94	6,005	0.88	0.62	0.90	5,564
宮崎県	0.73	0.57	0.85	5,976	0.63	0.55	0.41	5,594
鹿児島県	2.13	0.65	6.35	5,879	0.82	0.62	0.77	5,377
沖縄県	1.08	0.61	2.16	10,330	0.70	0.59	0.62	9,176
合計	1.09	0.53	3.18	378,384	0.70	0.51	0.81	350,842

(注) 個票データは1983年から2001年迄二人以上世帯のみ、2002年以降には単身世帯も含まれている。

点が市・区の場合は、当該都道府県内の郡に『地価公示』調査地点を絞った上で、最も近い距離にある地点の地価を推計に用いた。

<sup>15</sup> 『地価公示』調査地点数は1990年代前半に急増している。この調査地点数の増加が最短距離法による宅地資産価値の推定に与える影響及び対応策については、補論1を参照。

<sup>16</sup> 二人以上世帯の場合、金融資産保有状況は調査開始3ヶ月目に調査される。実物資産価値の推計値もその時点（調査開始3ヶ月目の月）に合わせるため、まず各世帯を当該年及び翌年の『地価公示』データのそれぞれとマッチし、得られた2つの地価の加重平均を用いて宅地価値の計算を行うこととした。例えば、ある世帯の調査開始3ヶ月目が2000年3月だった場合、『地価公示』は毎年1月1日時点の評価であるため、マッチングで得られる2000年1月の地価に10/12、2001年1月の地価に2/12の重みを与えた加重平均を求めた。なお、単身世帯については、金融資産保有状況の調査は実施されていないため、その世帯の調査開始月を基準月とした同様の計算を行った。

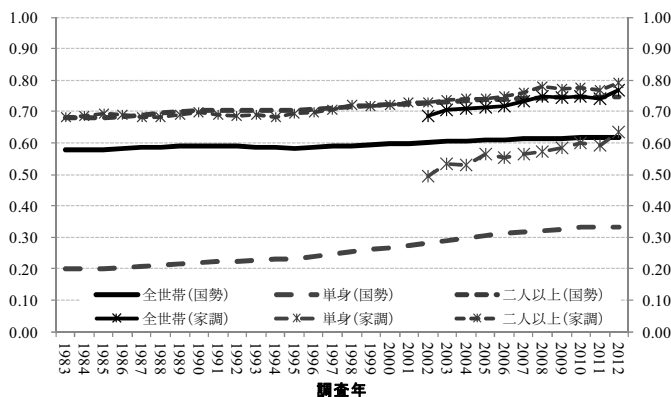
表2-4は、上記の方法でマッチした『家計調査』調査世帯の居住地と『地価公示』調査地点までの距離(km)を都道府県毎にまとめたものである。居住地が郡部である世帯は一般にそれほど近くに『地価公示』調査地点がないことが多い。そうしたケースの存在が世帯の『地価公示』地点までの(最短)距離の平均値や中央値に与える影響も見るべく、ここでは『家計調査』調査世帯を市区部に居住するサンプルのみに限定した場合の距離の平均値・中央値も報告している。まず郡部を含む全サンプルの場合、最短距離の平均値は1,090m、中央値は530m、市区のみにサンプルを絞った場合は、それが700m、510mとなっている。

最終的に、こうして求めた最短距離地点の1㎡当たりの名目地価に『家計調査』調査世帯の敷地面積(㎡)を掛け合わせたものが当該調査世帯の名目宅地資産額である<sup>17</sup>。なお、『家計調査』個票では持ち家である共同住宅の敷地面積について、1988年以降すべて欠損値となっているため、共同住宅に関する宅地資産価格の推計を行うに当たっては、個別住宅について延べ床面積と敷地面積の双方の情報が入手できる総務省『住宅・土地統計調査』(平成15年、平成20年)の個票を活用し、敷地面積を推定することで対処した。(詳細は補論2参照)。

### 2.3 抽出率調整

前項迄の作業は専ら『家計調査』個票の原データを対象に行ったものだが、もし『家計調査』調査世帯の居住地、住居の所有関係、世帯主年齢等の分布が我が国世帯の真の分布(全数調査である『国勢調査』に表れる分布)と異なる(歪んだ)部分がある場合、原データの平均や中央値、標準偏差等を用いて日本全体の実物資産分布の推移等を見ることは適切ではないことになる。

図2-1 持ち家率の推移(『国勢調査』vs.『家計調査』)



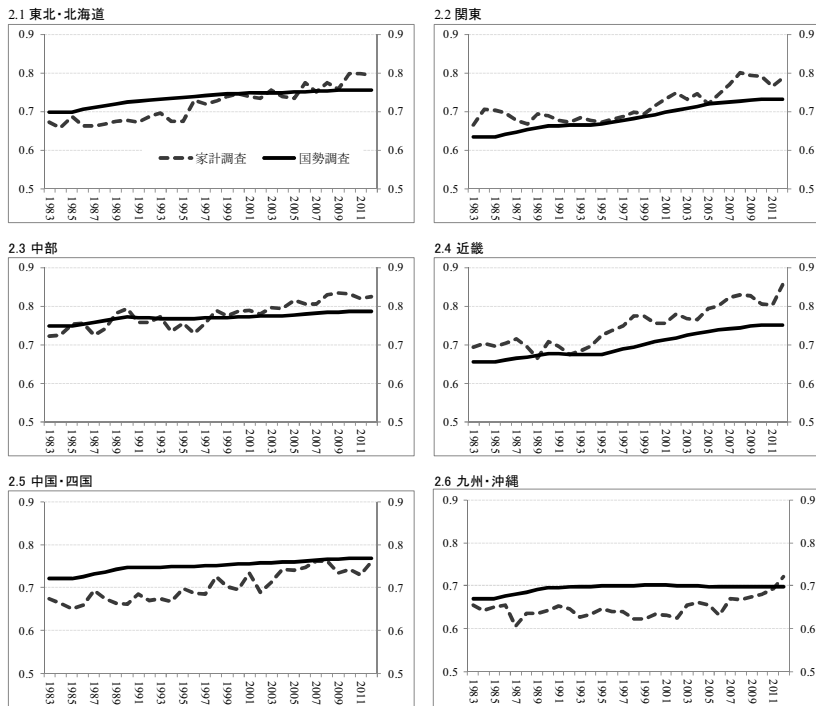
注)『国勢調査』の持ち家率については、調査が実際には実施されていない年に関しても、前後の調査実施年における世帯数を線形補間することで埋めてある。

<sup>17</sup> 実質化する場合は、消費者物価指数(総合、2010年=100)を用いて行なった。

『家計調査』と『国勢調査』の分布の乖離例として、ここでは、本稿の推計（世帯保有実物資産の推計）に於いて最も重要な意味を持つ持ち家率の推移を比較してみよう（図2-1）。まず二人以上世帯を見てみると、『国勢調査』は70%からやや右肩上がりでも推移しており、直近では75%前後となっているが、『家計調査』も比較的『国勢調査』の持ち家率をうまく再現していることがわかる。一方、単身世帯については、『家計調査』が単身世帯を対象に含めた2002年以降の比較になるが、『国勢調査』の単身世帯の持ち家率が30%前後で推移しているのに対し、『家計調査』では50%を超える水準というように、2つの調査の間に大きな乖離が認められる。これは、『家計調査』の調査協力単身世帯が日中在宅率の高い高齢単身世帯にやや集中しているためかもしれない。

図2-2はサンプルを地域に分けて『家計調査』と『国勢調査』の持ち家率を比較したものである。二人以上世帯の場合、全国レベル（図2-1）では持ち家率に大きな乖離は観察されなかったが、地域別に見ると、関東や近畿では『家計調査』の持ち家率が『国勢調査』に比べ過大であるのに対し、中国・四国及び九州・沖縄地方では『家計調査』の持ち家率が過小になっている。したがって、このまま『家計調査』の個票を用い、例えば地域間の実物資産価値格差等を議論することは適切ではない。また、『国勢調査』の持ち家率は比較的スムーズに推移しているのに対し、『家計調査』側は短期的にも大きな変化を見せている。

図2-2 地域別持ち家率の推移（二人以上世帯）



このように、『家計調査』の原データは、その抽出率に偏りが生じている可能性があるた

め、それをそのまま用いた場合、我が国世帯の実物資産保有分布について誤ったメッセージを導いてしまう可能性を否定できない。そこで以下では、本稿の目的に特に大きな影響を与えると考えられる持ち家率を一つの鍵としつつ、標本抽出率調整を行って実物資産保有分布を検討することにした。具体的には、『家計調査』データの世帯分布が日本全体レベルの分布を反映したものとなるよう、『国勢調査』の世帯分布を参照して、以下の標本抽出率調整を行なった。(従って、次節以下で紹介する推計データが描き出す姿はすべて標本抽出率調整を行なった後の拡張サンプルを用いたものである。)

標本の抽出率調整を行なうに当たっては、まず『家計調査』の調査年、都道府県、住居の所有関係(持ち家か否か)、戸建てか共同住宅・長屋建てか、及び世帯主年齢のすべての組み合わせ<sup>18</sup>ごとに区分を作成し、その区分に属する『家計調査』世帯数と『国勢調査』世帯数を調べた。その後、各区分において『国勢調査』世帯数に対する『家計調査』世帯数の割合を計算した(以後、標本抽出率とよぶ)。標本抽出率は、すべての区分において同じ値となることが理想だが、実際には非協力者等の存在により区分毎にばらついている。そこで全区分の中で最も高い標本抽出率をピックアップし、全ての区の抽出率がそれと等しくなるように個別の区毎に再サンプリングを行って『家計調査』世帯数を膨らませ、バイアスを調整することとした。ちなみに、抽出率が最大だったのは、調査年1987年の島根県の二人以上世帯、非持ち家で世帯主年齢が60歳以上という区分である。当該区分における『国勢調査』の世帯数は2,888世帯、『家計調査』での調査世帯数は10世帯あり、(最大)抽出率は0.35%ということになる。

こうした再抽出作業を経て、我々のデータセットに含まれる世帯数は、『家計調査』個票に含まれていた二人以上世帯数約50万から約390万世帯へ、単身世帯数は約3万から約59万世帯へとそれぞれ増加した。次節では、こうして構築した拡張データセットを活用して<sup>19</sup>、我が国世帯の資産保有状況(平均保有額の推移、保有の世帯間でのばらつき、保有額の世帯主年齢プロファイル等)を概観した幾つかの図表を紹介する。

### 3. 推計データが描き出した我が国世帯の資産保有状況

本節では、前節の方法に則って推計した、『家計調査』標本世帯別の住宅・宅地資産価値

<sup>18</sup> 各区分においてある程度世帯数を確保するために、戸建てかどうかは主要10都道府県(北海道、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、福岡県)の持ち家世帯についてのみに分類した。また、二人以上世帯では世帯主年齢を39歳以下、40歳以上59歳以下、60歳以上の3区分に、単身世帯の持ち家世帯では59歳以下、60歳以上の2区分に分けた。これにより、総区分数は二人以上世帯で9,360区分、単身世帯で2,805区分である。

<sup>19</sup> 統計学的に議論すれば、ここで行った無作為の再抽出作業に基づく拡張データは確率変数(群)の一回の実現形態に過ぎないため、それに基づいて計算した統計値をもって母集団(母数)の推定値とすることは厳密性を欠いている。つまり、本来であればこの再抽出作業を繰り返して複数の拡張データを作成し、それぞれで計算した統計値の平均等で議論を行うべきものだが、データ作成の手続きを紹介し、作成したデータセットの有用性を示すという本論文の趣旨を踏まえ、再抽出作業の繰り返し部分は省略することとした。

を、『家計調査』（及び『貯蓄動向調査』）個票から別途与えられる同じ世帯の金融資産保有額、及び負債等と結合して構築した個別世帯の資産保有額データ（ただし、現住居・現居住地以外の住宅・宅地資産、耐久消費財資産部分は含まない）を用い、過去四半世紀における我が国世帯の資産保有の有様を概観していくことにする。

まず表3-1には、『家計調査』個票に基づく原データセット、及び再抽出作業で構築した拡張データセットについて、主要変数の基本統計量を掲載してある。抽出率調整によるバイアス修正の効果は、例えば単身世帯サンプルの世帯主年齢や持ち家率の欄に顕著に表れている。以下、調整後の拡張データセットの方（表3-1-2）に焦点を当てて見ていくと、表の最終2行に記載した住宅資産、宅地資産の値が、前節の手続きに従って推計した個別世帯の住宅・宅地資産額である。一方、世帯人員と前年年収は『家計調査』個票の該当項目から、金融資産、負債の部分は、『貯蓄動向調査』個票をマッチングして得られた世帯別の保有額（2000年12月迄）、ないしは『家計調査』の貯蓄等調査票の該当項目（2002年1月以降）のデータを活用している。金融資産、負債のうち、『貯蓄動向調査』とのマッチングに基づく部分は、マッチング可能な世帯が『家計調査』標本世帯の一部に限られるため、サンプル数が少なくなっている。また、単身世帯については、それが『家計調査』の対象となったのが2002年以降であり、加えて金融資産、負債は調査項目から外されているため、推定できたデータは2002年以降の住宅・宅地資産に限られている。

表3-1 データセットの標本世帯数と基本統計量

3-1-1 再抽出作業前の『家計調査』原データ

	二人以上世帯(1983～2012年)				単身世帯(2002年～2012年)			
	標本世帯数	平均値	標準偏差	中央値	標本世帯数	平均値	標準偏差	中央値
世帯主年齢	500,044	51.9	14.3	51.0	32,916	60.1	18.7	65.0
世帯人員数	500,044	3.3	1.2	3.0	32,916	1.0	0.0	1.0
前年年収	500,044	626	348	552	32,916	289	222	230
世帯正味資産	219,270	3,110	4,076	2,100		n.a.	n.a.	n.a.
うち								
金融資産	219,271	1,435	2,101	768		n.a.	n.a.	n.a.
負債	219,272	426	1,118	0		n.a.	n.a.	n.a.
住宅資産	500,044	336	632	40	32,916	151	378	0
宅地資産	500,044	1,956	3,383	1,207	32,916	1,035	1,830	507
(持ち家比率)	500,044	0.72	0.45	1.00	32,916	0.56	0.50	1.00

3-1-2 無作為再抽出で構築した拡張データ

	二人以上世帯(1983～2012年)				単身世帯(2002年～2012年)			
	標本世帯数	平均値	標準偏差	中央値	標本世帯数	平均値	標準偏差	中央値
世帯主年齢	3,903,176	52.3	14.2	52.0	590,992	51.2	19.2	52.0
世帯員数	3,903,176	3.3	1.2	3.0	590,992	1.0	0.0	1.0
前年年収	3,903,176	636	343	564	590,992	327	227	272
世帯正味資産	1,650,613	3,276	4,320	2,205		n.a.	n.a.	n.a.
うち								
金融資産	1,650,617	1,571	2,162	888		n.a.	n.a.	n.a.
負債	1,650,631	478	1,179	0		n.a.	n.a.	n.a.
住宅資産	3,903,176	344	642	42	590,992	109	320	0
宅地資産	3,903,176	2,066	3,644	1,226	590,992	619	1,586	0
(持ち家比率)	3,903,176	0.72	0.45	1.00	590,992	0.33	0.47	0.00

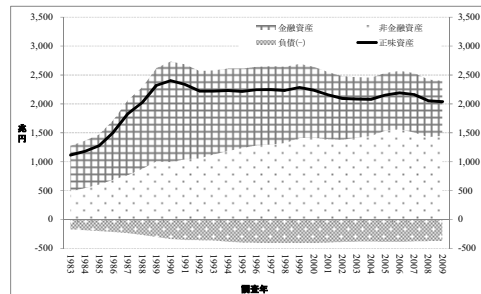
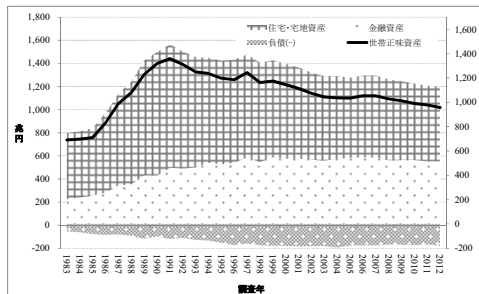
注) 前年年収の行以下の金額は万円単位。金融資産、負債、及び正味資産については、2001年までの期間で利用した『貯蓄動向調査』に制約されてサンプル数が少なくなっている。また、単身世帯が対象となったのは2002年以降であり、加えて、金融資産、負債等は調査されていない。



### 3.1 既存統計との整合性（比較）

図 3-1 は、構築したデータセットに基づいて（平均値に実際の該当世帯数を掛け合わせて）計算した二人以上世帯による家計保有資産総額（マクロ計数）である。この図によれば、二人以上世帯が保有する正味資産総額は 80 年代半ば以降急増し、1990 年代初頭に 1400 兆円を超えてバブルのピークを迎えた後、一貫して減少し、足下では 1000 兆円を切る水準まで低下していることがわかる。

図 3-1 世帯資産総額（全国・以上世帯）の推移      図 3-2 『国民経済計算（平成 12 年基準）』における家計（個人企業含む）資産

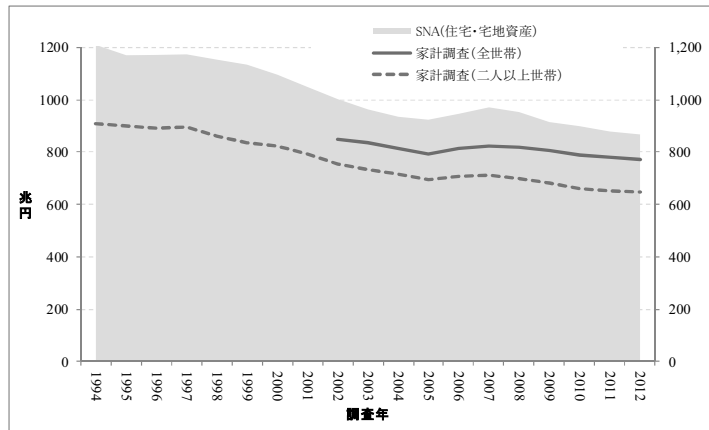


正味資産を金融資産、負債と住宅・宅地資産に分割してみると、金融資産、及び負債は 2000 年頃まで少しずつ増加していたものの比較的安定的に推移しており、正味資産の総額の変動の大きな部分が住宅・宅地資産の地価変動由来で生じていたことがわかる。類似のパターンは『国民経済計算』のストック計数（図 3-2）でも確認できるが、対象世帯の範囲（二人以上 vs. 全世帯）や資産概念のズレ（例えば、非金融資産では、本論文の推定は現住居・現居住地住宅・宅地資産しかカバーしていない）もあり、総額やバブル後の低下トレンド等に違いがみられる<sup>20</sup>。

そこで概念をできるだけ近づけて既存の統計と我々の推計結果の関係を検討したのが以下の図 3-3、表 3-2 である。図 3-3 では、『家計調査』個票に基づく我々の推計データによる住宅・宅地資産額を『国民経済計算』の家計部門の住宅・宅地資産と比較している。図が示す通り、我々の推定値は『国民経済計算』のそれを下回っているが、単身世帯まで加えた 2002 年以降の計数ではギャップは 10% を少し上回る程度となっており、我々の推計では現住居・現居住地以外の住宅・宅地を含められていないことを踏まえると、概ね妥当な関係と言える。また、1994 年から 2012 年にかけて家計部門の住宅・宅地資産が 3 割近く減少したという事実はいずれの統計にも共通した結果となっている。

<sup>20</sup> 図 3 から明らかな点だが、我々のデータと『国民経済計算』の家計資産との差は、我々が推計作業を行った実物資産よりも調査個票をそのまま利用した金融資産部分においてより顕著になっている。この相違には、カバーする金融資産の定義の違い（例えば、SNA のそれには現金保有等が含まれる）の他、両統計の推計方法の違い（マクロからのアプローチ vs. ミクロ調査からのアプローチ）に由来する差等が影響しているが、その詳細は別稿で検討すべきテーマと考えられる。

図3-3 『国民経済計算（平成17年基準，93SNA）』の類似概念計数との関係



注)「家計調査」の推定値は現住居・現居住地のみに関する推定値。SNAの住宅・宅地には現住居・居住地以外が含まれるものと考えられる。

表 3-2 世帯当たり家計資産の内訳（本論文データでの推定値と平成 21 年「全国消費実態調査」の比較）

資産の種類	家計調査(2009年)		平成21年全国消費実態調査	
	二人以上世帯	うち勤労者世帯	二人以上世帯	うち勤労者世帯
世帯正味資産	n.a.	n.a.	3,588	2,653
(うち現住居・現居住地以外の住宅・宅地資産、耐久消費財等資産を除く)	3,068 (2,111)	2,203 (1,419)	2,969	2,253
金融資産(貯蓄－負債)	1,129 (627)	580 (330)	947	486
貯蓄現在高	1,615 (900)	1,208 (700)	1,473	1,146
負債現在高	486 (0)	628 (5)	526	661
住宅・宅地資産(現住居・現居住地)	1,953 (1,126)	1,632 (0)	2,022	1,768
宅地資産	1,530 (1,027)	1,175 (816)	1,598	1,280
住宅資産	423 (99)	456 (143)	424	488
住宅・宅地資産(現住居・現居住地以外)	n.a.	n.a.	492	271
耐久消費財等資産	n.a.	n.a.	127	129
年間収入	618 (538)	699 (644)	651	709

資産の種類	家計調査(2004年)		平成16年全国消費実態調査	
	二人以上世帯	うち勤労者世帯	二人以上世帯	うち勤労者世帯
世帯正味資産	n.a.	n.a.	3,900	2,687
(うち現住居・現居住地以外の住宅・宅地資産、耐久消費財等資産を除く)	3,175 (2,270)	2,345 (1,483)	3,159	2,367
金融資産(貯蓄－負債)	1,119 (685)	623 (400)	950	498
貯蓄現在高	1,677 (974)	1,276 (760)	1,520	1,180
負債現在高	558 (0)	653 (5)	569	682
住宅・宅地資産(現住居・現居住地)	2,076 (1,188)	1,730 (925)	2,209	1,869
宅地資産	1,644 (1,114)	1,261 (828)	1,725	1,357
住宅資産	431 (74)	469 (97)	484	512
住宅・宅地資産(現住居・現居住地以外)	n.a.	n.a.	577	335
耐久消費財等資産	n.a.	n.a.	164	165
年間収入	636 (570)	709 (656)	696	743

注「家計調査」の偶数列括弧内は中央値。その他の列は全て世帯平均値。金額は万円単位。

表 3-2 では、我々の推計データの二人以上世帯に関する世帯平均値を、5年に一回実施されている『全消』の対応計数と比較している。(現住居・現居住地以外の住宅・宅地資産、耐久消費財等資産を除く)世帯当たり正味資産の水準は両統計でほぼ一致しており、その意味で、我々の推計は我が国の(二人以上)世帯の資産状況を概ね正確にとらえていると言えよう。ただ細かく見ると、金融資産の推定値は我々の方が若干高めである一方、住宅・

宅地資産の方は、『全消』でも我々と類似の推計手続きに従っているにもかかわらず、我々の推定値の方が少し低めになっている等の違いがみられる。この違いが両統計の癖や偏りに基づくものか、母集団の特性値を推計する際の復元倍率の作り方の違いに基づくものか等の解明は今後の課題である。また、『全消』では、我々のデータでは行い得なかった現住居・現居住地以外の住宅・宅地資産、及び世帯が保有する耐久消費財資産の推計も行っており、それらの資産が世帯当たり正味資産に占める割合は概ね1～2割弱程度であることが確認できる。

### 3.2 世帯当たり資産額の推移

図3-4には、我々のデータセットの個票をベースに計算した世帯当たり資産額の推移が示してある。家計部門の資産総額をみた図3-1・2での形状から予想できる通り、我が国の（二人以上）世帯当たり正味資産額（平均）はバブル期にほぼ5,000万円でピークを迎え、以降は緩やかな下落傾向が続き、足下では3,000万円前後まで低下していることがわかる。同じ正味資産を中央値（図3-4-2）で見ると変動はだいぶ抑制的になり、バブル期のピークが3,000万円程度、近年はそれが2,000万円前後まで低下してきていることが確認できる。

図3-4-1 世帯資産額の平均値の推移  
(全国・二人以上世帯)

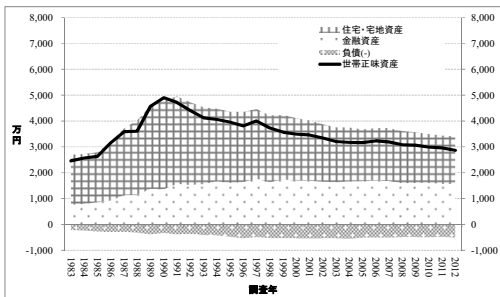


図3-4-2 世帯資産額の中央値の推移  
(全国・二人以上世帯)

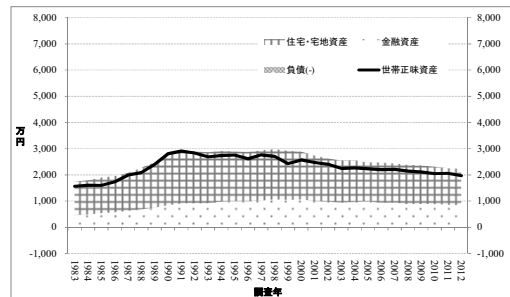


図3-5-1 世帯資産額の平均値の推移  
(首都圏・二人以上世帯)

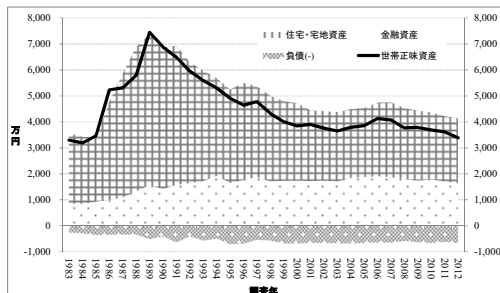
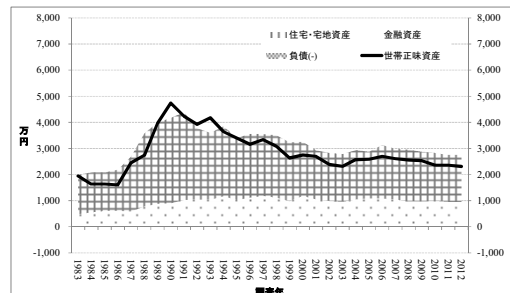


図3-5-2 世帯資産額の中央値の推移  
(首都圏・二人以上世帯)



こうしたバブル経済前後における世帯保有資産価値の変動は地域を区分して見ると一層顕著になる。我々のデータを首都圏（一都三県）と首都圏以外の政令指定都市、その他の地域に3区分して同様の図を描いてみると、首都圏（図3-5）での変動が最も顕著で、1980年代半ばに3,000万円を少し上回る水準だった世帯当たり正味資産額は89年に平均7,000万円（中央値で5,000万円弱）を超える水準まで増大した後次第に低下し、足下ではほぼバブル前の水準（平均で3,000万円台、中央値では2,000万円台）に戻っていることがわかる。

世帯平均（及び中央値）の推移は非持ち家世帯の存在を反映した結果になっている。サンプルを首都圏の持ち家世帯に限定して同様の図を描くと（図3-6）バブル期のピークは平均で1億1,000万円（中央値でも7,000万円）に達し、その後は低下傾向が足下まで継続している。こうした世帯の保有資産価値変動の大半は、図からも明らかのように、住宅・宅地資産の価値変動に由来しており、それがバブル期前後に顕著であったことが読み取れる。一方、我が国では、家計による株式保有が少ないためか、世帯保有の金融資産の変動はバブル期においてもあまり目立っていない。

図3-6-1 世帯資産額の平均値の推移  
(首都圏・二人以上・持ち家世帯)

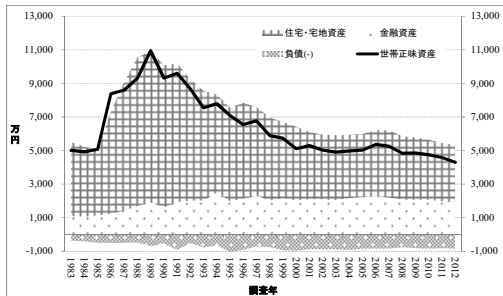


図3-6-2 世帯資産額の中央値の推移  
(首都圏・二人以上・持ち家世帯)

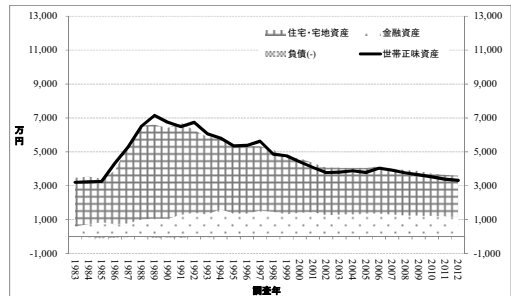


図3-7 世帯資産額の平均値の推移  
(政令都市（除首都圏）・二人以上世帯)

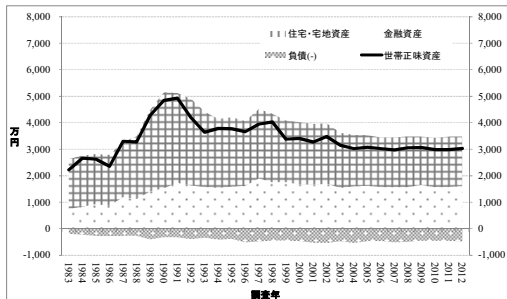
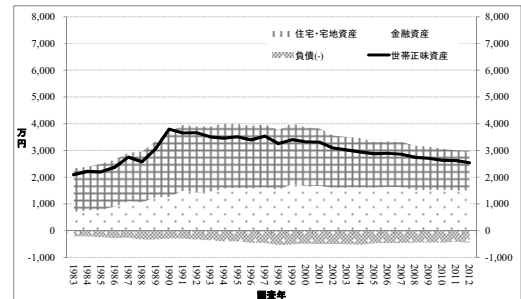


図3-8 世帯資産額の平均値の推移  
(その他地域・二人以上世帯)



バブル期における住宅・宅地資産価値の膨張は（首都圏を除く）政令指定都市においても同様に確認できるが、首都圏に比べて、ブレの大きさは幾分控えめ（ピークの平均で5,000

万円程度、持ち家世帯限定だと7,000万円程度)で、ピークのタイミングが1~2年程度後ろにずれていたことがわかる(図3-7)。

首都圏、政令指定都市圏以外の地域に居住する世帯の正味資産の変動は更に小さい(図3-8)が、これらの地域でも2000年代以降に緩やかな保有資産の減少が継続していることが読み取れる。

### 3.3 保有資産額の世帯間でのバラつき(格差)

前項でみた世帯当たり保有資産額(平均、中央値)の推移は興味深い、それだけであれば、得られた知見の大半は『国民経済計算』等のマクロ計数からでもある程度推測可能な内容ともいえる。そこで次に、マクロ計数では知り得ない世帯間のバラつきについて見てみよう。

図3-9-1 世帯資産額の標準偏差の推移  
(全国・二人以上世帯)

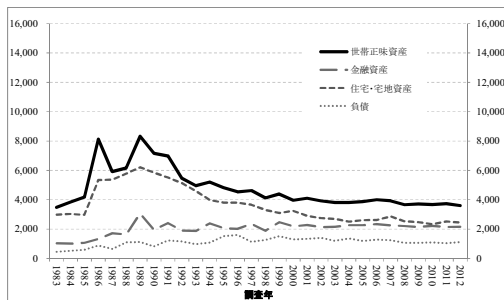


図3-9-2 世帯資産額の標準偏差の推移  
(首都圏・二人以上世帯)

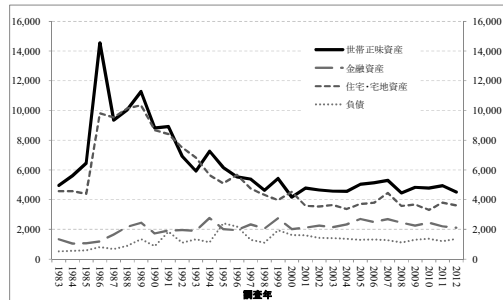


図3-9-1では、二人以上世帯の個票データを用いて世帯保有資産額の世帯間でのバラつき(標準偏差)を調査年別に計算した結果が描いてある。世帯当たり金額の推移からある程度予想される結果ではあるが、保有資産額の世帯間のバラつきもやはりバブル期に拡大し、バブル崩壊後は一貫してそれが縮小するというパターンが読み取れる。また、正味資産の内訳を見ると、正味資産の世帯間のバラつきの大半は住宅・宅地資産保有額のバラつきに由来しており、金融資産額や負債額のバラつきは比較的小さく安定的であることが読み取れる。同様のグラフを首都圏居住世帯限定で描いても、得られるパターンは変わらないが、バラつきの大きさは首都圏居住世帯間の方が(特にバブル期において)顕著だったことが読み取れる(図3-9-2)。

世帯間のバラつき(標準偏差)を調査年毎にではなく、調査世帯の世帯主の年齢毎に描いたのが図3-10である。図からは、世帯主の年齢が高まるに従い世帯間のバラつき(格差)が大きくなる傾向が明瞭に読み取れる。資産の内訳では、住宅・宅地資産のバラつきが一番大きい、年齢とともにバラつきが大きくなるパターンは金融資産でも同様に確認できる。

図 3-10-1 世帯資産額の世帯主年齢別  
標準偏差（全国・二人以上世帯）

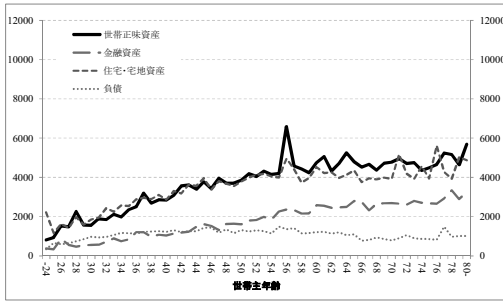


図 3-10-2 世帯資産額の世帯主年齢別  
標準偏差（首都圏・二人以上世帯）

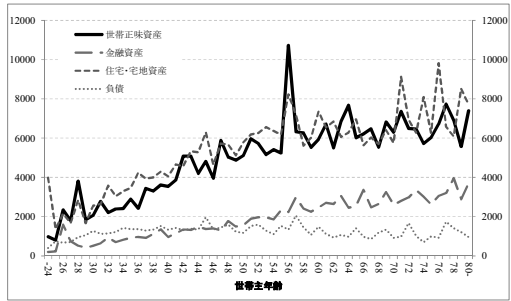
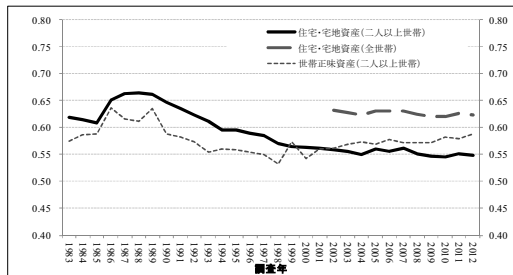


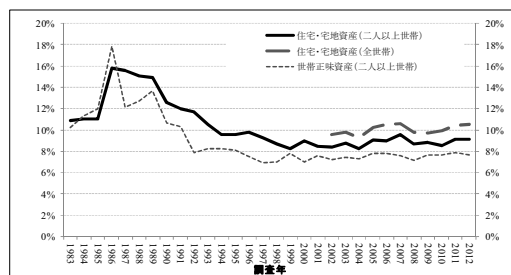
図 3-11 と図 3-12 には、我々のデータを用いてジニ係数と資産保有額トップ 1%世帯の持ち分シェアをそれぞれ描いた結果が示してある。図 3-9 の標準偏差からも予想できたことだが、ジニ係数で測られる住宅・宅地資産保有の（二人以上）世帯間格差はバブル期以降縮小傾向にあることが読み取れる（図 3-11 実線）。ただし、単身世帯を含めて計算すると（破線）ジニ係数の水準は二人以上世帯だけの場合より高くなる。また、二人以上世帯でも金融資産、負債を含んだ正味資産で見ると、2000 年代に入ってジニ係数（格差）が若干拡大している。トップ 1%の所有比率（図 3-12）からもほぼ同様のパターンが読み取れる。トップ 1%の所有比率は近年概ね 1 割前後となっており、同比率が 3 割以上と言われる米国等に比べればある程度平等な資産分布であることが分かる<sup>21</sup>。

図 3-11 資産保有データで計算したジニ係数の推移



注) 世帯正味資産は、金融資産+住宅・宅地資産-負債で定義した。  
単身世帯を含む世帯については、単身世帯データの制約から、2002年以降の住宅・宅地資産のみ計算可能となる。

図 3-12 資産保有額トップ 1%の世帯の  
持ち分が当該資産全体に占める割合



注) 図 3-11 の注記参照。

<sup>21</sup> ただし、この結果については、住宅・宅地資産の推計において、現住居・現居住地以外の資産が含まれていない点に留意が必要である。現住居・現居住地以外の住宅・宅地資産はもっぱら富裕世帯に保有されていることを踏まえると、本稿の推計データによる格差指標には、我が国世帯間の本来の格差を過少に評価するバイアスが含まれている。加えて、ここで示したような指標は、よく知られている通り、人口の高齢化や家族構成（形態）の有り様にも影響を受けることから、いわゆる「格差」の議論を行うに当たっては、そうした構造変化の影響にも意を配した分析が必要になる。そうした分析については、別の機会を設けて行いたい。



### 3.4 キャピタル・ゲイン／ロス

3.2項でみた通り、我が国世帯の保有資産額は、特にバブル期を中心に大きく変動してきた。そしてその変動の大半は保有不動産の価値変動に由来しており、金融資産の価値変動による部分は（少なくとも平均的な世帯においては）小さかった。とすれば、少なくとも我が国の過去四半世紀における世帯保有資産の変動は、宅地資産価値の変動を捕捉できればその大方を抑えることができるだろう。

図 3-13-1 宅地資産価値ゲイン/ロス：  
全国世帯平均値の推移

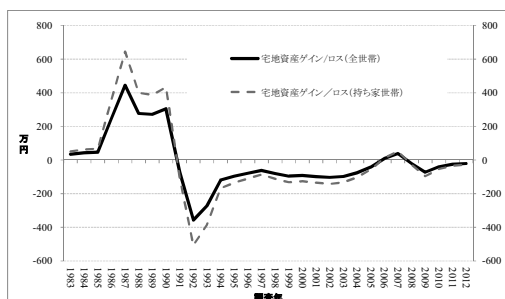
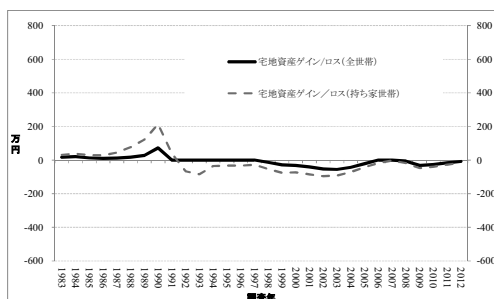


図 3-13-2 宅地資産価値ゲイン/ロス：  
全国世帯中央値の推移



我々のデータにおける宅地資産価値の推計は『家計調査』個票から得られる不動産保有情報と、『地価公示』の平米単価情報のマッチングに基づくものなので、個別世帯について、

- 「『地価公示』とのマッチングで得られる時点  $t$  の地価で計算した実物資産価値」
- 「同様に得られる  $t$  から一年遡った時点の地価で計算した場合の実物資産価値」

を計算すれば<sup>22</sup>、個別世帯が得た（ないし被った）キャピタル・ゲイン／ロスの推定値を得ることができる。こうして得られる宅地資産由来のゲイン／ロスの平均値と中央値を調査年別に求めてグラフ化したものが図 3-13 である。図からは、80年代末のバブル期には、我が国の平均的な世帯で数百万円単位のキャピタル・ゲインが生じていたこと、バブル崩壊期には逆に数百万円単位のキャピタル・ロスが生じ、その後も 2000 年代半ばまで継続的にロスが発生していたことが読み取れる。キャピタル・ゲイン／ロスは中央値（図 3-13-2）では見え難くなるが、それでもバブル期には持ち家世帯（の半分以上）で 200 万円超のキャピタル・ゲインが生じていたことが確認できる。

同様のグラフを首都圏、政令指定都市圏、その他地域について作成した結果が図 3-13-3、4 である。これによれば、バブル期のピーク（1987 年）には首都圏で世帯平均 1500 万円超のキャピタル・ゲインが生じていたこと、逆にバブル崩壊期には年 800 万円のロスが発生していたことが読み取れる。政令指定都市圏でのキャピタル・ゲインのピークは 2 年遅れで山は 600 万円台半ば程度、その他の地域では更に 1 年遅れで 200 万円程度の山があった。

<sup>22</sup> 『地価公示』地点の時点  $t$  における地価の計算方法（定義）については、脚注 16 を参照。

図 3-13-3 宅地資産価値ゲイン/ロス：  
地域別世帯平均値の推移

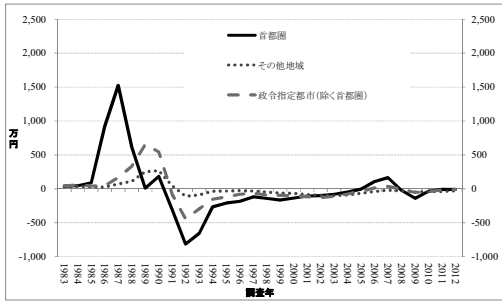
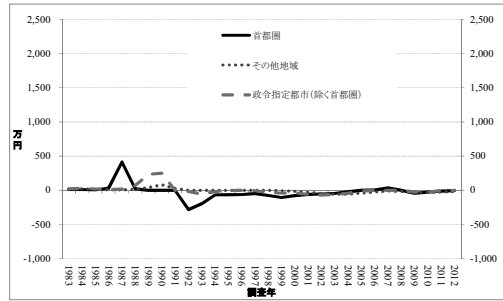


図 3-13-4 宅地資産価値ゲイン/ロス：  
地域別世帯中央値の推移



宅地資産に関するキャピタル・ゲイン/ロスの推定値は、持ち家世帯に限定すれば（図 3-13-5,6）当然大きくなり、首都圏の持ち家世帯ではピーク時には平均世帯で年 2,500 万円（中央値でも年 1,500 万円）のキャピタル・ゲインが生じていたことが分かった。

図 3-13-5 宅地資産価値ゲイン/ロス：  
地域別持ち家世帯平均値の推移

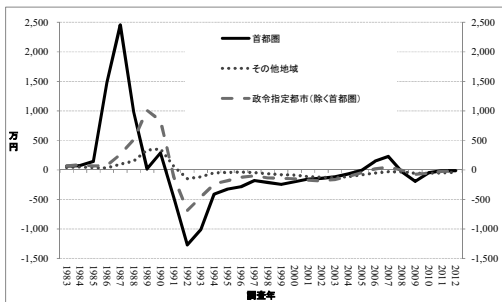
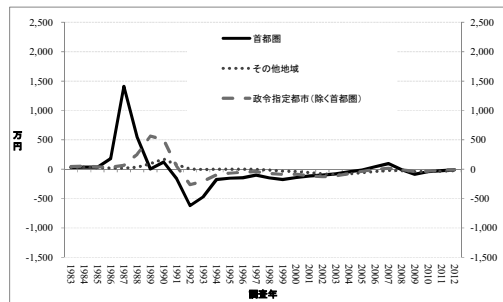


図 3-13-6 宅地資産価値ゲイン/ロス：  
地域別持ち家世帯中央値の推移



### 3.5 世帯主年齢別にみた保有資産額

個別世帯ベースの資産保有額データがあれば、平均的（ないし典型的）世帯の生涯を通じた資産蓄積パターン等への接近も可能になる。図 3-14 には、世帯の資産保有額を世帯主の年齢別に計算してグラフにまとめた結果を示した。平均値のグラフ（図 3-14-1）からは、世帯主が年齢を重ねるに従って資産蓄積を進める様子が見て取れる。これによれば、平均的な世帯は概ね 60 歳前後まで資産を蓄積し、それ以降の年齢では資産額がほぼ横ばいになる（少なくとも平均値において引退後に取り崩しが進むようには見えない）ことが読み取れる。資産蓄積は金融資産、住宅・宅地資産の双方で進むが、中央値を描いた図 3-14-2 からは、住宅・宅地資産の蓄積は 30 代半ば以降 40 代にかけて急速に進められる（その頃に負債も生じる）一方、金融資産は 60 歳頃まで漸進的に蓄積されることが読み取れる。

図 3-14-1 世帯資産の世帯主年齢別平均値  
(全国・二人以上世帯、1983~2012)

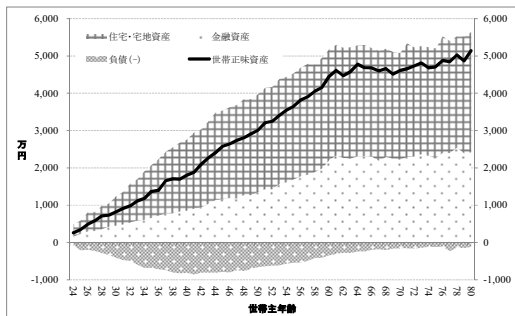


図 3-14-2 世帯資産の世帯主年齢別中央値  
(全国・二人以上世帯、1983~2012)

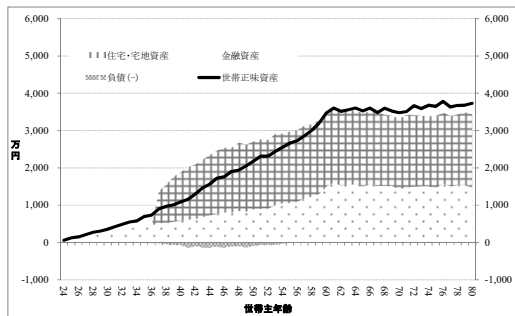


図 3-14 で描いた世帯主年齢別の集計には、資産価値の時間的（マクロ）変動が混在してしまうという問題がある。そうした問題を回避するため、世帯正味資産に関する世帯主年齢別の平均保有額を調査年別に描いたものが図 3-15 である。結果を見ると、世帯主年齢の上昇に従って資産蓄積が進むというパターンは変わらないものの、蓄積資産の水準自体は調査年のマクロ的状况に影響を受けており、世帯保有の正味資産額はバブル期以降全ての年齢において低下傾向にあることが読み取れる。更に、中央値を描いた図 3-15-2 では調査年間の差が小さくなっていることから、バブル期の資産価格（地価）上昇効果が主として裕福な世帯に集中して生じていたことが推測できる。

図 3-15-1 世帯正味資産の世帯主年齢別  
平均値（調査年別、全国・二人以上世帯）

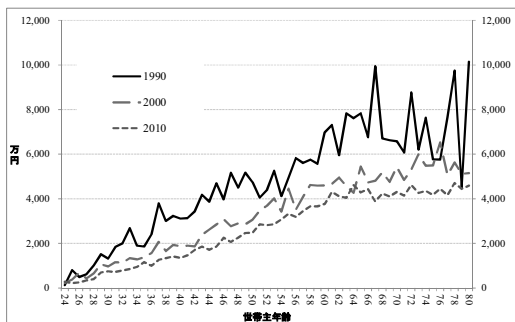


図 3-15-2 世帯正味資産の世帯主年齢別  
中央値（調査年別、全国・二人以上世帯）

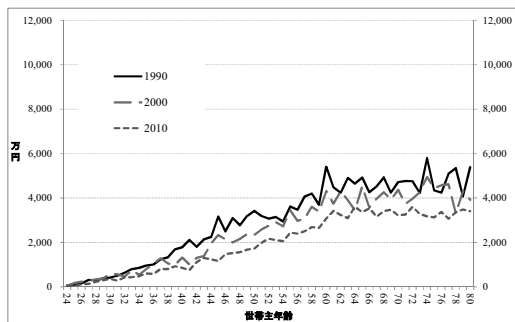


図 3-16 には、図 3-15 の正味資産の結果を（純）金融資産と住宅・宅地資産に分割して描いた結果が示してある。これを見ると、既にみた図表のパターン等から推測できたことではあるが、世帯保有資産額の調査年間での変動は主として住宅・宅地資産価値の変動によって生じていたことが分かる。言い換えると、金融資産保有額の世帯主年齢プロファイルは調査年に拘らず非常に安定している。

図 3-16-1 世帯金融資産の世帯主年齢別  
平均値（調査年別、全国・二人以上世帯）

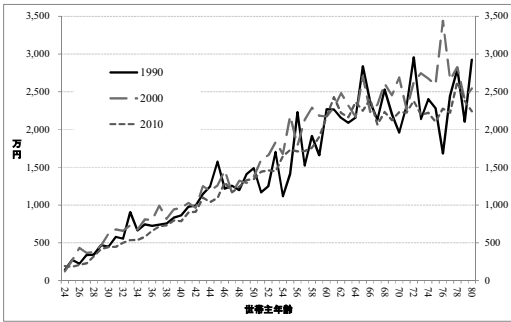


図 3-16-2 世帯金融資産の世帯主年齢別  
中央値（調査年別、全国・二人以上世帯）

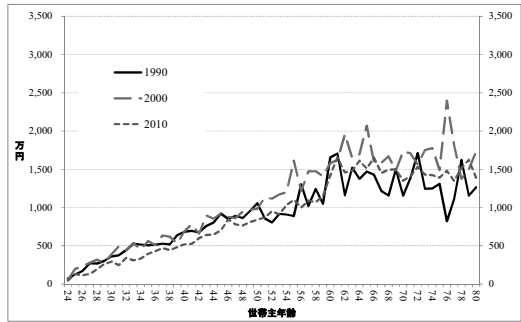


図 3-16-3 世帯住宅・宅地資産の世帯主年齢別  
平均値（調査年別、全国・二人以上世帯）

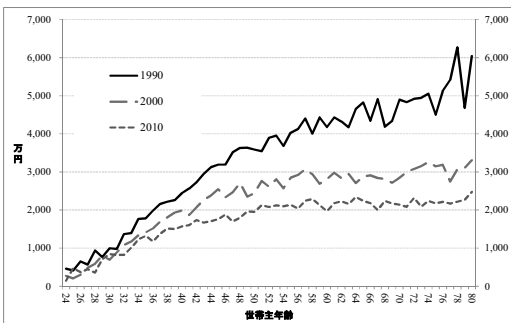
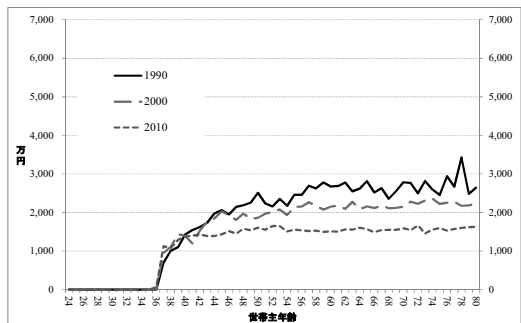


図 3-16-4 世帯住宅・宅地資産の世帯主年齢別  
中央値（調査年別、全国・二人以上世帯）



### 3.6 コホート別にみた世帯主年齢別保有資産額

図 3-16 で示した世帯主年齢別の資産保有額プロファイルは、選択した調査年におけるクロス・セクションの関係を描いたものであり、同一世帯（群）の保有資産額がその年齢に伴って変動した経路とは必ずしも一致していない。そこで図 3-17 では、世帯主誕生年コホート別に世帯正味資産が世帯主の加齢と伴にどう変化してきたかを描いてみた。コホート別の推移を見ると、世帯主年齢が 60 歳前後に達するまで世帯正味資産が増加するという基本パターンは変わらないものの、個々のコホートでは、そうした資産蓄積の基本パターンに加えて、（マクロの）経済状況に由来する資産価格変動の影響を受けており、多くのコホートでバブル崩壊後の時期に保有資産の目減りを体験していることが読み取れる。また、そのバブル崩壊の影響との識別が容易でないという問題は残るものの、中央値の図（図 3-17-2）では、60 代半ば以降にクロス・セクションのプロフィールにはなかった資産の取り崩しフェーズが存在する可能性も見いだせる。

図 3-17-1 世帯主誕生年コホート毎に見た世帯主年齢時における世帯正味資産の平均値

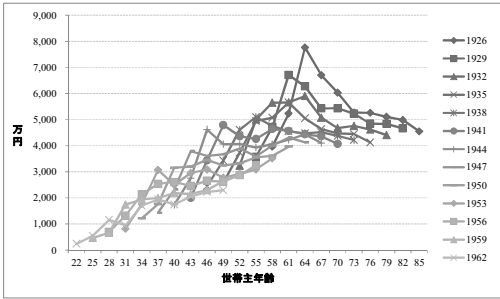


図 3-17-2 世帯主誕生年コホート毎に見た世帯主年齢時における世帯正味資産の中央値

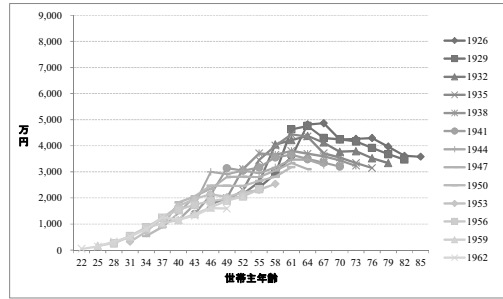


図 3-18 では、コホート別の世帯資産変動を住宅・宅地資産と（正味の）金融資産に分割した結果を示した。これを見れば、図 3-17 で見られた資産水準のコホート間での差はもっぱら住宅・宅地資産の変動（図 3-18-1,2）に由来しており、（正味の）金融資産蓄積に関する世帯主年齢プロフィールはコホート間でかなり安定的であったことが分かる。また、（正味）金融資産のパターンで見ると、高齢世帯における資産の取り崩しは、それがあつたとしても極めて緩やかなペースのものであることが読み取れる。

図 3-18-1 コホート別に見た世帯主年齢時における世帯住宅・宅地資産の平均値

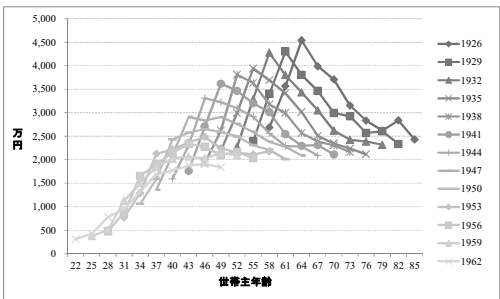


図 3-18-2 コホート別に見た世帯主年齢時における世帯住宅・宅地資産の中央値

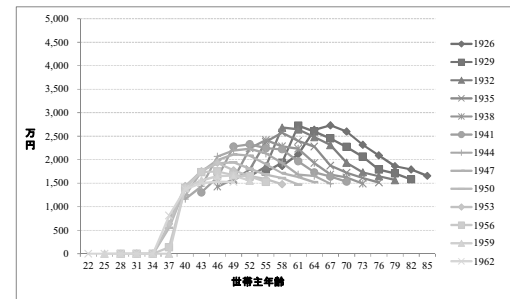


図 3-18-3 コホート別に見た世帯主年齢時における世帯（純）金融資産の平均値

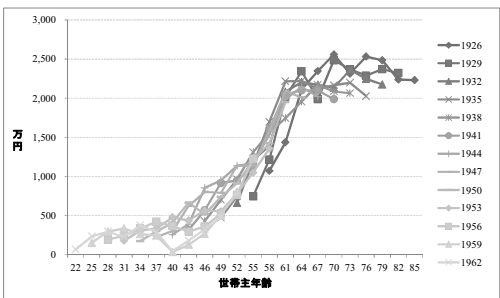
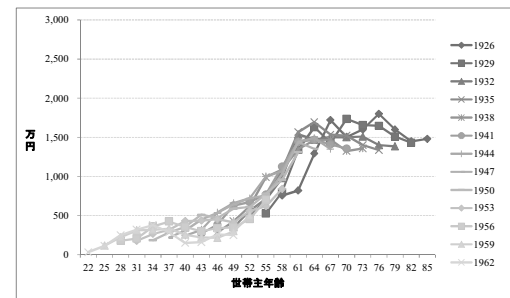


図 3-18-4 コホート別に見た世帯主年齢時における世帯（純）金融資産の中央値



### 3.7 資産・負債変数間の相関

最後に、本稿で推計した世帯正味資産と『家計調査』の別途の調査項目である（前年）世帯年収、及び資産・負債変数相互間の相関を調査年、及び世帯主年齢別に確認しよう。図 3-19-1 を見ると、世帯の保有する正味資産と世帯年収の間には相関係数 0.2~0.3 程度の正の相関があり、その水準はデータ期間（1983~2012）を通じて概ね安定していたことが確認できる。図 3-19-2 は同様の相関を世帯主年齢別に計算した結果を示しており、正味資産と年収の間の正の相関は世帯主年齢が高まるに従い大きくなる傾向があることが読み取れる。

図 3-20 では、世帯正味資産の内訳項目である住宅・宅地資産、金融資産、及び負債について、相互間の相関係数を、調査年次別、世帯主年齢別に計算してみた。調査年次別（図 3-20-1）には、まず、世帯の金融資産額と住宅・土地資産額の間には概ね 0.2~0.3 程度の正の相関があり、横ばいで推移していることが分かる。住宅・宅地資産と負債の間にも正の相関があり、その水準は 90 年代以降に少しだけ高まっている。一方、金融資産と負債の相関は、80 年代には正の時期もあったが、その後低下し、2000 年代に入ると負の相関に転じている。近年では、金融資産を保有しつつ同時に借入れを行うという行動が減ってきているのかもしれない。

図 3-19-1 世帯正味資産と世帯年収の相関係数の推移

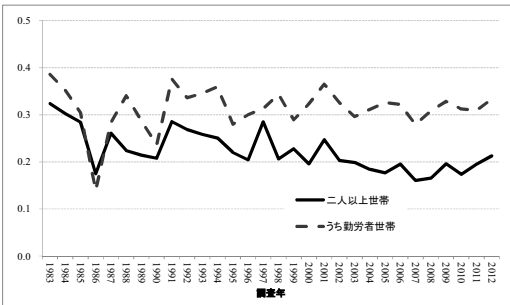


図 3-19-2 世帯主年齢別の世帯正味資産・世帯年収間相関係数

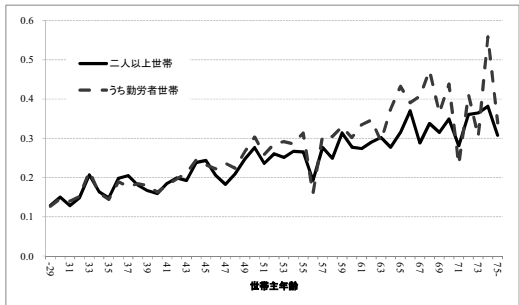


図 3-20-1 資産・負債変数間の相関係数の推移（二人以上世帯）

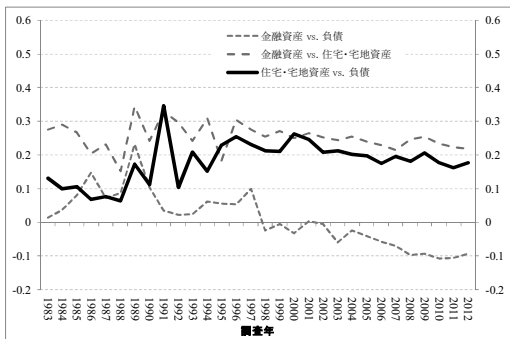
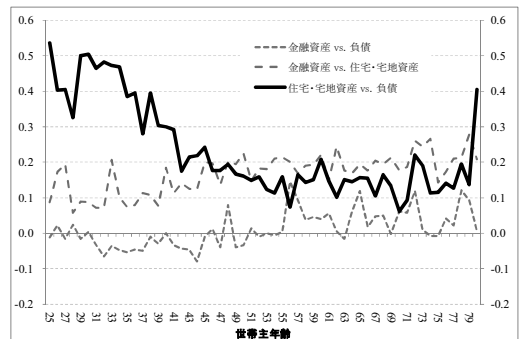


図 3-20-2 世帯主年齢別の資産・負債変数間相関係数（二人以上世帯）





世帯主年齢別（図 3-20-2）では、比較的若い時期に住宅・宅地資産と負債に比較的強い正の相関（若い層が借り入れを行って住宅を購入するということか）が見られるが、40代以降になるとそれがかなり弱まる。また、金融資産と住宅・宅地資産の正の相関は世帯主年齢が40歳代半ばになる頃まで緩やかな上昇傾向を示すものの、50代以降には概ね0.2程度で横ばいとなる。最後に金融資産と負債の相関は、40歳代まではゼロないしマイナスだが、50歳代以降は弱い正の相関（金融資産持ちの方が負債も大きい関係）に転じている。

#### 4. おわりに

人口・世帯構造が急変し、経済社会の高齢化が進展する下で、世帯間のバラつき、またそれが世帯の経済行動に与える影響を検討することの重要性が高まっている。本稿では、我々「個票データ分析」ユニットが、そうした検討作業の基礎とすべく整備（推計）を進めてきた我が国世帯の資産保有状況に関するデータ・セットについて、その推計の概略を紹介するとともに、推計データが描き出した世帯資産保有の姿の一端を紹介した。

推計手法に関して言えば、細部の違いはあるものの、高山他（1989）が『全消』個票で使った方法を『家計調査』個票に適用したものと理解して基本的に間違いない。『家計調査』をベースとすることで、カバーできる実物資産が現住居・現居住地の住宅・土地部分に限られる等の制約が生じるものの、過去四半世紀の全ての年次で連続して比較可能な世帯資産のデータ・ベースが構築できた。この成果は、今後、種々の政策が資産価格に与える影響を考えたり、保有資産価値の変動が世帯の経済行動に与える影響を分析する上での大きな財産となることが期待される。

一方、推計データが描き出す姿からは、我が国家計の保有資産価値の大きな部分を住宅・宅地資産が占めており、過去四半世紀における世帯保有資産価値の変動の大半は住宅・宅地資産価値（地価）の変動に由来していたことが読み取れた。こうした変動は特にバブル期前後の首都圏世帯において顕著（バブル期の首都圏持ち家世帯のキャピタル・ゲインは千万単位）で、バブル期には資産保有の世帯間のバラつきも最大化している<sup>23</sup>。土地バブルの影響は世帯（主）の生涯を通じた資産蓄積パターンにも及んでおり、世帯主年齢が60歳前後に達するまで資産蓄積が進む（その後の取崩しは極めて緩やか）という基本はありつつも、多くのコホートでバブル崩壊期に保有正味資産の目減りが見られた。

論文の冒頭でも述べた通り、本稿は我々の取組の紹介であり、中間生産物としての性格を有している。そのため、現段階では推計データを活用した現象（ないし事実）の描写に止まらざるを得ないが、プロジェクトの最終目標は、あくまで、推計データ（個票）を用いた政策効果分析や世帯の経済行動に関する仮説の検証を行い、観察される現象を生み出

<sup>23</sup> この結果、ジニ係数等の格差指標で測られる世帯間格差はバブル期がピークで、その崩壊後は緩やかに縮小している。ただし、この格差縮小傾向は全世界帯間の単純比較に関するものであり、一方で、近年は（世代内格差の大きい）高齢世帯シェアの高まり等の変化も急であることから、現象の正確な理解にはそうした構造変化を考慮に入れたより丁寧な分析が必要だろう。

す因果構造を明らかにすることである。そしてそこに到達する道程では、数多くの分析・検証作業を進める必要があることは勿論だが、必要なデータ整備作業もまだ幾つか積み残しになっている。そうした作業の進捗についてはまた別の機会を設けて報告したい。

#### 参考文献

経済企画庁総合計画局編（1975）『所得・資産分配の実態と問題点－所得分配に関する研究会報告』、大蔵省印刷局発行、1975年10月。

高山憲之・船岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時彦（1989）「第4章 資産・所得・消費の推計手順」『経済分析』第116号、1989年9月。

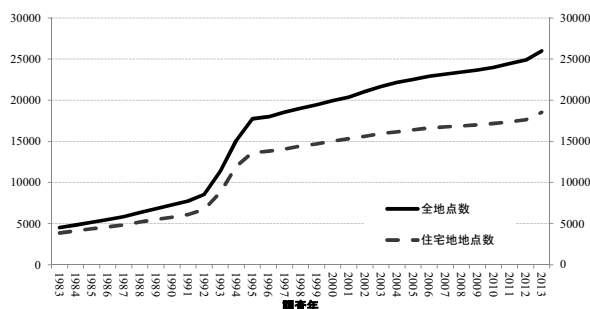
松浦克己（1993）「日本の職業別、年齢階層別にみた所得、資産の分布－80年代後半の不平等度の動き」『日本経済研究』No.24、1993.5、97-115。

Shimizu, Chihiro and Kiyohiko G. Nishimura (2006) “Biases in appraisal land price information: the case of Japan,” *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.24, No.2, 150-175.

## 補論1 『地価公示』調査地点数の変化がもたらす影響及び対処法

図 A1-1 は『地価公示』調査地点数（全国）をすべての調査地点について及び住宅地のみについて図示したものである。調査地点数は年々増加傾向にあるが、特に1990年代初頭に急増している。本分析で用いた住宅地のみに限定しても、1990年代初頭には6,000地点前後だったのが、1990年代半ばには、約14,000地点にまで増加している。

図 A1-1 『地価公示』調査地点数の推移（全国）



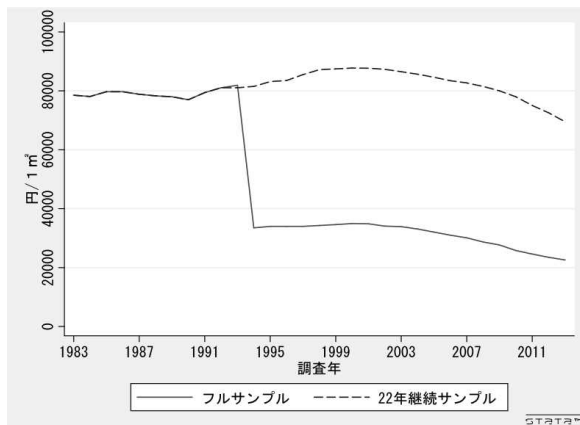
宅地価値の推計を最短距離法で行なうに当たり、『地価公示』の調査地点数が増えることは、より精緻な宅地価値の推計ができることを意味するため、歓迎すべきことではある。ただ地点数が変化すれば『家計調査』の個々の世帯がマッチする『地価公示』地点が変更となる可能性が生じるため、特に1990年代初頭で前後に分けて宅地価値の推計値を比較する場合等、特段の注意が必要になるだろう。例えば、1990年代初頭以降、宅地価値の推計値が低下していることが観察された場合、それは真に地価が下がったことによって宅地価値が低下したのか、あるいは実は地価は変わっていないにも関わらず、『家計調査』調査地点に最も近い距離にある『地価公示』調査地点が、1990年代初頭と比べてより安価な地点に取って代わったために、宅地価値の推計値が低下しているように見えているだけなのかは、慎重に見極める必要がある。

この問題が最も顕著に現われた一つの例が鹿児島県である。図 A1-2 は『地価公示』のデータを用い、鹿児島県における1㎡当たり地価（住宅地のみ、名目）の各年の中央値を図示したものであり、実線はサンプルの限定なし、点線は22年間継続して調査されている地点にのみサンプルを絞って図示したものである。このようにサンプルを22年間継続調査地点のみに限定すると、サンプルサイズはももとの36%まで小さくなるが、調査地点数増加の影響を取り除いた地価変動を捉えることができる<sup>24</sup>。22年間継続調査地点に限定し

<sup>24</sup> ここで22年という期間を採用したのは、そうすることによって、1983-2013年のうちのどの22年期間でも『地価公示』調査地点が急増した1990年代初頭前後の両方を必ずサンプルに含む形になるため、その時期の調査地点増の影響を受けずに済むようにできることによる。サンプルを31年間（1983-2013年）フルに継続調査している地点に限定した場合についても同様の計測を行なってみたが（サンプルサイ

た点線を見ると、全期間にわたって地価に大きな変化は観察されていない。一方、鹿児島県の全調査地点を用いた場合（実線）に注目すると、1990年代初頭以降、地価の中央値が大きく下落している。これは1990年代初頭において調査地点数が急増し地価の低い郡部の調査地点が大幅に増加したことに起因しており、これを地価の下落とみなしてしまうと大きな誤りを犯すことになる。

図 A1-2 鹿児島県の1㎡あたり地価（各年中央値、住宅地のみ）



こうした『地価公示』地点数の変化、とりわけ1990年代初頭の急増が推計結果にもたらす歪みを取り除くため、本稿では、1995年を『地価公示』調査地点数急増期間の一応の終期とみなし、それ以前の観測値がない調査地点に関しては、調査地点数急増後の（つまり、より精緻な宅地資産価値が推計できる下地が整っている）1995年をベースとしつつ、当該地点の属する市区町村等に属する『地価公示』調査地点の地価変動率の平均値を用いて延伸することで地価を1983年まで遡って推計した。具体例として1995年から調査が開始された鹿児島県A市のある調査地点Bを挙げるなら、まず1983-1994年におけるA市の各調査地点の地価成長率を計算し、それらの平均値を求める。次に1995年の地点Bの地価をその平均成長率で延伸することで1983年までの仮想的な地価を作り出した<sup>25</sup>。

図A1-3は鹿児島県における『地価公示』調査地点数の推移を表すグラフである。「修正前」は本来の『地価公示』の地点数の推移を、「修正後」は前段の修正（推計値による補完）を施した後の地点数の推移を、それぞれ表している。1995年調査の調査地点をベースとして平均成長率を用いた延長推計を行なったため、1983-1995年における調査地点数は154で一定となっている。図A1-4は図A1-2に「修正後」のデータを用いて計測した地価の各

ズは全サンプルの約21%に低下)、結果は22年間継続調査の場合とほとんど差異はなかった。

<sup>25</sup> 1983-1994年における当該市区町村に調査地点が1か所もない場合は、当該都道府県全体における市(町村の場合は郡)の平均成長率を用いた。また、一部の都道府県では、郡の調査地点が1か所もない場合もあったため、その場合は、全国を9地域に分け(東北、九州・沖縄等)、その地域内における郡の成長率を用いた。

年中央値を追加したものである。上述の通り、調査地点数増加による地価への影響を取り除く修正を行なったため、1990年代初頭における地価の急落は実際には存在していなかったことが確認できる。

最後に、図 A1-5 は同様のエクササイズを全国レベルで行なった結果を図示している。鹿児島県で観察されたほど顕著ではないが、修正前の地価の中央値に見られるバブル崩壊後の大きな落ち込みのうち、やはり相当部分は調査地点数増加による見せかけの下落であったことがわかる。本稿における宅地資産価値の推計作業は、以上のような修正（推計値による補完）を施した『地価公示』データに基づいて行なったものである。

図 A1-3 鹿児島県の『地価公示』調査地点数（住宅値のみ）

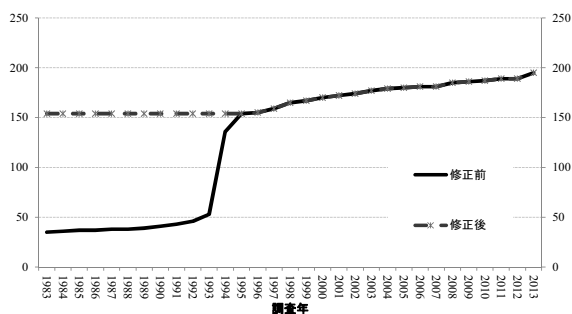


図 A1-4：鹿児島県の1㎡あたり地価  
（各年中央値、住宅地のみ）

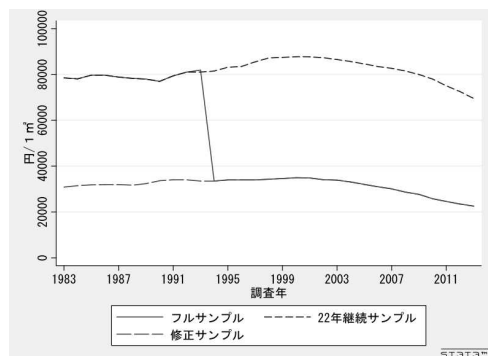
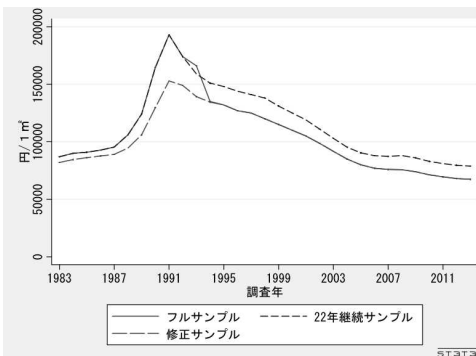


図 A1-5：全国の1㎡あたり地価  
（各年中央値、住宅地のみ）



## 補論2 共同住宅に関する敷地面積の推定

『家計調査』の世帯票には、持ち家に関する敷地面積の記入欄が設けられているが、実際には、共同住宅等について敷地面積欄が1988年以降全て欠損値となっている。『家計調査』の標本世帯全体（全国）では、持ち家世帯の約91.5%が戸建であるため問題は目立たないが、地域間比較を行う場合等、東京・大阪等の大都市圏や地方中核都市の周辺では持ち家の相当割合が共同住宅となっており、無視できない問題となる。そこで今回の推計作業では、個別住宅（特に共同住宅）について延べ床面積と敷地面積の双方の情報が入手できた総務省『住宅・土地統計調査』（平成15年、平成20年）の個票を活用し、住宅の所在地（市区町村等）毎に建物構造別、建築年代別の敷地・延べ床面積比率の中央値を計算した上で、『家計調査』に含まれる共同住宅所有世帯について、個票に記載のあった延べ床面積（㎡）に、その世帯が（構造・所在地・建築年で）該当する敷地・延べ床面積比率を掛け合わせて、当該世帯が保有する土地の敷地面積の推計値とすることにした。

『住宅・土地統計調査』は対象が300万世帯を超える大規模調査だが、あくまでも標本調査であり、構造・所在地・建築年の区分を細かくし過ぎると標本数が極端に少なくなる（ないし皆無になる）ケースが散見された。そこで実際の作業では試行錯誤を経て、敷地・延べ床面積比率の中央値を以下に述べる区分で計算した。

表 A2-1 『家計調査』の共同住宅に適用した敷地・延べ床面積比率の建築年区分別平均値

建築年	全標本(全国)				うち東京都			
	鉄筋鉄骨コンクリート造		それ以外		鉄筋鉄骨コンクリート造		それ以外	
	標本世帯数	平均値	標本世帯数	平均値	標本世帯数	平均値	標本世帯数	平均値
1950年以前	44	1.058	23	1.122	0	n.a.	7	1.101
1951～60年	380	0.837	164	1.226	109	0.693	43	1.219
1961～70年	115	0.901	37	1.233	35	0.440	12	1.212
1971～80年	8,382	0.596	547	1.266	1,533	0.430	108	1.260
1981～83年	3,290	0.530	83	1.204	600	0.413	17	1.201
1984～86年	2,695	0.598	95	1.431	507	0.454	13	1.419
1987～90年	3,567	0.499	137	1.141	482	0.460	24	1.125
1991～95年	3,468	0.542	156	1.299	475	0.464	25	1.291
1996～99年	3,461	0.503	153	1.309	372	0.441	21	1.297
2000～02年	1,501	0.486	72	1.261	210	0.428	9	1.250
2003～05年	1,042	0.512	51	1.310	161	0.432	7	1.291
2006年以降	625	0.541	30	1.364	114	0.413	5	1.364
適用世帯標本数	28,570		1,548		4,598		291	

注) 個別の世帯に適用した敷地・延べ床面積比率は、本文中に述べた区分( ) 毎の中央値。

表中の値はそうして個別世帯に適用した比率の適用数毎に計算した平均値。

まず構造については、鉄筋鉄骨コンクリート造とそれ以外（木造等）の二分割とした。これは鉄筋鉄骨コンクリート造とそれ以外では敷地・延べ床面積比率に大きな差が見られる一方、共同住宅の多くが前者の構造を有しているため、非鉄筋鉄骨コンクリートを細分すると標本数が極端に少なくなることによる。次に、所在地について、鉄筋鉄骨コンクリート造の住宅では、各都道府県をそれぞれ県庁所在市、人口30万以上市、政令区、それ以外の市部、及び郡部で分割した。一方、非鉄筋鉄骨コンクリート造の共同住宅については、



標本数の制約もあり、市部・郡部の二分割に止めることにした。こうして定めた構造・所在地区分に、建築時期に関する12の時代区分（1950年以前、1951～60年、1961～70年、1971～80年、1981～83年、1984～86年、1987～90年、1991～95年、1996～99年、2000～02年、2003～05年、2006年以降）を掛け合わせると、総区分数84の敷地・延床面積比率（中央値）が得られる。

共同住宅世帯の敷地面積推定では、『家計調査』の共同住宅保有世帯について、こうして得られた区分毎の敷地・延べ床面積比率中の該当する比率を付与し、その比率と世帯票の延床面積を掛け合わせることで面積（㎡）を求め、当該世帯の保有する住宅の敷地面積の推計値とした。