

**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**

財務省財務総合政策研究所総括主任研究官

宇南山 卓

財務省主税局総務課

古村 典洋

2014 年 8 月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、
財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を
示すものではありません。

財務省財務総合政策研究所研究部

〒100-8940 千代田区霞が関 3-1-1

TEL 03-3581-4111 (内線 5489)

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*

宇南山 卓[†]

古村 典洋[‡]

概要

本稿では、第2次安倍内閣の発足前後から2013年の前半にかけての急激な株価の上昇を自然実験として、資産価格の上昇が消費を増加させる効果、いわゆる資産効果の大きさを計測した。家計レベルでの株式保有と消費の情報が利用可能な家計調査を用いることで、株価以外の要因をコントロールして資産効果の大きさを計測することを可能にした。推計された資産効果の大きさは、株価上昇がもたらすキャピタルゲインの限界消費性向が2.2%であることを示した。この推計値をマクロ消費に適用すると、2012年後半から2013年までの家計消費の増加の約4割が資産効果で説明できる。

キーワード： 資産効果・株価・消費・家計調査

JEL Classification： E21 D21 D14

*本論文を執筆するにあたり、財務総合政策研究所、神戸大学、SWET、政策投資銀行設備投資研究所でのセミナー参加者に貴重なコメントを頂いたことを感謝する。総務省統計局には、家計調査の個票データの利用を許可していただいたことを感謝する。本稿で示される結論は、筆者達個人の見解であり、必ずしも所属する組織の見解とは一致しない。

[†]財務省財務総合政策研究所総括主任研究官

[‡]財務省主税局総務課

1 はじめに

本稿では、2012 年末から 2013 年前半にかけての株価上昇を利用して、資産価格の上昇が消費に与える影響を計測した。各家計の金融資産と消費の詳細な情報を持つ「家計調査」を利用することで、株式からのキャピタルゲインを家計レベルで把握した。株価が上昇した時期の消費は、株式保有額が多いほど大きく増加していた。

資産価格がマクロ消費の動向と連動していることは、国・時代によらず広く観察されている (Poterba, 2000)。資産価格と消費が連動することは「資産効果」と呼ばれ、その大きさを計測することは多くの研究者の関心を集めてきた (サーベイとして、Poterba, 2000; Paiella, 2009)。標準的な消費の決定理論であるライフサイクル・恒常所得仮説 (LCPIH) によれば、資産価格の上昇は非人的資産の変動を通じて生涯の予算制約を緩和し、消費を増加させる。その意味で、資産価格と消費の相関があることは当然であり、資産価格の上昇が消費を増加させるという因果関係と理解すべきである。

それにもかかわらず、実証的には資産価格の上昇が消費を増加させるか、させるとしたらどの程度なのかについて、コンセンサスは成立していない。資産効果の計測には資産価格の内生性に対処する必要があるが、完全には解決されていないからである。資産価格の変動の背景には、通常は将来の経済成長・景気動向に影響を与えるような要因や期待の変化があり、それらが消費を変化させる可能性がある。この内生性のために、観察される消費の変化から資産価格の変化の影響だけを識別することは容易ではない。

この内生性に対処して資産効果を識別するには、実証に使用するデータの選択が重要となる。マクロデータを使った先行研究では、内生性には時系列的な手法で対処されていた (Horioka, 1996; Ludvigson and Steindel, 1999; Davis and Palumbo, 2001; Lettau and Ludvigson, 2004)。しかし、マクロの集計データでは同一時点で観察されるデータは 1 つであり、時系列的な手法を適用するために多くの仮定が必要であり、適切に内生性をコントロールすることは困難である。一方、ミクロデータを用いればクロスセクションの違いによって景気動向のような家計共通の時点効果をコントロールでき資産効果を正確に識別できるが、そもそも個々の家計の資産と消費の情報が同時に利用できるデータは世界的にみても多くない。例えば、アメリカの Panel Study on Income Dynamics では消費の変数は食料に限定されており、家計資産について調査している Consumer Finance Survey には消費の情報は全くない。逆に、詳細な消費のデータのある Consumption Expenditure Survey では資産の情報が極めて限定的である。

それに対し、本研究では日本の家計調査を用いて、ミクロレベルでの資産効果を計測した。家計調査は、総務省統計局によって月次で調査・公表される家計収支に関する短期パネルデータである。消費は、総額だけでなく詳細な内訳まで利用可能であり、パネルデータであるため家計固有の違いをコントロールすることができる。しかも、金融資産・負債の状況についても詳細に調査しており、家計レベルでの株式保有額が把握できる。株式保有額が違えば、同じ資産価格の変化でも得られるキャピタルゲインが異なり、消費への影響も異なる。株価の変化は把握が容易で、その価格での取引可能性も高いため、キャピタルゲインの推計値を正確に把握できる。

ただし、家計調査によっても、通常は資産効果の正確な計測は困難である。各世帯の調査期間は

6ヶ月であり、一般には調査期間中に発生するキャピタルゲインは大きくない。また、株式保有の総額だけ調査されており、保有銘柄についての情報は無い。そのため、全ての家計の保有する株式の価格が代表的な株価指標と同じ動きをすることを仮定したが、これは推定されるキャピタルゲインの測定誤差を発生させる。

この家計調査の性質による限界を、2012 年末から 2013 年前半のアベノミクス期に注目することで緩和した。2012 年末以降のアベノミクス期の株価の上昇は、2012 年 11 月 14 日から始まり、2013 年 5 月 22 日までのわずか 124 営業日のうちに 8,661 円だった日経平均株価が 15,627 円まで上昇するほど急激であった。これは、株式保有世帯は 6ヶ月の調査期間中に大きなキャピタルゲインを得たことを示している。しかも、平均株価が急激に変化しただけでなく、広範な銘柄で株価上昇が観察されていた。たとえば、全上場銘柄のうち、2012 年末から 2013 年 1 月末までに株価が上昇した銘柄の割合は 89%であった。これは、平均株価によって個別世帯の保有株式の価値を評価することの問題が相対的に小さい時期であったことを示す。つまり、こうした短期間での急激かつ広範な株価の上昇によって、各世帯の得たキャピタルゲインに十分なヴァリエーションが確保でき、測定誤差も小さくできる。

推計の結果、キャピタルゲインの限界消費性向は 0.022 となった。すなわち、キャピタルゲインを得るとその 2.2%が消費されることを意味する。いくつかの基準でサンプル世帯の属性を変更しても、またサンプル期間を延長しても、推計値は 0.02~0.03 の範囲にあり、頑健な結果となった。消費の内訳を見ると、資産効果によって増加した消費の約半分は「交際費」に対する支出の増加であった。また、ここで計測された資産効果をマクロ経済に適用すると、株価が上昇し始めた 2012 年 11 月以降の消費の増加は、約 40%が資産価格の上昇によってもたらされた資産効果であることが分かった。アベノミクスの初期には景気回復を牽引してきた家計消費であるが、株価の上昇が落ち着きつつある現状では、将来所得の上昇期待によって消費が増加するような自律的な回復が必要である。

本論文の構成は次の通りである。第 2 節では、家計調査とアベノミクス期の株価上昇を組み合わせることで資産効果識別の自然実験となることを述べる。第 3 節では、推計式と用いるデータについて概観した。第 4 節では、推計結果をまとめ、マクロ的なインプリケーションを考察した。最後に、第 5 節は、結論であり、本論文の分析結果とその意義について述べている。

2 資産効果の計測とデータ

2.1 家計調査における資産データ

本研究では、総務省統計局が調査・公表している「家計調査」のマイクロデータを用いて資産効果を計測する。家計調査は、毎月約 9,000 世帯を家計簿記入方式で家計収支を調査する月次統計で、1 つの世帯が 6ヶ月調査されるローテーションパネルデータである¹。詳細な世帯属性、月々の収入・支出を調査しているだけでなく、2002 年から保有する金融資産・負債についても調査している。金融資産

¹ローテーションとは、毎月 6 分の 1 の調査世帯が入れ替わることを指す。

は、普通預金・定期預金・株式など資産の形態ごとに分類して調査されており、各世帯のポートフォリオを把握することが出来る。

ここでは、株価の変動によるキャピタルゲインが消費に与える影響に注目することで資産効果を計測する。標準的な理論モデルでは資産の種類によらず資産効果の大きさは同じとなるが、マクロデータを用いて資産価格と消費の関係を分析した先行研究（たとえば、Horioka, 1996; Ludvigson and Steindel, 1999; Davis and Palumbo, 2001; Lettau and Ludvigson, 2004）や、州別等のセミマクロデータを用いた分析（たとえば、Case, Quigley and Shiller, 2005; 2013; Zhou and Carroll, 2012）では、キャピタルゲインを生む資産として株式と住宅が取り上げられ、それぞれを別に資産効果を計測している。その理由として、Case, Quigley, and Shiller (2005) は、住宅価格を正確に把握することは困難であること、家計は短期的な住宅価格の変動に注意を払っていないこと、住宅保有の一つの目的は遺産動機であること、などを指摘している。また、Kaplan, Violante and Weidner (2014) は、土地のような非流動資産は価格変動を現金化することが困難であることを強調しており、消費に与える影響も異なることが先験的に予想される。しかし、資産価格が消費に与える直接の影響の計測するのであれば、住宅よりも株式にかかる資産効果の方が「より純粋な」推計と言えるため、ここでは株式の資産効果を分析対象とした。

また、マイクロデータを使うのは、消費に影響を与える他の要因（将来に対する予想の変化等）をコントロールするためである。マクロデータを用いた分析では他の要因を時系列分析の手法でコントロールしているが、十分に対処できているかについて懐疑的な見方が多い（Poterba, 2000; Zhou and Carroll, 2012）。それに対し、他の要因が資産保有とは独立に消費に影響を与えていれば、資産保有高の異なる家計の消費を比較することで資産効果の大きさが計測できる。たとえば、Campbell and Cocco (2007) は、イギリスのマイクロデータである Family Expenditure Survey を用いて、住宅価格の変化が消費に与える影響を分析している。

しかし、株式の資産効果を計測しようとする、と株式保有と消費の両方が利用できるデータがほとんどないことが問題になる。一国全体の株式市場で発生したキャピタルゲインは国民経済計算で計測されているが²、家計レベルで資産効果を計測するにはマイクロレベルでの株式保有と消費の情報が必要となる。たとえば、慶應義塾大学が実施している「日本家計パネル調査」や家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」では、株式だけの保有額は調査していない。また、アメリカの Survey for Consumer Finances は資産については詳細な情報があるが消費の情報は全くなく、Panel Study on Income Dynamics の消費の変数は食料に限定されており、日本の家計調査に相当する Consumer Expenditure Survey(CEX) は有価証券の保有総額だけが利用可能である（Dynan and Maki, 2001; Zhou and Carroll, 2012）。Starr-McCluer (2002) は、1997 年のミシガン大学消費者調査に特別調査項目として資産保有に関する質問を追加して資産効果を計測したが、消費については定性的な項目だけが調査されている。

本研究に最も近い研究は、Dynan and Maki (2001) では、CEX を用いて各家計の得たキャピタルゲインを推計して資産効果を計測している。しかし、Zhou and Carroll (2012) は、CEX における資産の情報に問題があり家計レベルで計測されるキャピタルゲインには大きな誤差が含まれると指摘

²日本においては、国民経済計算のストック編・調整勘定によって把握されている。

している。家計調査は、マイクロレベルの株式保有と消費の正確なデータであるという点で、資産効果の計測にとって貴重なデータセットである。

2.2 家計調査の特徴と自然実験としてのアベノミクス期

本研究では、資産効果を識別するために、家計調査で利用できる家計レベルでの資産の情報を用いて株式保有額の異なる家計の消費の変化を比較する。家計のポートフォリオの違いというクロスセクションの情報を使うことで、マクロデータによる分析よりも「他の要因」を正確にコントロールすることができる。特に、家計調査はパネルデータであり、家計固有の消費の決定要因を固定効果として考慮することが出来る。また金融資産である株式の価格は、住宅価格よりも正確に把握でき、売買を通じたキャピタルゲイン・ロスの実現も容易であることから、資産効果を適切に計測できる。

しかし、家計調査の株式保有を用いるという識別戦略には、2つの大きな問題が存在している。第1に、家計調査では各家計は6ヶ月間しか調査されないため、一般にはキャピタルゲインに大きなヴァリエーションが期待できないという点である。言い換えれば、緩やかな株価上昇が長期間続いたような状況では信頼できる計測ができない。第2に、家計調査では詳細な保有銘柄については調査されていないという点である。日本家計パネル調査やCEXのように有価証券の合計額しか利用できないデータよりは望ましいものの、個別銘柄の価格変動に基づいてキャピタルゲインを計測することは不可能である。

この2つの課題を、2012年末以降のアベノミクス期を分析対象とすることで解決した。図1は日本の株価水準の推移を示したものであるが、野田首相(当時)が党首討論の場で衆議院の解散に言及した2012年11月14日から上昇が始まり、11月13日に8,661円だった日経平均株価は、衆議院が解散した2012年11月16日に8,898円、第2次安倍内閣発足日の2012年12月26日に10,131円となり、2013年5月23日の大幅安で上昇傾向が落ち着く直前までに15,627円まで上昇した。つまり、わずか124営業日のうちに1.8倍になったのである。他の時期で、半年間程度の株価上昇率が高かった期間は、バブル期(期間中の上昇率35.5%)、小泉政権期(同35.4%)、リーマンショック後(同36.8%)があるが、これらと比較してもはるかに上昇率は高い。前例のないほどの急激な株価上昇を用いれば、6ヶ月の調査期間中でもキャピタルゲインの大きなヴァリエーションが観察できる。

また、この時期の株式市場は、平均株価が急激に変化するだけでなく、市場全体が上昇をしたという特徴を持っている。特定の銘柄の変化によって平均株価が変化している場合には、保有銘柄の情報なしにキャピタルゲインを推定すれば誤差が大きくなるが、アベノミクス期は極めて広範な銘柄で株価上昇が観察されており、保有銘柄の違いによる差は相対的に小さかった。たとえば、2012年末の株価と2013年1月末の株価を比較すると上昇した銘柄の割合は89%であり、家計調査が資産を調査するようになった2002年以降で、これほど広範な銘柄が値上がりした時期は他にない。全市場での株価の上昇によって、保有銘柄の情報のない家計調査でもキャピタルゲインの比較的正确な可能である。

3 資産効果の計測

3.1 モデル

資産効果を計測するにあたり、Dynan and Maki (2001) に従い、下記の式を推計する。

$$\begin{aligned}\Delta c_{it} = & \text{const} + (\text{Period Dummies})_t + (\text{Household Fixed Effect})_i + (\text{Interview Dummies})_{it} \\ & + \Delta Z_{it}\gamma + kx_{it} + u_{it}\end{aligned}\quad (1)$$

ただし、 Δc_{it} は消費の対前月変化額、 ΔZ_{it} は世帯 i の t 期における家計属性（世帯人員数・有業人員）の変化を示すベクトル、 x_{it} はキャピタルゲインである。時点ダミー (Period Dummies) は、各時点での景気動向のような経済全体で共通の消費の変動要因の影響をとらえている。また、家計調査は月次統計であることから、季節性もこの項でコントロールされる。調査回数ダミー (Interview Dummies) は、Stephens and Unayama (2011) でも用いられた変数であり、調査がつづくほど消費が減るという「調査疲れ (Survey Fatigue)」効果を考慮するための項目である³。

x_{it} にかかる係数 k が推計の目的である資産効果を表しており、キャピタルゲインに対する限界消費性向と解釈できる。この定式化は、標準的な消費の過剰反応テスト (Excess Sensitivity Test) と同じである⁴。株式からのキャピタルゲインが完全に予期されていれば $k = 0$ となることが帰無仮説になるが、株式市場が効率的であればキャピタルゲインは完全に予測されないためライフサイクル仮説が成立したとしても $k \neq 0$ となりうる。

3.2 データ：キャピタルゲインの計測

本研究の分析期間は、株価の上昇が始まる直前の 2012 年 10 月から、株価の急上昇が一服した 2013 年 5 月までとした。ただし、頑健性を確認する観点から、分析時に利用可能であった最新の 2013 年 9 月までのデータを利用した検証も行っている。サンプルの選択については、資産・負債の情報がないため単身世帯は除外した。また、2 人以上の世帯のうち、総資産の情報が利用できない世帯についても除外した。サンプルサイズは、41,543(13,034 世帯) となっている⁵。

全サンプルおよび株式保有世帯について、記述統計を示したのが表 1 である。株式保有世帯は 9,232 世帯であり、サンプル世帯のうち約 4 分の 1 の世帯が株式を保有していることが分かる。また、平均で見れば、株式保有世帯の方が世帯主の平均年齢が高く、世帯人員・有業人員が少ないことも分かる。これは、株式を保有している世帯の多くが、高齢者を含む世帯であることを反映している。そこで、

³家計調査には、調査回数を重ねるごとに消費が減少する傾向がある。宇南山 (2011) によれば、家計調査では月々の支出を自由に記入していく家計簿方式を採用しているため、調査疲れのために記入頻度が低下すると支出金額そのものも低下することが原因と考えられる。

⁴家計調査を用いた過剰反応テストとして、たとえば Stephens and Unayama (2011) を参照。また、過剰反応テストのサーベイとしては、Browning and Lusardi, 1996; Browning and Crossley, 2001; Attanasio and Weber (2011); Japelli and Pistaferri (2010) を参照。

⁵2013 年 9 月まででは、61,500(16,342 世帯) となっている。

65 歳以上の世帯についても別掲をした。65 歳以上の世帯に限定すれば、株式保有世帯と非保有世帯の属性の違いはほとんどない。65 歳以上に限定してもしなくても、株式を保有している家計の金融資産の残高は大きく、世帯属性はそれほど変わらないが消費水準も高いことから、株式が相対的な富裕層に保有されていることが分かる。

家計調査では金融資産と負債の状況について、調査開始後 3 ヶ月目に調査している。すでに述べたように、保有銘柄などは調査されておらず、またキャピタルゲインについても直接は調査していない。ここでは、2 つの仮定をおくことで各世帯の毎月のキャピタルゲインを推定した。その仮定とは、第 1 に調査期間中は株式の売買をしていないこと、第 2 に全家計の保有株式の株価が日経平均株価と変動と同じということ、である。

第 1 の仮定によって、3 ヶ月目以外の調査月における株式保有額が推定できる。家計調査では、毎月の収支の一部として株式も含む「有価証券」全体の売買額を調査しているが、株式に限定した売買額は調査されていない。勤労者および無職世帯だけが調査対象であり、実際に売買を報告している世帯はほとんどない (3.5%程度)。同様の理由で Dynan and Maki (2001) でも期中の取引の情報を反映させていないことから、ここではあえて有価証券の売買の情報を使わなかった。マクロ統計である資金循環統計によれば、2012 年末の家計部門の株式保有残高が 62 兆円であるのに対し、2013 年度第 1 四半期の株式取引は 317 億円の売り越しにすぎず、サンプル期間中の株式保有の変化を無視しても推計結果に大きく影響するとは考えられない。

第 2 の仮定によって、各世帯のキャピタルゲインが具体的に推計できる。まず、3 ヶ月目の株式保有額を日経平均株価で割ることによって、日経平均ではかった「株式保有数」を求める。次に、この株式保有数を各世帯・各月にあてはめ、日経平均株価の増減率を株式保有数に掛けることによって、各世帯のキャピタルゲインを求めた。2012 年末から 2013 年の前半にかけては、株価の上昇率が高いだけでなく、広範な銘柄が値上がりをしていた。たとえば、2012 年 12 月末から 2013 年 1 月末にかけて株価が上昇した上場企業の割合は 89%、日経平均株価の上昇率が 7.2%であるのに対し株価上昇率の第 1 四分位が 3.8%となっていた。こうした全面高の市況を前提とすれば、保有銘柄にかかわらず日経平均株価で株価の動向を代理することの問題は小さい。

こうして計測されたキャピタルゲインは、表 1 にあるように、株式を保有していない世帯も含めた全ての世帯では月平均 7.9 万円、株式保有世帯に限定すると月平均 35.6 万円となった。資金循環統計によれば、2013 年 3 月末の対前年のキャピタルゲインは 14 兆円であるが、これを労働力調査による同時点の世帯数 (51,842 千世帯) で割ると、一世帯あたりの 27 万円となる。キャピタルゲインが 11 月以降に集中して発生したことを考えれば、1 ヶ月あたりの金額として家計調査を用いた推計値と概ね整合的である。これは、家計調査のデータ、キャピタルゲインの推計方法に、一定の妥当性があることを示唆するものである。

株式保有世帯が、この時期に平均的にはキャピタルゲインを得ていたのと同時に、消費支出の変化の平均は全年齢で 3.8 千円、65 歳以上に限れば 5.8 千円となっていた。株式非保有世帯の平均が 0.4 千円 (65 歳以上で 3.4 千円) であることを考えると、より大きく消費を増やしたことになる。すなわち、記述統計からも、正の資産効果が発生したことが示唆される。

3.3 キャピタルゲインと誤差項の相関

キャピタルゲインの推計値が構築できれば、上の推計モデル (1) によって資産効果が計測できる。単純な OLS によって資産効果 k が正しく推計されるには、キャピタルゲイン x_{it} と誤差項 u_{it} が無相関である必要がある。誤差項 u_{it} は、家計固有のショックであり、たとえば将来の労働所得の平均以上の変化である。一見すると、将来の労働所得の期待値が上昇するような状況では企業価値も上昇してキャピタルゲインを発生するため、キャピタルゲイン (ロス) x_{it} と誤差項 u_{it} には相関があるように見える。実際、マクロデータを用いた先行研究では、この相関を排除することが最大の課題となる。しかし、ミクロデータを利用している本研究ではマクロ的な要因については時点ダミーによってコントロールされており、誤差項はマクロ的な動向とは異なる家計固有のショックだけを反映している。すなわち、株式を保有している家計だけが賃金が増加（低下）するような状況でない限り、マクロ的な景気と資産価格の連動性に起因する内生性を考慮する必要はない。

ただし、誤差項 u_{it} は将来所得に対する期待の変化だけをとらえたものではない。推計式 (1) では時点ダミー・世帯固有效果・調査回数ダミー・世帯属性の変化で代理しているが、これらの変数だけではコントロールできない個別の要因も誤差項 u_{it} に含まれる。定式化のエラーによる誤差のうち株式保有者に共通する要素があれば、 x_{it} と u_{it} が相関を持つことになる。

この株式の保有者に共通の消費の変動要因があれば、それを特定してコントロールする必要がある。具体的には、特定の世帯属性の株式保有者だけをサンプルとするなどの対応が考えられる⁶。表 1 から、株式保有世帯には、年齢が高い・金融資産が多いという特徴があった。さらに、年齢階級別・資産階級別の株式保有者の割合を計算した表 2 を見ると、65 歳以上・金融資産残高 2000 万円以上のグループで株式保有者の過半数を占めることが分かる。若年層で金融資産が多い家計は限定されることから、逆に株式保有者の多くが高齢富裕層であることが分かる。実際、株式保有世帯 9,232 世帯のうち 65 歳以上かつ金融資産残高 2000 万円以上の世帯が 2,846 世帯 (31%) となっている⁷。

高齢・富裕層に共通の消費の変動要因が存在し、推計式に含まれる変数では完全にはコントロールできなければ、株式保有 (の 2 値変数) と誤差項が相関を持つことになり、キャピタルゲインと誤差項も相関を持つことになる。この相関に対処するために、高齢者のみ、資産残高の多い家計、高齢かつ富裕な家計のみ、の 3 つサブサンプルでも推計をして、結果の頑健性を確認した。

⁶日本の家計のポートフォリオの特徴については、Iwaisako (2003) を参照。

⁷世帯主が高齢になるほど株式保有世帯の割合が高いことは認できるが、年齢は株式保有を決める要因ではない。年齢が上がれば貯蓄、遺産、退職金等によって総資産額も多くなる傾向があるために発生する、見せかけの相関の可能性が高い。つまり、年齢が上がれば、平均的には総資産が増えるために株式保有率が上がるだけで、年齢そのものが株式保有の決定要因ではないのである。実際、若年者でも金融資産の多い人は高い割合で株式を保有しているし、高齢者のうち金融資産の少ないグループはあまり株式を保有していない。

4 推計結果

4.1 キャピタルゲインに対する限界消費性向

推計モデル (1) を、最小自乗法 (OLS) で推計した結果が表 3 である⁸。推計式 (1) から (4) は 2012 年 11 月から 2013 年 5 月まで、(5) から (8) が 2013 年 9 月までのサンプルを使った結果である。推計 (2) と (6) は世帯主の年齢が 65 歳以上の世帯、推計 (3) と (7) は金融資産総額が上位 25%(2000 万円以上) の世帯、推計 (4) と (8) は世帯主年齢 65 歳以上かつ金融資産総額が上位 25%(2000 万円以上) の世帯、だけを用いた結果である。

どのサンプルに対しても、推計された資産効果は 0.022 から 0.030 の範囲で安定し、1%水準で統計的にも有意である。65 歳以上のみを用いても（推計 2・6）、資産の多い家計に限定しても（推計 4・7）、両方の限定（推計 4・8）しても係数はほとんど変化せず、推計期間を延ばしても変化しなかった。ここでは、キャピタルゲインが 100 円発生すると消費が約 2.2 円押し上げられることになるとした推計 (1) をベースラインの結果とする。

表 3 で示されたベースラインの結果に対し、表 4 ではキャピタルゲインのラグを含んだ推計をしている。理論的にはキャピタルゲインが得られると同時に消費が増加することを想定しているが、株価は毎月最終営業日の終値で評価しているため、必ずしもキャピタルゲインが計上されている月と消費される月は一致していない。キャピタルゲインを得た家計が実際に消費を変化させるまで一定の時間がかかるとすれば、キャピタルゲインのラグが消費に影響を与えるはずである。家計調査では各家計は最大で 6ヶ月しか調査されないため、長期間のラグは考慮することはできない。ここでは 1ヶ月のラグを含んだ結果を推計 (1)、2ヶ月のラグを含んだ結果を推計 (2) として示している。さらに、タイミングの問題に対応するために、消費の差分を 1ヶ月ではなく 2ヶ月、3ヶ月でとった結果をそれぞれ推計 (3)・(4) として示している。たとえば、推計 (3) では、 t 期の消費の変化を $c_{it} - c_{it-2}$ 、対応するキャピタルゲインを $x_{it} + x_{it-1}$ と定義したものであり、より長期的変化をとることでタイミングの問題を緩和したものである。

推計 (1)・(2) の結果から、資産効果の多くは同時点で発生していることが示唆される。推計 (1) では、キャピタルゲインの発生した翌月に一度消費が減少する傾向が見られているが、統計的には有意ではない。推計 (2) は、より自然にキャピタルゲインの影響が減衰していく様子が観察できる。推計 (2) によれば、同時点の資産効果が 0.041、翌月と翌々月がそれぞれ 0.010、0.008 となっており係数を合計すると 0.06 となりおおむね先行研究の水準と近づくが、ラグ項の係数は統計的に有意ではなく安定もしない。推計 (3)・(4) でも、キャピタルゲインの約 3%が消費されるという基本的な結論には変化がないが、係数がやや小さくなった。結局、より長期的なインパクトを計測したとしても、資産効果の水準は大きくは変化しなかった。

推計された資産効果 0.022 は、先行研究とほぼ同じ程度の大きさであるが、相対的にはやや小さい結果となっている。Horioka (1996) は、日本のマクロデータを用いた推計値として、キャピタルゲインの限界消費性向を 4.32%と推計していた。アメリカの先行研究についてみれば、マクロデータを

⁸世帯の固有効果を考慮しており、固定効果モデルと同値の推計である。

用いた Ludvigson and Steidel (1999) は 4.0%(特に 1976 年から 1985 年までに限定すれば 10.6%)、Davis and Palumbo (2001) でも 4%程度とされた。地域パネルデータを用いた Case, Quigley, and Shiller (2012) の OLS 推計では、資産効果は 1.4%から 2.7%とここでの水準とほぼ同じレベルの推計である。本研究とほぼ同様のデータ・手法を用いた Dynan and Maki (2001) でも、本研究より少し大きめの 6%から 9%程度の推計値となっている。

ここでの推計値は資産効果の大きさと解釈することも出来るが、推計式の定式化からも明らかのように、予期しない一時所得の限界消費性向と解釈することも出来る。所得の変動と消費の関係は LCPIH のテストとして多くの先行研究があるが、そのほとんどは過剰反応テスト、すなわち予期された所得の変動に消費は反応しないという理論的な予測の検証である (たとえば、Browning and Collado, 2001; Parker, 1999; Souleles, 1999; Johnson, Paker, and Souleles, 2006; Stephens and Unayama, 2011)。予期された所得一時変動に対する消費の変化は、おおむね 4%から 6%程度と推計されており、ここでの結果に近い。

キャピタルゲインを得るとその約 3%を消費するとして、どのような財を消費したいのかを計測したのが表 5 である。推計 (1) と (2) は、被説明変数が非耐久財・厳密な非耐久財であり、食費や光熱費など日常的な支出が大部分を占めている⁹。両推計ともに係数は 0.018 程度であり、資産効果の約 6 割は日常的な支出の増加によってもたらされていることを示している。しかも、推計 (3) で示されるように食費の増加はほとんど観察されていないため、非耐久財のうちどのような財の消費が増加したのかをさらに考察した。ここでは結果を掲載していないが、消費の 10 大費目で見ると、資産効果の大きかった項目順に「その他の消費支出 (0.008)」、「教養娯楽 (0.005)」、「保健医療 (0.003)」、「被服及び履物 (0.002)」、「住居 (0.001)」、「食料 (0.001)」が有意に正の資産効果を観察していた。さらに詳細に見たものが推計 (4) であり、「その他の消費支出」のうち「交際費」が 0.012 と単独の項目としては極めて大きな資産効果である。「交際費」とは「贈答用の金品及び接待用支出並びに職場、地域などにおける諸会費及び負担費 (家計調査「収支項目分類表」より)」であり、資産効果の約半分がこの項目に支出されたことは興味深い。

4.2 マクロ消費の増加に対する資産効果の寄与

資産効果が 0.022 であることが計測できると、推計期間におけるマクロ消費の動きを「キャピタルゲインによる資産効果」とそれ以外に分解することができる。2012 年末に第 2 次安倍政権が成立して以降、家計消費が牽引して景気が改善しており、アベノミクス効果とされている。しかし、家計消費の改善が資産効果によって引き起こされたものであるとすれば、株価の上昇が止まれば消費の伸びも止まることになる。その意味で、消費の変化が資産効果によるものとそれ以外に分解することは、現在の経済状況を理解する上で重要な情報となる。

表 6 は、2012 年第 3 四半期を基準として、2013 年第 4 四半期までのマクロの家計消費、家計のキャピタルゲインの動向を示したものである。消費は、内閣府「国民経済計算」家計最終消費支出 (除

⁹厳密な非耐久財とは、月次レベルでの耐久性を考慮したもので、非耐久財との大きな違いは「被服および履物」を含むかどうかである。

く持ち家の帰属家賃)の名目季節調整系列値、キャピタルゲインは、日本銀行「資金循環統計」家計部門の「株式」の「調整額」を用いた¹⁰。マクロの家計消費(1)を見ると、第2次安倍政権が発足する直前の2012年第3四半期と比べ、2013年第1四半期には1兆1千億円、次の2014年第1四半期には4兆円ほど水準が高くなっている。一方で、キャピタルゲインは、2013年第1四半期までに累積で22兆7千億円、2014年第1四半期までに35兆9千億円発生している。

ここで推計された係数0.022を適用すれば、累積のキャピタルゲインによる資産効果(累積キャピタルゲイン $\times$ 0.022)が消費の変化の一部となっているはずで、2012年第3四半期と比べた消費と比較することで、資産効果が消費の変化にどれだけ寄与したかを計算することが出来る。たとえば、(4)の列で示されるように、資産効果によって2014年第1四半期までに消費は約8千億円増加することになる。すでに見たように、同時期の消費の変化が約4兆円であることから、消費の増加の約20%が株価上昇による資産効果と解釈できるのである。同様の計算を、四半期ごとにしたものが、(5)の列である消費の増加に対する比率である。

安倍政権成立直後の消費の増加の約40%は、株価上昇による資産効果で説明できる。その後、株価が上昇して行くにつれて消費の伸びに対する寄与も増加したが、2013年第2四半期以降はその寄与は低下してきた。これは、アベノミクスの牽引役である個人消費の伸びの約半分は資産価格が上昇したことの直接の結果であったことを示唆する。資産効果以外の消費の変動を生み出す要因は、基本的には将来所得の期待値の割引現在価値の合計が変化すること、つまり将来の経済成長に対する期待である。資産効果ではなく、将来の成長期待によって消費が変化することを「自律的な変化」と呼ぶとすれば、2013年度の消費の伸びの約半分が「自律的な消費の回復」によるものと言える。現状では、2013年第2四半期以降に自律的な回復の傾向が強まっているが、依然として資産効果が消費の増分の3分の1を説明している。今後、この比率の動向を注視することで、自律的な景気回復を判断できる¹¹。

5 結論

本論文では、家計調査とアベノミクス期の株価変動を組み合わせることで、マイクロデータによる資産効果の計測をした。その結果、100円のキャピタルゲインによって、消費が約2.2円増加することがわかった。また、この推計値を用いて、マクロ消費の動向のうち資産効果チャネルによる部分の寄与を計測した。マイクロデータを用いることで、資産価格以外の影響をコントロールして資産効果を検証することができた。しかも、アベノミクス期の空前の株価急騰を自然実験として利用したことで、より正確な推計が出来た。

さらに、推計結果からマクロ消費の動向に対するインプリケーションを得たことも本研究の特徴である。現時点では消費が自律的な回復をしていないことは今後の政策対応の必要性を示唆している。

¹⁰資金循環統計において、四半期ベースの資産残高・調整額の係数は、按分処理をしており必ずしも実際の計上のタイミングを捉えていない可能性はある。

¹¹2014年の第1四半期になって寄与は大きく低下したが、これは2014年4月の消費税引き上げに対する駆け込み需要による変化と考えられる。

ここでは、なぜ株価が上昇したのかについては分析対象としていないが、ここでの結果は株価上昇の理由にはよらない。

今後の課題として、資産効果がどのような財に対する支出を増やしたかについて、より詳細な分析をする必要がある。現時点では、「交際費」が大きく増加したことは明らかに出来たが、その理由について考察が必要である。また、多くの報道等で宝石や高級車への支出が指摘されていたが、ここでは明確な増加は確認できなかった。耐久財等の高額消費については、家計消費状況調査という高額消費に特化した統計が利用可能である。残念ながら、家計消費状況調査には資産の項目がないため、ここでの分析は単純には適用できないが、高額消費がアベノミクス期にどのように変化したかを確認することも重要な課題である。

参考文献

- 宇南山卓 (2011) 「家計調査の課題と改善に向けて」『統計と日本経済』 1(1):3-28.
- Attanasio, Orazio P. and Guglielmo Weber (2010) "Consumption and Saving: Models of Intertemporal Allocation and Their Implications for Public Policy," *Journal of Economic Literature*, 48(3): 693-751.
- Browning, Martin and M. Dolores Collado (2001) "The Response of Expenditures to Anticipated Changes: Panel Data Estimates," *American Economic Review*, 91(3):681-92.
- Browning, Martin and Thomas F. Crossley (2001) "The Life-Cycle Model of Consumption and Saving," *Journal of Economic Perspectives*, 15(3):3-22.
- Browning, Martin and Annamaria Lusardi (1996) "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, 34(4):1797-1855.
- Campbell, John Y. and Cocco Joao F. (2007) "How do house price affect consumption? Evidence from micro data," *Journal of Monetary Economics*, 54(3): 591-621.
- Case, Karl E., Quigley, John M. Shiller, Robert J. (2005) "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market," *Advances in Macroeconomics*, 5(1) Article 1.
- Case, Karl E., Quigley, John M. Shiller, Robert J. (2013) "Wealth Effects Revisited 1975-2012," *Critical Finance Review*, 2(1): 101-128.
- Davis, Morris A., and Michael G. Palumbo (2001) "A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects," *Finance and Economics Discussion Series* No. 2001-09 (February), Federal Reserve Board.
- Dynan, Karen E., and Dean M. Maki (2001) "Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?" Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, *FEDS Discussion Paper* No. 2001-23.
- Horioka, Charles Yuji (1996) "Capital Gains in Japan: Their Magnitude and Impact on Consumption," *Economic Journal*, 106(436): 560-77.
- Iwaisako, Tokuo (2003) "Household Portfolios in Japan," National Bureau of Economic Research Working Paper No. 9647.
- Jappelli, Tullio and Luigi Pistaferri (2010) "The Consumption Response to Income Changes," *Annual Review of Economics*, 2(1): 479-506

Johnson, David S., Jonathan A. Parker, and Nicholas S. Souleles (2006) "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001," *American Economic Review*, 96(5):1589-1610.

Ludvigson, Sydney C., and Charles Steidel (1999) "How Important is the Stock Market Effect on Consumption?" *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol. 5: 29-51.

Lettau, Martin and Sydney C. Ludvigson (2004) "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption," *American Economic Review*, 94(1): 276-299.

Starr-McCluer, Martha (2002), "Stock Market Wealth and Consumer Spending," *Economic Inquiry*, 40(1): 69-79.

Parker, Jonathan A. (1999) "The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in Social Security Taxes," *American Economic Review*, 89(4):959-73.

Paiella, Monica (2009) "The Stock Market, Housing and Consumer Spending: A Survey of the Evidence on Wealth Effects," *Journal of Economic Surveys*, 23(5): 947-953.

Poterba, James M. (2000) "Stock Market Wealth and Consumption," *Journal of Economic Perspective*, 14(2): 99-118.

Souleles, Nicholas S. (1999) "The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds," *American Economic Review*, 89(4):947-58.

Stephens, Melvin and Takashi Unayama (2011) "The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits," *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(4):86-118.

Zeldes, Stephen P. (1989) "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 97(2):305-46.

Zhou, Xia and Carroll Christopher D. (2012) "Dynamics of Wealth and Consumption: New and Improved Measures for U.S. States," *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(2):1-44.

表 1: 記述統計量 (金額の単位は千円)
2012 年 10 月 – 2012 年 5 月

	全サンプル				株式保有世帯			
	全年齢		65 歳以上		全年齢		65 歳以上	
	平均	標準 偏差	平均	標準 偏差	平均	標準 偏差	平均	標準 偏差
変数								
世帯主年齢	57.7	15.0	73.5	6.1	61.3	13.3	23.0	95.0
世帯人員数	3.01	1.11	2.43	0.83	2.82	1.01	2.00	8.00
有業人員数	1.31	0.97	0.69	0.92	1.15	0.96	0.00	5.00
年間収入	6,021	3,887	4,640	3,299	7,168	4,733	1,250	55,500
金融資産残高	16,379	22,829	22,071	27,914	32,267	33,630	40	490,542
株式保有額	1,396	6,624	2,323	9,202	6,282	12,915	10	289,264
キャピタルゲイン	79	463	131	646	356	931	-1,994	33,963
消費支出	300	262	260	227	358	321	40	7,026
(変化)	0.04	300.24	3.40	252.70	3.80	367.65	-4,771.10	6,029.88
非耐久財消費	235	160	215	160	280	196	35	6,272
Monthly Observations	41,543		15,138				9,232	4,196

表 2: 年齢階級別・総金融資産階級別株式保有者の割合						
	40 歳未満	40-49 歳	50-59 歳	60-64 歳	65-74 歳	75 歳以上
500 万円未満	5%	7%	8%	5%	6%	6%
500-999 万円	17%	18%	18%	7%	13%	15%
1000-1499 万円	18%	23%	14%	26%	25%	20%
1500-1999 万円	41%	31%	30%	34%	27%	31%
2000-2499 万円	37%	34%	21%	36%	31%	30%
2500-2999 万円	25%	49%	43%	39%	50%	43%
3000 万円以上	42%	43%	52%	48%	59%	53%
合計	11%	18%	23%	27%	30%	27%
						23%

表 3: 資産効果の推計:ベースライン ^a								
	2013 年 5 月まで				2013 年 9 月まで			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
キャピタルゲイン (x_{it})	0.022*** (0.006)	0.029*** (0.005)	0.023*** (0.008)	0.030*** (0.007)	0.022*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.022*** (0.006)	0.024*** (0.006)
サンプルセレクション	全サンプル	65 歳以上	資産上位 25%	65 歳以上 & 資産上位 25%	全サンプル	65 歳以上	資産上位 25%	65 歳以上 & 資産上位 25%
観測数	41,543	15,138	5,731	10,994	61,500	22,437	16,308	8,628

^a推計式 (1) の OLS 推計。被説明変数は消費支出総額。すべての回帰に、時点ダミー、調査回数ダミー、家計の固有効果、世帯人員数の変化、有業人員数の変化を含む。カッコ内は標準誤差であり、* , ** , and *** はそれぞれ 10%、5%、1%の有意水準でゼロと異なることを示す。

表 4: 資産効果の推計: ラグ変数の導入 ^a				
	ラグ項の追加		差分の期間の延長	
	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	Δc_{it}	Δc_{it}	$(c_{it} - c_{it-2})$	$(c_{it} - c_{it-3})$
x_{it}	0.019*** (0.006)	0.041*** (0.009)		
x_{it-1}	-0.011 (0.008)	0.010 (0.010)		
x_{it-2}		0.008 (0.017)		
$(x_{it} + x_{it-1})$			0.011** (0.006)	
$(x_{it} + x_{it-1} + x_{it-2})$				0.028*** (0.010)
サンプルセレクション	全サンプル	全サンプル	全サンプル	全サンプル
観測数	41,543	32,649	32,649	24,097

^a推計式 (1) の OLS 推計。2012 年 10 月から 2013 年 5 月までのサンプル。すべての回帰に、時点ダミー、調査回数ダミー、家計の固有効果、世帯人員数の変化、有業人員数の変化を含む。カッコ内は標準誤差であり、* **, and *** はそれぞれ 10%、5%、1% の有意水準でゼロと異なることを示す。

表 5: 資産効果の推計:支出の内訳 ^a				
	ラグ項の追加		差分の期間の延長	
	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	非耐久財	厳密な非耐久財	食料	交際費
x_{it}	0.017*** (0.003)	0.018*** (0.003)	0.001*** (0.000)	0.013*** (0.001)
サンプルセレクション	全サンプル	全サンプル	全サンプル	全サンプル
観測数	41,543	41,543	41,543	41,543

^a推計式 (1) の OLS 推計。2012 年 10 月から 2013 年 5 月までのサンプル。すべての回帰に、時点ダミー、調査回数ダミー、家計の固有効果、世帯人員数の変化、有業人員数の変化を含む。カッコ内は標準誤差であり、* **, and *** はそれぞれ 10%、5%、1%の有意水準でゼロと異なることを示す。

表 6: マクロ消費へのインプリケーション (単位:10 億円) ^a						
	家計消費 (1)	対 2012 年 第 3 四半期比差 (2)	キャピタル ゲイン (3)	2012 年第 3 四半期からの累積 (4)	資産効果 による増分 (5)	消費の増加に 対する比率 (6)
2012 年第 3 四半期	57,996					
2012 年第 4 四半期	58,471	475	8,584	8,584	189	40%
2013 年第 1 四半期	59,140	1,144	14,146	22,730	500	44%
2013 年第 2 四半期	59,535	1,539	7,120	29,850	657	43%
2013 年第 3 四半期	59,865	1,869	4,524	34,374	756	40%
2013 年第 4 四半期	60,432	2,436	7,654	42,028	925	38%
2014 年第 1 四半期	62,049	4,053	-6,130	35,898	790	19%

^a資産効果 k の推計値 0.022 を代入して、キャピタルゲインの効果を計測。(1) 家計消費は内閣府「国民経済計算」名目値・季節調整済み・帰属家賃を除く、(3) キャピタルゲインは日本銀行「資金循環統計」家計・株式・調整額。(2) は (1) の 1 行目との差、(5) は (4) に 0.022 を掛けたもの、(6) は、(5) を (2) で除した比率。

図 1: 第 2 次安倍内閣就任前後の株価の動向

