

日本における「裕福なその日暮らし」と消費刺激策

一橋大学経済研究所准教授、
財務省財務総合政策研究所特別研究官
宇南山 卓

財務省財務総合政策研究所研究員
原 亮太

2015年6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。

日本における「裕福なその日暮らし」と消費刺激策*

宇南山卓[†]

原亮太[‡]

要旨

本稿では、補助金や減税などによる消費刺激策の対象とすべき家計について考察した。消費刺激策は家計にとって一時的な所得ショックであり、流動性制約に直面している「その日暮らし」家計にのみ効果がある。その日暮らし家計であっても、家計あたりの政策規模が大きくなると、政策効果は小さくなる。そのため効果的で効率的な政策を実行するには、その日暮らし家計を過不足なく対象とする必要がある。ここでは、資産総額ではなく流動資産の保有高で判断することで、日本にはその日暮らし家計が 15%程度存在していること、一時的な所得変化に対し消費を大きく反応させていることを示した。その日暮らし家計の大部分は、非流動資産は保有する「裕福なその日暮らし」家計であり、これまで消費刺激策の政策対象として認識されてこなかったが、重要な政策対象となる。

キーワード：消費刺激策、家計、消費、その日暮らし、流動性

JEL Classification：D31、D91、E21、H31

* 本稿を執筆するにあたり、Gianluca Violante 氏 (New York University) や京都大学経済研究所での研究会、財務総研研究会に参加された方達からたいへん有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、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。

[†] 一橋大学経済研究所准教授／財務省財務総合政策研究所特別研究官

[‡] 財務省財務総合政策研究所総務研究部研究員

1. はじめに

政府は、不況時にしばしば補助金や減税などの消費刺激策をとる。これは、家計に所得移転をすることで消費を喚起させ、経済活動を活発化させることが目的である。その効果は移転された所得がどの程度消費されるかに強く依存している。現在もっとも基本的な消費のモデルであるライフサイクル・恒常所得仮説によれば、合理的な家計が一時的な所得増加に対して消費を増加させるのは流動性が制約されているときだけである。つまり、有効な消費刺激策を実行するには流動性制約に直面した家計を対象としなければならない。

流動性制約とは、将来所得の上昇が期待できるために現在の所得以上の消費が最適となるが、金融市場が不完備であるために借入ができず、消費が現在の所得を含めたその時点で利用可能な経済資源の範囲に限定されてしまう状態である (Zeldes, 1989)。流動性制約に直面すると、所得が十分に上昇するまで、毎期の所得を全て消費する「その日暮らし (hand-to-mouth、以下 HtM)」が最適な消費パターンとなる。実際に、流動性制約に直面していると考えられる家計の一時的な所得変動に対する限界消費性向は、それ以外の家計よりも大きいことが実証的に示されてきた (Zeldes, 1989; Jappelli, 1990)。

消費刺激策によって HtM 家計の消費を増加させることはできるが、その範囲には限界があると予見される。流動性制約が高い限界消費性向の原因であるならば、一定水準以上の所得移転によって流動性制約自体が解消されてしまえば、基本的なライフサイクル仮説が適用でき、消費は所得と連動しなくなる。そのため、マクロ的な政策効果を大きくするには、特定の HtM 家計に大きな所得移転をするのではなく、より多くの HtM 家計を対象にする必要がある。

すなわち、効率的かつ有効な消費刺激策を実行するには、HtM を正確に識別する必要がある。HtM 家計以外の家計を政策対象としても、消費を増加させるという政策目的は達成できず、非効率な政策となる。一方で、多くの HtM 家計が政策対象から漏れれば、増加させることのできる消費の範囲が限定され、有効な政策とならない。効率的かつ有効に政策を実施するには、政策対象をできるかぎり HtM 家計全体の集合に近づける必要がある。

これまでの先行研究では、HtM 家計とは純資産を持たない家計であることとほぼ同義と考えられてきた (Huggett, 1993; Aiyagari, 1994)。理論的には、HtM 家計は毎期の所得をすべて消費する家計であり、純資産がゼロとなるからである。現実には純資産が厳密にゼロの家計はほとんど存在せず、実証上は、「HtM 家計だろう」と思われる家計を定義し、その家計が現在所得に依存した消費を行っているか否かを検証するにとどまっていた。たとえば、Zeldes (1989) では、月収の2ヶ月分以下の純資産しか持たない家計を HtM 家計としていた。さらに、多くの研究では、消費と資産の両方の情報を持つデータはほとんど存在しないことから、将来の所得上昇が期待できて純資産が少ないと考えられる若い家計や現在の所得が低い家計を、便宜的に HtM 家計とみなしている (たとえば、Parker, 2013)。

それに対し、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) は、流動性の概念を導入した2資産モデルによって、純資産を保有していても限界消費性向の高い HtM 家計となりうることを理論的に示し、実際のデータで HtM 家計を識別する方法を提示した。彼らは、純資産を持つが流動資産が少

ないため HtM 家計となっている家計を「裕福なその日暮らし (wealthy hand-to-mouth、以下 W-HtM)」、流動資産だけでなく非流動資産も保有していない家計を「貧乏なその日暮らし (poor hand-to-mouth、以下 P-HtM)」と呼び、先進各国に無視できない W-HtM が存在していることを示した。

Hara, Unayama, and Weidner (2015)では、日本のデータに Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法を適用し、日本には W-HtM が 9%、P-HtM が 5%存在することを示している。Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の識別方法によって現実に存在する HtM 家計の集合が適切に把握できているのであれば、それを消費刺激策の政策対象とすべきである。

ここでは、Hara, Unayama, and Weidner (2015)と同様に、日本のデータを用いて HtM 家計を識別した。Hara et al. (2015)では全国消費実態調査が使用されたが、ここで使用したデータは家計調査である。家計調査は全国消費実態調査よりサンプル数は少なく、単身世帯の資産が利用できないなどの制約はあるが、短期のパネルデータであり、消費刺激策の効果を計測するにはより望ましいデータである。また、家計調査は、手元の現金保有の情報についても利用可能であり、Kaplan, Violante, and Weidner (2014)が利用した米国の Survey of Consumer Finance よりも正確に流動資産の状況が把握可能である。ここで家計調査を用いて計測した日本の HtM 家計の割合は、全国消費実態調査を用いて Hara, Unayama, and Weidner (2015)で計測された割合とほぼ同じ水準であり、手法やデータが適切であることが示されている。

一方で、家計調査を用いることで、一時的な所得の変動が消費に与える影響も計測できる。2009年に実施された家計への所得移転政策である「定額給付金」の、家計ごとの受給状況が家計調査で把握されているからである。定額給付金は典型的な「一時的な所得ショック」であり、その消費への影響によって消費刺激策の効果が計測できる。定額給付金は所得制限等の制約なしで全国民に給付されており、支給のタイミングが行政の対応によって決まっているなど、消費刺激策の効果を計測するための望ましい自然実験である。

推計の結果、定額給付金に対する限界消費性向は、HtM 家計ではないとされた家計は 0 と有意に異ならなかったが、HtM 家計は 38%と高い水準となり、統計的にも有意に消費を増加させていた。これは、HtM 家計に政策対象を限定することをサポートする結果である。一方、HtM 家計は平均として高い限界消費性向を示していたが、受け取った給付金が大きい家計ほど限界消費性向は低かった。これは特定の HtM 家計に集中的に所得移転をしても、限界消費性向は低下してしまうことを示唆する。その意味で、マクロ的な消費刺激策の効果を大きくするには、特定の政策対象に集中して所得移転をするのではなく、より多くの HtM 家計を対象にする必要があり、実際の HtM 家計の集合を正確に補足することが求められる。

こうした結果は、Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法による HtM 家計の識別が、限界消費性向の異なる家計グループを分けることができることを示しているが、その識別方法は他の先行研究と比較しても優れていると考えられる。Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法と他の先行研究で識別される HtM 家計の包含関係を分析してみると、他の先行研究の手法では HtM でない家計を HtM 家計と識別したり、HtM 家計を HtM でない家計と識別する問題が発生して

いた。

その意味で、有効かつ効率的な消費刺激策を実施するには、Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の方法によって識別することは妥当である。ただし、多くの消費刺激策は所得移転策としての側面を持っており、消費刺激効果だけで評価すべきとは限らない。ここで識別された HtM 家計、とくに「裕福なその日暮らし」家計どのような属性を持った家計であるかを明らかにし、所得移転による経済厚生への含意を得ることは重要であるが、今後の課題である。

本稿の以下の構成は、次のとおりである。第2節では、標準的な消費の決定理論と消費刺激策の関係について述べ、その日暮らし家計の識別について論じた。第3節では、HtM 家計を識別したうえで、実証戦略について論じた。第4節では、その日暮らし家計の限界消費性向を計測し、その日暮らし家計が効率的かつ有効な消費刺激策の対象であり、裕福なその日暮らし家計を捕捉することが正確なその日暮らし家計の識別に重要であることを示した。第5節は、まとめとディスカッションである。

2. HtM 家計と消費刺激策

2.1. HtM 家計とライフサイクル・恒常所得仮説

政府は、不況時にしばしば補助金や減税などの消費刺激策をとる。これは、家計に所得移転することで消費を喚起させ、経済活動を活発化させることが目的である。その効果は移転された所得がどの程度消費されるかに強く依存している。Kaplan and Violante (2014)では、アメリカの消費刺激策をレビューすることで、支出規模の約 25%が消費されていると述べており、概ね 0.5%の GDP 押し上げ効果があったとしている。

この結果は、現在もっとも基本的な消費のモデルであるライフサイクル・恒常所得仮説 (Life Cycle/Permanent Income Hypothesis、以下、LCPIH) と整合的でないように見える。Modigliani and Brumberg (1954)と Friedman (1957)によって示された LCPIH は、家計の消費は生涯所得によって決定され、生涯を通じて平滑化されるとする¹。この仮説が成立していれば、家計は補助金などによって一時的に所得が増加しても、消費をほとんど変化させない。なぜなら、受給した補助金も生涯を通じて平滑化され、受給したタイミングではそのほとんどが貯蓄に回ると考えられるからである。

LCPIH の妥当性は、マクロ・ミクロの両面から検証されてきた。Flavin (1981)、Hayashi (1982, 1987)は、マクロの消費はライフサイクル仮説によって予測されるよりも過度に現在所得に依存していることを実証的に示した。一方で、家計レベルのデータを用いて LCPIH の検証をした研究では、必ずしも統一的な見解は得られていない(Paxson, 1993; Shea 1995; Shapiro and Slemrod 1995; Souleles 1999; Parker 1999; Stephens 2003; 2006; 2008; Johnson, Parker, and Souleles 2006; Hsieh, Shimizutani, and Hori 2010; Stephens and Unayama, 2011; 2012)。

このように実証結果が食い違うのは、家計の非対称性が原因と考えられている。Campbell and

¹ LCPIH についてのサーベイとして、Browning and Lusardi (1996)、Browning and Crossley (2001)、Attanasio and Weber (2010)、Jappelli and Pistaferri (2010)を参照。

Mankiw (1989)は、LCPIH と整合的な行動をとる家計と毎期の所得を使いきるような家計の両方が存在することを仮定し、そうした世帯が全世帯の半数程度存在していれば、マクロ的な所得と消費の連動性は説明できると指摘した。日本については、林(1986)が1981年から1982年の「家計調査」を用いて、10%前後ライフサイクル仮説に従わない家計が存在していることを実証している。北村(2005)は2001年から2002年の家計調査を用いて、林(1986)を追試しており、近年においてはその割合は増えているだろうとしている。また、Zeldes (1989)は、家計がLCPIH と整合的でない行動をとるのは、金融市場が不完備であるために借入ができない結果であると指摘した。借入ができないという制約は流動性制約と呼ばれ、流動性制約がバインドすると、限界的な所得の多くを消費することが最適な行動となる。流動性制約に直面している世帯は、その高い限界消費性向から「その日暮らし(Hand to Mouth)」家計と呼ばれる。

つまり、経済には、流動性制約に直面せずに標準的なライフサイクル仮説に従う家計と、流動性制約に直面し高い限界消費性向を高い家計が存在している。マクロ的には流動性制約に直面する世帯が存在しているため、LCPIH が成立しないように見えるが、マイクロデータで標準的な家計だけにサンプルを限定すればLCPIH が成立しうるのである。

流動性制約がバインドしていなければ、家計は消費刺激策に反応しないため、有効な政策の対象はHtM家計である。すなわち、消費刺激という観点からは、HtM家計以外を政策対象とすることは非効率である。消費刺激策のマクロ的な効果の大きさは、HtM家計をどれだけ政策対象とできるかに依存する。

一方で、消費刺激策によってHtM家計の消費を増加させることはできるが、その範囲には限界があると予見される。なぜなら流動性制約がHtMの高い限界消費性向の原因であるならば、一定水準以上の所得移転によって流動性制約自体が解消されてしまえば、基本的なライフサイクル仮説が適用でき、消費は所得と連動しなくなると考えられるからである。マクロ的に一定の政策効果を得るためには、大きな対象に少ない所得移転を行うか、少ない対象に大きな所得移転を行うか、という2つのパターンが考えられるが、HtMに大きな所得移転を行うと限界消費性向が下がるとすれば、これは2つのパターンのうち後者は取りえないことを意味する。このことから、マクロ的な政策効果を大きくするには、特定のHtM家計に限定するのではなく、より多くのHtM家計を対象とすることが必要であると言える。

2.2. HtM家計識別の困難さ

財政資源が有限であり、できる限り小さな財政資源で大きく消費を喚起させる必要があることを踏まえれば、上述の予想は「効率的かつ有効な消費刺激策を実行するには、HtMを正確に識別する必要がある。」ということの意味する。HtM家計以外の家計を政策対象としても、消費を増加させるという政策目的は達成できず、非効率な政策となる。一方で、多くのHtM家計が政策対象から漏れれば、増加させることのできる消費の範囲が限定され、有効な政策とならない。効率的かつ有効に政策を実施するには、政策対象をできるかぎりHtM家計全体の集合に近づける必要がある。

しかし、阿部（2011）が指摘するように、マクロデータはもとより、個票データあっても所得と消費と資産負債、全ての情報が揃ったデータは稀であり、その家計が HtM 家計なのかを識別することは容易ではない。Hugget（1993）や Aiyagari（1994）など、現在標準的なマクロモデルでは HtM 家計の存在を認めており、HtM 家計は純資産ゼロであると想定されている。なぜなら HtM 家計はその期に利用可能な資産をその期に全て使いきることが最適な消費なので、資産の蓄積がなされないと考えられるからである。一方で、現実の個票データを観察すると、純資産がゼロの家計はマクロ消費の変動を説明できる規模では存在していない。

そこで、多くの先行研究では「HtM 家計だろう」と思われる家計を定義し、その家計が現在所得に依存した消費を行っているか否かを検証するにとどまっていた。例えば、Zeldes（1989）は、資産について単純な純資産²である total wealth 基準と、そこから自宅に関する資産負債を除いた non-housing wealth 基準の 2 つを用意し、それぞれ月収 2 ヶ月分以下しか保有していない家計を HtM 家計として定義している。分析対象期間のアメリカでは、全家計のうち、純資産について月収 2 ヶ月分の保有を許せば 29%を、さらに資産の範囲を狭めれば 67%を、HtM 家計とみなせるとしている。

それに対し、Parker et al.（2013）では、限定的なデータの利用可能性のための妥協として、便宜的に年齢・年収・普通預金残高が下位 3 分の 1 に属している層をそれぞれ HtM 家計と定義している。結果としては、消費が同時点の所得に依存する家計を捕捉できており、このようにアドホックに決めた定義でも、一定程度の妥当性はある。しかし、効率的で効果的な政策立案という観点で、HtM を過不足なく識別しているかについては疑問が残る。

さらに、Jappelli（1990）は 1983 年の SCF (Survey of Consumer Finance) に「借入の申請をしたことがあるか」という質問項目があることに着目し、その回答「許可された」「断られた」「断られることが予想されたので申請しなかった」の中から「断られた」「断られることが予想されたので申請しなかった」と答えた家計を HtM 家計とする方法を取り、約 19%が HtM 家計であるとしている。こうした主観による方法は、直接的に「借入制約」を計測できるように見えるが、申請すれば断られる家計のうち、実際には借入をすることを考えなかった家計は HtM 家計とされておらず、HtM 家計を過少に推計していることになる。

それに対し、Kaplan, Violante, and Weidner（2014）は、家計資産のデータが充実したことを活かして、2 資産モデルを導入し「流動性」を明示的に分析に取り入れ、HtM 家計を定義した。彼らによれば、HtM 家計とは、流動性資産が欠乏した家計であり、非流動資産を含め資産水準が低い「貧乏なその日暮らし (poor HtM; P-HtM)」と、非流動的な資産は保有している「裕福なその日暮らし (wealthy HtM; W-HtM)」に分類することができる。すなわち、資産がゼロ近傍であるような家計が現実には存在しなくとも、HtM 家計が存在しないわけではないことを示したのである。

彼らは、先進各国の個票データから、HtM 家計を識別し、全世帯のうち約 15%から 25%が W-HtM

² Zeldes(1989)は PSID(Panel Study of Income Dynamics)を用いて分析を行っているが、PSID には自宅以外の純資産情報がない。そこで、利子収入から普通預金残高を推計し、純自宅資産と合算したものを純資産と呼んでいる。

であり、約3%から14%がP-HtMであることを示した。また、彼らは識別したHtM家計の限界消費性向も推定しており、P-HtMだけでなくW-HtMも、HtMでない家計と比較して大きな限界消費性向を持った家計であることを実証している。Hara, Unayama, and Weidner (2015)は、全国消費実態調査を用いてKaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法を適用し、日本には8.6%のW-HtMと4.9%のP-HtMが存在していることを示している。2つのタイプのHtM合わせて14%弱のHtM家計という結果は、林(1986)および北村(2005)が示した水準と整合的なものである。

そこで、以下では、Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法に基づき、HtM家計を識別し、HtM家計の一時的な所得変動に対する限界消費性向を推定する。識別されたHtM家計が高い限界消費性向を持っていれば、効率的かつ効果的な消費刺激策実施の対象とすることができる。

3. 政策効果の計測方法

3.1. HtM家計の識別

ここでは、Kaplan, Violante, and Weidner (2014)に基づき、個票データからHtM家計を識別した方法について説明する。家計は、流動資産と非流動資産を持ち、毎期所得を受け取り消費をしていると考える。非流動資産は同時点では消費をすることはできないため、消費は同時点の所得と流動資産の残高の合計の範囲になる。収入は定期的を受け取ることができると仮定され、所得の支払われる期間を収入サイクルと呼ぶ。

Kaplan, Violante, and Weidner (2014)では、収入サイクルの最終時点で流動資産がゼロ（もしくは借入限度額まで借り入れた状態）になるような家計をHtM家計と呼んだ。つまり、HtM家計とは、収入を受け取るとそれを次の収入の支払い時点までに消費するような家計である。

図1 HtM家計の収入と消費のサイクル

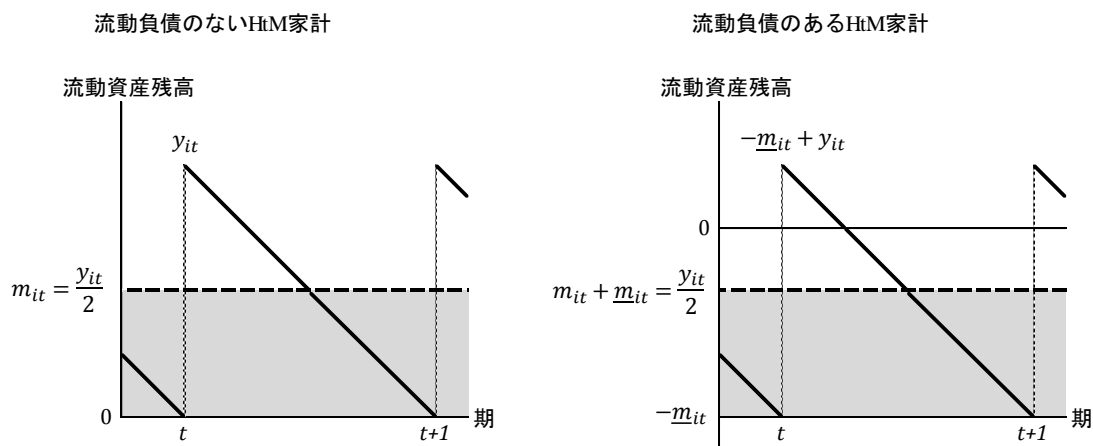


図1はKaplan, Violante, and Weidner (2014)が想定した家計の収入と消費のサイクルを表したものである。左側が流動負債のないHtM家計でありt+1時点で流動資産がゼロになっている。右側は、流動負債のあるHtM家計であり、t+1期には借入限度額まで借り入れている。

流動負債のない HtM 家計について考えると、 t 期の収入 y_{it} を t 期のうちに全て使いきるので、消費のペースが一定だと仮定すれば、 t 期の流動資産平均残高 m_{it} は $y_{it}/2$ に等しくなる。つまり、流動資産の平均残高が収入サイクル中の収入の半分以下であれば、家計は HtM 家計と考えられるのである。流動負債のある HtM 家計は収入 y_{it} だけでなく借入限度 m_{it} まで流動資産を使いきるので、 t 期の流動資産平均残高 m_{it} と借入限度 m_{it} の和が $y_{it}/2$ に等しくなるはずである。そこで流動負債のある家計については、保有している流動資産に借入限度を加えた額が、収入の半分以下の家計を HtM 家計と定義している。

ただし、この判断基準には非流動資産の保有の有無は含まれていない。そこで、流動資産が収入の 1/2 以下である HtM 家計のうち、非流動資産を保有する W-HtM と、非流動資産を保有していない P-HtM が存在する。

3.2. データ

本稿で利用したデータは「家計調査」の 2008 年から 2010 年までの個票データである。家計調査は全国約 4,700 万世帯のうち、毎月 9,000 世帯が家計簿を記入する方式で月々の収入・支出を調査している。各世帯の調査期間は 2 人以上世帯で 6 ヶ月、単身世帯で 3 ヶ月となっており、毎月調査世帯の一部が交代していく「ローテーションパネル」方式により調査されている。各世帯の調査期間は短い、データが詳細である点に、家計調査の強みがある。手元現金の情報も利用可能であり、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) が利用した米国の Survey of Consumer Finance などに比べて正確な資産負債構成の把握が可能である。Hara, Unayama, and Weidner (2015) は全国消費実態調査を用いて HtM 家計を識別しているが、全国消費実態調査はクロスセクションデータであるため、一時的な消費の変化を捉えることができない。

調査対象家計は、収入や消費の情報が利用可能で調査期間が 6 ヶ月ある勤労および無職の 2 人以上世帯とし、かつ、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) にしたがって、世帯主年齢が 22 歳以上 79 歳以下の家計に限定した。

資産負債について、家計調査では、資産負債に関する項目が調査 3 ヶ月目の 1 日時点の残高しか調査されないため、そのまま利用すると 6 ヶ月間残高がほとんど変化しないことになる。そこで、「実収入以外の受取」「実支出以外の支払」を用いて、毎月の資産残高を復元した。こうした補正ができないため、回答回数が 6 回以外の世帯、調査期間中に自宅の所有形態や面積が変化した世帯は対象から外した。

収入 収入には実収入から定期的な収入ではないと考えられる臨時収入、財産収入、特別収入を除いたものを用いた。Kaplan, Violante, and Weidner (2014) では隔週給制を前提としているが、日本における勤労者のほとんどは月給制であると考えられるため、この定義に従った収入の半分以下しか純流動資産（純流動資産が負債の世帯については、後述する借入限度を加算）を持たない世帯を HtM 家計と定義する³。ただし、公的年金については収入周期が 2 ヶ月なので、勤労所

³ Kaplan, Violante, and Weidner (2014) は、流動資産について「平均残高」を用いているため、「HtM 家

得など他の収入と収入周期が一致しない。そこで年金支給のある偶数月と年金支給のない奇数月で調整を行った⁴。

純流動資産 純流動資産は、流動資産から流動負債を引いたものであるが、流動資産は、手元現金（繰入金）、通貨性預貯金、定期性預貯金、有価証券の合計とした。Kaplan, Violante, and Weidner (2014)では、定期性預貯金（Certificates of deposit）が非流動資産として定義されているが、日本においては、定期預金の中途解約について、中途解約利率⁵の適用を許せば特別の違約金なく即日現金化できることから、定期性預金は流動資産とした。流動負債は、住宅・土地以外の負債と月賦・年賦の合計である。

非流動資産 非流動資産は、純不動産価額、保険など、その他貯蓄の合計とした。純不動産価額とは、自宅資産額⁶から住宅・土地のための負債を引いたものであるが、0以下の値を取った場合は0とし、保険やその他貯蓄のプラス分と通算しないものとした。これは、債務超過状態の不動産を流動化すれば残債の弁済に直面するので、弁済に遅延がない場合においては、不動産所有者にはそれを流動化するインセンティブがないためである。保険などには生命保険のほか損害保険、簡易保険が含まれ、その他の貯蓄は社内預金や勤め先の共済組合など金融機関外の預貯金を指す。

借入限度 各家計が直面する借入限度額がいくらなのかは家計調査によっても分からない。本稿ではKaplan, Violante, and Weidner (2014)に従い、収入の1ヶ月分⁷とした。

消費 HtM家計とそれ以外の家計では「消費」の反応が異なる。ここでは実際の消費の尺度として、「消費支出総額」、「非耐久財支出」と「厳密な非耐久財」を用いた。林(1986)は、耐久財や教育費のようなサービス財は、消費と支出が一致しないと指摘している。消費と支出が一致しやすいであろう財やサービスを峻別したものが「非耐久財支出」と「厳密な非耐久財支出」である。

計でない家計をHtM家計として識別してしまう過誤」は発生しない。一方で、本稿で用いた家計調査で利用可能な情報は「一時点（月末）の残高」であるため「HtM家計でない家計をHtM家計として識別してしまう過誤」が発生する可能性がある。この問題についてKaplan, Violante, and Weidner (2014)はデータの制約であり、やむを得ない、としており本稿も収入の入金日は毎月15日である、という前提を置いている。

⁴ 公的年金は他の収入と区別し、2ヶ月等速で消費されるという前提をおく。収入サイクル内で全てを使いきるHtM家計の場合、15日に年金支給のある偶数月の月末には受給した公的年金の3/4が、年金支給のない奇数月の月末には前月受給した公的年金の1/4が、残っているはずである。これに公的年金以外の収入の1/2を加えたものを、毎月の基準としている。

⁵ 例えば、みずほ銀行の「スーパー定期」について約定期間3年のものを中途解約した場合、預入期間が6ヶ月未満なら、普通預金金利が適用されるが、6ヶ月以上1年未満なら約定利率の20%が適用される。（平成26年10月20日時点）

⁶ 家計調査にはこのようなデータはないため、家計調査でも利用可能な自宅の所在、面積（地積・延床面積）、構造、築年数のデータから推計している。推計方法は補論を参照されたい。

⁷ 三菱東京UFJフィナンシャルグループに属する貸金業者であるアコム株式会社のHPによれば、利用極度額が50万円を超える場合、収入証明書の提出が必要とのことであり、的外れな数字ではないと考える。

前者は「食費、光熱・水道、家事雑貨、家事用消耗品、家事サービス、被服及び履物、交通、自動車等維持、通信、教養娯楽用品、書籍・他の印刷物、他の教養娯楽サービス、諸雑費、こづかい、交際費」の合計額であり、後者は「食費、光熱・水道、家事用消耗品、家事サービス、被服関連サービス、交通、自動車等維持、通信、他の教養娯楽サービス、理美容サービス、理美容品、たばこ、その他の諸雑費、こづかい、交際費」の合計額である。

上記で作成した変数と Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の識別手法に従い識別された HtM 家計の割合と記述統計量を示したものが表 1 である。約 10%が W-HtM、約 3%が P-HtM という結果は、全国消費実態調査を用いた Hara, Unayama, and Weidner (2015)の結果とも整合的な結果である。この結果から、ここでの手法がデータの選択に対して頑健なものであることが示されている。

世帯属性などを見ると、W-HtM は HtM ではない家計と比較しても遜色ない規模の非流動資産を保有しており、平均で 20,000 千円以上もの純資産を保有している層である。また、世帯主属性やフローに関する情報を比較すると、P-HtM は若く低収入であると言えるが、W-HtM と HtM でない家計に大きな差は見られない。仮にここで識別された HtM 家計が、流動性制約がバインドした家計を正確に捉えているとすれば、年齢や収入によって HtM 家計を定義した場合、W-HtM が見落とされる可能性が高いと言える。

表 1 記述統計量

(表 1 挿入)

3.3. モデル

消費刺激策に効果があるためには、一時的な所得の変動に対して、消費が反応する必要がある、ここでは、ライフサイクル仮説の検証方法として最も一般的な「過剰反応テスト」によって、一時的な所得の変化に対する限界消費性向を推計する。

過剰反応テストとは、消費の変化を予期された一時的な所得変動で回帰し、その係数を見るものである。もし係数が有意にゼロから異なれば、ライフサイクル仮説が棄却されたことになる。実際の推計では、次のような式を用いる。

(推定式 1)

$$\Delta c_{it} = \alpha + \text{Month Dummies} + \text{Interview Dummies} + Z_{it}\gamma + \beta_0 \Delta T I_{it} D_{it}^N + \beta_1 \Delta T I_{it} D_{it}^H + \varepsilon_{it}$$

ただし、

c_{it} : 家計 i の t 期における支出額

Z_{it} : その他のコントロール変数

TI_{it} : 家計*i*の*t*期における一時的所得

D_{it}^{status} : 家計*i*の*t*期における HtM 形態に応じて 1 をとるダミー変数

(*N*: non HtM (HtM ではない家計)、*H*: HtM 家計)

ε_{it} : 誤差項

である。

この推計式によって、家計には一時的な所得変化に連動して消費を変化させる HtM 家計と、基本的な LCPIH に従い一時的に所得が変化しても消費を変化させない HtM でない家計の 2 種類が存在することが検証できる。推計式中の β_0 と β_1 はそれぞれ HtM でない家計、HtM 家計の限界消費性向を表しており、HtM 家計に関する理論が正しければ、 β_0 は 0 と有意に異なる、もしくは非常に小さな値を取るはずで、 β_1 は有意に正の値を取るはずである。もし β_1 はだけが有意に正の値をとるのであれば、消費刺激策は HtM 家計だけを対象にしても効果が変わらないことになる。

一方で、一時的な所得増加が流動性制約を解消するほど大きなものであった場合、HtM 家計は HtM 家計でなくなり、限界消費性向が低下することが予見される。このことを検証するために、以下の推定式も回帰する。

(推定式 2)

$$\Delta c_{it} = \alpha + \text{Month Dummies} + \text{Interview Dummies} + Z_{it}\gamma \\ + \beta_0 \Delta TI_{it} D_{it}^N + \beta_2 \Delta TI_{it} D_{it}^{HS} + \beta_3 \Delta TI_{it} D_{it}^{HL} + \varepsilon_{it}$$

D_{it}^{HS} : 家計*i*が*t*期に HtM 家計であり、一時的所得増加が小さいときに 1 をとるダミー変数

D_{it}^{HL} : 家計*i*が*t*期に HtM 家計であり、一時的所得増加が大きいときに 1 をとるダミー変数

つまり、大きな一時的な所得の増加を受けた HtM 家計は、それによって流動性制約が解消し、消費が現在所得に連動しなくなることが成立していれば、 β_0 は 0 と有意に異なるが、 β_2 の値は β_3 よりも大きくなるはずである。

推定式 1 および 2 を回帰した結果、予想通りの結果が得られれば「効率的かつ有効な消費刺激策を実施するためには HtM 家計を正確に識別することが必要である」という含意が得られる。Kaplan, Violante, and Weidner (2014) 以前から消費が生涯所得ではなく現在所得に依存している HtM 家計を識別する試みは、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) 以前にもなされてきた。本稿は、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の識別手法とその他の先行研究で用いられた識別手法を比較するために、以下の推計式 3 を回帰し、実際の HtM 家計の集合に近接することを試みる。

(推計式 3)

$$\begin{aligned} \Delta c_{it} = & \alpha + \text{Month Dummies} + \text{Interview Dummies} + Z_{it}\gamma \\ & + \beta_4 \Delta T I_{it} D_{it}^{NN} + \beta_5 \Delta T I_{it} D_{it}^{NH} \\ & + \beta_6 \Delta T I_{it} D_{it}^{HN} + \beta_7 \Delta T I_{it} D_{it}^{HH} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

D_{it}^{NN} : 家計*i* が*t*期に Kaplan, Violante, and Weidner(2014)でも

他の先行研究でも HtM でない家計として識別されるとき 1 をとるダミー変数

D_{it}^{NH} : 家計*i* が*t*期に Kaplan, Violante, and Weidner(2014)では HtM でない家計と識別されるが

他の先行研究では HtM 家計として識別されるとき 1 をとるダミー変数

D_{it}^{HN} : 家計*i* が*t*期に Kaplan, Violante, and Weidner(2014)では HtM 家計と識別されるが

他の先行研究では HtM でない家計として識別されるとき 1 をとるダミー変数

D_{it}^{HH} : 家計*i* が*t*期に Kaplan, Violante, and Weidner(2014)でも

他の先行研究でも HtM 家計として識別されるとき 1 をとるダミー変数

Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法が正しく HtM 家計の集合を識別できるものであれば、 β_4 と β_5 は有意に 0 と異ならず、 β_6 と β_7 は有意に正の値をとるはずである。特に、 β_5 が有意に正の結果であった場合は、Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法が過小な識別（実際には HtM 家計であるにも関わらず、HtM でない家計としてしまう過誤）となっていることを示し、 β_6 が 0 と有意に異なる結果であった場合は、Kaplan, Violante, and Weidner (2014)の手法が過剰な識別（実際には HtM 家計でない家計を HtM 家計としてしまう過誤）となっていることを示す。

一時的な所得ショック以外の説明変数のうち、*Month Dummies*は、全ての家計に共通する季節性をコントロールするダミー変数である；*Interview Dummies*は、各世帯 6 回の調査に対し、それぞれ 1 をとるダミー変数であり、家計調査における「調査疲れ」をコントロールしている⁸。また、変数 Z_{it} は、世帯主年齢および世帯人数の差分および有業人員の差分であり、家計属性を捉えている。 $T I_{it}$ には、2009 年に支給された定額給付金の受給額を用いている。

3.4. 定額給付金

限界消費性向を計測するためには、所得の変化が一時的なものなのか、恒常的なものなのかを区別する必要があるが、通常これは難しい。そこで本稿では 2009 年に実施された「定額給付金」のデータを用いることでこれに対応した。

定額給付金は、経済不安や資源価格の高騰による物価上昇に直面する家計への緊急景気刺激政策として 2009 年に給付されたものである。給付対象は 2009 年 2 月 1 日（以下、基準日）時点で、①住民基本台帳に登録されている者、②外国人登録原票に登録されている者とされ、基準日時点で 18 歳以下の者および 65 歳以上の者については 1 人あたり 2 万円が、それ以外の者については

⁸ 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)は、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、家計の調査負担が大きく、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と指摘している。

同1万2,000円が、世帯主の銀行口座等に世帯の給付金額がまとめて入金される仕組みであった。総務省によれば、2010年3月末日には対象世帯の97.7%が受給済みとなったとのことであり、ほとんどの世帯が一時的な所得増加を経験したことになる。

この定額給付金は、典型的な一時的な所得変化であり、支給対象に偏りがなく、支給のタイミングも個人が完全にはコントロールできないなど、限界消費性向の推計のための望ましい自然実験となっている。

表2に調査対象家計における定額給付金の受給状況を示した。定額給付金の支給は、個人の申請をもとにされるが、申請されてから支給されるまでの期間は自治体の事務処理能力などで異なり、家計にとってはほぼ外生的であった。実際に支給されたタイミングも、十分なばらつきがあり、タイミングについては最も多くの家計が受給した5月でも調査対象家計のうち20%強が受給したに過ぎず、季節性との識別は可能である。

表2 定額給付金の受給状況
(表2 挿入)

4. 実証結果

4.1. HtM 家計の限界消費性向

HtM家計を識別せずに、定額給付金がマクロでどの程度消費を増加させたかを推定した結果が表3である。水準値で見た場合、どの被説明変数を用いても有意な結果は得られなかった。水準値で回帰した場合、消費の規模が大きな家計に推定結果が引っぱり出されてしまう可能性があるため、対数変換したものが右側の結果である。ただし、定額給付金を受給した月およびその次月以外は、当然 ΔTI_{it} は0であり、対数変換することができない。そこで説明変数は ΔTI_{it} を $t-1$ 期目の「厳密な非耐久財支出額」で割ることで変化率の変分をとった。その結果、マクロでは約10%程度の消費刺激効果があったことが示されている。この結果は、Kaplan and Violante (2014)が報告しているアメリカにおける消費刺激効果の1/4程度だが、HtM家計の割合もアメリカの1/4程度なので、予測と整合的な結果であり、HtM家計だけが一時的な所得増加に対して消費を反応させていることを示唆している。

表3 マクロの限界消費性向
(表3 挿入)

表4が推定式1および2を回帰した結果である。どの結果も、HtMでない家計の限界消費性向は0と有意に異ならない。一方で、HtM家計の限界消費性向を推定したパネルAを見ると、HtM家計の限界消費性向は38%と小さくない水準であることが示されている。対数値をとったパネルCでもほぼ同様の値が得られており、頑健な結果であると言える。また、定額給付金の受給額について、第3四分位点である64,000円で「一時的な所得増加の大きかったHtM家計」「一時的な

所得増加の小さかった HtM 家計」として区別した上で推定したパネル B および、パネル D を見ると、一時的な所得増加が大きかった HtM 家計は 10% 前後、小さかったグループに比べて、限界消費性向が小さいという結果が得られている。

これらの結果は、予想と整合的なものである。HtM 家計は高い限界消費性向を持っているので消費刺激策の対象として望ましいが、HtM でない家計は所得移転を行っても消費を増加させないので、HtM でない家計を政策の対象とすると非効率な政策になってしまう。ただし、一時的な所得増加が大きいと HtM 家計であっても限界消費性向が小さくなるため、特定の HtM だけを対象に大きな所得移転を行うことは有効ではなく、できるだけ多くの HtM 家計を政策対象とすべきである。

表 4 HtM 家計の限界消費性向

(表 4 挿入)

4.2. HtM 家計識別の正確性

ここまでの結果から、予見されたとおり「効率的かつ有効な消費刺激策を実施するためには HtM 家計を正確に識別することが必要である」という含意が得られた。次に、推定式 3 を回帰して、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の識別手法が、正確に実際の HtM 家計の集合を捕捉しているかを確認するが、まず本稿が Kaplan, Violante, and Weidner (2014) との比較対象とした先行研究における HtM 家計識別手法について概観する。

各先行研究の識別手法をまとめたものが表 5 である。Zeldes (1989) の定義は、資産と所得の比に着目している点は Kaplan, Violante, and Weidner (2014) と同様だが、資産の流動性に関する定義が粗く、また収入周期という考えがないため、月収 2 ヶ月分、という基準はアドホックなものである。Parker et al. (2013) の定義は、どれも流動性制約がバインドしやすいと考えられる層を切り出してはいるが、所得と消費を直接観察するものではない。

表 5 各先行研究における HtM 家計識別の手法

(表 5 挿入)

これらの定義に従って、家計調査の個票データから HtM 家計を識別すると表 6 に示す割合の家計が HtM 家計として識別される。もっとも多くの家計を HtM 家計であると判断したのは Zeldes (1989) の non-housing wealth 基準で、約半数が HtM 家計とされた。定義によって、HtM 家計とする家計の割合にはかなりバラツキがあり、過剰な識別や過小な識別の可能性が予見される。

表 6 各先行研究で定義される HtM 家計の割合

(表 6 挿入)

また、各先行研究で識別される HtM 家計の限界消費性向を推定した結果が表 7 である。どの手法によっても、HtM 家計が有意に消費を増加させている一方で、HtM でない家計は定額給付金にあまり反応していないという結果が得られている。対数値をとって推定した下段の結果は HtM でない家計も有意に正の限界消費性向を示しているが係数の値は HtM 家計の半分程度であり、どの定義であっても流動性制約がバインドした家計を一定程度は補足していることが示唆される。しかし、係数の大きさは Kaplan and Violante (2014) と比較すると小さく、過剰な識別になっている可能性が示唆される。

表 7 各先行研究における HtM 家計の限界消費性向
(表 7 挿入)

ここで概観した先行研究と Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の手法を用いて推定式 3 を回帰した結果が表 8 である。各パネルの左下が有意に正であるとき、他の先行研究の定義では過小な識別があったことを示す。(有意でない、または係数が小さいときは Kaplan, Violante, and Weidner (2014) に過剰な識別があることが疑われる。) また、各パネルの右上が有意に正であるときは、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) に過小な識別があったことを示す。(有意でない、または係数が小さいときは他の先行研究に過剰な識別があることが疑われる。)

概ね、水準値で見ると、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) が他の先行研究に比較して実際の HtM 家計を正確に捕捉していることを示している。対数値で見ると、統計的有意性に差があるものの、多くのパネルで Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の手法に従って識別された HtM 家計の方が係数の値が大きく、過小な識別の問題は疑われるものの、他の手法の過剰な識別に比較すれば、正確に HtM 家計を捕捉していると言える。

表 8 HtM 家計の限界消費性向に関するクロス表
(表 8 挿入)

このことをさらに分析するために、HtM 家計の割合について、W-HtM と P-HtM を区別した上で、クロス表を作成したものが表 9 である。Zeldes (1989) の total wealth 基準を除く全ての手法で、HtM 家計と識別した家計のうち半数以上が Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の手法ならば、HtM でない家計として識別される家計である。また、多くのケースで Kaplan, Violante, and Weidner (2014) では W-HtM として識別された家計が、HtM 家計ではないと判断されている。

この結果と表 8 の結果を合わせて考えると、Zeldes (1989) の non-housing wealth 基準や、Parker et al. (2013) の lower liquid asset 基準は、識別の基準が緩めであり、W-HtM の見落としが小さく過小な識別の問題が小さいため、表 8 パネルの右上が有意に正であったり、左下が有意でなかったりしているが、右上の係数の値が左下の 1/3 程度しかないことを踏まえれば、相

当な大きさに過剰な識別となってしまっていると言える。W-HtM の存在を明示的に認識している Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の手法は、多少基準が厳しく過小な識別になっているものの、他の手法と比べれば、正確に実際の HtM 家計の集合を捉えている。

表 9 HtM 家計の割合に関するクロス表
(表 9 挿入)

5. まとめとディスカッション

本稿では、家計調査の個票データを用いて HtM 家計の限界消費性向を推定した。その結果、HtM 家計は高い限界消費性向を持った家計である一方で、既存の経済理論が予見したとおり、HtM でない家計は一時的な所得増加に対してほとんど反応していないことが示された。このことから、補助金や減税などによる消費刺激策を効率的に実施するためには、その対象を HtM 家計に限定すべきであると言える。また、定額給付金の受給額の多寡に応じてサンプルを分割して推定した結果、受給額が大きいグループの限界消費性向は受給額の小さいグループに比較して限界消費性向が小さく、大きな所得移転が流動性制約を解消することが示唆された。このことは、政策対象を特定の HtM だけに限定してマクロで一定の効果を得ることはできないことを示しており、有効かつ効率的な消費刺激策を実施するには、実際の HtM 家計の集合を正確に識別することが求められる。他の先行研究で用いられた HtM 家計識別の手法と比較すると Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の手法は W-HtM の存在を明示的に認識している点で、正確に HtM 家計を捕捉しており、政策対象の選定には Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の手法が寄与すると考えられる。

しかし、対数値をとった推定では、Kaplan, Violante, and Weidner (2014) の手法でも他の先行研究の手法でも HtM でない家計として識別された家計の限界消費性向が、係数の値は小さいものの、統計的に有意に正の結果となっており、既存の経済理論では明らかになっていない HtM 家計が存在していることがうかがわれる。また、本稿では消費刺激策の良し悪しをその効果の大きさと効率性に求めたが、消費刺激策が所得移転であることを踏まえれば、それは消費刺激の有効性や効率性だけで評価されるとは限らない。例えば、W-HtM は HtM でない家計と比較しても、年収や非流動資産額は遜色ない水準であり、HtM でない家計から W-HtM に所得移転を行うことには不公平感が伴う可能性がある。また、そもそも預金など特定の資産と所得の割合で識別される W-HtM を直接的に観察し、政策の対象とすることは困難であろう。ここで識別された HtM 家計がどのような属性を持った家計であるかを明らかにし、所得移転による経済厚生への含意を得ることや政策のフィージビリティを考慮することが今後の課題である。

参考文献

- 阿部修人(2011) 『家計消費の経済分析』 岩波書店
- 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
- 北村行伸(2005) 「8章 家計パネルデータの分析」 『パネルデータ分析』 岩波書店
- 林文夫(1986) 「恒常所得仮説の拡張とその検証」 『経済分析』 101号, 1-23
- Aiyagari, S. (1994): “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving,” *Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 659-684.
- Attanasio, O. and G. Weber, (2010): “Consumption and Saving: Models of Intertemporal Allocation and Their Implications for Public Policy,” *Journal of Economic Literature*, 48(3), 693-751.
- Banks, J., R. Blundell, and S. Tanner (1998): “Is There a Retirement-Savings Puzzle?” *American Economic Review*, 88(4), 769-788.
- Browning, M. and A. Lusardi (1996): “Household Saving: Micro Theories and Micro Facts,” *Journal of Economic Literature*, 34(4), 1797-1855.
- Browning, M. and T. Crossley (2001): “The Life-Cycle Model of Consumption and Saving,” *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3-22.
- Campbell, J. and N. Mankiw (1989): “Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence,” *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 185-246.
- Flavin, M. (1981): “The adjustment of consumption to changing expectations about future income,” *Journal of Political Economy*, 89 (October), 974-1009.
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Oxford & IBH Publishing Company
- Hara, R., T. Unayama, and J. Weidner (2015): “The wealthy hand-to-mouth in Japan,” *Mimeo*.
- Hayashi, F. (1982): “The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables,” *Journal of Political Economy*, 90 (October), 895-916.
- Hayashi, F. (1987): “Tests for liquidity constraints: A critical survey,” in T. Bewley (ed.), *Advances in econometrics - Fifth world congress*, Vol. II, Cambridge University Press, 91-120
- Hsieh, C. (2003): “Do Consumers React to Anticipated Income Changes? Evidence from the Alaska Permanent Fund,” *American Economic Review*, 93(1), 397-405.
- Hsieh, C., S. Shimizutani, and M. Hori (2010): “Did Japan's shopping coupon program increase spending?,” *Journal of Public Economics*, 94 (August), 523-529.
- Huggett, M. (1993): “The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies,” *Journal of economic Dynamics and Control*, 17(5), 953-969.
- Jappelli, T. (1990): “Who is credit constrained in the US economy?,” *Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 219-234.
- Jappelli, T. and L. Pistaferri (2010): “The Consumption Response to Income Changes,” *Annual Review of Economics*, 2, 479-506.
- Johnson, D., J. Parker, and N. Souleles (2006): “Household Expenditure and the Income Tax Rebates of

- 2001,” *American Economic Review*, 96(5), 1589–1610.
- Kaplan, G., G. L. Violante, and J. Weidner (2014): “The wealthy hand-to-mouth,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, 77-138.
- Modigliani, F. and R. Brumberg (1954): “Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data,” in Kenneth K. Kurihara(ed), *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press, 388-436
- Parker, J. (1999): “The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in Social Security Taxes,” *American Economic Review*, 89(4), 959-73.
- Parker, J., N. Souleles, D. Johnson, and R. McClelland (2013): “Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008,” *American Economic Review*, 103(6), 2530-2553.
- Paxson, C. (1993): “Consumption and Income Seasonality in Thailand,” *Journal of Political Economy*, 101(1), 9-72.
- Shapiro, M. and J. Slemrod (1995): “Consumer Response to the Timing of Income: Evidence from a Change in Tax Withholding,” *American Economic Review*, 85(1), 274-83.
- Shea, J. (1995): “Union Contracts and the Life-Cycle/Permanent-Income Hypothesis,” *American Economic Review*, 85(1), 186-200.
- Souleles, N. (1999): “The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds,” *American Economic Review*, 89(4), 947-58.
- Stephens Jr., M. (2003): “‘3rd of the Month’: Do Social Security Recipients Smooth Consumption Between Checks?,” *American Economic Review*, 93(1), 406-22.
- Stephens Jr., M. (2006): “Paycheque Receipt and the Timing of Consumption,” *The Economic Journal*, 116(513), 680-701.
- Stephens Jr., M. (2008): “The Consumption Response to Predictable Changes in Discretionary Income: Evidence from the Repayment of Vehicle Loans,” *Review of Economics and Statistics*, 90(2), 241-52.
- Stephens Jr., M. and T. Unayama (2011): “The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 3, 86-118.
- Stephens Jr., M. and T. Unayama (2012): “The Impact of Retirement on Household Consumption in Japan,” *Journal of Japanese and International Economics*, 26, 62-83.
- Zeldes, S. (1989): “Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation,” *Journal of Political Economy*, 97 (April), 305-346.

補論

・家計調査を用いた実物資産の算出

家計調査には全国消費実態調査のような実物資産に関するデータがないため、非流動資産の算出にあたっては自宅の価額を算出し、それを用いた。自宅の価額は建物資産と土地資産の和としたが、それぞれの算出方法は以下のとおり。

(1) 建物

延べ床面積(m²) × 都道府県、構造別 1 m²当たり建築単価 × 建築経過年数別残価率

- ・ 建築単価：『全国消費実態調査報告（平成 21 年）』（総務省統計局）記載のものを利用。
- ・ 残価率：『全国消費実態調査報告（平成 21 年）』（総務省統計局）記載のものを利用。ただし、家計調査では昭和 50 年以前に建築されたものについて①昭和 50 年以前②昭和 40 年以前の 2 つにまとめられてしまっているため、昭和 40 年代に建築された建物についてはその期間における平均の残価率を利用し、昭和 30 年代に建築された建物については、鉄骨・鉄筋コンクリート造なら一律 0.058、その他（ブロック造、レンガ造）なら一律 0.033 とした。

(2) 土地⁹

敷地面積(m²) × 市町村コード別 1 m²当たり土地単価

・ 土地単価：国土交通省「地価公示」および「都道府県地価調査」¹⁰の 1 m²当たり評価額を用いて推計した各市町村コード別の 1 m²当たり評価額。（「地価公示」および「都道府県地価調査」から、各市町村における用途が住宅地である地点の平均値を評価額とした。）

⁹ 家計調査では持ち家の敷地面積が報告されているが、マンション等の共同住宅に居住している世帯は、その敷地持分を報告してないと考えられるため、住宅ローンと比較して自宅の価値が小さくなりやすく、結果 poor を過剰に計測する可能性がある。『マンション総合調査（平成 20 年）』（国土交通省）によれば、全国のマンションの平均専有面積は 8,046.3 m²、平均敷地面積（単棟型）は 2,323.0 m²であり、ここから得られる容積率は 346%であるから、床面積を 3.5 で除したものを共同住宅の敷地持分とした。

¹⁰ 「都道府県地価調査」は地価公示のない市町村において利用した。具体的には、北海道松前郡松前町(2008, 2009, 2010)、青森県西津軽郡深浦町(2008)、山形県最上郡戸沢村(2008, 2009, 2010)、兵庫県神埼郡市川町(2008, 2009, 2010)、島根県飯石郡飯南町(2009, 2010)、岡山県久米郡久米南町(2009, 2010)、徳島県名西郡神山町(2009, 2010)、熊本県玉名郡和水町(2010)、沖縄県国頭郡今帰仁村(2010)、沖縄県国頭郡伊江村(2008, 2009, 2010)である。

表 1 記述統計量

単位	全世帯			HiMでない家計			P-HiM			W-HiM		
	中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差	中央値	平均値	標準偏差
世帯属性情報												
世帯主年齢	56	54.60	13.88	57	55.19	13.83	43	46.03	13.54	52	52.37	13.24
70歳情報												
年間収入	5,390	6,161	3,323	5,420	6,231	3,389	4,400	4,799	2,228	5,400	6,004	2,930
消費支出	252	302	246	254	304	244	239	270	200	248	301	271
非耐久財支出	209	236	145	210	238	148	173	191	108	210	233	131
厳密な非耐久財支出	186	210	133	187	212	136	154	170	97	187	208	119
ストック情報												
純流動資産	4,121	9,909	16,424	5,638	11,655	16,960	0	-888	3,542	0	-1,243	3,907
流動資産	4,373	10,265	16,230	5,806	11,805	16,951	119	282	501	189	583	1,411
現金	40	64	92	42	66	95	28	47	64	30	51	70
預金	3,700	8,192	12,485	5,000	9,411	13,005	0	186	504	0	559	1,883
有価証券	0	194	727	0	223	777	0	1	8	0	7	89
流動負債	10	357	1,865	7	149	730	150	1,170	3,656	156	1,826	4,711
非流動資産	15,874	25,118	41,992	16,974	26,270	42,266	0	0	0	14,035	23,475	43,784
純自宅価額	16,438	24,884	41,343	16,972	25,619	41,561	0	2,264	6,379	17,139	25,933	43,825
住宅ローン	0	3,784	8,622	0	3,708	8,581	0	3,181	8,390	0	4,615	8,978
その他非流動資産	1,000	3,533	6,703	1,500	3,911	7,040	0	0	0	0	1,505	3,358
全家計に占める割合		1.000			0.863			0.033			0.104	

表2 定額給付金の受給状況

月	受給家計数 (月別受給者割合)	平均	第1四分位点	中央値	第3四分位点
3月	21 (0.0050)	56,969	40,000	64,000	64,000
4月	643 (0.1555)	49,320	36,000	44,000	64,000
5月	1309 (0.2141)	47,423	32,000	44,000	64,000
6月	689 (0.1129)	47,599	36,000	44,000	64,000
7月	126 (0.0243)	47,151	32,000	40,000	64,000
8月	21 (0.0037)	43,733	24,000	40,000	64,000
9月	5 (0.0013)	37,746	32,000	36,000	44,000
10月	3 (0.0004)	45,171	44,000	44,000	44,000
11月	1 (0.0000)	32,000	32,000	32,000	32,000
総計	2818	48,052	36,000	44,000	64,000

表3 マクロの限界消費性向

被説明変数	水準値			対数値		
	消費支出	非耐久財	厳密な 非耐久財	消費支出	非耐久財	厳密な 非耐久財
ΔTI_{it}	-0.012 (0.124)	0.030 (0.052)	0.033 (0.049)			
$\Delta TI_{it}/snd_{i,t-1}$				0.108 *** (0.036)	0.108 *** (0.029)	0.115 *** (0.030)
観測値数		157,199			157,199	

***は1%水準で有意であることを示す。

カッコ内は標準誤差

表 4 HtM 家計の限界消費性向

被説明変数 : 厳密な非耐久財支出	水準値		対数値	
	パネルA	パネルB	パネルC	パネルD
	N-HtM	-0.047 (0.042)	-0.047 (0.042)	0.020 (0.023)
HtM	0.380 *** (0.081)		0.384 *** (0.072)	
HtM(小)		0.485 *** (0.182)		0.423 *** (0.147)
HtM(大)		0.332 *** (0.085)		0.357 *** (0.067)

***は 1%水準で有意であることを示す。
カッコ内は標準誤差

表 5 各先行研究における HtM 家計識別の手法

先行研究	定義
Kaplan, Violante, and Weidner(2014)	純流動資産が月収の1/2以下 (純流動資産が負値の場合、借入限度額として月収を加算したものが月収の1/2以下) かつ、 非流動資産が正値 → W-HtM 非流動資産がゼロ → P-HtM
Zeldes(1989)	total wealth 通貨性預貯金と純自宅価格(*1)の和が月収の2ヶ月分以下
	non-housing wealth 通貨性預貯金が月収の2ヶ月分以下
	lower age 世帯主年齢が第1三分位に属している
Parker et al.(2013)	lower income 年間収入が第1三分位に属している
	lower liquid asset 通貨性預貯金が第1三分位に属している

(*1) 自宅情報から推計した自宅価格から住宅・土地のための負債を控除したもの

表 6 各先行研究で定義される HtM 家計の割合

先行研究	基準	HtMの割合
Kaplan, Violante, and Weidner(2014)	poor	0.033
	wealthy	0.104
	合計	0.137
Zeldes(1989)	total wealth	0.075
	non-housing wealth	0.456
Parker et al.(2013)	lower age	0.326
	lower income	0.318
	lower liquid asset	0.312

表 7 各先行研究における HiM 家計の限界消費性向

被説明変数 : 厳密な非耐久財支出
水準値

	パネルA	パネルB	パネルC	パネルD	パネルE
	Zeldes(1989)	Zeldes(1989)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)
	total wealth	non-housing wealth	lower age	lower income	lower liquid asset
N-HiM	-0.012 (0.052)	-0.108 (0.074)	-0.015 (0.077)	-0.003 (0.059)	-0.042 (0.062)
HiM	0.315 *** (0.086)	0.190 *** (0.057)	0.091 * (0.054)	0.158 ** (0.075)	0.228 *** (0.068)

被説明変数 : 厳密な非耐久財支出
対数値

	パネルA'	パネルB'	パネルC'	パネルD'	パネルE'
	Zeldes(1989)	Zeldes(1989)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)
	total wealth	non-housing wealth	lower age	lower income	lower liquid asset
N-HiM	0.105 *** (0.031)	0.079 * (0.044)	0.068 * (0.041)	0.144 *** (0.010)	0.082 ** (0.038)
HiM	0.186 ** (0.081)	0.151 *** (0.038)	0.168 *** (0.041)	0.074 (0.047)	0.171 *** (0.045)

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを示す。

カッコ内は標準誤差

表 8 HitM 家計の限界消費性向に関するクロス表

被説明変数： 厳密な非耐久財支出水準値

	パネルA		パネルB		パネルC		パネルD		パネルE	
	Zeldes(1989)	Zeldes(1989)	non-housing wealth	lower age	lower income	lower liquid asset	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)
	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM
Kaplan, Violante, and Weidner(2014)	N-HtM -0.020 (0.056)	HtM 0.134 (0.131)	N-HtM -0.113 (0.077)	HtM 0.125 * (0.068)	N-HtM -0.067 (0.085)	HtM 0.047 (0.061)	N-HtM -0.060 (0.065)	HtM 0.144 (0.089)	N-HtM -0.054 (0.065)	HtM 0.138 (0.086)
	HtM 0.272 ** (0.106)	HtM 0.378 *** (0.102)	HtM 0.006 (0.174)	HtM 0.363 *** (0.088)	HtM 0.314 ** (0.128)	HtM 0.301 *** (0.094)	HtM 0.350 *** (0.103)	HtM 0.210 * (0.111)	HtM 0.164 (0.154)	HtM 0.359 *** (0.091)

被説明変数： 厳密な非耐久財支出対数値

	パネルA'		パネルB'		パネルC'		パネルD'		パネルE'	
	Zeldes(1989)	Zeldes(1989)	non-housing wealth	lower age	lower income	lower liquid asset	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)	Parker et al.(2013)
	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM
Kaplan, Violante, and Weidner(2014)	N-HtM 0.083 ** (0.033)	HtM 0.114 (0.089)	N-HtM 0.086 * (0.045)	HtM 0.082 ** (0.041)	N-HtM 0.043 (0.043)	HtM 0.134 *** (0.046)	N-HtM 0.107 *** (0.041)	HtM 0.049 (0.050)	N-HtM 0.083 ** (0.040)	HtM 0.087 * (0.050)
	HtM 0.307 *** (0.098)	HtM 0.224 ** (0.103)	HtM -0.097 (0.151)	HtM 0.316 *** (0.076)	HtM 0.229 * (0.128)	HtM 0.296 *** (0.079)	HtM 0.389 *** (0.098)	HtM 0.164 (0.105)	HtM 0.066 (0.125)	HtM 0.314 *** (0.080)

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを示す。
カッコ内は標準誤差

表9 HitM 家計の割合に関するクロス表

	Zeldes(1989) total wealth		Zeldes(1989) non-housing wealth		Parker et al.(2013) lower age		Parker et al.(2013) lower income		Parker et al.(2013) lower liquid asset	
	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM	N-HtM	HtM
N-HtM	0.835	0.029	0.531	0.333	0.596	0.268	0.592	0.272	0.659	0.205
P-HtM	0.001	0.032	0.002	0.031	0.013	0.019	0.018	0.015	0.005	0.028
W-HtM	0.089	0.014	0.011	0.092	0.065	0.039	0.072	0.031	0.024	0.079
合計	0.925	0.075	0.544	0.456	0.674	0.326	0.682	0.318	0.688	0.312