



RIETI Discussion Paper Series 21-J-022

コロナ禍における現金給付の家計消費への影響

宇南山 卓
経済産業研究所

古村 典洋
京都大学経済研究所

服部 孝洋
東京大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<https://www.rieti.go.jp/jp/>

コロナ禍における現金給付の家計消費への影響*

宇南山 卓 (RIETI/京都大学経済研究所)

古村 典洋 (京都大学経済研究所)

服部 孝洋 (東京大学公共政策大学院)

要 旨

本稿では、2020年に実施された特別定額給付金に対する家計の限界消費性向を推定した。総務省の家計調査の都市別の公表データを用いて、市町村ごとの支給タイミングの差を使って特別定額給付金の影響を識別した。家計調査は、サンプル期間中を通じてGDP統計と統合的な動きをしており、信頼性が高いことを確認している。推定された限界消費性向は10%程度となった。この推定値は日本の現金給付を対象とした既存研究での限界消費性向と同程度であり、感染症流行下でも現金給付の家計消費への影響は通常時と大きくは異ならなかった。また、コロナへの感染リスクに応じて独自の基準で消費を分類し、内訳項目ごとの限界消費性向も計測した。その結果、比較的感染リスクが高いと考えられる「対面サービス消費」は増加しておらず、「自宅購入型消費」や「店舗購入型消費」が増加していた。特別定額給付金は感染リスクが高い消費を増やさなかったと言える。

キーワード : COVID-19, 特別定額給付金, 限界消費性向

JEL classification: D15, E21, E62, H31, R31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所での研究の成果の一部である。本稿の原案に対して、吉川洋教授（立正大学）、Cameron LaPoint 氏（イェール大学）、第15回若手経済学者のためのマクロ経済学コンファレンスの参加者から多くの有益なコメントを頂いた。松下佳菜子氏にはRAとしてデータの整理を支援していただいた。記して感謝したい。また、本研究の一部は科学研究費補助金（19H00591）の助成による研究の成果である。本稿で示される見解は、筆者個人のものであり、必ずしも所属する組織および経済産業研究所の見解とは一致しない。

1. はじめに

本稿では、2020年に実施された特別定額給付金に対する、家計の限界消費性向(Marginal Propensity to Consume: MPC)を計測した。特別定額給付金は、非ロックダウン下ではあるが新型コロナウイルス感染症(コロナ)が流行する中で実施されたものであり、家計消費へ及ぼす影響は必ずしも自明ではない。家計は感染リスクを恐れて消費を大きく増やさない可能性がある一方、コロナにより流動性制約下にある家計が大幅に増えていけば、消費を大きく増やすことも考えられた。家計が消費を増やせば、特別定額給付金は総額12兆円の大型政策であることから、その消費の内容によってはコロナの感染拡大につながる懸念もあった¹。こうした経済と感染のトレードオフが存在しうる状況で、特別定額給付金がどの程度、どのような財・サービスの消費に使われたかを把握することは、政策全体の評価をする際の第一歩であり、より一般に感染症が流行している状況での現金給付策の妥当性の評価にも資する。

本研究では、家計が特別定額給付金を受給するタイミングの違いを使って、特別定額給付金を「受け取った時点でのMPC」を計測する。特定の所得に対するMPCは、その所得を受け取った家計と受け取っていない家計が存在すれば、それらの消費の差を比較することで計測が可能である。しかし、特別定額給付金は全国民に支給されており、特別定額給付金を受け取っていない家計の消費は観察されない。一方で、特別定額給付金は受給資格者が市町村に申請することで受け取れるという手順となっているため、家計によって受け取るタイミングが異なる。それらの受け取りの時期が異なる家計の消費の差を計測することで特別定額給付金の「受け取った時点でのMPC」が計測できる。

この「受け取った時点でのMPC」は、特別定額給付金の消費への影響の一部ではある。たとえば、政府により特別定額給付金の支給がアナウンスされた時点で家計が消費を増加させていた場合、その変化は「受け取った時点でのMPC」では捉えられない。しかし、標準的な消費の決定理論であるライフサイクル理論によれば、特別定額給付金のように一回限りの一時的な所得変動をもたらすアナウンス時点での消費の変化は小さいとされ、実証

¹ 先行研究では、現金給付は消費者の健康を害する行動を誘発する可能性が指摘されている。具体的には、消費者は、何らかの所得を得、手元の流動性が高まった場合、飲酒や喫煙、薬物使用を増やすとの先行研究がある(Dobkin and Puller 2007; Evans and Moore 2011, 2012; Gross and Tobacman 2012; Andersson, Lundborg, and Vikström 2015)。このことを踏まえれば、特別定額給付金も外食等のコロナへの感染リスクの高さが指摘される消費行動を誘発することも可能性としてはありうる。

的にも減税や補助金の政策がアナウンスされた時点での消費の変化はほとんど観察されないことが知られている(Watanabe, Watanabe, and Watanabe, 2001)。一時的な所得変動で消費が大きく変化する主要な原因は流動性制約に直面した家計の行動であり、「受け取った時点での MPC」で消費への影響を評価することが標準となっている(Parker, Souleles, Johnson, and McClelland, 2013; Misra and Surico, 2014; Broda and Parker, 2014; Kaplan and Violante, 2014; Kueng, 2018; Baker, Bloom, Davis, Kost, Sammon, and Viratyosin, 2020; Coibion, Gorodnichenko, and Weber, 2020)。

MPC の推定には、総務省統計局の「家計調査」の公表データを用いた。家計調査は統計法で基幹統計に指定される、家計収支の最も重要な調査である。ここでは、マクロ消費の指標である GDP 統計の「家計最終消費支出」と比較することで信頼性の確認をしている。両統計は、サンプル期間中を通じて統合的な動きをしており、共に信頼性の高い情報源であることが確認できた。

ただし、単純に家計調査を用いて家計が実際に特別定額給付金を受給したタイミングの差を用いて MPC を計測すると、2つの計量経済学的な問題が発生する。第1に、特別定額給付金は家計調査では「特別収入」として記録されてことである。祝金や香典などを含む項目あり、特別定額給付金の変数としては測定誤差を含むデータとなる²。第2に、特別定額給付金の申請と消費との間に内生性が発生する可能性がある。たとえば、コロナの感染が拡大している局面では、在宅する可能性が高く申請書類を記入する時間が確保しやすいかもしれない。そうであれば、消費ができない時期により多くの特別定額給付金が受け取られることになり、MPC を過小に推定するバイアスを生む。

これら 2つの計量経済学的な問題に対処するために、市町村ごとの申請受付開始日の差に注目した。特別定額給付金自体は全国一律のものであるが、申請受付開始日は、行政事務能力に依存して市町村ごとに決まっていた。申請受付開始日には最大で 2 ヶ月程度の差があり、月次の家計調査でも観察可能なほどの受け取りタイミングの差が存在した。この申請受付開始日を特別収入の操作変数とし、操作変数法で MPC を推定した³。

推定された MPC は、ベースラインの結果で 11%で、推計期間や定式化を変えても結果は

² 2009 年の定額給付金時は、家計調査の特別集計にて定額給付金を独立した項目として記録していた。

³ 第3節および第4節で詳しく説明するとおり、家計調査は月次データであるため、申請受付開始日という日次の情報を月次に変換する必要がある。変換に当たっては、特別定額給付金の大部分が申請受付開始日の 2 週間後から 6 週間までに受給済みであること（第3節）を踏まえ、申請受付開始日の 2 週間後から 6 週間までの日数を各暦月の総日数（例：6 月であれば 30 日）で除したものを操作変数としている。

安定していた。この推定された MPC は、過去の日本の現金給付を分析対象とした既存研究の推定値と同程度である。例えば、1999 年に配布された地域振興券を分析した Hsieh, Shimizutani, and Hori (2010)では、推定 MPC は 10%~20%とされた。また、2009 年に実施された定額給付金を分析した内閣府 (2012)⁴では、受給当月の推定 MPC を 8%と報告している。この内閣府 (2012) の結果は、家計調査の個票データを用い、特別集計にて独立した項目で記録された定額給付金の情報により OLS にて推定して得たものである。給付額や給付方法等が異なるとはいえ、これらの既存研究と本研究の推定 MPC が同程度であったことは、感染症流行下でも現金給付に対する家計の反応は通常時と変わらなかったことを示す。

同じ 2020 年の特別定額給付金についても、すでにいくつかの研究がされている。Kaneda, Kubota, and Tanaka (2021)では、家計簿アプリである「マネーフォワード ME」で記録された家計収支情報を用い MPC を推定している。その結果は、消費の定義によって 6%~27%であったとしている。家計簿アプリデータは、家計調査と異なり、分析対象世帯が無作為抽出ではなく、消費支出を明白には把握できていないなどの問題がある。一方で、週次での観察が可能であり、サンプルサイズも 23 万アカウントと非常に大きいなどの利点もある。こうした異なる特徴のデータでも MPC が類似の水準で推定されたことは結果の信頼性を示す。それに対し、みずほ銀行の預金口座の出入金情報を用いて MPC を推定した Kubota, Onishi, and Toyama (2020)では、MPC をおおよそ 50%としていた。こちらは、280 万口座という大規模なデータを分析した結果であるが、特定の銀行口座での取引以外は把握できず、ATM による現金の引き出しと口座振替を消費の変数とみなすなど、消費のデータとしては不十分な点が多い。そのため、本研究との厳密な比較は困難と考える。

特別定額給付金に類似の政策は他国でも実施されているが、国際比較で見ると本研究の MPC はやや小さい。例えば、ロックダウン下の米国で実施された家計への現金給付について推定した先行研究 (Baker, Bloom, Davis, Kost, Sammon, and Viratyosin 2020, Coibion, Gorodnichenko, and Weber 2020)では、MPC は 25%~40%程度とされている。しかし、Kaplan and Violante (2014)でサーベイされているように、米国ではもともと消費刺激策の MPC が 25%程度とされている。このことを踏まえると、MPC が小さいことは、日本の家計行動の特徴である可能性が高い。

消費全体の MPC が 10%程度となったことは、特別定額給付金の支給総額である約 12 兆円のうち 1 兆 2000 億円程度が消費に供されたことを意味する。増加した消費の内容によっては、コロナの感染拡大にも影響を及ぼしていた可能性もある。そこで、消費の増加とコロ

⁴ 著者 (宇南山) を含む有識者研究会の意見を取り入れながら実施された研究である。

ナへの感染リスクの関係を考えるため、消費の内訳ごとの MPC も推定した。

家計調査では詳細な消費の内訳が利用可能であり、コロナへの感染リスクに対応するように独自に消費の内容を整理し、4つのカテゴリーに分類した。比較的感染リスクが高いとされる旅行や外食などの「対面サービス消費」、感染リスクが低いと考えられる光熱水道料や放送受信料などの「自宅購入型家計」、贈与金や仕送りなどの「移転支出消費」、それ以外の「店舗購入型消費」に消費を分類した。

消費全体におけるベースラインの推定方法と同様にして各分類についての MPC を計測した結果、店舗購入型消費へは約 8%、自宅購入型消費および移転支出消費には約 2%の支出があった一方、対面サービス消費には統計的に有意な変化はなかった。この結果は、特別定額給付金の使途として、家計は感染リスクを踏まえた選択をしていたことを示唆している。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節で特別定額給付金の概要と分析に用いた家計調査の性質について論じている。第 3 節は、推計の方法と想定される推計上の問題を議論している。第 4 節では、冪と回帰分析を用いて MPC を推定している。第 5 節は結論である。

2. 特別定額給付金制度とデータ

2.1 特別定額給付金の概要と政策評価の観点

政府は「新型コロナウイルス感染症緊急経済対策」（令和 2 年 4 月 20 日閣議決定）において、全国民に一人当たり 10 万円の現金を給付することを決定した。実際の事業は、総務省から自治体宛てに「特別定額給付金（仮称）事業に係る留意事項について」という事務連絡と「事業費補助金交付要綱」によって規定された。その中で、「一人当たり 10 万円の給付を行うこと」は市区町村が事業主体となる国の補助事業とされた。事務連絡内では仮称とされていたが、すべての市町村で「特別定額給付金」とよばれた。

給付事務は「法律又はこれに基づく政令の定めはないが、市町村が自主事業として行う自治事務に対して、国が事業費・事務費（人件費なし）を全額補助するもの」（大森, 2020）と整理された。実際の手続きでは、住民基本台帳に記録されている者がその属する世帯の世帯主を通じて申請をし、市町村は受給資格を確認した上で給付した。市区町村が支払った額を総務大臣が補助金として交付することになり、その補助金が同一という意味で全国一律の制度である。

各市区町村は「事業費補助金交付要項」に基づき実施要項をそれぞれに定めており、給付のタイミングは市町村によって異なる。その手続きにおける最も重要なスケジュールが給付申請受付開始日である。申請書類を返送する方式（郵送申請方式）とマイナンバーカード

を活用する電子申請方式が原則とされたが、市町村は郵送での申請受付開始日から 3 ヶ月以内に申請期限を設定することが求められていた。

最初に受付を開始したのは千葉県市川市であり、閣議決定の 1 週間後の 4 月 27 日に申請受付を開始した。市町村によっては、オンラインと郵送の申請受付時期を変えたりしており正確な比較は困難であるが、遅れた市町村では郵送申請受付開始が 6 月中旬になっている。

申請受付が開始された後は、どのようなタイミングで家計が特別定額給付金を受け取るかは家計の意思決定によって決められる。おおむね市区町村が申請を受け付けてから 2 週間程度で、原則的には銀行口座に振り込まれる形式で支給された⁵。

この特別定額給付金を支給する理由は、政策文書上で必ずしも明らかではない。閣議決定された緊急経済対策では、「生活の維持に必要な場合を除き、外出を自粛し、人と人との接触を最大限削減する必要がある。医療現場をはじめとして全国各地のあらゆる現場で取り組んでおられる方々への敬意と感謝の気持ちを持ち、人々が連帯して、一致団結し、見えざる敵との闘いという国難を克服しなければならない。」と説明し、このために「感染拡大防止に留意しつつ、簡素な仕組みで迅速かつ確実に家計への支援を行う」ことを目的としている。このようなあいまいな目的では、政策の総合的な評価は困難である。たとえば、「国難を克服」したかを検証することはほぼ不可能である。

一方で、緊急経済対策と合わせて公表された「新型コロナウイルス感染症緊急経済対策の経済効果試算」では、特別定額給付金の消費性向を仮定することで「消費喚起効果」を試算している。このことから、政策の目的の少なくとも一部は消費喚起であったと言える。

そこで、本研究では、特別定額給付金の評価の第一歩として MPC を計測することとした。もし消費喚起効果があった場合には、「外出を自粛し、人と人との接触を最大限削減する必要がある」にも関わらず、その消費の内容によっては、むしろコロナの感染拡大につながる懸念もあった。そのため、どのような財・サービスの消費に供されたかも測定する。

2.2 使用データとその妥当性

消費の最も包括的で信頼できる指標が、内閣府の国民経済計算(SNA)の一部として推計される「家計最終消費支出」である。GDP の最大の構成要素として位置づけられ、一国全体の経済活動と整合的に把握される。しかし、ここでの分析では、特別定額給付金が支給された家計とそれ以外の家計の消費の差に基づき MPC を計測するため、一国全体の消費を把握している家計最終消費支出では分析ができない。家計ごとの消費を観察するには、世帯ベ-

⁵ もっとも、もっと時間がかかった自治体も存在する。

スでの消費が観察可能なデータを利用する必要がある。

そこで、本研究では総務省統計局が実施・公表する家計調査を用いる。家計調査は、無作為に抽出された約 9,000 世帯の月次の家計収支を、家計簿を用いて調査している。家計調査は統計法に基づく基幹統計であり、家計収支に関する最も代表的な世帯調査である。消費者物価指数のウエイトの算出など様々な行政施策等でも広く利用されており、学術研究上でも幅広く使われている(Hsieh, Shimizutani, and Hori, 2010; Stephens and Unayama, 2011; 2012; 2015; 2019; Hori and Shimizutani, 2012; Cashin and Unayama, 2016)。

一方、消費は把握の難しい経済指標として知られており、家計調査で把握される消費の系列についてもさまざまな問題が知られている(宇南山, 2015; 宇南山・米田, 2018)。家計調査で把握する消費の系列が不完全なものであれば、その結果に基づく分析も無効となる。そこで、家計調査の妥当性を評価するために、まず SNA と家計調査の消費の動向を比較する。

図 1 は、SNA の「家計最終消費支出」と家計調査で最も包括的な消費の指標である「消費支出」の動向を示している。実質化や季節調整の手法の影響を避けるため、名目の季節調整前の原系列を使った。また、家計調査は単身世帯を含む総世帯での結果を使っている。安倍政権の発足直後の 2013 年以降を示しており、SNA 統計に合わせて四半期データとしている。参考に、2014 年 4 月と 2019 年 10 月の 2 回の消費税率の引上げ時点を点線で示した。

この比較のために、家計調査の消費支出は労働力調査で把握される四半期ごとの「総世帯数」を乗じて、日本全体の消費に換算している。家計調査では世帯あたりの消費が捉えられているが、日本では世帯数は増加傾向である一方、単身世帯の増加などにより家計の規模は縮小している。労働力調査で推計された世帯数は 2013 年の 5210 万世帯から 2020 年の 5524 万世帯と約 6%増加しており、SNA と比較するには、一国ベースへの換算が不可欠である。

この図から、家計調査の結果が SNA と比べ大幅に低い水準であることが分かる。2019 年までの平均では SNA が 73 兆円（年換算 292 兆円）に対し家計調査は 40 兆円（同 160 兆円）である。家計最終消費支出には家計簿では記録されない帰属家賃（年額約 50 兆円）が含まれるなど概念の差があるが、そうした差では説明できない大きさの乖離となっている。

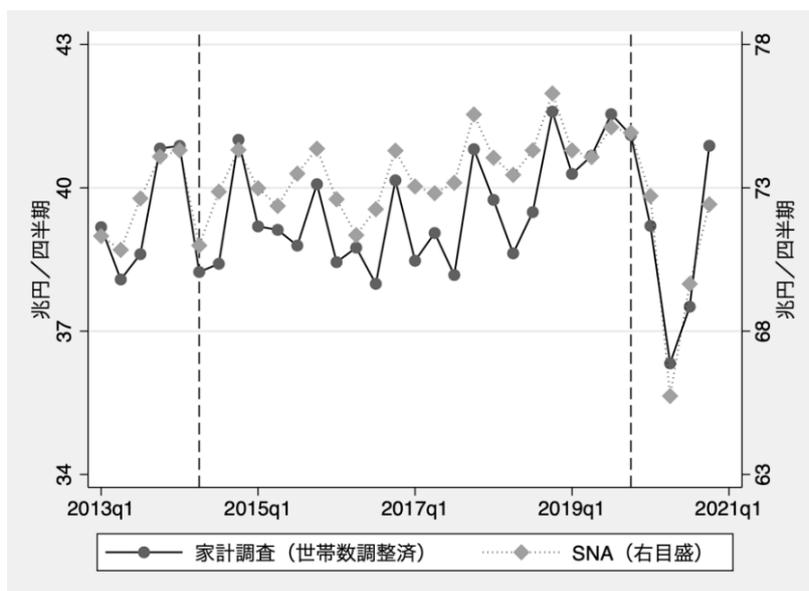
世帯調査で把握した消費に世帯数をかけてもマクロ消費よりも大幅に低くなるという傾向は、各国でも観察されており良く知られている⁶。その原因はまだ解明されておらず、両統計の整合性が完全に確認できていないわけではない。しかし、本研究の目的である MPC の計測においては、消費の変化が正しく把握されていれば問題はないため、家計調査の信頼性

⁶ たとえば、米国については、Battistin (2003), Laitner and Silverman (2005), Heathcote, Perri, and Violante (2010)を参照。

が確認できたと考える。

消費の変化に注目すれば、どちらもアベノミクス前期の 2013 年から 2016 年まではほぼ横ばいで、2017 年前後から 2019 年まで緩やかに増加傾向である。季節変動の大きさは家計調査が若干大きい。毎年第 4 四半期の消費水準が高いことは一致している。また、2 回の消費税率の引き上げ前後には類似のかけこみ需要と反動減の動向も観察されている。

図 1 家計調査と SNA の消費動向



分析対象となる 2020 年については、コロナウイルス感染拡大が始まって以降、どちらの統計で見ても消費は大幅に低下している。国内での感染が確認された第 1 四半期で既に落ち込みは発生しているが、最初の緊急事態宣言が出された第 2 四半期が落ち込みのピークとなっている。通常の季節変動と比べても、消費税引上げ前後のかけこみ需要・反動減と比べても、大幅な落ち込みである。2019 年第 4 四半期と 2020 年第 2 四半期を比較して家計調査では 12%減、SNA では 13%減とほぼ同様の落ち込みとなっている。一方で、この消費の落ち込みは第 3 四半期、第 4 四半期と急激に解消しつつある。

アベノミクス期について世帯数を調整した家計調査が SNA と「変化」については整合的になることは Hausman, Unayama, and Wieland (2019)でも確認されていたが、コロナウイルス感染拡大期という特殊な時期でも整合性が確認できたといえる。すなわち、定額給付金による消費の変化を家計調査で分析することでマクロ的な評価ができる。

2.3 家計調査における特別定額給付金の情報：「特別収入」

家計調査の消費のデータには一定の信頼性があることが確認できたため、ここでは説明変数である特別定額給付金についてみる。家計調査においては、特別定額給付金のみを記載する収入項目が存在しない。2009年に支給された「定額給付金」については、特別集計によって定額給付金を独立した項目として記録されていたが、今回の特別定額給付金は「特別収入」と呼ばれる収入項目の内数として記録されている。そのため家計の特別定額給付金の正確な受給金額は正確には把握できない。

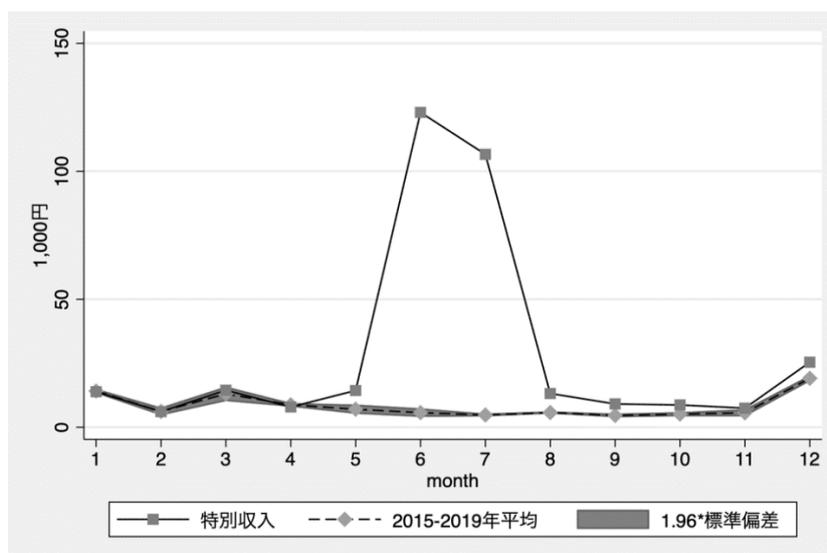
特別収入とは「定期性または再現性のない特別な収入」と定義され、「祝金・香典・示談金など」が例示される項目であり、通常時は金額が少ない項目である。一方、特別定額給付金は一人当たり10万円と高額であり、通常時と比較することで受給を特定できる。

図2は、実際の特別収入の動向を示したものである。横軸は暦月であり縦軸が月ごとの特別収入額である。ここでは、特別定額給付金の受給を識別するために、例年（2015-2019年の平均）と2020年を比較している。例年の特別収入には、暦月ごとの標準偏差を用いて、95%の信頼区間も示している。

特別収入は、例年であれば月1万円程度の収入であり、家計収入の3%程度のマイナーな項目であることが確認できる。一方、2020年の推移をみると、4月までは例年と同じ水準を維持しているが、それ以降8月頃まで高い水準となっている。特に、6・7月は10万円を超える水準を記録している。

この2020年6・7月のジャンプは特別定額給付金の支給タイミングと一致している。総務省の公表している特別定額給付金の支給実績によれば、6月5日時点で支給済みだったのは3.9兆円（支給総額の30.2%）であったが、6月26日時点では9.12兆円（同72%）の支給が完了し、7月31日時点では12.3兆円（同97%）まで支給済みとなっていた。

図2 家計調査における特別定額給付金：特別収入



また、図 2 では例年を上回る金額が 5 月から 8 月までの合計で 28 万円程度となっている。これは家計単位での収入であり、平均世帯人員数が 2.9 人であることと合わせて考えると、特別定額給付金が一人当たり 10 万円給付されたことと整合的である。

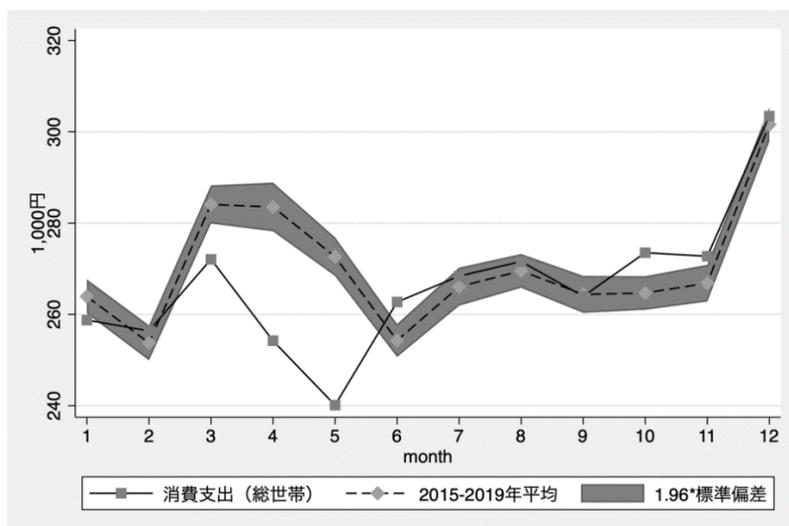
つまり、家計調査の特別収入を用いることで、一定の「計測誤差」を含みつつも特別定額給付金の受け取りはある程度正確に把握できる。また、実際の支給は 6・7 月を中心として 5 月から 8 月頃まで断続的な受け取りが観察される。第 3 節で説明するとおり、本研究では、この特別定額給付金の受給タイミングの差を用いて MPC を識別する。

2.4 家計調査で見る 2020 年の消費の動向

この特別収入の動向から、もし特別定額給付金が消費に影響を与えているのであれば、6・7 月に大きな消費の変化が見られるはずである。そこで、実際の分析に先立ち、この家計調査の時系列データで観察される消費の動向から MPC に相当する影響を考察する。

図 3 では、特別収入と同じ方法で、各月の 2015～2019 年の平均家計消費額と 2020 年の月ごとの消費を示した。2019 年 10 月には消費税率が引き上げられており、その前後には大きな駆け込み需要と反動減が観察されているため、単純な前年同月の消費と比較するのではなく、「例年」との比較をしている。また、消費は強い季節性を持つことが知られており、各月の季節性を考慮するために、月ごとの消費を比較している。2020 年の消費が、例年の平均周りの信頼区間内であれば、その月の消費は「例年並み」だったと見なせる。

図3 消費全体の動向



この図によれば、2020年の消費は、3月～5月、特に緊急事態宣言下にあった4・5月に低い水準に落ち込んだことが示される。その後、6月には例年よりも若干高い水準まで急回復し、7月以降も概ね例年並みか若干高い水準で推移している。季節性のパターンも10月を除けば例年通りとなっている。

ここで特に関心があるのは、特別定額給付金の多くが支給された6・7月の消費水準である。6月は信頼区間から外れており、例年と比較してやや高い水準となっている。その一方、同程度の受給があったはずの7月には、消費は概ね例年並みとなっている。このことから、特別定額給付金は、少なくとも一定の消費引き上げ効果はあったように見える。しかし、その程度については、5月から6月にかけての変動の解釈次第で、消費の時系列の動向からだけでは明白なことは言えない。

2.5 消費の内訳でみる行動変容

SNA 統計に対して家計調査を使うことのメリットは、マクロ的な環境が同じで給付金の支給状況が異なる家計の消費を観察できるだけでなく、消費の内訳に関する詳細な情報が利用できることである。家計調査では、支出の内容を約500品目に分類しており、目的に応じたカテゴリー分類が可能である。

ここでは、コロナへの感染リスクに沿うよう独自に品目を再構成した。具体的には、消費を1) 対面サービス消費、2) 移転支出消費、3) 自宅購入型消費、4) 店舗購入型消費、の

4つのカテゴリーに分類した⁷。この消費の内訳ごとに特別定額給付金の影響を見ることで、家計の感染拡大への回避行動の有無を観察できる。

「対面サービス消費」とは、外食・旅行・介護サービスなど、人との接触が不可避なタイプの消費であり、最も感染リスクが高いと考えられる。家計調査にも公式の分類として財・サービス分類が存在しているが、そこでサービスに分類される品目の中には、人との接触を必要としないものも含まれている。例えば、インターネット接続料、放送受信料、家賃地代等である。それらのサービスと光熱・水道料等の財消費を加えたものが「自宅購入型消費」である。こちらの感染リスクは最も低いと考えられる。

同じ特別定額給付金の効果を計測した Kaneda, Kubota, and Tanaka (2021)でも、消費の内訳が分類されて分析されており、外食などの「サービス」のカテゴリーが作られている。ここでの対面サービスと比較すると、旅行、教育、保険サービスなどが含まれている点では共通しているが、家計簿アプリでの定義は不明であるため、どこまで感染リスクに応じた分離ができていないかは分からない。ここでは「自宅購入型消費」が定義できている点で、感染リスクとの対応はかなり正確なものとなっている。

この2つのカテゴリーと、SNAでは消費に分類されない贈与金や仕送りなどの家計間の所得移転である「移転支出消費」を除いたものが「店舗購入型消費」である。店舗で購入する際に最低限の人との接触を必要とする消費とも考えられるが、家計調査では購入方法による分類がなされていないため、オンラインでの購入を含むことには注意が必要である。

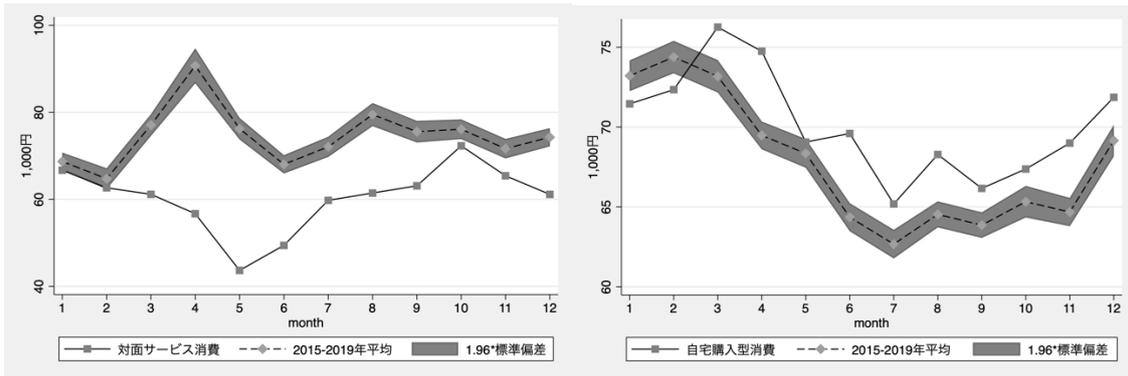
図4では、これら4つのカテゴリーごとに2020年の消費動向を示している。パネルAの対面サービス消費は3月から大幅な減少が始まり、例年であれば大幅に増加する4月にむしろ減少しており5月にボトムとなっている。例年と比較した4・5月の落ち込み幅は4万円程度、消費全体の落ち込みと同程度である。緊急事態宣言が解除され特別定額給付金の支給された6・7月以降、例年との差は縮小しているが、年末まで低い水準が維持されている。

図4 消費の内訳ごとの動向

A. 対面サービス消費

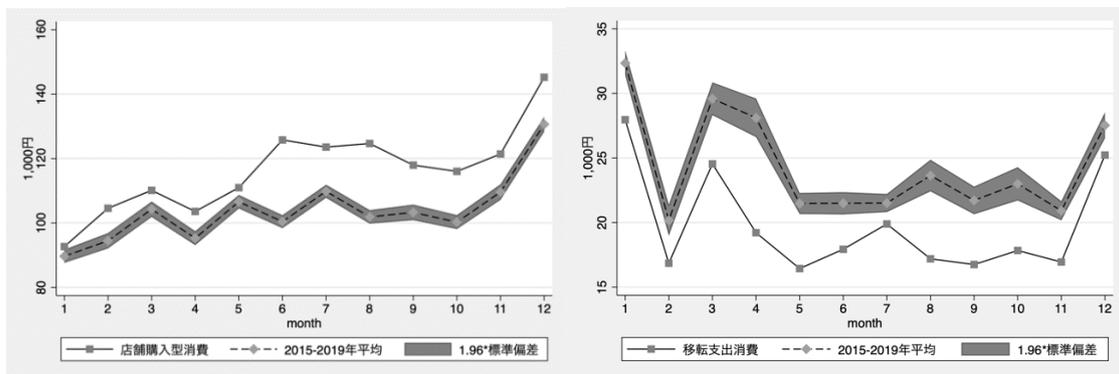
B. 自宅購入型消費

⁷ 各カテゴリーに含まれるすべての分類・品目のリストは、補論Aに示している。



C. 店舗購入型消費

D. 移転支出消費



この対面サービスの消費とは対照的に、B. 自宅購入型消費と C. 店舗購入型消費はむしろ例年を上回る水準となっている。このことは、コロナ禍では対面サービス及び移転支出消費から自宅購入型消費・店舗購入型消費への持続的な代替が起きていることを示す。前節では3~5月を除き消費全体の動向が概ね例年並みであることを確認したが、その背後ではカテゴリー間の持続的な代替がある。自宅購入型消費・店舗購入型消費いずれのカテゴリーも、季節パターンも例年とそれほど大きく変わらない。コロナの影響で消費水準は高いが、季節性は同一と考えられる。

自宅購入型消費・店舗購入型消費いずれのカテゴリーとも、例年であれば消費の落ち込む6月には消費が増加しており、その一部は特別定額給付金の影響であると推察される。その一方、同程度の支給があったはずの7月に、店舗購入型消費は例年の季節性ではプラスになるはずがむしろ消費が落ちており、自宅購入型消費も6月との差で見れば例年の季節性以上に大幅に落ちている。

結局、緊急事態宣言下を除き、2020年を通じて消費全体が例年並みとなっており、その背景として対面サービス消費及び移転支出消費が低い水準となる一方、自宅購入型消費・店舗購入型消費が高い水準になっていること、すなわちカテゴリー間で持続的な代替が起

ていることは確認された。しかし、消費全体と同様に、特別定額給付金の各消費分類への影響も必ずしも明らかではない。

3. 特別定額給付金の効果の識別と支給タイミングの差

3.1 特別定額給付金を「受け取った時点での MPC」

特別定額給付金は全国民に支給されており、特別定額給付金を受け取っていない家計の消費は観察されない。一方で、特別定額給付金は受給資格者が市町村に申請することで受け取れるという手順であるため、家計によって受け取るタイミングが異なる。それらの受け取りの時期が異なる家計の消費を比較することで特別定額給付金の「受け取った時点での MPC」が計測できる。

家計調査は、個票レベルのマイクロデータを用いれば、家計ごとの特別定額給付金の受け取り時期も消費も観察可能である。しかし、家計調査の個票データは統計法第 33 条に基づき利用する必要があり、データの入手まで時間がかかる。また以下で述べるように、家計ごとの受け取りのタイミングの差は基本的に市町村ごとの申請事務の差を反映しており、市町村ごとのデータが観察できれば MPC がある程度正確に識別可能である。

そこで、本研究では、家計調査の市町村レベルの公表データを用いる。また、できる限り市町村ごとの支給のタイミングの差を観察するために、月次データを用いる。家計調査では 168 市町村を層別抽出して調査しているが、公表データでは都道府県庁所在市および政令指定都市のみ都市別の結果が公表される。ここでは、47 都道府県庁所在市と県庁所在市以外の政令指定都市（川崎・浜松・新潟・堺・北九州・熊本）の合計 53 市のデータを用いた。また、月次のデータが利用可能なのは二人以上の世帯の結果であり、単身世帯は分析対象外となった。

「受け取った時点での MPC」を計測することで現金給付の消費への影響を計測することは、先行研究でも標準的な評価方法である(Parker, Souleles, Johnson, and McClelland, 2013; Misra and Surico, 2014; Broda and Parker, 2014; Kaplan and Violante, 2014; Kueng, 2018; Baker, Bloom, Davis, Kost, Sammon, and Viratyosin, 2020; Coibion, Gorodnichenko, and Weber, 2020)。流動性制約に直面している場合や限定合理的な行動をとっている場合には、現金を受け取った瞬間に消費が変化することが指摘されており、「受け取った時点での MPC」で現金給付の影響が把握可能である。

ただし、標準的な消費の決定理論であるライフサイクル理論によれば、この「受け取った時点での MPC」は現金給付の影響の一部ではある。合理的で流動性制約に直面していない

家計は、政府が特別定額給付金の支給をアナウンスした時点で消費を増加させる。アナウンスと同時に支給しない限り、この効果は「受け取った時点での MPC」では捉えられない。しかし、アナウンス時点での消費の変化は現金給付による生涯所得の増加率と等しいはずであり、特別定額給付金のように一回限りの現金給付がもたらす変化は小さい。実証的にも、減税や補助金の政策がアナウンスされた時点での消費の変化はほとんど観察されないことが知られている(Watanabe, Watanabe, and Watanabe, 2001)。その意味で「受け取った時点での MPC」を計測すれば、現金給付の消費への影響の大部分は把握可能である。

3.2 推計モデルと内生性

家計調査の都市別データを用いて、オイラー方程式に基づく過剰反応テストと同様に、受け取った時点での MPC を計測する。具体的には、以下のような回帰モデルを推計する。

$$\Delta Consumption_{i,t} = \alpha + \beta \cdot CashTransfer_{i,t} + Controls_{i,t} \cdot \delta + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

ここで、 $\Delta Consumption_{i,t}$ は、2020 年 t 月の都市 i における家計の消費額と 2015 年から 2019 年の t 月の都市 i における平均消費額の差である。つまり、図 3 で図示した 2 本の線の乖離幅を都市ごとに計算したものに相当する。 $CashTransfer_{i,t}$ は、2020 年 t 月の都市 i における家計の特別収入の変化である。上述の消費額の処理と併せ、都市・月ごとの過去 5 年（2015-2019 年）の家計の特別収入からの乖離を特別収入の変化とし、これを特別定額給付金の受給額の代理変数としている。 $Controls_{i,t}$ は家計属性の影響をコントロールする変数のベクトルであり、具体的には世帯人員数と持家率の（対例年の）変化、都市固定効果である。ある都市でコロナの感染状況が悪く消費水準が 2020 年を通じて低ければ、この都市の固定効果でコントロールされる。

月次データの場合、こうした推計にあたり、対前月の変化を用いることが多いが、すでに見たように、特別定額給付金の大きな部分が支給された 2020 年 6 月の前月、前々月には緊急事態宣言が発令されており、消費が通常と大きく異なる動きをしていた。そのため、対前月の変化を被説明変数とすれば、標準誤差が大きくなり正確な推定の妨げになる。ここでは緊急事態宣言の影響が 6 月の消費の推計に影響を与えないように、都市・月ごとの過去 5 年（2015-2019 年）の家計の消費額からの乖離を消費の変化と定義している。

この主たる説明変数 $CashTransfer_{i,t}$ の係数 β が、関心のあるパラメータであり、特別定額給付金を 1 円受け取った時に消費に供される割合、すなわち MPC を表している。特別定額

給付金が「予期された所得変動」とみなせば、この推計式を過剰反応テストとみなすことができ、予期された所得の変動には消費は反応しないはずであり、 β は0になる。

一方で、拡張されたライフサイクル理論では、 β が厳密に正になる。特に、先行研究で強調されているのは、流動性制約下にある家計の存在であり、マクロ的な MPC である β は「流動性制約下にある家計の割合」になる (Kaplan and Violante 2014)。また、家計が合理的に消費を決定するのにコストがかかるため、限定合理的に行動する場合にも β は正になることも知られている (Caballero 1992; Browning and Collado 2001; Kueng 2018)。特別定額給付金のように生涯所得からすれば非常に小さければ、実際に所得変動があった時点でまとめて消費に回すということもありうる。

つまり、ここでの回帰モデルでの β は、理論的にはゼロにも厳密に正にもなる可能性がある。しかも、 β が正となる場合には、流動性制約や限定合理性など複数の原因が考えられる。ここでの回帰モデルでは、単純なライフサイクル理論が成立するかは確認できるが、もし β が正になった場合には、その理由については説明できない。

この推計式の説明変数 $CashTransfer_{i,t}$ は、2つの理由により誤差項 $\epsilon_{i,t}$ と相関を持つ可能性がある。説明変数と誤差項に相関が生じれば、回帰式 (1) を最小二乗法 (OLS) によって推定したパラメータ β はバイアスを持つ。ただし、この説明変数と誤差項の相関がもたらすバイアスは、MPC の推定値を過大にするか過小にするかは明らかではない。

この内生性が発生する理由の第 1 は、家計調査では特別定額給付金を独立した項目として把握できないことである。上でも述べたように、特別定額給付金の受け取りは特別収入として把握され、祝金や香典などの収入とプールされる。これは、 $CashTransfer_{i,t}$ が特別定額給付金の効果を計測する観点からは「測定誤差」を含む変数であることを意味する。特別定額給付金以外の特別収入がランダムに発生するのであれば、クラシカルな測定誤差がある場合と同じであり、 β は attenuation bias (絶対値でゼロに近づくバイアス) を持つ。もしその他の特別収入の発生と消費が同時に起きるような場合 (結婚祝いをもらうときには、結婚式をしており消費総額が大きくなるようなケース) であれば、逆に β は過大に推定される。

理由の第 2 は、特別定額給付金の受け取り時期は申請を通じて家計が決めていることである。たとえば、コロナウイルスの感染が拡大している局面では、在宅する可能性が高く申請書類を記入する時間が確保しやすいかもしれない。一方で、感染拡大期には消費は抑制される可能性が高い。つまり、消費水準が低い時期により多くの特別定額給付金が受け取られる可能性がある。この場合には、OLS による β の推定値は MPC を過小推計する。

この問題は、特別定額給付金が特別集計されていたとしても発生する。米国の減税政策で

も、申請手続きが内生的であることは古くから指摘されており（Souleles, 1999）、支給時期をランダムにすることでバイアスを修正する試みなどもされている（Johnson, Paker, and Souleles, 2006）。しかし、今回の特別定額給付金では、支払い時期は家計の申請に基づいており、内生性の問題を避けられない。

3.3 特別定額給付金の受給と申請受付開始のタイミング

この測定誤差・内生性の問題を解決するために、回帰モデルを操作変数法によって推定する。計量経済学的には、説明変数である特別収入 $CashTransfer_{i,t}$ と相関を持ち、なおかつ誤差項 $\epsilon_{i,t}$ とは相関を持たない変数を操作変数とする必要がある。すでに、家計調査で特別定額給付金の支給時期に差があることを確認しているが、このタイミングの差を説明でき、祝金や香典などの収入と関係なく、家計の自発的な申請行動とも関係を持たない変数が必要となる。

ここでは、その操作変数として、市町村ごとの給付申請受付開始日の情報を用いる。上でも述べたように、家計が自ら申請書を提出すると、各都市は受給資格の確認などをした上で、申請書受付後おおむね 2 週間後に給付金を口座振替等で支払う。家計は最短でも居住する都市の申請受付開始日の約 2 週間後までは支給を受けられないのである。もし多くの家計が、申請受付開始直後に給付申請をしているとすれば、市町村ごとの受付開始日と実際の給付のタイミングは高い相関を持つことになる⁸。一方で、この受付開始日は自治体ごとの申請受け方針や事務処理能力の違いに基づき市町村の都合で決められる、家計にとって外生的な要因である。消費の動向とほとんど相関を持たないし、祝金や香典などがやりとりとも相関がないと想定できる。

こうした背景から、市町村ごとの申請受付開始日の情報は、特別収入 $CashTransfer_{i,t}$ との相関を持ち、回帰式（1）の誤差項との相関がない変数と考えられる。総務省は特別定額給付金の申請期限を市町村別にまとめて公表しており、3 ヶ月さかのぼることで申請受付開始日を知ることができる⁹。つまり、MPC を計測する上での、実行可能であり、なおかつ性質の良い操作変数となっている。

ただし、特別収入は月次の変数であるため、日別のデータである申請受付開始日を月次の変数に変換する必要がある。そのために、まず申請受付開始後の 2 週間後から 6 週間後までの 28 日間を「受け取り期間」と定義し、その上で都市（ i ）別に「受け取り期間に含まれ

⁸ 申請は受付開始後 3 ヶ月間に限定されているが、その期間中であれば任意のタイミングで申請が可能であり、受付開始日と実際の給付が相関を持たない可能性もある。

⁹ https://www.soumu.go.jp/menu_seisaku/gyoumukanri_sonota/covid-19/kyufukin.html

る日数」が、暦月（ t ）の総日数に占める割合を示す変数を $PayPeriod_{i,t}$ と定義する。

多くの家計が居住都市の申請受付開始日を知っており、「受け取り期間」に受給する家計の割合が高ければ、申請受付が開始されてすぐに申請手続きしていることになり、特別定額給付金の支給タイミングが申請受付開始日に左右される。 $PayPeriod_{i,t}$ と特別定額給付金の受給額の間接的な関係を見ることで、市町村の事務的な要因による外性的な受給額の変動を捉えることができる。

図5 「Pay Period」のイメージ

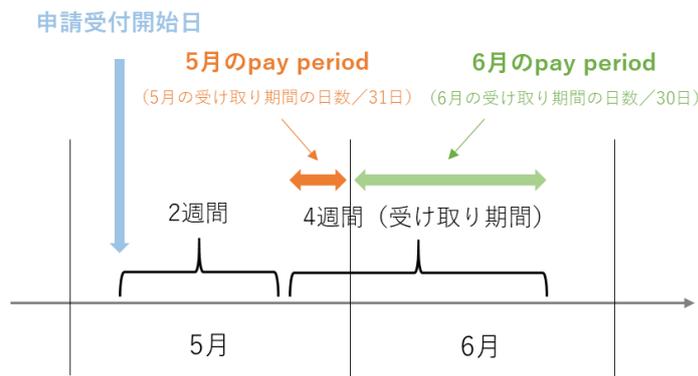


図5は $PayPeriod_{i,t}$ のイメージを示したものである。たとえば、都市 i では5月7日に申請受付が開始されたとすると、その2週間後の5月21日から6週間後の6月17日が都市 i の「受け取り期間」になり、この期間に含まれる各暦月の日数は5月が11日（5月21日から5月31日まで）、6月が17日（6月1日から6月17日）である。都市 i の5月の $PayPeriod_{i,t}$ は0.35（11日/31日）、6月の $PayPeriod_{i,t}$ は0.57（17日/30日）となる。

図6では、家計調査で観察可能な各都市の $PayPeriod_{i,t}$ の月別の分布を示した。家計調査で観察可能な都市のうちで最速で申請受付を開始したのは盛岡市であり、5月11日に申請受付を開始している。大部分の都市は5月下旬に受付を開始しており、6月中旬から「受け取り期間」に入ったため、6月の $PayPeriod_{i,t}$ が0.5を少し上回る水準となり7月の $PayPeriod_{i,t}$ が0.5を少し下回る水準となっている。つまり、 $PayPeriod_{i,t}$ は6・7月に集中して分布していることが確認される。

これは前節で確認した特別定額給付金の受給タイミングが6・7月に集中していたという事実と整合的である。つまり、特別定額給付金の受給は、実際に都市ごとの申請受付開始日の違いによって規定されていることを示唆している。

さらに、この $PayPeriod_{i,t}$ で表現される支給受付開始日によって、実際の特別定額給付金の受給状況が強い影響を受けていることを確認するため、2020年5・6・7月の都市別のデ

ータを用いて $PayPeriod_{i,t}$ と都市別の一人当たりの特別収入をプロットしたものが図7である。

図6 「受け取り期間」の都市別・月別の分布

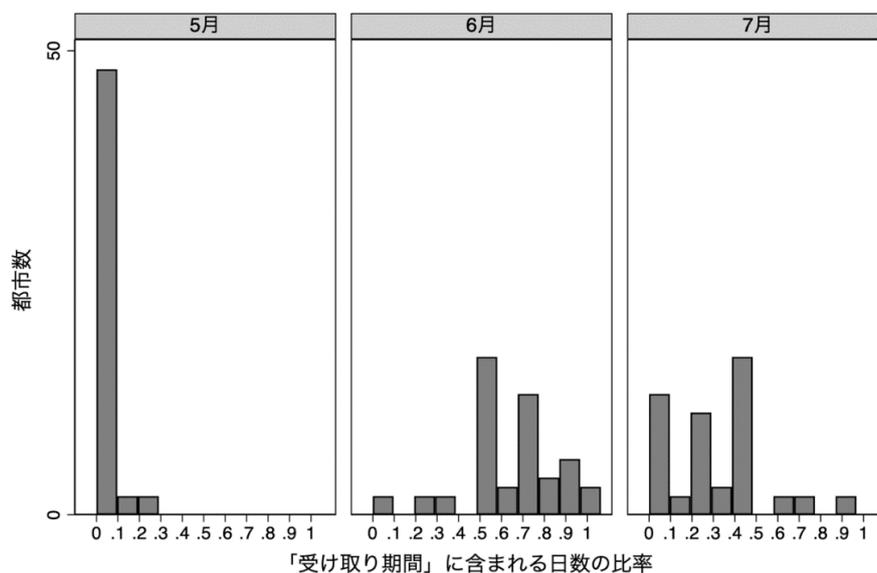
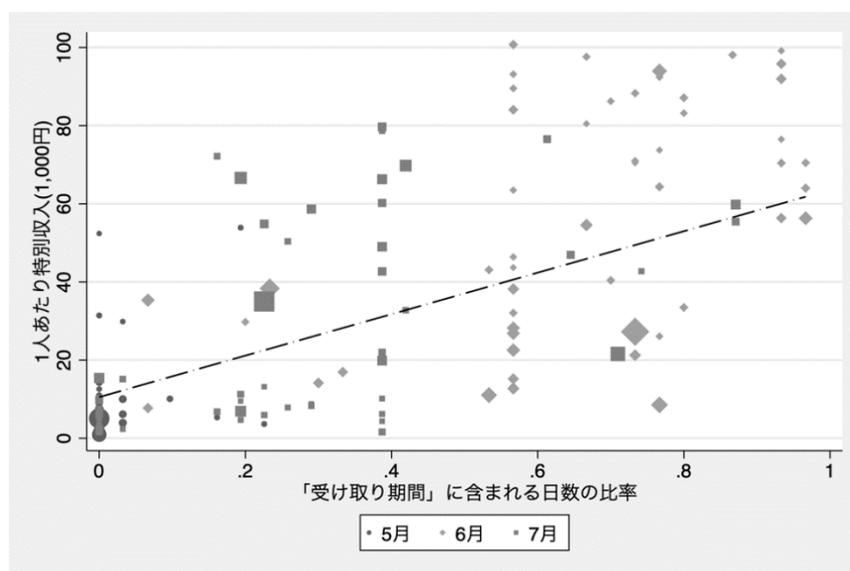


図7 「受け取り期間」の比率と特別収入



この図から、特別収入と申請受付開始日の違いを示す $PayPeriod_{i,t}$ と実際の受給金額が強い正の相関があり、申請受付開始日の差という事務的な要因が給付金の受給タイミングの差を規定していたことが分かる。また、 $PayPeriod_{i,t}$ が 1 に近い範囲で一人当たり特別収

入が10万円弱となっており、我々の想定通り、申請受付開始日の2週間後から6週間後の「受け取り期間」に特別定額給付金の大部分が受け取られている。これは、 $PayPeriod_{i,t}$ が $CashTransfer_{i,t}$ に対する操作変数として有効であること示す。

この変数を用いて、第1段階として、下の回帰式(2)によって都市別・月別の特別収入の変化を操作変数である $PayPeriod_{i,t}$ に回帰する。その推定結果のあてはめ値を使い、第2段階として回帰式(1)を推定する。

$$CashTransfer_{i,t} = a + b PayPeriod_{i,t} + Controls_{i,t} \cdot \delta + e_{i,t}, \quad (2)$$

計量経済学的には、操作変数 $PayPeriod_{i,t}$ は説明変数 $CashTransfer_{i,t}$ と相関を持ち、誤差項 $e_{i,t}$ とは相関を持たないものである必要がある。すでに図5で確認したように、申請受付開始後の「受け取り期間」の情報は特別収入の変動を説明することができる。つまり、都市別の申請受付開始日に基づく $PayPeriod_{i,t}$ は MPC を計測する上での良い操作変数となっている。

4. 推定されたMPC

4.1 都市別データによる特別定額給付金の影響の推計

ここでは、都市別の支給タイミングの違いによる MPC の計測のイメージを明確にするために、特別定額給付金の申請受付開始が相対的に早かった都市と相対的に遅かった都市との2つのグループに分け消費の動向を比較する。申請受付開始の差は、日単位で発生しているが、まず申請受付開始日の平均が5月25日より前の都市と25日以後の都市に2分して比較をする。この2つのグループの都市数はおおむね同じであり、首都圏・関西圏でも両グループに分かれるなど都市の属性も類似している。

それぞれのグループの、2020年各暦月の対例年での消費水準を示したのが図8である(実線が前者、破線が後者)。両グループとも4・5月の消費は例年に比べ3万円程度少なく、6月には例年よりも若干高い水準まで急回復し、7・8月は概ね例年並みの消費水準であることは共通している。4・5月の消費が低かったという現象は全国共通であり、時系列データの分析で見たように、緊急事態宣言のために落ち込んだとの見方と整合的である。同様に、申請受付開始のタイミングが異なるにも関わらず両グループで共通して6月に消費が急速に回復しており、この変化の大部分が緊急事態宣言の解除の影響と考えられる。

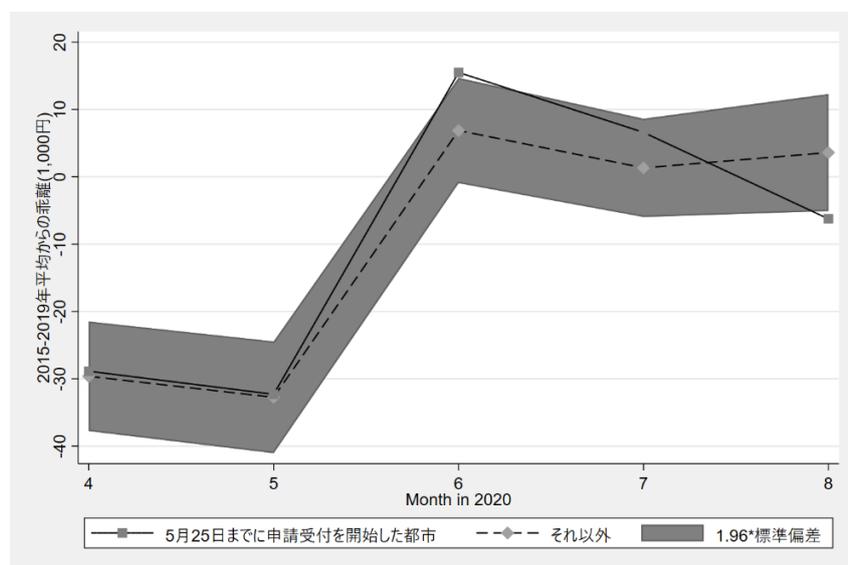
申請受付開始が相対的に早かったグループは、遅かったグループに比べて6月の家計消

費の増加が大きく、その後緩やかに低下していく傾向が見られる。申請受付開始が遅かったグループでは6月から8月まで消費水準が維持されている。この傾向は特別定額給付金により消費が増えたというストーリーと整合的である。

このクロスセクション比較から、大まかにではあるが、特別定額給付金にかかる MPC の目安を把握することが出来る。申請受付開始が相対的に早かったグループの6月の特別収入が21.0万円であるのに対し遅かったグループは10.6万円であった。一方、両グループの家計消費額の差（図8における6月の両グループの差に相当）は0.9万円である。MPCはその比率であり、10%程度（ $8.7\% = 0.9 \div 10.4$ ）と考えられる。

また、この考察は逆に5月から6月の消費の急速な回復の大部分は緊急事態宣言の解除が原因であることを示す。申請受付開始が遅かったグループは、5月から6月で特別収入が9.4万円増えているため、上述の MPC の目安を基にすれば、特別定額給付金によってもたらされた5月から6月の消費の増加は0.8万円（ $9.4 \text{万円} \times 8.7\%$ ）程度である。しかし、実際には、5月は緊急事態宣言により例年よりも3.3万円だけ消費額が少なかったが、6月には例年よりも0.7万円消費額が多くなっており、5月から6月で消費額は4.0万円増えている。これは、緊急事態宣言の解除は消費水準を例年並みへ戻す効果を、特別定額給付金は例年を若干上回る水準へ引き上げる効果を持っていたことを意味する。

図8 申請受付開始時期と消費



これらのことは別の簡単な計算からも確認出来る。仮に5月から6月の消費の急速な回復がもっぱら特別定額給付金によるものであれば、両グループの消費の差ははるかに大き

くなるはずである。具体的には、申請受付開始が相対的に遅かったグループは、前述のとおり5月から6月で特別収入が9.4万円増え、消費額は4.0万円増えている。もしこの消費増が全て特別定額給付金の効果ならば、MPCは43%となる。これが真のMPCであれば、申請受付開始が相対的に早かったグループの特別収入は同期間で18.3万円増えているので、消費は7.8万円（18.3万円×43%）増えるはずである。しかし、実際には、4.8万円の増加にとどまっており、観察されたデータと矛盾する。

4.2 推定結果

Table 1は、第1段階として回帰式(2)を推定した結果である。列(1)では、2020年1月から12月までのデータを用いて、外性変数である $Controls_{i,t}$ と $PayPeriod_{i,t}$ のみで特別収入に回帰した結果である。推定された係数は188.25となっており、申請受付開始日の2週間後から6週間後までの4週間で平均的に18.8万円の特別定額給付金が受け取られたことを示す。これは、特別定額給付金を受給するタイミングの違いの大部分が申請受付開始日の違いという事務的な要因によって決まっていたことを意味する。統計的に見ても、 $PayPeriod_{i,t}$ の係数は1%の水準で有意な結果を示しており信頼できる結果である。

Table 1: 特別定額給付金とPay Period: 第1段階の推計

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Pay Period	188.25*** (17.856)	180.43*** (19.636)	178.81*** (20.410)	123.80*** (47.021)	186.91*** (22.262)
L.Pay Period		52.32*** (17.277)	53.87*** (18.193)	11.84 (16.737)	60.06* (30.950)
L2.Pay Period			-8.85 (6.162)		
D.世帯人員	9.54 (18.034)	9.48 (15.807)	11.25 (16.287)	6.27 (15.578)	136.02 (144.026)
D.持家率	0.40 (0.387)	0.26 (0.352)	0.31 (0.345)	0.23 (0.324)	-0.30 (2.260)
サンプル期間	Jan-Dec	Jan-Dec	Jan-Dec	Jan-Dec	Jun-Aug
観測数	624	624	624	624	156

b coefficients; Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

列 (2) および (3) は、 $PayPeriod_{i,t}$ のラグを入れたものである。1 次のラグ変数の係数は 50 程度、2 次のラグは統計的に有意にはゼロと異なることから、申請受付開始日から 10 週間程度で 23 万円程度の受け取りがあった。世帯人員が 2.9 人であることから、特別定額給付金の 70% 程度は申請受付開始後の 10 週間の受け取り期間で受給されたことになる。列 (4) は、月次ダミーを入れたものである。特別定額給付金受給の一部が 6 月ダミー及び 7 月ダミーに吸収された結果、 $PayPeriod_{i,t}$ の係数の推定値は小さくなっている。列 (5) は、緊急事態宣言が解除されており特別定額給付金の大部分が支給された 6 月から 8 月のみにサンプルを絞った結果である。列 (1) から列 (3) までの結果とは変わらない。

Table 2 は、第 2 段階の回帰式 (1) を推定した結果である。列 (1) では操作変数法ではなく、OLS で推定した結果である。この結果によれば、特別収入の係数は 0.076、すなわち MPC が 7.6% という結果である。標準誤差は 0.017 と精度は高い推定となっている。

Table 2: 特別定額給付金に対する MPC

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
特別定額給付金	0.076*** (0.017)	0.114*** (0.025)	0.112*** (0.027)	0.091 (0.100)	0.076** (0.037)
L.特別定額給付金			0.004 (0.037)		
D.世帯人員	70.319*** (23.427)	69.407*** (23.514)	69.364*** (23.461)	50.611*** (16.962)	121.689*** (46.098)
D.持家率	0.807 (0.791)	0.755 (0.795)	0.754 (0.796)	0.800 (0.650)	1.704 (1.056)
推計手法	OLS	IV	IV	IV	IV
Weak IV F-stat		111.3	19.5	3.7	22.3
サンプル期間	Jan-Dec	Jan-Dec	Jan-Dec	Jan-Dec	Jun-Aug
観測数	624	624	624	624	156

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

それに対し、列 (2) は $PayPeriod_{i,t}$ とその 1 次のラグによる操作変数法での推定結果である。MPC は 11.4% であり、OLS による推定よりもやや大きな値を示している。この差は、測定誤差や申請日の内生性を排除したことで生まれた結果と言えるが、具体的な理由に分解することはできない。たとえば、測定誤差が主たる理由であれば、操作変数法を使うことで attenuation bias を除外できたことが理由と考えられる。

列 (3)では説明変数に特別収入の1次のラグを入れたケースの結果を示している。受給月の MPC の推定値はほとんど変化せず、11%程度のままである。1次のラグ、すなわち受給月の翌月の係数の推定値は非常に小さく、また統計的にも有意ではない。つまり、特別定額給付金の消費への影響は受給月に集中していると考えられる。

列 (4) は、時点効果をコントロールするために月次ダミーを追加した結果である。推定値は列 (2) 及び列 (3) の結果と概ね同程度であり、MPC は 10%程度であることを更に裏付ける結果である。また、時点効果はさほど大きくないことも分かる。ただし、推定値の標準誤差は非常に大きくなっている。月次ダミーの追加は、MPC を識別するにあたって各月における都市間の特別定額給付金支給タイミングのバリエーションに依拠することを意味する。図6で見た通りそのバリエーションの大半は6・7月に集中している。時点効果をコントロールしつつ標準誤差の小さい推定値を得るためには、より大きなバリエーションが必要であったと言える。

ここまでは、2020年1月から12月のデータを用いていたが、緊急事態宣言下になく、特別定額給付金の大部分が支給された2020年6月から8月の期間にデータを絞った推定結果が最後の列(5)である。その結果、MPC は 7.6%と、その他の結果よりもやや小さくなった。この差には緊急事態宣言下にあった一方で特別定額給付金の受給も始まっていた5月を除いた影響と思われる。

以上の回帰分析から、特別定額給付金の MPC は、やや幅を持って見る必要があるが、概ね 10%程度であると結論付けられる。この推定された MPC は、過去の日本の現金給付を分析対象とした既存研究の推定値と同程度の大きさである。Hsieh, Shimizutani, and Hori (2010) では、1999年に配布された地域振興券を分析し、MPC は 10%~20%とした。また、内閣府 (2012) では、2009年に実施された定額給付金に対する受給月の MPC を 8%、他の月の分も合わせた累計で MPC を 25%としている。この内閣府 (2012) の結果は、家計調査の個票データを用い、特別集計にて独立した項目で記録された定額給付金の情報により OLS で推定したものである。さらに、今回の特別定額給付金について、家計簿アプリ「マネーフォワード ME」で記録された家計収支情報を用いて MPC を推定した Kaneda, Kubota, and Tanaka (2021)では、消費の定義によって 6%~27%であったとしている。家計簿アプリデータは、家計調査と異なり、分析対象世帯が無作為抽出ではなく、消費支出を明白には把握できていないなどの問題がある。一方で、週次での観察が可能であり、サンプルサイズも 23 万アカウントと非常に大きいなどの利点もある。こうした異なる特徴のデータでも MPC が類似の水準で推定されたことは、一時的な現金給付の 10~20%が消費されることは、日本の家計

の安定的な性質であることを示す。

また、この MPC の大きさから、予期された所得変動である特別定額給付金の受け取りが消費を変化させる原因は流動性制約に直面する家計の存在であると考えられる。上で述べたように、先行研究で指摘された消費が同時点の所得に反応する理由として、流動性制約と限定合理性が指摘されているが、もし流動性制約が原因であればマクロ的な MPC は流動性制約に直面する家計の割合になる(Kaplan and Violante, 2014)。日本で流動性制約に直面する世帯の割合を計算した Hara, Unayama, and Weidner (2016) によれば、その比率は約 13% であり、ここでの MPC と極めて近い。流動性制約以外の要因でも消費が増加するとすれば、MPC はこの比率よりも大きくなるはずである。

残念ながら、ここでのデータは市町村単位のデータであるため、流動性制約の影響は計測できない。しかし、マイクロデータを用いた Hsieh, Shimizutani, and Hori (2010)、内閣府(2012)、Kaneda, Kubota, and Tanaka (2021)いずれの研究でも流動性制約家計がより強く現金給付に反応していることを示している。この点を考慮すれば、消費刺激が政策目的であるならば、流動性制約に直面する家計のみをターゲットにしても、全国一律の給付と同等の成果があったと考えられる。

4.3 消費の内訳別の MPC

前節のベースラインの推定結果によれば、受取後 1 か月で特別定額給付金の約 10% は消費された。この追加的な消費は経済活動を活発させ、新型コロナウイルス感染症の感染を拡大させる可能性が想定される。そのリスクを評価するために、家計がどのような財・サービスを消費したかについても観察する。その手法は、消費支出を財・サービスの種類ごとに分類した上で、消費総額と同様に上の回帰式 (1) を操作変数法で推定することである。

すでに図 4 でみたように、家計調査では感染リスクに応じた消費の分類の再構成が可能であり、再構成されたカテゴリーごとに 2020 年の消費動向は大きく異なっていた。ここでは、各カテゴリーに特別定額給付金がどのような影響を与えたかを観察する。

Table 3 は、消費の内訳ごとの MPC の推定結果である。列(1)から(4)まで順に、店舗購入型消費、自宅購入型消費、対面サービス消費、移転支出消費の結果である。ここでは 1 月から 12 月のサンプルを使ったものであり、世帯人員および持家率をコントロールしている。ここでは線形の推定をしているため、各カテゴリーの MPC を合計すれば消費全体の MPC と等しくなる。

Table 3: 特別定額給付金に対する MPC：感染リスク別

	(1)	(2)	(3)	(4)
	店舗購入型消費	自宅購入型消費	対面サービス	家計間移転
特別定額給付金	0.083*** (0.029)	0.022*** (0.005)	-0.022 (0.019)	0.017*** (0.005)
Weak IV F-stat	111.3	111.3	111.3	111.3
サンプル期間	Jan-Dec	Jan-Dec	Jan-Dec	Jan-Dec
観測数	624	624	624	624

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

列(1)によれば、店舗購入型消費の MPC は 8.3%と消費全体の増加の殆どを説明できることが分かる。続いて、自宅購入型消費が 2.4%となっており、この2つのカテゴリーの合計だけで 10.7%となっている。移転支出消費も、MPC は 1.8%と小さいが、正であり統計的にも有意に増加している。こうしたカテゴリーと異なり、対面サービス消費は統計的に有意な結果になっておらず、点推定もマイナスとなっている。このことは、家計が現金給付に対し感染リスクを考慮して消費を選択していたことを示唆する。コロナの感染拡大の観点からいえば、この対面サービス消費が最もリスクの高いカテゴリーであり、これが増加していないのであれば、特別定額給付金は感染リスクを極端に上げるような効果は持たなかったと推察される。

今回の特別定額給付金の分析をしている Kaneda, Kubota, and Tanaka (2021)でも消費の内訳が分類されて分析されており、彼らの結果では対面サービスの消費も増加しているとされた。しかし、家計簿アプリでの定義の詳細は不明であるため、その原因については特定できない。ただし、家計調査の公表データを使うことで、全家計の支出を統一的に分類している点、内訳の定義が明示できる透明性の点で、本研究の結果には少なくとも一定の意義があると考えられる。

5. 結論

新型コロナウイルス感染症による経済と感染のトレードオフが存在しうる状況で、実際に特別定額給付金が、どの程度、どのような財・サービスに支出されたかを把握することは、今般の特別定額給付金全体の評価をする際の第一歩であり、将来、再度感染症が流行してしまった場合における現金給付策の判断にも資する。

本稿では、家計調査の公表データを用い、市町村の行政事務上の理由により家計が特別定

額給付金を受給するタイミングに差が生じたことを活用して、家計が特別定額給付金のうち消費に供した割合である MPC を推定した。その結果、MPC は概ね 10% であることが分かった。この推定 MPC の大きさは、過去の日本の現金給付にかかる既存研究と同程度の大きさであった。このことは、感染症流行下でも、現金給付の家計消費への影響は他の状況下でのものと大きくは異ならなかった可能性を示唆している。

本研究では、都市別のデータを使ったため、世帯属性別の消費行動の違いなどは分析することができなかった。家計調査を用いて、家計属性別に消費行動を分析するには、個票レベルでの分析が必要となるため、今後の課題としたい。

今回の MPC の推計値から消費を増加させたのは、流動性制約に直面した家計であると考えられる。流動性制約が原因であればマクロ的な MPC は流動性制約に直面する家計の割合になるが、日本で流動性制約に直面する世帯の割合は 13% 程度であり (Hara, Unayama, and Weidner, 2016) ここでの MPC の推定値と極めて近い。流動性制約以外の要因でも消費が増加するとすれば、MPC はより大きくなるはずである。現金給付に反応したのが流動性制約家計だけならば、全国一律の給付とせずとも流動性制約に直面する家計のみをターゲットにしても同等の消費の増加があったと考えられる。今回の政策の目的は必ずしも消費刺激とはされていないが、消費刺激策をするのであれば一律給付は正当化できないことを示唆する。

家計調査では詳細な消費の内訳が利用可能であることから、新型コロナウイルス感染症にかかる感染リスクとの関係が異なるように項目を整理し、どのような財・サービスに支出されたかも測定した。その結果、比較的感染リスクが高いと考えられる「対面サービス消費」は増加しておらず、「自宅購入型消費」や「店舗購入型消費」が増加していたことが分かった。このことは、家計が感染リスクを踏まえて消費をしたことを示唆しており、この観点から、特別定額給付金がコロナの感染拡大リスクを大きく上げるような効果はなかった。

References

- [1]. Andersson, E., P. Lundborg, & J. Vikström (2015): “Income receipt and mortality—Evidence from Swedish public sector employees,” *Journal of Public Economics*:131, 21-32.
- [2]. Baker, S., N. Bloom, S. Davis, K. Kost, M. Sammon, & T. Viratyosin (2020): “The Unprecedented Stock Market Reaction to COVID-19,” *The Review of Asset Pricing Studies*, 10(4): 742-758.
- [3]. Battistin, E (2003): “Errors in survey reports of consumption expenditures,” Institute for Fiscal Studies working paper.
- [4]. Browning, M., & D. Collado (2001): “The response of expenditures to anticipated income changes: panel data estimates,” *American Economic Review*, 91(3): 681-692.
- [5]. Broda, C. & J. Parker (2014): “The Economic Stimulus Payments of 2008 and the Aggregate Demand for Consumption,” *Journal of Monetary Economics*, 68: S20-S36.
- [6]. Caballero, R. (1992): “Near-rationality, heterogeneity and aggregate consumption,” National Bureau of Economic Research, No. w4035.
- [7]. Cashin, D. & T. Unayama (2016): “Measuring Intertemporal Substitution in Consumption: Evidence from a VAT Increase in Japan,” *Review of Economics and Statistics*, 98 (2): 285-297.
- [8]. Coibion, O., Y. Gorodnichenko, & M. Weber (2020): “How Did U.S. Households Use their Stimulus Payments?” Working Paper.
- [9]. Dobkin, C., & S. Puller (2007): “The effects of government transfers on monthly cycles in drug abuse, hospitalization and mortality,” *Journal of Public Economics*, 91(11-12): 2137-2157.
- [10]. Evans, W., & T. Moore (2011): “The short-term mortality consequences of income receipt,” *Journal of Public Economics*, 95(11-12): 1410-1424.
- [11]. Evans, W., & T. Moore (2012): “Liquidity, economic activity, and mortality,” *Review of Economics and Statistics*, 94(2): 400-418.

- [12]. Gross, T., & J. Tobacman (2014): “Dangerous liquidity and the demand for health care evidence from the 2008 stimulus payments,” *Journal of Human Resources*, 49(2): 424-445.
- [13]. Hara, R., T. Unayama, & J. Weidner (2016): “The Wealthy Hand to Mouth in Japan,” *Economics Letters*, 141: 52-54.
- [14]. Hausman, J., T. Unayama, & J. Weidner (2019): “Abenomics, the Housing Market, and Consumption,” *Keizai Bunseki*, 200: 37-62.
- [15]. Heathcote, J., F. Perri. & G. Violante (2010): “Unequal we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006,” *Review of Economic Dynamics*, 13(1): 15-51.
- [16]. Hori, M. & S. Shimizutani (2012): “Do Households Smooth Expenditure Over Anticipated Income Changes? Evidence from Bonus Payments to Public Employees in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(3): 405-433.
- [17]. Hsieh, C., S. Shimizutani, & M. Hori (2010): “Did Japan’s Shopping Coupon Program Increase Spending,” *Journal of Public Economics*, 94: 523-529.
- [18]. Johnson, D., J. Parker, & N. Souleles (2006): “Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001,” *American Economic Review*, 96(5): 1589-1610.
- [19]. Kaneda, M., S. Kubota, & S. Tanaka (2021): “Who Spent Their COVID-19 Stimulus Payment? Evidence from Personal Finance Software in Japan,” *Covid Economics*: 1-29.
- [20]. Kaplan, G., & G. Violante, (2014): “A Model of the Consumption Response to Fiscal Stimulus Payments,” *Econometrica*, 82(4): 1199-1239.
- [21]. Kubota, S., K. Onishi, & Y. Toyama (2020): “Consumption responses to COVID-19 payments: Evidence from a natural experiment and bank account data,” Working Paper.
- [22]. Kueng, L. (2018): “Excess Sensitivity of High-Income Consumers,” *Quarterly Journal of Economics*, 133(4): 1693-1751.
- [23]. Laitner, J, & D. Silverman (2005): “Estimating Life-Cycle Parameters from Consumption

Behavior at Retirement,” NBER Working Paper No. w11163.

[24]. Misra, K. & P. Surico (2014): “Consumption, Income Changes, and Heterogeneity: Evidence from Two Fiscal Stimulus Programs,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(4): 84-106.

[25]. Parker, J., N. Souleles, D. Johnson, & R. McClelland (2013): “Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008,” *American Economic Review*, 103(6): 2530-2553.

[26]. Souleles, N (1999): “The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds,” *American Economic Review*, 89(4): 947-958.

[27]. Stephens Jr., M. & T. Unayama (2011): “The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(4): 86-118.

[28]. Stephens Jr., M. & T. Unayama (2012): “The Impact of Retirement on Household Consumption in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(1): 62-83.

[29]. Stephens Jr., M. & T. Unayama (2015): “Child Benefit Payments and Household Wealth Accumulation,” *Japanese Economic Review*, 66(4): 447-465.

[30]. Stephens Jr., M. & T. Unayama (2019): “Estimating the Impacts of Program Benefits: Using Instrumental Variables with Underreported and Imputed Data,” *Review of Economic Statistics*, 101(3): 468-475.

[31]. Watanabe, K., T. Watanabe, & T. Watanabe (2001): “Tax Policy and Consumer Spending: Evidence from Japanese Fiscal Experiments,” *Journal of International Economics*, 53(2): 261-281.

[32]. 宇南山卓 (2015) 「消費関連統計の比較」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 122 号, 59-79.

[33]. 宇南山卓・米田泰隆 (2018) 「日本の「家計調査」と「国民経済計算(SNA)」における家計貯蓄率の乖離 —1994 年から 2015 年における日本の家計貯蓄率低下要因—」『フィ

ナンシャル・レビュー, 第 134 号, 191-205.

[34]. 大森彌 (2020) 「『特別定額給付金給付』はどういう事務か」全国町村会『町村週報』
(第 3125 号 令和 2 年 7 月 6 日: <https://www.zck.or.jp/site/column-article/20345.html>)

[35]. 内閣府 (2012) 「定額給付金は家計消費にどのような影響を及ぼしたのか」政策課題分析シリーズ 8(<https://www5.cao.go.jp/keizai3/2011/04seisakukadai08-0.pdf>)

補論 A： 消費の内訳のカテゴリー

対面サービス消費	<p> 外食・畳替え・給排水関係工事費・外壁塀等工事費・植木庭手入れ代・他の工事費・家事サービス・洗濯代・他の被服関連サービス・保健医療サービス・交通・他の駐車場借料・レンタカーカーシェアリング料金・他の自動車等関連サービス・他の駐車場借料・授業料等・補習教育・動物病院代・他のペット関連サービス・教養娯楽用品修理代・宿泊料・パック旅行費・月謝類・ゴルフプレー料金・スポーツ観覧料・スポーツクラブ使用料・映画演劇等入場料・文化施設入場料・他の入場ゲーム代・遊園地入場乗物代・諸会費・教養娯楽賃借料・他の教養娯楽サービスのその他・理美容サービス・身の回り用品関連サービス・信仰祭祀費・介護サービス・保育費用・婚礼関係費・葬儀関係費・つきあい費 </p>
移転支出消費	<p> 寄付金・信仰祭祀費・こづかい使途不明・贈与金・仕送り金 </p>
自宅購入型消費	<p> 家賃地代・光熱水道・火災地震保険料・自動車保険料自賠責・自動車保険料任意・通信・新聞・放送受信料・ケーブルテレビ放送受信料・他の放送受信料・インターネット接続料・医療保険料・他の非貯蓄型保険料・住宅関係負担費・他の負担費 </p>
店舗購入型消費	<p> 上記以外すべて </p>