

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第3回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

金融政策ショックに対する消費支出の異質的反応

加納 怜、高橋 淳

2022年3月31日

DP2021-012

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7783/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2022

【第3回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

金融政策ショックに対する消費支出の異質的反応

加納 怜、高橋 淳

PDRC Keio DP2021-012

2022年3月31日

JEL Classification: E21; E43; E52

キーワード: 家計消費の異質性; 金融政策ショック; 代替効果; 所得効果

【要旨】

本論文では、金融政策ショックに対する消費の異質的反応について、「日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）」を用いて検証した。本論文のリサーチクエスションは、「外生的な（事前には予想されなかった）利子率の変化に対して、家計消費の反応は家計間で同質的なのか？」である。この問いに答えるため、本論文ではまず、経済の外生的な変化として、金融政策の外生的な変化（金融政策ショック）を識別した。そのうえで、識別された金融政策ショックに対して家計消費がどのように反応したのかを分析した。本論文の発見は、金融政策ショックは家計消費に異質的な反応を引き起こしていた点である。第一に、負債を抱える家計は、金利が上昇するような金融政策ショックが生じると足もとの消費を有意に減少させていた。この発見は、金利を引き上げる（下げる）ことで足もとの消費を抑制（刺激）することを狙った金融政策、つまり異時点間の消費の代替効果を狙った金融政策が奏功していることが示唆された。第二に、金融資産を多く保有する家計にとって、金利が上昇するような金融政策ショックは消費を有意に増加させていた。この発見は、金利が上昇すると消費をむしろ増やす家計が存在する、つまり所得効果が代替効果より優勢となる家計が存在することを示唆している。本研究の結果は、マクロ経済政策としての金融政策が家計間に異質的な影響を与えている可能性を示唆するものである。

加納 怜

横浜市立大学 国際総合科学部

高橋 淳

横浜市立大学 国際総合科学部

謝辞：本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを提供して頂いた。

目次

1	はじめに	3
2	理論分析：金融政策はどのように消費に影響を与えるのか	4
2.1	2 期間モデル	4
2.2	貯蓄をする消費者の金利変化と所得効果・代替効果	6
2.3	借入をする消費者の金利変化と所得効果・代替効果	6
3	データ	7
3.1	Consensus Forecast	7
3.2	JHPS	8
4	金融政策ショックの識別	8
4.1	専門家予測を用いた金融政策ショックの識別	8
4.2	金融政策ショックがマクロ経済変数に与える影響	11
5	マクロショックに対するマイクロデータの反応	13
5.1	推計式	13
5.2	推計結果	14
5.2.1	推計結果（全標本）	14
5.2.2	推計結果（負債を有する個人）	14
5.2.3	推計結果（3,000 万円以上の有価証券を保有する個人）	15
5.3	考察	16
6	結論	17

表目次

1	基本統計量：家計の1か月ごとの支出（単位：円）	20
2	基本統計量：金融政策ショック	20
3	推計結果：金融政策ショックが家計消費に与える影響（全標本）	21
4	推計結果：金融政策ショックが家計消費に与える影響（ローンあり）	22
5	推計結果：金融政策ショックが家計消費に与える影響（有価証券）	23

目次

1	実質利子率の上昇の効果 (貯蓄ありの消費者)	24
2	実質利子率の上昇の効果 (借入をする消費者)	25
3	識別された金融政策ショック (ϵ) の時系列推移	26
4	引き締め的な金融政策ショック ($\hat{\epsilon}: 1\%$) に対する経済成長率 (上段) とインフ レ率 (下段) の反応: Local projection を用いたインパルス応答関数 (Jordà, 2005)	27
5	家計の利子所得の推移 (出典: 内閣府)	28

1 はじめに

本研究の目的は、金融政策ショックが家計の消費に与える影響を明らかにすることである。これまでマクロ経済学で発展してきたモデルは代表的個人を仮定したモデルであった。しかし近年、家計の異質性を考慮に入れたニューケインジアンモデル、すなわち Heterogeneous Agent New Keynesian (HANK) モデルが目覚ましい発展を遂げている。しかし理論的な分析は進展を見せる一方で、異質的な家計が経済ショックに対してどのような反応を示すのかに関する実証的な研究はほとんど蓄積されていない。

金融政策ショックに対する家計消費の異質的な反応を分析した実証研究は、数例にとどまっている (Cloyne et al., 2020; Holm et al., 2021)。Cloyne et al. (2020) は、米国と英国のデータを用いて、金利が下がると、住宅ローンを持つ家計は支出を大幅に増加させる一方で、住宅ローンがない家計は消費を変化させないことを報告している。Holm et al. (2021) は、ノルウェーを対象とし、ノルウェーの行政データを用いて金融政策の効果を検証した。その結果、金融政策は家計の消費に影響を与えており、特に流動性資産分布の上位に位置する家計は金融引き締めに対して消費を増加させることを報告している。このように金融政策ショックが家計消費に与える異質的影響に関する実証研究はほとんど存在しない。また日本のデータを用いた研究はこれまで報告されていない。

日本で研究の蓄積が進まない理由は、以下の二点である。第一に、ゼロ金利政策のもとで金融政策ショックを識別することが困難だからである。ゼロ金利政策の下で金融政策ショックを識別するためには、従来の時系列分析の手法を用いたシンプルな識別手法ではない新しい識別手法の活用が必須である。第二に、消費パネルデータが少ないことである。特に同一個人を長期にわたって調査した消費パネルデータは限られている。この二点が日本で金融政策ショックが家計消費に与える異質的な影響が分析されない背景である。

このような背景のもとで、本論文では、金融政策ショックに対する消費の異質的な反応について、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて検証した。本論文のリサーチクエスションは、「外生的な (事前には予想されなかった) 利子率の変化に対して、家計消費の反応は家計間で同質的なのか？」である。この問いに答えるため、本論文ではまず、経済の外生的な変化として、金融政策の外生的な変化 (金融政策ショック) を識別した。そのうえで、「日本家計パネル調査 (以下、JHPS/KHPS)」を用いて、識別された金融政策ショックに対

して個々の家計（マイクロデータ）がどのような反応をするのか分析を行った。さらに、負債（ローン）を保有している家計と3,000万円以上の有価証券を保有している家計がそれぞれどのような反応をするのか追加分析を行った。

本論文では、金融政策ショックは家計消費に異質的な反応を引き起こしていることを実証した。第一に、負債を抱える家計は、金利が上昇するような金融政策ショックが生じると足もとの消費を有意に減少させていた。この発見は、金利を引き上げる（下げる）ことで足もとの消費を抑制（刺激）することを狙った金融政策、つまり異時点間の消費の代替効果を狙った金融政策が奏功していることが示唆された。第二に、金融資産を多く保有する家計にとって、金利が上昇するような金融政策ショックは消費を有意に増加させていた。この発見は、金利が上昇すると消費をむしろ増やす家計が存在する、つまり所得効果が代替効果より優勢となる家計が存在することを示唆している。本研究の結果は、マクロ経済政策としての金融政策が家計間に異質的な影響を与えている可能性を示唆するものである。

本論文の構成は以下のとおりである。2章では、金融政策ショックの波及メカニズムについて理論的に整理する。3章では、本論文で使用したデータを紹介する。4章では、金融政策ショックを識別する手法について説明し、5章では、識別されたショックに対して家計が消費行動をどのように変化させるのか、分析の際の推計式と推計結果をまとめる。最後に、6章で本論文の結論と考察を述べる。

2 理論分析：金融政策はどのように消費に影響を与えるのか

2.1 2期間モデル

金融政策はどのように消費に影響を与えるのか。まずは2期間モデルで消費者の異時点間の消費配分の決定について考える。

家計は2期間（1期と2期）のみを生き、次の世代に遺産を残さないと仮定する。このとき消費者は2期間の効用の和を最大化するように消費配分を決定する。

$$\max_{c_1, c_2} u(c_1) + \beta u(c_2)$$

ここで β は割引因子である。

消費者は次のような予算制約のもとで効用を最大化するように消費配分を決定する。

$$Y_1 = p_1 c_1 + s, \quad a_2 = a_1 + s$$

$$Y_2 + a_2(1 + i) = p_2 c_2$$

Y_t 、 p_t 、 c_t 、 a_t 、 i 、 r はそれぞれ t 期における所得、財・サービスの価格、消費量、資産、名目利子率、実質利子率を表す。消費者はこれらの予算制約のもと、消費すると効用を得るが、消費をせず貯蓄した場合は利子を受け取る。

家計の意思決定は以下の通りである。家計はまず1期目に所得 (Y_1) を財の購入と貯蓄に振り分ける。2期目には、2期目に受け取った所得と (Y_2)、2期目に持ち越した資産からの利子と資産を取り崩して消費を行う。2期目では、次世代に遺産を残さない。したがって貯蓄は行わず、所得と保有する資産のすべてを消費にまわす。1期目と2期目の予算制約式を一つにまとめると、以下のように書ける。

$$\frac{p_2 c_2}{1 + i} = \frac{y_2}{1 + i} + a_1 + s$$

s を消去すると次のように書ける。

$$p_1 c_1 + \frac{p_2 c_2}{1 + i} = a_1 + y_1 + \frac{y_2}{1 + i} \quad (1)$$

この式 (1) は名目値で表した異時点間の予算制約を表す。左辺は生涯消費の割引現在価値を意味し、右辺は生涯所得の割引現在価値を意味している。

この異時点間の予算制約を実質値で表現する。 t 期における資産の実質値を \bar{a}_t 、 t の実質所得を \bar{y}_1 、 \bar{y}_2 と書く。フィッシャー方程式を用いて式 (1) を変形すると次のように書ける。

$$c_1 + \frac{c_2}{1 + r} = a_1 + \bar{y}_1 + \frac{\bar{y}_2}{1 + r} \quad (2)$$

式 (2) は実質値で表した異時点間の予算制約を表す。家計は、左辺が意味する実質ベースの生涯消費が最大となるように消費配分を決定する。

この予算制約式のもと、最大化問題の1階条件は次のように書ける。

$$u'(c_1) = E_t [\beta(1 + r)u'(c_2)] \quad (3)$$

これが消費のオイラー方程式である。この消費のオイラー方程式は実質利子率の変化に対して消費がどのように反応するのかに関する理論的な示唆を与えてくれる。次節以降で、実質利子率が変化した場合に消費の異時点間の配分がどのように変化しうるのかを考察する。

2.2 貯蓄をする消費者の金利変化と所得効果・代替効果

消費のオイラー方程式 (3) は異時点間の消費の配分についてどのような含意をもたらすであろうか。2 期間モデルにおける貯蓄を行う消費者の実質利子率の変化と代替効果・所得効果を用いて考える。図 1 は貯蓄を行う家計のケースである。実質利子率 r_1 から r_2 に上昇すると、予算制約線は点 E を起点に回転する。実質利子率の上昇により予算制約線と無差別曲線の交点は点 A から点 B へとシフトする。代替効果、所得効果を測るために新しい予算制約線と平行かつ、最初の無差別曲線と接する予算制約線 FG を引く。点 A から点 D への移動は代替効果、点 D から点 B への移動は所得効果を表している。所得効果が発現した場合には、消費者の今期と来期の消費はどちらも増加している。また、代替効果が発現した場合には、今期の消費を下げ、来期の消費を増加させている。したがって来期の消費に対する所得効果と代替効果は同じ方向に作用するため、来期の消費は必ず増加する。しかし今期の消費において、所得効果は増加し代替効果は減少するため、今期の消費に対するネットの効果は確定しない。つまり、今期の消費は所得効果と代替効果の相対的な大きさに依存して増減することが分かる。

2.3 借入をする消費者の金利変化と所得効果・代替効果

図 2 は借入をする (貯蓄を行わない) 消費者の実質利子率の変化と所得効果・代替効果を示している。実質利子率 r_1 から r_2 に上昇すると、予算制約線は点 E を起点に回転する。実質利子率の上昇により予算制約線と無差別曲線の均衡点は点 A から点 B へとシフトする。ここでも代替効果と所得効果を測るために新しい予算制約線と平行かつ、元の無差別曲線に接するような予算制約線 FG を引く。点 A から点 D への移動は代替効果、点 D から点 B への移動は所得効果得を表している。代替効果では貯蓄をする家計と同様に、来期の消費を増加させ、今期の消費を減少させる。しかし所得効果は今期と来期の消費

にマイナスに作用している。つまり、実質利子率の上昇により、借入を行う消費者の今期の消費は減少し、来期の消費は所得効果と代替効果の相対的な大きさに依存する形で増減する。

3 データ

本論文で使用したデータは、Consensus Economics 社による専門家の見通し「Consensus Forecast (以下、CF)」、及びパネルデータ設計・解析センターが提供する「日本家計パネル調査 (以下、JHPS)」である。

3.1 Consensus Forecast

CF は、専門家によるマクロ経済変数や金融変数に関するサーベイ調査である。¹Consensus Economics 社が 1989 年以來、毎月、金融機関や経済学者などの専門家を対象に、成長率見通しや物価上昇率の見通し、金利見通しなどを調査している。

本研究では金融政策ショックを識別するために、専門家が予測した各四半期末の成長率予測、物価上昇率予測、長期金利予測を用いた。成長率予測（実質 GDP の前年同期比）と物価上昇率予測（消費者物価指数（総合）の前年同期比）については、3月、6月、9月、12月に調査が行われ、それぞれ足もと（0期先予測）から7期先予測（21か月先予測）が調査されている。また金利予測（10年債国債利回り）については、毎月、調査日から3か月先の10年物国債利回りに対する予測が調査されている。なおCFの物価上昇率予測は Coibion and Gorodnichenko (2015) や Bordalo et al. (2020) 等の学術論文でも活用されているほか、日本銀行の経済・物価情勢の展望（展望レポート）にも毎回收録されている。このことから分かる通り、学術的にも信頼に足るマクロ経済変数見通しや金融変数見通しであるといえる。

¹Consensus Forecast は国立国会図書館に所蔵されている。本研究では国立国会図書館に所蔵されている Consensus Economics 社の定期刊行物を利用した。

3.2 JHPS

JHPS/KHPS は「慶應義塾家計パネル調査（以下、KHPS）」と「日本家計パネル調査（以下、JHPS）」を統合したパネルデータである。KHPS は、全国 4,000 世帯、7,000 人を対象に 2004 年から調査が実施され、主に、就業、消費、所得、住宅などをテーマに調査が行われてきた³⁾。JHPS は、全国 4,000 人を対象とした調査であり、主に、就業、所得、教育、健康・医療などをテーマに調査が行われてきた。

本研究では 2004 年から 2019 年までの消費支出に関するパネルデータを活用した。具体的には、JHPS/KHPS では家計の支出に関して、世帯全体の先月（1 月）1 か月間に支出した生活費を調査している。この質問項目に対する回答を用いて、各家計者の消費支出額を推定し、金融政策ショックに対する反応を分析した。消費支出額に関する基本統計量は表 1 の通りである。表 1 は、家計の一か月ごとの全ての支出の基本統計量を表している。

4 金融政策ショックの識別

4.1 専門家予測を用いた金融政策ショックの識別

「金融政策は経済変数にどのような影響を与えるのか」という問いは、マクロ経済学における中心的な関心であり続けている。経済変数の金融政策に対する反応には、内生的反応と外生的反応があるが、このうち外生的反応は「金融政策ショック」と呼ばれる。政策変数を名目利子率とした場合、景気が過熱すると名目利子率は上昇する。具体的には実質 GDP が上昇し、物価が高騰した場合、名目利子率は上昇する。逆に景気が悪化すると名目利子率は下落する。具体的には実質 GDP が低迷し、物価も下落基調となった場合、名目利子率は低下する。この景気に応じた名目利子率の変化を、金融政策の内生的反応と呼ぶ。政策当局は物価の安定を目標として政策変数を動かすため、この政策変数の変化は経済主体にとっては想定内の変化である。したがって経済変数が政策変数の変化に応じて内生的に変化した場合、その経済変数の変化は金融政策の効果とは呼ばれない。

一方で、金融政策分析においては、予期せぬ政策変更が経済変数に与える影響を分析することが重要である（照山, 2001）。金融政策当局による政策変更

が経済主体の予測とは異なった場合、その事前予測との乖離幅は「金融政策の（外生的な）ショック」と呼ばれる。そしてこの予期せぬ政策変更を「金融政策ショック」と呼び、金融政策ショックに対して経済変数が反応した部分こそが、金融政策の「効果」とみなされる。

金融政策ショックは政策変更前の情報集合からは予測ができなかった部分として定量化されるが、その定量化においては困難を伴う。それは、政策変数が変化した部分から、金融政策の予期されなかった部分のみを抽出しなければならないという困難である。予測されなかった部分のみを抽出するということは、政策変数の実現値と、事前予想との乖離、つまり予測誤差を定量化する必要がある。そしてこの定量化の困難は、事前予想に関する情報、つまり政策変更前にどのような予測がなされていたのかに関する情報が必要となる。しかし政策変数の変化を経済主体がどのように予測しているのかについては、通常は観察不可能である。事前の予想について観察が不可能であるという点が、金融政策ショックの識別が簡単ではない理由である。

先行研究はこのショックの識別手法を時系列分析の手法を活用することで洗練させてきた。²ベクトル自己回帰モデル（VAR モデル）を用いた金融政策ショックの抽出は、政策変数の変化を他の内生変数の変化とは独立な部分のみを識別できるため、多くの研究によって採用されてきた。³

しかしながら、VAR モデルによる金融政策ショックの分析には限界もある。第一に、政策金利の「ゼロ制約」である。金融政策ショックの分析に際し、政策変数として名目利子率を選択した場合、VAR モデルの内生変数の一つがある特定の値以下には下がらないとする制約（名目利子率の場合はゼロ%以下には下がらないという制約）を受けることになる。この制約がある場合には、VAR モデルの推計上、深刻な問題をはらむ。具体的には、誤差項がある値で打ち切られる形となり、左右対称な分布にならないため、VAR モデルの推計量が最良線形不偏推定量とはならない（ガウス・マルコフの定理が満たされない）。⁴第二に、将来の見通しに関する情報を推計に織り込みにくい点である。VAR モデルは複数の経済変数をそれぞれの過去の値に回帰させるモデルであるため、

²金融政策ショックを時系列分析を活用することで識別する手法については、照山（2001）が包括的なサーベイを与えている。

³Christiano et al. (1999) がその代表例であり、日本についても照山（2001）らによって採用されてきた。VAR を用いない金融政策ショックの識別に関する研究には、例えば Romer and Romer (2004) や Kuttner (2001)、Nakamura and Steinsson (2018) などがある。

⁴Mavroeidis (2021) は誤差項が打ち切られる場合の金融政策ショックの識別について提案している。

将来の見通しをモデルに織り込むことが難しい。VAR モデルが過去の値だけで説明される（バックワード・ルッキングなモデルのように見える）という批判に対しては、商品価格に関する変数を将来に関する情報の代理変数としてモデルに取り入れる方法が提案されている。しかしながら、1999 年以降の日本の非伝統的金融政策が将来の政策変更に関する見通しを示すようなタイプの声明を公表している。いわゆる時間軸政策やフォワード・ガイダンスと呼ばれる政策である。これらの政策は、経済主体の将来の期待に働きかける政策である。このことを鑑みると、商品価格を変数として追加するだけでは VAR モデルがフォワード・ルッキングな要素を十分に反映しているとは言い難い。したがって、ゼロ金利の下でフォワード・ルッキングな政策が採用されている過去 20 年程度の日本においては、VAR モデルによって金融政策ショックを識別するのは難しい。

以上のような背景から、本論文では経済予測を活用した識別手法を採用する。具体的には、Furceri et al. (2018) に従い、金融政策ショックを推定した。まず、政策金利は以下のテイラールールに基づいて決定されると考える：

$$i_t = \bar{i} + \alpha(\pi_t - \bar{\pi}) + \beta(y_t^g - \bar{y}^g). \quad (4)$$

ここで、 i_t 、 \bar{i} 、 π_t 、 $\bar{\pi}$ 、 y_t^g 、 \bar{y}^g はそれぞれ政策金利、均衡金利、インフレ率、インフレ目標値、経済成長率、潜在成長率である。一方で、経済主体は政策金利の予想をテイラールールに基づいて予想していると仮定する：

$$F_{t-1}[i_t] = \bar{i} + \alpha(F_{t-1}[\pi_t] - \bar{\pi}) + \beta(F_{t-1}[y_t^g] - \bar{y}^g). \quad (5)$$

ここで、 $F_{t-1}[i_t]$ 、 $F_{t-1}[\pi_t]$ 、 $F_{t-1}[y_t^g]$ は $t-1$ 期における t 時点の政策金利の予想値、インフレ率の予想値、経済成長率の予想値を表す。(5) 式は、テイラールールを表している。すなわち、インフレ期待がインフレ目標値 ($\bar{\pi}$) よりも高くなる（と見込まれている）と、政策金利 (i_t) は上昇する。また、景気が過熱し、経済成長率が潜在成長率 (\bar{y}^g) インフレ期待が上昇する（と見込まれている）と、政策金利は上昇する。

(4) 式から (5) 式を引くと予測誤差に関する以下の式が導出できる：

$$FE_{t-1}[i_t] = \alpha FE_{t-1}[\pi_t] + \beta FE_{t-1}[y_t^g]. \quad (6)$$

$FE_{t-1}[i_t]$ 、 $FE_{t-1}[\pi_t]$ 、 $FE_{t-1}[y_t^g]$ はそれぞれ、政策金利、インフレ率、経済成長率の予測誤差を表している。

本研究では、(6) 式を推定することで金融政策ショックを識別する。

$$FE_{t-1}[i_t] = \alpha FE_{t-1}[\pi_t] + \beta FE_{t-1}[y_t^g] + \epsilon_t. \quad (7)$$

ここで (7) 式における残差 ϵ_t を金融政策ショックと考える。 ϵ_t を金融政策ショックと考える理由は、次の通りである。⁵政策金利に関する予測誤差は、インフレ率の見通しを誤った程度と、経済成長率の見通しを誤った程度で説明できると考えられる。しかしながら、政策金利に関する予測誤差は、インフレ率の予測誤差や経済成長率の予測誤差で説明できない部分を含むと考えられる。そして、それはテイラールールでは説明できない部分、つまり金融政策の予期せぬ変化であると考えられることができる。さらに推計式においては、(7) 式の誤差項 ϵ_t が金融政策の予期せぬ変化に対応している。以上の理由により、本研究では (7) 式における残差 ϵ_t を金融政策ショックと考える。

また本研究では、政策金利を 10 年物の国債金利の利回りを用いる。理由は三点ある。第一の理由は、日本の短期金利がゼロ%であるからである。第二の理由は、先行研究が中長期の国債利回りを用いて金融政策ショックの識別を行っているからである。実際に Bu et al.(2020; JME) や Nagao et al.(2021; JJIE) は 5 年物の国債利回りや 10 年物の国債利回りを用いて金融政策ショックを識別している。第三の理由は、日本銀行はより長めの金利の低下を促す金融政策を遂行しているからである。日本銀行はゼロ金利政策を始めた 1999 年以降、ほぼ一貫してフォワード・ガイダンス政策や、長期国債買い入れ政策、イールドカーブコントロール政策などを通して、より長めの金利を低位に促し金融緩和効果を得ようとする政策を遂行してきた。本研究でも中央銀行の意図に従い、より長めの金利を政策金利 i とし、金融政策ショックの識別を行った。⁶

4.2 金融政策ショックがマクロ経済変数に与える影響

識別された金融政策ショック ϵ_t の妥当性を示すため、まず Local projection (Jordà, 2005) の手法を用いて、マクロ経済変数が金融政策ショックにどのよ

⁵実際に (7) 式を推定する際には定数項を加えた。

⁶識別された金融政策ショック ϵ_t の基本統計量は表 2 の通りである。また金融政策ショックの時系列推移は図 3 の通りである。

うに反応するのかを確かめた。推計式は下記のとおりである。

$$\log y_{t+h} - \log y_{t-1} = \alpha^h \hat{\epsilon}_t + \mathbf{X}\gamma + \eta_t^h, \quad (8)$$

ここで $\log y_{t+h}$ は $t+h$ 時点（頻度は四半期）における結果変数（ここでは実質 GDP の対数値、および消費者物価指数（生鮮及びエネルギーを除く総合）の対数値でどちらも季節調整済みで頻度は四半期）である。また \mathbf{X} はコントロール変数である。ここでは、BIC 基準に従い金融政策ショックの 1 期ラグ ($\hat{\epsilon}_{t-1}$)、および定数項が含まれている。

もし金融政策ショック $\hat{\epsilon}_t$ が GDP やインフレ率に影響を与える場合は、(8) において α_h が統計的に有意にゼロとは異なる値を取る。金融政策の効果を分析した先行研究に従うと、結果変数が GDP の場合でも物価の場合でも、 α^h は（正の）金融政策ショックが生じると負の値を取り、その後ゼロ近傍に収束していくことが予測される。つまり、引き締めの金融政策ショックは GDP 成長率を押し下げ、インフレ率を押し下げることが予想される。

図 4 は α^h の通時的な変化を示している。具体的には、1%の引き締めの金融政策ショックが二つのマクロ経済変数に与える影響である。図 4 の上段は、引き締めの金融政策ショックが GDP 成長率を押し下げていることを示している。具体的には、ショックが生じた同時点で GDP は有意に低下している。その後、1 四半期後に -1% で底を打ち、2 四半期以降は影響が消滅している。図 4 の下段は、引き締めの金融政策ショックがインフレ率を押し下げていることを示している。具体的には、ショックが生じた後、2 四半期後には物価は有意に低下し、その後 2 年程度にわたり最大 -0.5% 程度、物価が有意に低下することを示している。このマクロ経済変数の反応は、これまで金融政策ショックを分析した一連の研究と概ね整合的である。したがって、専門家の長期金利予測とマクロ経済予測を活用し、(6) 式によって識別された金融政策ショックについては、その妥当性が示された。

5 マクロショックに対するマイクロデータの反応

5.1 推計式

金融政策ショックは家計の消費にどのような影響を与えるのだろうか。金融政策ショックが家計消費に与える影響は一様であろうか。それとも異質的な影響を与えるのであろうか。

識別された金融政策ショックを用いて、予期せぬ利子率の変化が個々の家計（マイクロデータ）に与える影響について分析する。推計式は次の通りである。

$$\Delta \ln \frac{c_{t+1}^j}{c_t^j} = \sum_{k=1}^4 \beta_k \times \hat{\epsilon}_{t-1}^k + X\gamma + \varepsilon_t^j. \quad (9)$$

ここで c_t^j は個人 j の t 年 1 月における消費支出を表す。したがって $\Delta \ln \frac{c_{t+1}^j}{c_t^j}$ は同一の個人 j の消費の伸び率（ t 年 1 月から翌年 1 月にかけての消費の伸び率）を表す。また $\hat{\epsilon}_{t-1}^k$ は $t-1$ 年の第 k 四半期に生じた金融政策ショックを表している。ベクトル X はコントロール変数であり、固定効果や性別、学歴、所得が含まれている。

(9) 式において注目すべき係数は β_k である。 β_k は、 $\hat{\epsilon}_{t-1}^k$ にかかる係数である。 $\hat{\epsilon}_{t-1}^k$ は、消費の伸び率の基準となる個人 j の t 年 1 月の消費 (c_t^j) が測定された直前の連続する 4 四半期に生じた金融政策ショックを表している。具体的には、2005 年から 2006 年の消費の伸び率が被説明変数となった場合を考える。この場合は、2004 年の第 1 四半期から第 4 四半期に生じた金融政策ショックが説明変数となる。もし β_k が統計的に有意に負である場合は、引き締めの金融政策ショックが今年の消費 c_t を来年の消費 c_{t+1} と比べて上昇させることを示唆している。これは 2 章で考察した通り、代替効果が強く出ていることを示唆している。逆に β_k が統計的に有意に正である場合は、引き締めの金融政策ショックが今年の消費 c_t を来年の消費 c_{t+1} と比べて低下させることを示唆している。これは 2 章で考察した通り、代替効果より所得効果が優勢であることを示唆している。

5.2 推計結果

5.2.1 推計結果（全標本）

推計結果は次の通りである。まず表3は全標本を用いた場合の推計結果を示している。表3は金融政策ショックにかかる係数 β_k がすべて負であることを示している。表の1列目はコントロール変数を含んだ結果である。係数 β_k はすべて統計的に有意に負である。その平均値は約 -1.9 である（係数 β_k の平均値がゼロと異なるかどうかを Wald 検定でテストすると、統計的に有意であることが確認された）。すなわち、前年に引き締めの金融政策ショックが1%生じた場合、 t 年目の消費は翌 $t+1$ 年目の消費に比べて -1.9% 低下することが分かる。この結果は、コントロール変数を含まない場合でも同様である。表の2列目はコントロール変数を含まない場合の推計結果である。係数 β_k は（前年の第1四半期に生じた金融政策ショックにかかる係数） β_1 を除き、すべて統計的に有意に負である。その平均値は約 -1.3 である（係数の平均値がゼロと異なるかどうかを Wald 検定でテストすると、統計的に有意である）。すなわち、前年に引き締めの金融政策ショックが1%生じた場合、 t 年目の消費は翌 $t+1$ 年目の消費に比べて -1.3% 低下することが分かる。以上の結果は、金融政策ショックが代替効果を通して消費の前倒しという政策効果を得ていることを示唆している。

5.2.2 推計結果（負債を有する個人）

次に負の資産、具体的には負債（ローン）を保有していると回答した個人に限定して分析する。負債の保有に注目する理由は、代替効果と所得効果が同じ向きに作用すると考えられるからである。具体的には、負債（負の資産）を保有する家計にとっては、利子率が上昇するようなショックは、負の所得効果を通して（ $t+1$ 年の消費と比べて、） t 年の消費をより低下させることが想定できる。この場合、代替効果も所得効果もどちらも t 年の消費を低下させる方向に作用するため、係数 β_k は負になることが予想される。

表4は負債を有する個人のみを標本を用いた場合の推計結果を示している。表4は金融政策ショックにかかる係数 β_k がすべて負であることを示している。表の1列目はコントロール変数を含んだ結果である。係数 β_k は β_2 を除きすべて統計的に有意に負である。その平均値は約 -1.3 である（係数 β_k の平均値が

ゼロと異なるかどうかを Wald 検定でテストすると、統計的に有意であることが確認された)。すなわち、前年に引き締めの金融政策ショックが1%生じた場合、 t 年目の消費は翌 $t+1$ 年目の消費に比べて-1.3%低下することが分かる。この結果は、コントロール変数を含まない場合でも同様である。表の2列目はコントロール変数を含まない場合の推計結果である。係数 β_k は、すべて負である。特に、直前の連続する四半期に生じた金融政策ショックにかかる係数 β_3 と β_4 では、統計的に有意に負である。また係数の平均値は約-1.6である。すなわち、前年に引き締めの金融政策ショックが1%生じた場合、 t 年目の消費は翌 $t+1$ 年目の消費に比べて-1.6%低下することが分かる。以上の結果は、負債を有する個人にとっては、金融政策ショックが代替効果と所得効果が同時に t 年の消費を低下させる効果を持つという事前の予想を裏付けるものである。

5.2.3 推計結果（3,000万円以上の有価証券を保有する個人）

最後に多くの金融資産、具体的には3,000万円以上の有価証券を保有していると回答した個人に限定して分析する。金融資産の保有に注目する理由は、利子率が上昇した場合、利子所得の増大を通して所得効果が強く出る可能性を考察したいからである。具体的には、多額の金融資産を保有する家計にとっては、利子率が上昇するようなショックは、強い所得効果を通して（翌年の消費と比べて、）足もとの消費を大きく上昇させることが想定できる。もし所得効果が強く生じ、代替効果が足もとの消費を抑制する効果を上回った場合、係数 β_k は負ではなく、正になることが予想される。この場合は、代替効果より所得効果が優勢となり、引き締めの金融政策ショックが足もとの消費を抑制せず、逆に足もとの消費を刺激する結果につながる。

表5は3,000万円以上の有価証券を有する個人のための標本を用いた場合の推計結果を示している。表5は金融政策ショックにかかる係数 β_k がすべて正であることを示している。この結果は表3と表4とは対照的な結果である。表の1列目はコントロール変数を含んだ結果である。係数 β_k はすべて正である。その平均値は約7.8である（係数 β_k の平均値がゼロと異なるかどうかを Wald 検定でテストすると、統計的に有意であることが確認された)。すなわち、前年に引き締めの金融政策ショックが1%生じた場合、 t 年目の消費は翌 $t+1$ 年目の消費に比べて低下せず、むしろ7.8%増加することが分かる。この結果は、コントロール変数を含まない場合でも同様である。表の2列目はコントロール

変数を含まない場合の推計結果である。係数 β_k は、すべて正である。また係数の平均値は約 2.6 である。すなわち、前年に引き締めの金融政策ショックが 1% 生じた場合、 t 年目の消費は翌 $t+1$ 年目の消費に比べて 2.6% 増加することが分かる。以上の結果は、多額の金融資産を有する個人にとっては、引き締めの金融政策ショックが生じると、代替効果より所得効果が強く生じることを示唆している。つまり、金融政策当局が景気の抑制を狙って予期せぬ利上げをした場合でも、消費を増加させる経済主体が存在していることを示唆している。これは代替効果より所得効果が優勢となる一例である。

5.3 考察

これまでの分析結果は、金融政策ショックは家計に異質的な影響を与えることと示している。この結果を先行研究と比較すると次の三点が示唆される。第一に、金融政策ショックが消費に与える影響は、一様ではないという点である。特に、代替効果より所得効果が大きいのは、引き締めの金融政策であっても、むしろ消費を刺激する場合があります。これは、景気の振幅を小さくするために遂行された金融政策であっても、結果的に景気変動を大きくしてしまう可能性を孕んでいることを意味する。先行研究も所得効果が代替効果より優勢となる場合について指摘している (Cloyne et al., 2020; Holm et al., 2021; Kaplan et al., 2018)。例えば Cloyne et al. (2020) は、米国と英国のデータを用いて、金利が下がると、住宅ローンを持つ家計は支出を大幅に増加させる一方で、住宅ローンがない家計は消費を変化させないことを報告している。これは、金利の低下が所得効果を通じて（負債返済負担の軽減を通して）所得の押し上げに寄与するという結果であり、所得効果の方が代替効果より優勢となる例である。

第二に、低金利政策は負の所得効果を生じさせるため、消費を抑制する効果がある点である。図 5 は家計の利子所得の推移を示している。1994 年には約 27 兆円の利子所得があったが、2019 年には約 7 兆円程度に低下している。過去 20 年にわたるゼロ金利政策の継続は、家計の利子所得を 20 兆円ほど減らす結果となった。この利子所得の低下は、負の所得効果を生じさせている可能性がある。本研究の結果も、所得効果が代替効果よりも優勢となる場合があることを示唆していた。このことは、所得効果を通して、金利の上昇が消費を下支えする効果があること、また金利の低下は消費を抑制することも示唆している。

第三に、消費格差に対する示唆である。本研究の結果は、予期せぬ利子率の

上昇が消費を抑制する効果を持つ一方で、資産を多く持つ個人にとっては所得効果を通して消費を押し上げる効果を持つことが示された。これは同一時点において、金融政策ショックが消費格差を拡大させる可能性があることを示唆している。ただし Auclert (2019) や Andersen et al. (2020)、Broer et al. (2020) は、金融政策が持つ再分配の効果は複雑であることを示しているため、今後のさらなる研究が必要である。

6 結論

本論文では、金融政策ショックに対する消費の異質的反応について、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」を用いて検証した。本論文のリサーチクエスションは、「外生的な (事前には予想されなかった) 利子率の変化に対して、家計消費の反応は家計間で同質的なのか？」である。この問いに答えるため、本論文ではまず、経済の外生的な変化として、金融政策の外生的な変化 (金融政策ショック) を識別した。そのうえで、識別された金融政策ショックに対して家計消費がどのように反応したのかを分析した。本論文の発見は、金融政策ショックは家計消費に異質的な反応を引き起こしていた点である。第一に、負債を抱える家計は、金利が上昇するような金融政策ショックが生じると足もとの消費を有意に減少させていた。この発見は、金利を引き上げる (下げる) ことで足もとの消費を抑制 (刺激) することを狙った金融政策、つまり異時点間の消費の代替効果を狙った金融政策が奏功していることが示唆された。第二に、金融資産を多く保有する家計にとって、金利が上昇するような金融政策ショックは消費を有意に増加させていた。この発見は、金利が上昇すると消費をむしろ増やす家計が存在する、つまり所得効果が代替効果より優勢となる家計が存在することを示唆している。本研究の結果は、マクロ経済政策としての金融政策が家計間に異質的な影響を与えている可能性を示唆するものである。

参考文献

- Andersen, Asger Lau, Niels Johannesen, Mia Jorgensen, and Jose-Luis Peydro (2019). “Monetary policy and Inequality.” Working Papers 1227, Barcelona Graduate School of Economics.
- Auclert, Adrien, (2019). “Monetary Policy and the Redistribution Channel.” *American Economic Review* 109(6), 2333–2367.
- Bordaro, Pedro, Nicola Gennaioli, Yueran Ma, and Andrei Shleifer (2020). “Overreaction in Macroeconomic Expectations.” *American Economic Review* 110(9), 2748–2782.
- Broer, Tobias, Niels-Jakob Harbo Hansen, Per Krusell, and Erik Oberg (2020). “The New Keynesian Transmission Mechanism: A Heterogeneous-Agent Perspective.” *Review of Economic Studies* 87(1), 77–101.
- Christiano, Lawrence J, Martin Eichenbaum, and Charles L. Ewance (1999). “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?.” *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1, Part A, Pages 65–148.
- Cloyne, James, Clodomiro Ferreira, and Paolo Surico (2020). “Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism.” *Review of Economic Studies* 87(1), 102–129.
- Coibion, Oliver, and Yuriy Gorodnichenko (2015). “Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts.” *American Economic Review* 105(8), 2644–2678.
- Furceri, Davide, Prakash Loungani, and Aleksandra Zdzienicka (2018). “The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality.” *Journal of International Money and Finance* 85, 168–186.
- Holm, Martin Blomhoff, Pascal Paul, and Andreas Tischbirek (2021). “The Transmission of Monetary Policy under the Microscope.” *Journal of Political Economy* 129(10), 2861–2904.

- Jordà, Oscar. “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections.” *American Economic Review* 95(1), 161–182.
- Kaplan, Greg, Benjamin Moll, and Giovanni L. Violante (2018). “Monetary Policy According to HANK.” *American Economic Review* 108(3), 697–743.
- Kuttner, Kenneth N. (2001). “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market.” *Journal of Monetary Economics* 47(3), 537–544.
- Mavroeidis, Sophocles, (2021). “Identification at the Zero Lower Bound.” *Econometrica* 89(6), 2855–2885.
- Nakamura, Emi, and Jon Steinsson (2018). “High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect.” *Quarterly Journal of Economics* 113(3), 1283–1330.
- Romer, Christina, D., and David H. Romer (2004). “A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications.” *American Economic Review* 94(4), 1055–1084.
- 岩崎雄斗, 須藤直, 中島誠, 中村史一 (2021). 「HANK 研究の潮流：金融政策の波及メカニズムにおける経済主体間の異質性の意義」 *金融研究* 40(1), 79–122.
- 照山博司 (2001). 「VAR による金融政策の分析：展望」 *フィナンシャル・レビュー* 59, 74–140.

表 1: 基本統計量：家計の 1 か月ごとの支出（単位：円）

2004 年 ~ 2019 年	平均	中央値	標準偏差	観測数
全標本	290,820	256,000	165,687	77,325
男性	292,304	257,000	164,982	37,589
女性	289,416	255,000	166,341	39,736
高所得家計	339,185	297,000	193,209	22,656
低所得家計	220,491	198,000	124,791	22,272

(注) 高所得家計と低所得家計は、それぞれ世帯年収が 800 万円以上の家計、世帯年収が 400 万円未満の家計を示す。

表 2: 基本統計量：金融政策ショック

2004 年 ~ 2019 年	$\hat{\epsilon}_t^1$	$\hat{\epsilon}_t^2$	$\hat{\epsilon}_t^3$	$\hat{\epsilon}_t^4$
平均値	0.024	0.090	-0.011	0.020
中央値	0.036	0.043	-0.051	-0.005
最大値	0.339	0.782	0.349	0.366
最小値	-0.486	-0.373	-0.257	-0.274
標準偏差	0.233	0.244	0.171	0.188
歪度	-0.985	0.903	0.494	-1.187
尖度	3.241	4.604	2.525	2.340
観測数	16	16	16	16

(注) $\hat{\epsilon}_t^k$ は t 年における第 k 四半期 ($k = 1, 2, 3, 4$) に生じた金融政策ショックを表す。

表 3: 推計結果：金融政策ショックが家計消費に与える影響（全標本）

$$\Delta \ln \frac{c_{t+1}^j}{c_t^j} = \sum_{k=1}^4 \beta_k \times \hat{\epsilon}_{t-1}^k + X\gamma + \varepsilon_t^j$$

$\beta_t^1: \hat{\epsilon}_{t-1}^1$	-2.321*	-0.436
	(1.223)	(1.027)
$\beta_t^2: \hat{\epsilon}_{t-1}^2$	-1.409***	-1.172***
	(0.332)	(0.298)
$\beta_t^3: \hat{\epsilon}_{t-1}^3$	-1.419***	-1.886***
	(0.432)	(0.598)
$\beta_t^4: \hat{\epsilon}_{t-1}^4$	-2.342**	-1.810
	(1.085)	(1.164)
$\frac{1}{4}(\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4)$	-1.873**	-1.326*
F 統計量	(7.83)	(4.36)
コントロール変数	YES	NO
固定効果	YES	YES
観測数	46,254	51,402

(注) カッコ内はロバストな標準誤差を表している。
 ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で有意であることを表す。 $\hat{\epsilon}_{t-1}^k$ は $t-1$ 年第 k 四半期における金融政策ショックを表す。

表 4: 推計結果：金融政策ショックが家計消費に与える影響（ローンあり）

$\Delta \ln \frac{c_{t+1}^j}{c_t^j} = \sum_{k=1}^4 \beta_k \times \hat{\epsilon}_{t-1}^k + X\gamma + \varepsilon_t^j$		
$\beta_t^1: \hat{\epsilon}_{t-1}^1$	-1.444*	-1.684 (0.916)
$\beta_t^2: \hat{\epsilon}_{t-1}^2$	-0.253	-0.795 (0.792)
$\beta_t^3: \hat{\epsilon}_{t-1}^3$	-2.468***	-2.576*** (0.263)
$\beta_t^4: \hat{\epsilon}_{t-1}^4$	-1.101*	-1.162** (0.553)
$\frac{1}{4}(\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4)$ F 統計量	-1.317** (8.64)	-1.554*** (13.81)
コントロール変数	YES	NO
固定効果	YES	YES
観測数	14,678	15,979

(注) カッコ内はロバストな標準誤差を表している。
 ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で有意であることを表す。 $\hat{\epsilon}_{t-1}^k$ は $t-1$ 年第 k 四半期における金融政策ショックを表す。

表 5: 推計結果：金融政策ショックが家計消費に与える影響（有価証券）

$\Delta \ln \frac{c_{t+1}^j}{c_t^j} = \sum_{k=1}^4 \beta_k \times \hat{\epsilon}_{t-1}^k + X\gamma + \varepsilon_t^j$		
$\beta_1: \hat{\epsilon}_{t-1}^1$	2.530 (6.501)	0.584 (5.762)
$\beta_2: \hat{\epsilon}_{t-1}^2$	6.896 (7.993)	1.254 (6.272)
$\beta_3: \hat{\epsilon}_{t-1}^3$	6.171* (2.881)	3.175 (3.298)
$\beta_4: \hat{\epsilon}_{t-1}^4$	15.540 (9.620)	5.217 (4.582)
$\frac{1}{4}(\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4)$ F 統計量	7.784* (4.20)	2.558 (0.66)
コントロール変数	YES	NO
固定効果	YES	YES
観測数	568	615

(注) カッコ内はロバストな標準誤差を表している。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを表す。 $\hat{\epsilon}_{t-1}^k$ は $t-1$ 年第 k 四半期における金融政策ショックを表す。

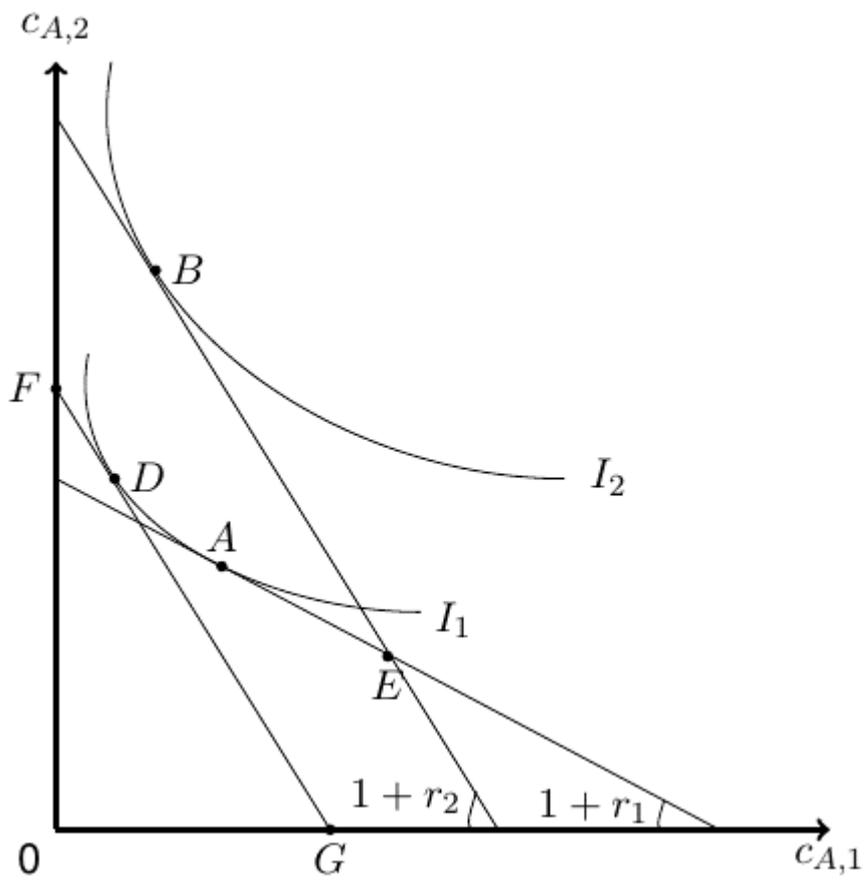


図 1: 実質利子率の上昇の効果 (貯蓄ありの消費者)

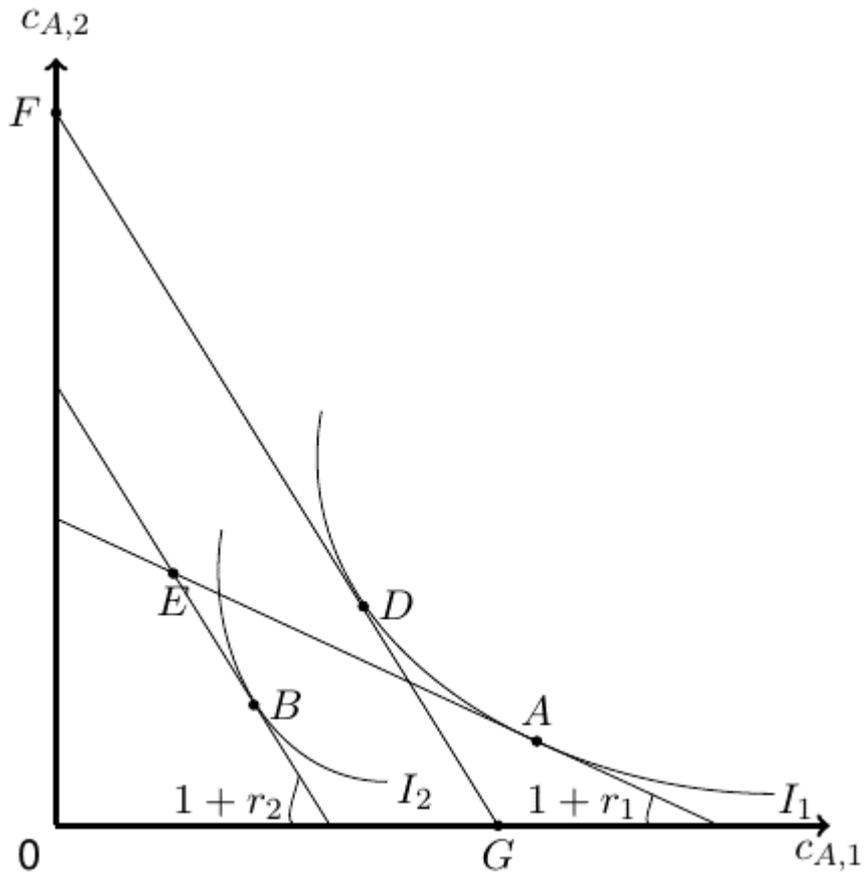


図 2: 実質利率の上昇の効果 (借入をする消費者)

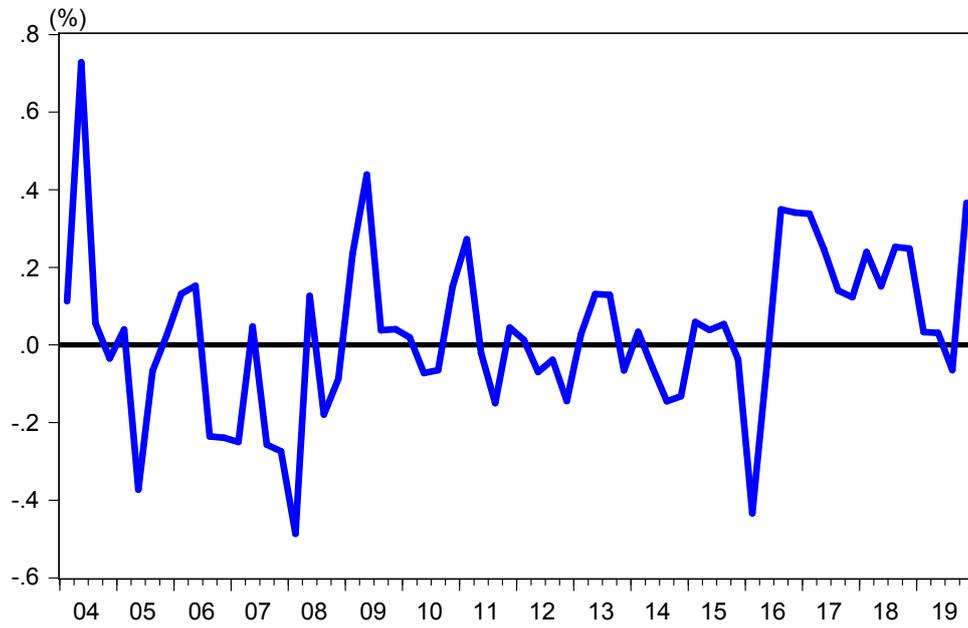


図 3: 識別された金融政策ショック (ϵ) の時系列推移

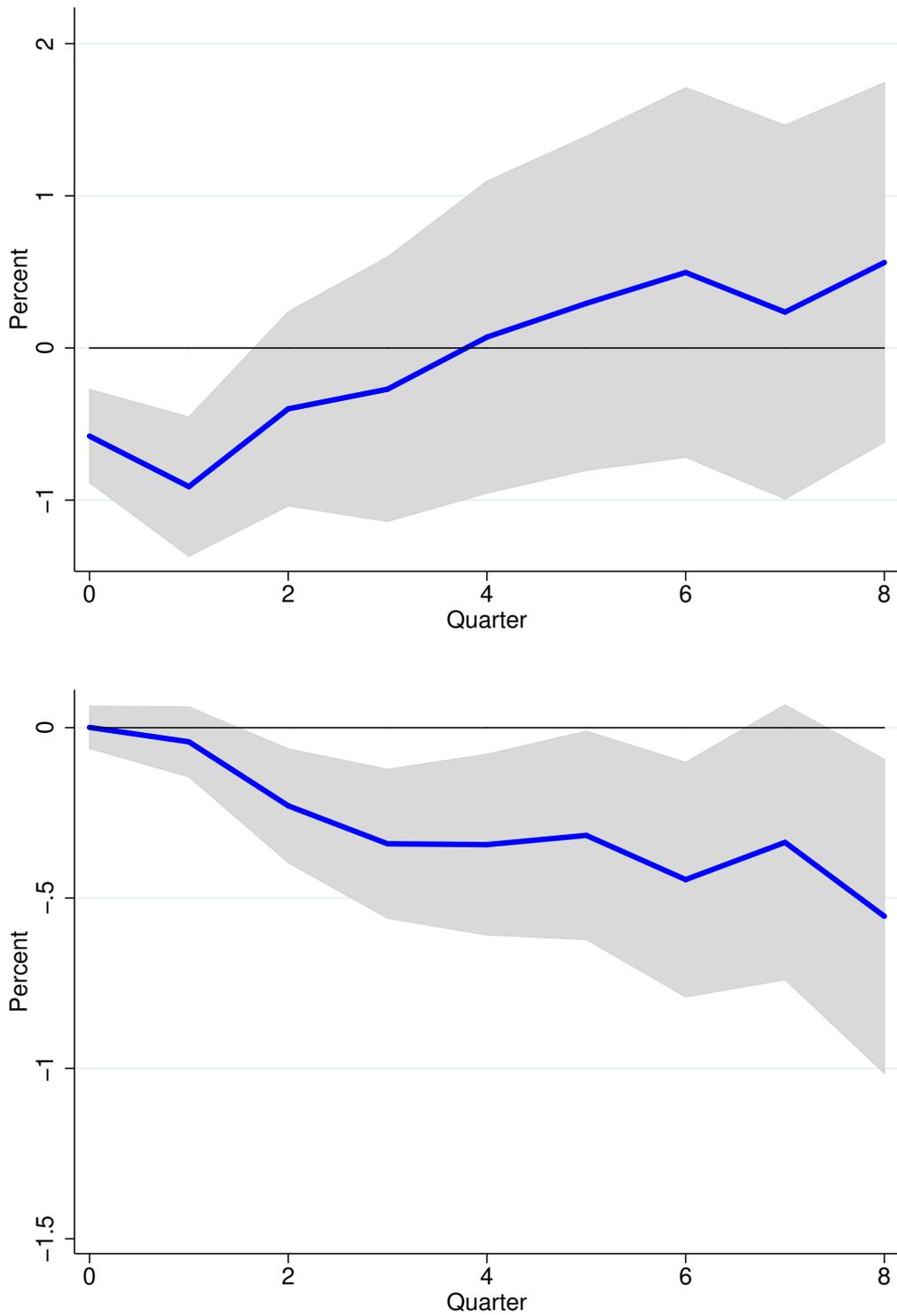


図 4: 引き締め的な金融政策ショック (ε : 1%) に対する経済成長率 (上段) とインフレ率 (下段) の反応: Local projection を用いたインパルス応答関数 (Jordà, 2005)

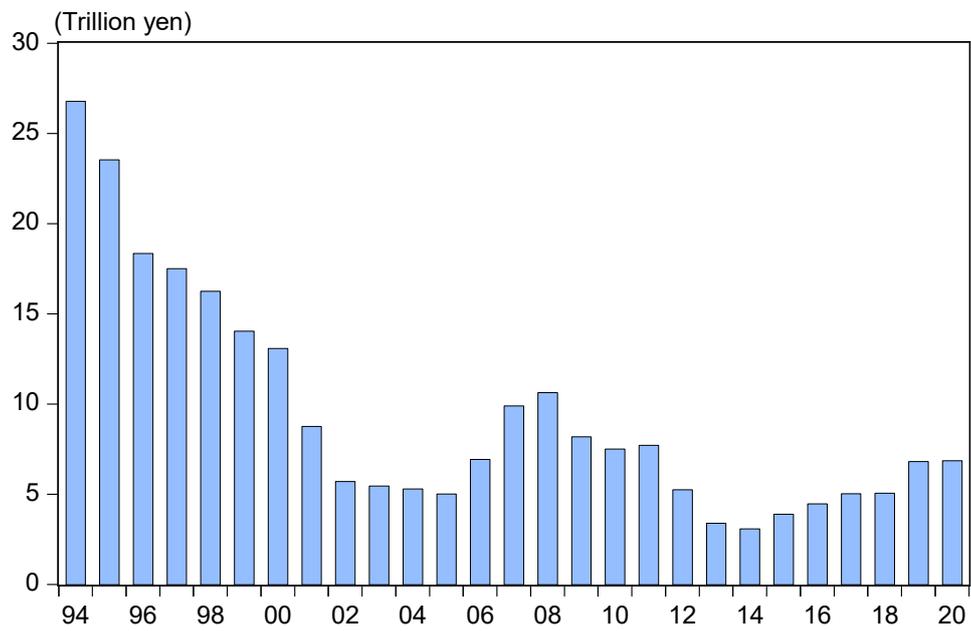


図 5: 家計の利子所得の推移 (出典：内閣府)