



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

金融政策と所得・消費のばらつき —日本のデータを用いた検証—

乾 真之*

masayuki.inui@boj.or.jp

須藤 直*

nao.sudou@boj.or.jp

山田 知明**

tyamada@meiji.ac.jp

No.17-J-6
2017年8月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

* 日本銀行企画局

** 明治大学商学部

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

金融政策と所得・消費のばらつき

—日本のデータを用いた検証—*

乾真之[†] 須藤直[‡] 山田知明[§]

【要旨】

近年、金融政策が家計間の所得・消費のばらつきに与える影響について、注目が集まっている。本稿では、家計調査の個票データを用いて、1981年から2008年までの所得・消費のばらつきの時系列を構築したうえで、金融政策ショックがこれらの変数に対して及ぼす影響を推計し、波及経路を検証した。その結果、金融政策ショックとばらつきとの間に強固な関係性は検出できず、関係性が低いか、低下しているとの結論が得られた。具体的には、勤労者世帯間の所得のばらつきに限れば、2000年代に入るまで、金融緩和ショックは、所得のばらつきを有意に拡大することが確認されたものの、推計期間を直近まで伸ばした場合や全世帯間のばらつきを分析対象とした場合には、こうした有意性は確認できなかった。また、所得の反応が有意である時期であっても、消費のばらつきへの波及は限定的であった。動学的確率的一般均衡モデルを用いた理論分析や金融資産に関する個票データなどを用いて、ばらつきの反応とその変化の背景を検証すると、労働市場の柔軟性の高まりが中心的な役割を果たしている可能性があるとの結論が得られた。一方で、家計の保有する金融資産の分布が所得・消費のばらつきの反応に及ぼす影響は、限定的であるとの結果が得られた。

JEL 分類番号 : E3、E4、E5

キーワード : 金融政策、所得のばらつき、消費のばらつき

* 本稿は、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.17-E-3 「Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan」の日本語訳版である。本稿の作成に当たり、L. Gambacorta 氏、一上響氏、黒住卓司氏、G. La Cava 氏、清谷春樹氏、斎藤雅士氏、鈴木通雄氏、上田晃三氏、吉羽要直氏、国際決済銀行 (BIS)、日本銀行、仏社会科学高等研究院のセミナー出席者、日本銀行/BIS の多くのスタッフから有益なコメントを頂戴した。L. Krippner 氏、上野陽一氏からは、潜在金利のデータ提供を受けた。また、総務省統計局から、「家計調査」の個票データの提供を、金融広報中央委員会から、「家計の金融行動に関する世論調査」の個票データの提供を受けた。須藤は、Central Bank Research Fellow-ship プログラムで BIS 滞在時、本プロジェクトの一部を完成させた。山田は、科学研究費補助金基盤研究 [(C)17K03632]の助成を受けている。記して感謝したい。もちろん、あり得べき誤りは筆者らに属する。本稿に示される内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行および企画局の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画局 (masayuki.inui@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (nao.sudou@boj.or.jp)

[§] 明治大学商学部 (tyamada@meiji.ac.jp)

1. はじめに

家計間の所得や消費のばらつきに対して、金融政策がどのような影響を与えるのかという問題について、近年、関心が急速に高まっている。特に、世界的な金融危機後、主要各国の中央銀行が非伝統的金融政策を実施してきている中で、こうした政策がどのような影響をばらつきに与えるのかについては、活発な議論が行われてきた。この中では、例えば、Cohan (2014)のように「金融危機の最中に、バーナンキFRB元議長が実施した極端な量的緩和政策は、持つ者(the haves)と持たざる者(the have-nots)との溝を拡げただけである。」という主張がある一方、Krugman (2014)のように「量的緩和政策が、常に富裕層優遇であるという考え方は間違っているか、少なくとも言い過ぎである。」との主張も存在する。Bernanke (2015)も、「金融政策が所得や資産のばらつきに影響を与えるというのは確からしいものの、結局のところ、ばらつきを広げるのかどうかについては明らかではない。」と指摘している。

こうした高い関心にも関わらず、マクロ経済学は、この問いに対して、明確な答えを導き出せずにいる。既存の実証分析においても、定性的な点についてですら報告結果が異なっており、コンセンサスが得られているとは言い難い。例えば、この分野の先駆けともいえるCoibion et al. (2012) (以下、CGKS [2012])では、金融緩和ショックに対して、米国家計の所得・消費のばらつきが反循環的(counter-cyclical)に反応する——金融緩和に対して、ばらつきが縮小する——ことが報告されているが、日本のデータを用いたSaiki and Frost (2014)では、CGKS (2012)と逆に正循環性——金融緩和に対して、ばらつきが拡大する——が報告されている。また、Domanski et al. (2016)は、非伝統的金融政策が、家計間の資産のばらつきを拡大させている可能性があること、特に株価の変動の寄与が大きいということについて、複数の国のデータに基づいて主張している。

本稿は、日本のデータを用いて、一つの回答を出すことを目的とする。分析は、2つのパートから構成されている。前半では、金融緩和ショックが所得や消費のばらつきに、どのような影響を与えるかを推計する。推計にあたっては、総務省「家計調査」の個票データを用いて、勤労者世帯の家計間の所得と消費のばらつきの指標の時系列を1981年から2008年まで四半期ベースで作成したうえで、Jordà (2005)が提唱するLocal Linear Projection (以下、LLP)という推計手法を用いて、ばらつきの指標の金融緩和ショックに対するインパルス反応関数を推計する。なお、標本期間中に金融政策のレジーム転換が生じている可能性を考慮し、いわゆる「伝統的金融政策」が実施された時期(1981年第1四半期から1998年第4四半期まで)のみを用いた推計(以下、ベースライン推計)と、

「非伝統的金融政策」の実施時期を加えて推計したもの（1981年第1四半期から2008年第4四半期まで）の双方を分析している。また、勤労者世帯間のばらつきについての分析だけではなく、世帯主が失業している世帯を含むよりカバレッジの広い世帯間のばらつきについても、近似的な指標を作成したうえで分析している¹。

前半パートから得られた主要な結論は以下の3点である。(1)伝統的金融政策の実施時期においては、金融緩和ショックは、労働所得に対して正循環的にはたらくことを通じて、税引き前所得や可処分所得といった所得のばらつきを統計的に有意に拡大させる。(2)2000年代初頭から、金融緩和ショックが所得のばらつきに及ぼす影響が定量的に低下してきており、推計期間を2008年末まで伸ばした場合には、正循環性はほぼ消失する。また、勤労者世帯間ではなく、全世帯間の労働所得のばらつきについてみると、伝統的金融政策の実施時期においても正循環性はみられない。(3)金融緩和ショックが所得のばらつきを統計的に有意に拡大させる時期においても、所得のばらつきから消費のばらつきへの波及は限定的である。

後半では、幾つかの分析手法を用いて、金融政策ショックが家計間のばらつきに波及するメカニズムを検証している。まず、動学的確率的一般均衡(Dynamic Stochastic General Equilibrium、以下DSGE)モデルを用いて、労働市場の柔軟性や家計間の金融資産・負債の分布が、金融政策ショックが生じた後の家計間の消費や所得のばらつきの変化に対してどのような影響を及ぼすのかを、理論的に分析している。また、政府公表の集計値や金融広報中央委員会「家計の金融行動に関する世論調査」の個票データを用いて、産業間での付加価値、従業員給与、時給のばらつき指標、家計間の金融資産・負債のばらつき指標を作成したうえで、これらのばらつき指標と金融政策ショックとの関係性を実証分析している²。こうした指標は、家計調査では捉えられない財・労働市場や、家計の金融資産・負債に関する情報を含んでおり、家計調査を用いた分析を補完するものである。

後半のパートの主たる結論は、前半部分で得られた実証結果——金融緩和ショックに対する労働所得のばらつきの正循環性と、正循環性が推計期間を伸ばすほど弱まる傾向にあること——を説明する上では、日本の労働市場の柔軟性

¹ 2010年の国勢調査に依れば、本稿の分析対象である世帯主が25歳～59歳の家計のうち、世帯主が就業者の家計は、その95%程度を占める。

² 金融広報中央委員会は、金融に関する広報活動を行う組織であり(事務局は日本銀行)、具体的には、様々な調査を通じた金融経済に関する情報提供や、金融リテラシーの向上を企図した教育活動などを行っている。

の度合いの変化が重要であるというものである。鍵となるメカニズムは、労働者による企業間の賃金のばらつきの裁定である。金融政策ショックが各産業や企業の経済活動に及ぼす波及度合がそれぞれ異なるということを前提としたうえで³、労働移動がなく、各家計の労働供給が各企業に紐づいている経済を仮想的に考えると、金融政策ショックが発生した後の企業間の経済活動のばらつきの変化は、企業間の「従業員一人当たり労働所得のばらつき」および家計間の「労働所得のばらつき」の変化に直結することが分かる。逆に、労働移動が伸縮的なもとでは、金融政策ショックによって、企業間の経済活動にばらつきが生じたとしても、賃金のばらつきは裁定によって失われるため、家計間の労働所得のばらつきの変化には直結しにくくなる。こうした理論的な帰結は、過去20~30年間に日本で観察されてきた労働市場の柔軟性の高まりと整合的と言える。なお、金融資産・負債の分布が、金融政策ショックのばらつきへ及ぼす影響については、実証分析の結果を踏まえる限り、限定的であるとの結論が得られた。

本稿と関連が深い先行研究としては、まず、金融政策ショックが家計間の所得・消費のばらつきに与える影響を実証的に分析したもの、とりわけ所得のばらつきへの影響に着目したものが挙げられる。こうした研究は必ずしも多くはないが、例えば、CGKS (2012)や、Saiki and Frost (2014)、Mumtaz and Theophilopoulou (2016)では、標準的な時系列分析の手法を用いて、金融政策ショックが、所得や消費あるいはその両方のばらつきに与える影響を推計している。また、金融資産の価値変動のばらつきに焦点を置いたものとして、家計のバランスシートについての情報を用いて、金融政策ショックの含意を分析したものも存在する (Domanski et al. [2016]、O'Farrell et al. [2016])。理論面では、本稿は、DSGEモデルによる McKay et al. (2016)、Doepke et al. (2015)、Gornemann et al. (2016)、Auclert (2016)などの分析と関連している。こうした研究では、代表的個人モデルではなく、金融資産の保有規模や就業状態が異なっている複数の経済主体を明示的に組み入れた Bewley 型の DSGE モデルを用いて、金融政策ショックが、各家計の所得・消費や、家計間のばらつきに及ぼす影響を分析している。

先行研究との対比では、本稿は、金融政策ショックが家計間のばらつきに与える影響についての実証分析と整合的な具体的な理論モデルを構築している点、実証分析の対象となる変数のカバレッジが広いという点で異なる。特に、後者について、本稿では、個票データをベースに6変数（労働所得、税引き前所得、

³ 金融政策ショックが、生産している財の性質（耐久性の高さや価格粘着性など）や、金融市場へのアクセス可能性といった企業の性質に応じて、企業ごとに異なる影響を及ぼすことについては、実証的にコンセンサスが得られている (Erceg and Levin [2006]、Boivin et al. [2009]、Gertler and Gilchrist [1994]、Peersman and Smets [2005])。

可処分所得、消費、総支出、金融資産)のばらつき指標を算出し、それぞれを検証するだけでなく、変数間の相互作用も考察している⁴。これに対して、先行研究では、一部の変数に絞った分析が多い。例えば、日本の家計間の所得のばらつきについての実証分析である Saiki and Frost (2014)では、税引き前所得のばらつきに分析を限定しているのに対して、本稿では上述した 6 変数のばらつきを分析対象としている。ばらつきに対する金融政策ショックの波及経路を特定する上では、複数の種類の所得のばらつきを分析することが重要であり、実際、後述の分析では、各所得のばらつきの反応を比較した上で、労働所得のばらつきが、波及経路において重要な役割を果たしていると結論付けている。米国や英国の家計間のばらつきを検証した CGKS (2012)や Mumtaz and Theophilopoulou (2016)との比較では、本稿は、金融資産・負債の分布の役割を考察している点で、より包括的な分析となっている。これまでの理論分析との対比でみると、既存研究の多くが、資産分布や就業状態の違いの重要性を強調する中で、本稿は、実証分析の結果に基づいて、労働市場の柔軟性の度合いが労働所得のばらつきに与える役割を強調しているという点で違いがある。

本稿の構成は、以下の通りである。第 2 章では、金融政策ショックが家計間の所得や消費のばらつきに波及する経路について、先行研究を紹介しながら整理する。第 3 章では、推計に用いたデータと推計手法について説明する。第 4 章では、金融政策ショックがばらつきに与える影響についての推計結果を示す。第 5 章では、推計結果の背景となっているメカニズムについて、DSGE モデルなどを用いつつ検証する。第 6 章では、まとめを行う。

2. 金融政策ショックがばらつきに及ぼす影響の波及経路

本章では、金融政策ショックが所得や消費のばらつきに波及する経路について、CGKS (2012)や Nakajima (2015)による分類を参考にしつつ、5 つに整理している。

1 つ目は、「労働所得の異質性」を通じた波及経路である。金融政策ショックに対する労働所得の反応は、個々人の働き方、所属する労働組合の交渉力、名目賃金の粘着性の度合、労働市場の柔軟性などに応じて、就業者ごとに異なることが考えられる。もっとも、この経路は、労働所得のばらつきを拡大する方向にも、縮小する方向にも働き得るため、波及度合の有無・符号・大きさは、

⁴「家計調査」と「家計の金融行動に関する世論調査」では調査対象の家計の属性が異なる。本稿では、「家計の金融行動に関する世論調査」のサンプルを、年齢や雇用状態などの属性を「家計調査」に合わせて調整したうえで、分析に使用している。

実証分析の問題といえる。例えば、Mumtaz and Theophilopoulou (2016)は、英国のデータを用いて、この経路が、金融緩和ショックに対して反循環的に働くことを報告しているが、後で見るように、日本のデータを用いた本稿の分析では、少なくともサンプル中の一定期間においては、金融緩和ショックに対して正循環的に働いている。

2つ目は、「雇用創出効果」を通じた波及経路である。この経路は、労働所得の異質性を通じた経路の一種とも言えるもので、金融政策ショックによって雇用が創出される、あるいは逆に失業者が増えることを通じて働く。Bernanke (2015)が議論しているように、金融緩和（金融引き締め）ショックは、雇用を増やし（減らし）、結果的に、労働所得がゼロとなる家計の総数を減らす（増やす）効果を持つ。こうしたことから、雇用創出効果を通じて、金融緩和ショックに対する労働所得のばらつきの反応は、反循環的になると考えられる。

3つ目は、「所得構成の異質性」を通じた経路である。労働所得や資産所得、政府移転などの個別所得項目が総所得に占める構成比は、家計ごとに異なるが、金融政策ショックがこれらの所得項目に及ぼす影響もまた均一ではないと考えられる。この結果、所得構成が異なる家計間では、金融政策ショック後、総所得のばらつきが変化する可能性がある。例えば、金融緩和ショックが、資産所得を相対的に大きく増加させ、かつ、高所得層の資産所得構成比が低所得層よりも高いと仮定する。この場合、その他の条件が同一であれば、総所得のばらつきの変化は正循環的なものとなる。実証的に「所得構成の異質性」の経路の存在を指摘したものとしては、CGKS (2012)があり、低所得者層の総所得に限定して考えると、金融引き締めショックは、労働所得を低下させる一方で、政府からの移転を拡大させるため、ネットで見ると、総所得への影響は、ほぼ中立と報告している。

4つ目は、「資産構成の異質性」を通じた経路である。保有する資産の種類や大きさ、構成比は家計ごとに異なるが、「所得構成の異質性」の議論と同様、金融政策ショックがそれぞれの資産価格や収益に与える影響は均一ではないと考えられる。例えば、低所得層が資産を現金で保有し、高所得層が株式で保有すると仮定すると、一般的に、金融緩和ショックは、物価上昇を通じて現金の実質価値を下げると同時に、株式の価値を高める効果を持つため、低所得層の資産価値は相対的に大きく減少することになる。Saiki and Frost (2014)や Domanski et al. (2016)では、日本とユーロ圏のデータを用いた分析において、金融危機後に実施された非伝統的金融政策が、この経路を通じて家計間のばらつきを拡大させた可能性を指摘している。

5 つ目は、「負債の有無の異質性」を通じた経路である。金融緩和ショックに伴う金利の低下と、その後の物価上昇は、債権者から債務者に対する実質的な所得移転として作用する。この経路は、金融政策の波及経路の一つとしても関心を集めており⁵、債務者の限界消費性向が高い場合には、金融緩和の景気浮揚効果が高まることが指摘されている。もっとも、この経路が作用する方向性や大きさは、金融緩和ショックが発生する時点での家計が保有する金融資産・負債の分布に依存する。つまり、高所得層が債権者で低所得層が債務者であるならば、この経路はばらつきに対して反循環的に働き、その逆であれば正循環的に働くことになる。実際の債権・債務関係のデータを用いてこの効果を計測した先行研究 (Doepke and Schneider [2006]等) では、金融緩和ショックによって、中高年から若年への所得移転が生じることが報告されている。

3. 分析に用いたデータと推計手法

3-1 分析に用いたデータ

3-1-1 家計調査

本稿では、Lise et al. (2014)に従い、総務省が作成・公表している家計調査の個票データを用いて、所得と消費のばらつきを算出している。家計調査は、日本の家計の所得や消費のデータを月次で収集している統計であり⁶、1953年から現在に至るまで調査が行われている。もっとも、分析に使用可能な個票データは、本分析の実施時点では、1981年1月から2008年12月までであったため、分析対象は、その期間のみである（詳細については、補論Aを参照）。

家計調査とCGKS (2012)など米国の実証分析で利用されている Consumer Expenditure Survey には、二つの共通点がある。一点目は、どちらの調査も高頻度でデータが得られることである。このため、ベクトル自己回帰 (Vector Autoregression、以下 VAR) モデルなど、マクロ経済学における標準的な時系列分析手法を使用することができる。二点目は、所得分布の最上位層に属する家計が標本に含まれていないことである。このため、Piketty (2014)が採用しているような上位 1%の家計のデータを用いたばらつきの分析は、双方とも行えない。相違点としては、家計調査における同一家計の調査期間は 6 か月に限定される

⁵ 例えば、Auclert (2016)、Korinek and Simsek (2016)、Oda (2016)等を参照。

⁶ 家計の保有資産や負債のデータは、家計調査では 2002 年以降から調査されているため、金融政策ショックの家計が保有する資産の分布に及ぼす影響について、当データを用いて通時的に分析することはできない。このため、本稿では、後述のように、金融広報中央委員会「家計の金融行動に関する世論調査」の個票データを用いて分析している。

ことが挙げられる。このため、Blundell et al. (2008)などの家計の消費行動のマイクロ分析において、家計の所得の推移のモデル化を行う際に用いられる労働所得や消費支出の年次の成長率といったデータは、家計調査では収集されていない。

3-1-2 ベースラインの分析で対象とする家計

所得、消費のばらつきを算出するにあたっては、変数間での整合性と異時点間での比較可能性および時系列データとしての十分な長さの確保、という観点から、以下の条件を満たす家計のみを標本対象としている。具体的には、2人以上世帯であること⁷、調査期間中に世帯主が雇用されていること、世帯主が25歳から59歳であること⁸、の3点である。さらに、計数未記入の家計や、可処分所得がゼロまたはマイナスとなる家計、各年の労働所得分布の上位・下位0.25%の家計を、標本から除いている。

上記の方法で作成される所得や消費のばらつきは、勤労者世帯だけを標本対象としているため、金融政策ショックの波及経路のうち「雇用創出効果」を通じた効果については、完全に捉えることはできないという限界がある⁹。こうした点を鑑みて、4-3節においては、全世帯間の労働所得のばらつきを捕捉するための代替指標を作成したうえで分析し、当該経路の定量的な影響を再評価している。

3-1-3 所得・消費のばらつきの時系列的推移

図1は、労働所得、税引き前所得、可処分所得、総支出、消費について、対数分散、ジニ係数、P9010（第9十分位と第1十分位それぞれの上限值の比率）の3種類のばらつきの指標を四半期ベースで掲載したものである。

この図で示されているばらつき指標の推移は、Lise et al. (2014)で報告されている年次ベースの指標の推移と類似的である。特に注目すべき点として、①所得・消費のばらつきは、標本期間を通じて拡大し続けていること、②バブル期にあたる1980年代半ばから1990年代初頭にかけて、ばらつき指標の大半において、

⁷ 家計調査は、2002年以降、単身世帯のデータを収集しているが、2人以上世帯と単身世帯では家計属性が異なることが多いほか、両者の比率も調査時点ごとに変化するため、2人以上世帯のデータだけを使用している。

⁸ 日本では定年退職の年齢が一般的に60歳であるため、世帯主が60歳以上の家計については、世帯主が働いていたとしても、代表的な家計であると看做しえない可能性がある。このため、このような取り扱いにしている。

⁹ 「雇用創出効果」のうち捉えきれない効果とは、例えば、金融緩和によって、これまで働いていなかった世帯主が雇用されて、その結果として生じる家計間の所得や消費のばらつきの変化を指す。一方で、「雇用創出効果」のうち、非世帯主である世帯員が働く（あるいは働かない）ことによる労働調整の効果は、本分析の所得や消費のばらつきの変化に含まれている。

ばらつきの拡大速度が加速すること、また、この傾向は、特に所得について顕著であること、③労働所得のばらつきと、税引き前所得および可処分所得のばらつきとの乖離が小さいことから、所得のばらつきの変動の主因が、労働所得のばらつきにあること、が挙げられる。

3-2 推計手法

3-2-1 LLP

本稿では、Jordà (2005)によって提案された LLP (Local Linear Projection) の枠組みと、Bernanke et al. (2005)や Boivin et al. (2009)などで採用されているファクター分析を組み合わせる形で、所得および消費のばらつき指標の、金融政策ショックに対するインパルス反応関数を推計している。この推計手法自体は、本稿に固有なものではなく、例えば、Aikman et al. (2016)では、FALP (Factor-Augmented Local Projection) と呼称される推計手法が採用されており、本稿の分析手法はこれと類似性が高い手法となっている。Aikman et al. (2016)において議論されているように、LLP を用いる理由は、モデルを推計する際の、説明変数やラグ数の選択といった定式化の誤りに対して頑健性が高いためであり、ファクターを使用する理由は、十分な情報量と標本数のもとで、金融政策ルールに対するショックを抽出するためである。

推計に用いる変数のばらつき指標 (例えば、消費の対数分散) の $t+h$ 期の値を Y_{t+h} 、 t 期の金融政策変数に対するショックを u_t^R とする。Jordà (2005) に従い、このときのインパルス反応 $\partial Y_{t+h} / \partial u_t^R$ を、以下のように定義する。

$$\frac{\partial Y_{t+h}}{\partial u_t^R} \equiv E(Y_{t+h} | u_t^R = 1; M_t) - E(Y_{t+h} | u_t^R = 0; M_t), \forall h = 0, \dots, H \quad (1)$$

(1)式において、 M_t はファクターを含むマクロ経済変数の t 期の値、 E は期待値オペレーターを表す。

(1)式におけるインパルス反応関数は、以下の 2 本の式を用いて推計する。1 つ目の式は、 $t+h$ 期におけるばらつきの指標の値と t 期における金融政策変数やファクターを含むマクロ経済変数 M_t との関係を表す(2)式である。

$$Y_{t+h} - Y_t = \alpha_h + \Pi_h(L)M_t + \varepsilon_{t+h}, \forall h = 0, \dots, H \quad (2)$$

$$\Pi_h(L)X_t = \Pi_{h,0}X_t + \Pi_{h,1}X_{t-1} + \dots + \Pi_{h,d_1}X_{t-d_1}$$

$$M_t = \begin{bmatrix} \Delta TFP_t \\ F_t \\ \Delta R_t \end{bmatrix}$$

ここで、 α_h は定数項、 $\Pi_h(L)$ はマクロ経済変数 M_t の $d_{1,h}$ 期までのラグの値に係る係数、 ε_{t+h} は誤差項を表す。ファクターの数を K と置くと、 $\Pi_{h,s}$ ($s = 0, \dots, d_1$)は、それぞれ $1 \times (K + 2)$ の係数ベクトルである。マクロ経済変数 M_t には、全要素生産性 (Total Factor Productivity、以下 TFP)、ファクター (F_t 、 $K \times 1$ のベクトル)、金融政策変数 (R_t) が含まれている。TFP を用いる理由は、本稿の分析対象期間である日本経済の長期低迷期 (失われた 20 年) を分析した既存研究では、例えば、Hayashi and Prescott (2002)などに指摘されているように、その間の主要マクロ経済変数の推移を理解する上で、TFP の変動が重要であることが共通理解となっているからである。ファクターは、58 個の経済・金融・物価変数の主成分であり、金融政策ショックを適切に抽出することを企図して、説明変数に含めている¹⁰。金融政策変数 R_t については、3-2-3節で記述する。

インパルス反応関数を得るために必要なもう一つの式は、マクロ経済変数 (M_t) の相互の関係性と動学を記述するためのシステムであり、具体的には、以下の(3)式になる。

$$B_0 M_t = \alpha + B_1 M_{t-1} + B_2 M_{t-2} + \dots + B_{d_2} M_{t-d_2} + u_t \quad (3)$$

$$u_t = \begin{bmatrix} u_t^{TFP} \\ u_t^F \\ u_t^R \end{bmatrix}$$

ここで、 α は $(K + 2) \times 1$ のベクトル、 B_s ($s = 0, \dots, d_2$)は、マクロ経済変数 (TFP、ファクター、金融政策変数) の動学を表す係数であり、 $(K + 2) \times (K + 2)$ の行列になっている。 u_t は構造ショックを表す $(K + 2) \times 1$ のベクトルであり、本稿では、分散共分散行列 D の正規分布に従うと仮定する。

(2)式および(3)式で推計されるパラメータを用いると、(1)式で定義されるインパルス反応関数は、以下の関係式から計算できる。

$$\frac{\partial Y_{t+h}}{\partial u_t^R} = \Pi_{h,0}(B_0)^{-1} v u_t^R, \forall h = 0, \dots, H \quad (4)$$

ここで、 v は $K + 2$ 行目が 1 をとり、それ以外の要素はゼロをとる $(K + 2) \times 1$ の

¹⁰ TFP の計測とファクターの作成手法の詳細については補論 A を参照。

ベクトルである。

構造ショックのベクトル u_t に含まれる金融政策変数へのショック u_t^R を識別する際には、構造ショックが、再帰的 (Block recursive) な構造になっているという想定のもとで、金融政策変数へのショックが最も外生性が低い (least exogenous) と仮定している。これは、金融政策変数へのショックは、TFP やファクターに対して同時点での影響を与えないという仮定を置いていることを意味するため、この仮定に従う限り、(1)式を推計する上では、(3)式の推計は必要ない。もっとも、金融政策ショックの識別方法についての頑健性を確認するため、補論 C では、金融政策ショックが、TFP やファクターに対して同時点で影響を与えるという設定、つまり u_t^R が構造ショックの中で一番外生性が高いという仮定の下で、金融政策ショックを識別し、その推計結果を報告している。

3-2-2 その他の設定

それぞれの変数の h 期後の反応を推計するにあたっては、(2)式のラグ数 $d_{1,h}$ ($h = 0, \dots, H$)を、赤池情報基準 (Akaike's Information Criteria) に従って決定する。このため、ラグ数は、変数および予測期間 h ごとに異なり得る。また、上記の通り、補論 C においては、(3)式を推計しているが、ここでのラグ数はシステムに含まれる全てのマクロ経済変数について $d_2=2$ としている。

ファクターの数 K については、本稿の分析においては全て2としているが、頑健性の検証という観点から、補論 C において、3とした場合の結果を報告している。

インパルス反応関数の信頼区間は、Newey and West (1987)に従って計算しており、推計結果については、特に断りがない限り 95%信頼区間を報告している。

3-2-3 推計期間と金融政策変数

上述の通り、本稿では、推計期間が異なる二つの推計を行っている。ベースラインでは、推計期間を 1981 年第 1 四半期から 1998 年第 4 四半期とし、金融政策変数 R_t として、その期間における日本銀行の主要な金融政策手段であった名目短期金利を用いている¹¹。推計期間の始期・終期は、使用可能な家計調査の個票データが 1981 年第 1 四半期以降であったこと、1999 年第 1 四半期以降の金融政策にレジーム転換が生じていること、をそれぞれ考慮して選択している¹²。

¹¹ 名目短期金利としては、無担保コールレート (翌日物) を使用している。無担保コールレート (翌日物) は 1985 年第 3 四半期以降からのみ利用可能であるため、それ以前については有担保コールレート (翌日物) を使用している。

¹² 日本銀行は、1998 年第 4 四半期までは、名目短期金利の操作を通じて金融政策を実施してい

非伝統的金融政策の実施時期を含む期間を用いて推計する際には、1998 年第 4 四半期までは名目短期金利、1999 年第 1 四半期以降については Ueno (2017) で推計された潜在金利で接続した系列を金融政策変数 R_t として使用している。潜在金利は、ゼロ金利制約下における金融政策のスタンスを把握するために考案・作成された系列であり、名目短期金利が正の値をとるときにはその値と等しくなり、名目短期金利がゼロ以下の値をとる場合には、ゼロ金利制約が存在しない仮想的な経済において、名目短期金利がとると考えられる理論的な値である。この値は、一定の仮定のもとで推計され、負の値をとる場合も当然にある。こうした潜在金利は、ゼロ金利下における金融政策の分析において、広く利用されるようになってきている。例えば、Wu and Xia (2016) は、フェデラル・ファンド・レートについて潜在金利を計測したうえで、潜在金利ショックに対するマクロ経済変数のインパルス反応関数を推計し、(観察される) 実際のフェデラル・ファンド・レートの引き下げショックと同様に、潜在金利の引下げショックが、生産の増加と失業率の低下をもたらすことを報告している。

潜在金利を用いるうえでの留意点として、直接観察できないことが挙げられる。潜在金利は、幾つかの理論的な仮定のもとでイールドカーブ全体の情報を用いて推計されるが、こうした仮定は先行研究ごとに必ずしも一致せず、推計された値も異なる。そこで、本稿では、Ueno (2017) で推計された潜在金利を用いた推計を原則として使用しつつ、Krippner (2015) で報告されている別途の方法で推計された潜在金利、観察される 2 年債金利を金融政策変数 R_t として用いた場合についても、それぞれ推計を行うことで、結果の頑健性を確認している。頑健性検証を含め、分析で使用されている金融政策変数の推移は、図 2 に掲載している。また、頑健性検証の結果は、補論 C で報告している。

3-2-4 金融政策ショックのマクロ経済変数への影響

まず、ここまで記述してきた推計手法を用いて、金融政策ショックが主要なマクロ経済変数に与える影響を分析する。図 3 は、(2)式を用いて、金融緩和ショックに対するマクロ経済変数のインパルス反応関数を推計したものである。黒丸付きの実線は、推計期間を 1981 年第 1 四半期から 1998 年第 4 四半期とした場合の点推計値を、シャドーを付したエリアは、その 90% 信頼区間を表す。また、点線は、推計期間を 1981 年第 1 四半期から 2008 年第 4 四半期とした場合の点推計値とその 90% 信頼区間である。

金融政策ショックに対するマクロ経済変数のインパルス反応関数は、Bernanke et al. (2005) などの先行研究で報告されているものと整合的である。すなわち、

たが、1999 年第 1 四半期にゼロ金利政策を導入した。

GDP や設備投資、消費などの「量」の変数や、物価や株価といった「価格」の変数は、金融緩和ショック後に増加しており、労働所得・資本所得についても増加が見られる。推計期間を 2008 年第 4 四半期まで伸ばした場合、金融緩和ショックがマクロ経済変数に与える影響は定量的には弱まるものの、定性的にみれば、同じような反応関数となっている。

4. 金融政策ショックが所得・消費のばらつきに及ぼす影響

本章では、以下の 4 つの異なる設定のもとで推計を行う。第 1 は、家計調査の個票データから作成した所得・消費のばらつきについて、伝統的金融政策の実施時期（1981 年第 1 四半期から 1998 年第 4 四半期）を標本期間として、金融政策ショックに対する反応を推計するものである。言い換えると、名目短期金利に対するショックが、勤労者世帯の所得や消費のばらつきに与える影響を分析する。第 2 は、推計期間を 1981 年第 1 四半期から 2008 年第 4 四半期とした推計である。推計に用いる所得・消費のばらつきは、1 つ目の推計と同一であるが、金融政策変数としては、名目短期金利を、潜在金利を用いて延長した系列を用いている。第 3 は、労働所得のばらつきについて、本稿で「調整済みジニ係数」と呼ぶ近似的な指標を用いた推計である。調整済みジニ係数は、失業者世帯を含む全世帯の労働所得のばらつきを捕捉するために、世帯主が失業している世帯の増減を織り込む形で、別途作成したものである。もっとも、労働所得以外の所得や消費については、類似の指標は作成できないため、ここでは、労働所得のばらつきのみ分析する。第 4 は、集計値から作成した税引き前所得のばらつきの近似的な指標を用いて、2008 年第 4 四半期から 2016 年第 2 四半期までを推計期間として行う推計である。具体的には、Saiki and Frost (2014) に従い、総務省から公表されている家計の所得階層別の税引き前所得の平均値を用いて、所得階層間のばらつきを作成したうえで、潜在金利へのショックや、Saiki and Frost (2014) において金融政策変数として使用されている中銀バランスシートへのショックに対する反応を推計している。本稿で使用可能な家計調査の個票データは 2008 年第 4 四半期までしかないので、直近までの集計データを用いた分析は、最初の 2 つの分析結果を補完することを意図している。

なお、全ての設定において、推計手法は、(2)式を用いている。ただし、第 4 の設定においては、(2)式に沿った LLR のほか、VAR による推計も別途行っている。

4-1 推計結果：ベースライン

図4は、それぞれ労働所得、税引き前所得、可処分所得、総支出（総消費支出）、消費（非耐久財消費支出）の家計間のばらつきの、金融緩和ショック（名目短期金利への負のショック）に対するインパルス反応関数を示している。ばらつきの指標としては、対数分散、ジニ係数、P9010を用いている。全ての変数について、同じばらつき指標を用いた場合の労働所得のばらつきのインパルス反応関数（点推計値）も青の線で表示している。

図4において、着目すべき点は3つ存在する。第1に、各所得変数のばらつきは、金融緩和ショックに対して、正循環的な反応を示す。例えば、可処分所得の対数分散は、ショック発生後の5年間のうち3年間で、5%水準でみて、有意に拡大する。同様の傾向は、総所得や労働所得の対数分散でも観察される。こうした傾向は、ジニ係数やP9010を用いた推計結果においても、共通して観察される。第2に、各所得のばらつき（税引き前所得、可処分所得）の正循環的な反応の主要因は、労働所得のばらつきが強い正循環的な反応を示すことであり、言い換えると「労働所得の異質性」を通じた経路が重要であることが確認できる。これは、労働所得のばらつきと各所得のばらつきの反応の差が小さいことから含意されるものであり、金融政策ショックが所得のばらつきに与える変化という観点からは、資産所得や政府の再分配政策が果たす役割が限定的であるということを示唆している。第3に、所得のばらつきから消費のばらつきへの波及度合いは限定的である。消費のばらつきの金融政策ショックに対する反応は判然とせず、反応の符号でさえ安定していない。例えば、総支出の対数分散は、ショック発生後の5年間の多くの期間において、有意に発生前の水準から乖離していないほか、ショック発生から数四半期後には正の反応を示す一方で、ショック発生後の10～12四半期後においては、逆に負の反応を示している。

4-2 推計結果：1981年～2008年

図5は、推計期間の終期を2008年第4四半期まで伸ばし、名目短期金利に1999年第1四半期以降、潜在金利を接続した系列を金融政策変数とした場合の推計結果である。標本期間の違いによるそれぞれの反応の変化をみるために、推計図4で掲載されているベースラインのインパルス反応関数も青の線で重ねて掲載している。ベースラインとの明確な違いは、所得のばらつきの反応である。ほぼ全ての指標について、各所得のばらつきの金融緩和ショックに対する反応は、弱まっていることが分かる。

こうした反応の変化の背景を探るため、(2)式について、推計期間の終期を徐々

に伸ばしていくことによるローリング推計を行う。図 6 は、推計期間の始期を 1981 年第 1 四半期で固定し、終期を x 軸で示されている時点とした場合の、金融緩和ショックに対する労働所得のばらつきの反応の大きさを y 軸で表している。なお、 y 軸で示している反応の大きさは、金融緩和ショック後の 20 四半期間のインパルス反応関数の平均値で測っている。1980 年代から 1990 年代にかけての時期については、金融緩和ショックに対する労働所得のばらつきは、有意に正循環的な反応を示すことが見て取れる。しかし、2000 年代半ば以降、その反応の大きさは徐々に弱まってきていく。2008 年までのデータを用いた場合には、全ての指標について、ばらつきの反応の有意性は失われる。

図 6 の結果から、金融政策のレジーム転換と、労働所得のばらつきの変化の関係性について、決定的な結論を導くことは難しい。もっとも、ばらつきの反応の有意性が消失するタイミングが、非伝統的金融政策の開始時期から相応に時間が経過した後であることを鑑みると、金融政策のレジーム転換とばらつきの関係性は、それほど強くないと考えられる。

4-3 推計結果：雇用創出効果を勘案した場合

前節までは、勤労者世帯間のばらつきについて、分析を進めてきた。このため、失業者の数が変動することに伴う家計間の所得のばらつきについて、十分に捉え切れていない可能性がある。図 7 の上段は、金融緩和ショックに対する世帯主が失業者である世帯数の反応をみたものである¹³。実際、失業している世帯主の数は、金融緩和後に有意に減少しており、勤労者世帯間のばらつきでは捉えきれない雇用創出効果が存在していることを示している。

失業者している世帯主の数の変動を通じたばらつきの変化を定量的に捕捉するために、本稿では、以下の様な労働所得のばらつきに関する指標（以下、調整済みジニ係数 G^* ）を作成する。

$$G^* \equiv \frac{\sum_{i=1}^{\bar{N}} \sum_{j=1}^{\bar{N}} |x_i - x_j|}{2\bar{N} \sum_{j=1}^{\bar{N}} x_j} = G \frac{N}{\bar{N}} + \frac{\bar{N} - N}{\bar{N}} \quad (5)$$

なお、(5)式における G は、ジニ係数の標準的な計算式である以下の式で定義されている。

¹³ 図 7 の推計では、総務省の労働力調査ベースの数値を用いている。但し、データ上の制約から、60 歳以上と 24 歳以下の世帯主失業者を含めた全年齢ベースでの世帯失業者の数を用いている。

$$G \equiv \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |x_i - x_j|}{2N \sum_{j=1}^N x_j} \quad (6)$$

ここで、 x_i は勤労者 i の労働所得を表し、 \bar{N} 、 N は、それぞれ世帯主が失業している世帯を含む全世帯の総数、勤労者世帯数を表す。(5)式は、失業している世帯の労働所得がゼロであると仮定した場合の、全世帯ベースでの労働所得のジニ係数であり、この値は、勤労者世帯数 N と失業者世帯数 $\bar{N} - N$ 、および、勤労者世帯間の労働所得のジニ係数 G から計算することができる。実際に、調整済みジニ係数 G^* を作成する際には、労働力調査で別途公表されている時系列を用いて、勤労者世帯数 N と失業者世帯数 $\bar{N} - N$ を評価し、 G については、本稿で分析対象としている等価所得ベースでの労働所得 (equivalized earnings) のジニ係数の値で評価する。

図7の下段は、推計期間をベースラインとした設定と推計期間の終期を2008年第4四半期まで伸ばした設定のもとで、(2)式に沿って、調整済みジニ係数 G^* の金融緩和ショックに対するインパルス反応を推計した結果である。これをみると、勤労者世帯間の労働所得のばらつきが有意に正循環性を示していたベースラインの期間においても、金融政策ショックが労働所得のばらつきに与える影響が、有意ではないことが観察できる。

もともと、所得のばらつきを表す指標として、調整済みジニ係数 G^* を用いる際には、幾つか注意が必要である。例えば、このジニ係数はあくまでも労働所得のばらつきの指標であり、資産所得や政府移転による所得のばらつきの変化は捉えられない。また、利用可能なデータの制約があり、指数を作成する際には、25-59歳の世帯主数ではなく全年齢の世帯主数を使用している。しかし、図7で示しているように、金融緩和ショック後においては、失業している世帯主が実際に減少する点と、調整済みジニ係数でみた所得のばらつきの反応が有意でない点を踏まえると、「労働所得の異質性」を通じた労働所得のばらつきの拡大については、雇用創出効果を通じた経路によって、減殺されている可能性が示唆される。

4-4 推計結果：2008年～2016年

本稿で分析に使用できる家計調査の個票データの制約から、ここまでの推計結果は2008年以前のデータに基づいている。本節では、金融政策ショックが所得や消費のばらつきに与える影響について、2009年以降に大きな変化があったかどうか、代替的な指標を用いて検証する。まず、Saiki and Frost (2014)に従い、家計調査の一部として公表されている所得階層別の集計値を用いて、税引き前

所得のばらつきの指標を計算する。家計調査では、2002年1月から5つの所得階層ごとに、税引き前所得の平均値の時系列データを公開している。ここで、第5五分位の所得階層（80–100%）に属する家計の税引き前所得の平均値と、第1五分位の所得階層（0–20%）に属する家計の税引き前所得の平均値の対数比を、税引き前所得のばらつきを測る指標としたうえで、その金融政策ショックに対するインパルス反応関数を推計する。なお、この分析の留意点は、以下の通りである。まず、家計調査では、所得階層別の所得構成の詳細データは公開されていないため、この分析は税引き前所得のみを対象としている。次に、ここで作成する税引き前所得のばらつき指標は、各所得階層に属する家計群のばらつきの変化は捉えられず、あくまでも、所得階層間のばらつきを捉えるものである。最後に、この分析に用いる家計の属性は、3–1–2節で記載されているような調整を行っていない。

分析結果の頑健性を確保するため、金融政策ショックに対する税引き前所得のばらつきのインパルス反応関数は、二つの手法を用いて推計する。一つ目は、Saiki and Frost (2014)で採用されているVARによる推計、二つ目は、(2)式に基づくLLPによる推計である。Saiki and Frost (2014)で採用されているVARは、5つの変数（実質GDP、インフレ率、日本銀行の資産、株価、税引き前所得のばらつき）からなり、金融政策ショックは、日本銀行の資産に対するショックとして識別され、識別の際には、括弧内の変数の順番に基づいたコレスキー分解が用いられている¹⁴。本稿の推計もこれに従っている。なお、どちらの推計においても、推計期間は2008年第4四半期から2016年第2四半期である。推計期間の始期は、Saiki and Frost (2014)にならったものであり、終期はデータが入手可能な最近の時点である。

図8の上段は、Saiki and Frost (2014)と同様のVARを用いた場合の、税引き前所得のばらつきの金融緩和ショックに対するインパルス反応関数である。下段は、LLPを用いた場合のインパルス反応関数である。どちらの推計においても、点推計は正循環性を示しているものの、有意水準を勘案すると、ショックの発生時点からばらつきが乖離しているとはいえない。すなわち、図5で報告された推計結果は、直近のデータを用いた場合においても頑健であると考えられる¹⁵。

¹⁴ 2011年3月11日の東日本大震災の影響を考慮するため、Saiki and Frost (2014)のVARでは、「地震ダミー」と「地震による影響ダミー」が組み込まれており、本稿の推計もそれに倣っている。各ダミーは、それぞれ2011年第2四半期から2011年第3四半期までと2011年第4四半期から2012年第1四半期までの期間に1をとり、それらの期間以外では0をとる。

¹⁵ なお、Saiki and Frost (2014)での推計期間は、2008年第4四半期から2014年第1四半期までであり、その期間については、金融緩和ショックに対する税引き前所得のばらつきの反応は有意に正となっている。

5. 推計結果の背景についての考察

1990年代まで有意であった金融政策ショックの所得のばらつきに与える影響は、何故、2000年代以降、弱まったのか？、金融政策ショックの消費のばらつきへの波及は、何故、所得のばらつきへの波及に比べて限定的であったのか？、家計が保有する金融資産や負債は、金融政策ショックが所得や消費のばらつきに及ぼす影響にどのような役割を果たすのか？

本章では、3つの分析枠組みを活用しつつ、これらの問いに回答を与える。1つ目は、2つの財部門と2種類の家計からなるDSGEモデルである。このモデルを用いた分析は、実証分析で得られた結果と定量的な意味で符合するモデルを構築することを企図している訳ではなく、経済構造の違いが、金融政策が所得や消費のばらつきに与える影響をどのように変化させるのかを理論的に検証し、実証分析と整合的な結果を得るためには、経済構造はどのような特性を持つ必要があるのかを理解することを目的としている。このため、モデルでは、「雇用創出効果」および「所得構成の異質性」を通じた経路については予め捨象している。これは、図4、5で確認された通り、日本の家計間の所得のばらつきにおいては、「労働所得の異質性」を通じた経路が、中心的な役割を果たすと考えられるためである。結果を予め先取りすると、モデルを用いた理論分析からは、労働市場の柔軟性の度合と、家計が保有する金融資産・負債の分布の2つの要素が、金融政策ショックに対する所得や消費のばらつきの反応を形成するうえで鍵となることが示される。

残りの二つの分析枠組みは、家計調査の個票データ以外の二種類のデータを用いた実証分析である。1つ目のデータは、労働投入や財生産に関する産業レベルの集計値の時系列であり、2つ目のデータは、家計の金融資産と負債に関する個票データである。これらのデータは、家計調査から得られる家計の所得や消費のデータを補完するものである。本章では、これらを用いて、産業間の労働変数や生産量のばらつきの指標と、家計間の資産・負債に関するばらつきの指標を作成したうえで、金融政策ショックに対する反応を推計し、得られた結果について、4章で報告されている実証分析の結果や、DSGEモデルから得られる理論的な含意と照らし合わせる。

5-1 二種類の家計が存在するモデル

5-1-1 モデル設定

家計部門

無限期間生きる家計 X と Z が存在し、各家計には2種類の世帯員が存在すると仮定する。具体的には、2つの財部門のうちどちらか1部門にしか労働力を供給できない世帯員と、双方の財部門に労働力を供給できる世帯員の2種類がおり、ここでは、それぞれ固定型労働者（attached labor inputs）と移動型労働者（mobile labor inputs）と呼称する。家計は、消費 C_t から効用を得て、固定型労働者の労働時間 $N_{s,t}$ と移動型労働者の労働時間 $H_{s,t}$ （それぞれについて、 $s = X, Z$ ）から不効用を得る。期待効用関数式は、下記の通りに表される。

$$U_{s,t} \equiv E_t \left[\sum_{q=0}^{\infty} \beta^q \left(\log(C_{s,t+q} - bC_{s,t+q-1}) - \theta \frac{N_{s,t+q}^{1+\eta}}{1+\eta} - \phi \frac{H_{s,t+q}^{1+\delta}}{1+\delta} \right) \right], \quad (7)$$

$$\forall s = X, Z$$

(7)式において、 $\beta \in (0,1)$ は主観的割引率、 $b > 0$ は消費の習慣形成による慣性、 $\eta > 0$ と $\delta > 0$ は労働供給の弾力性の逆数、 $\theta > 0$ と $\phi > 0$ はそれぞれ固定型労働者と移動型労働者のウェイトを表す。

各家計の予算制約は、下記の通りである。

$$C_{s,t} + \frac{B_{s,t}}{P_t} \leq \left[\begin{array}{l} \frac{W_{s,t}}{P_t} N_{s,t} + \frac{W_t}{P_t} H_{s,t} \\ + \left(\frac{\Pi_{X,t} + \Pi_{Z,t}}{P_t} \right) \gamma_{\Pi_s} \\ + \left(\frac{R_{X,t} K_X + R_{Z,t} K_Z}{P_t} \right) \gamma_{K_s} \\ + R_{t-1} \frac{B_{s,t-1}}{P_t} + \kappa_B \left(\frac{B_{s,t}}{P_t} \right)^2 \end{array} \right], \quad \forall s = X, Z \quad (8)$$

(8)式において、 P_t は一般物価指数、 $B_{s,t}$ は保有している債券の名目価値、 $W_{s,t}$ ($s = X, Z$)と W_t は、それぞれ家計 $s = X, Z$ における固定型労働者と移動型労働者へ、一単位当たりの労働投入に対して支払われる名目賃金を表す。ここで、固定型労働者が受け取る名目賃金 $W_{s,t}$ ($s = X, Z$)は、家計間で異なり得る一方で、移動型労働者が受け取る名目賃金 W_t は、家計間で常に同じであることに注意したい。 $\Pi_{X,t} + \Pi_{Z,t}$ は、後述する2つの財部門から得られる配当金の名目額の総額

を表し、 $\gamma_{\Pi_s} \in [0,1]$ は、配当金総額のうち、家計 $s = X, Z$ が受け取る割合を示す。 $R_{X,t}$ と $R_{Z,t}$ は、それぞれ2つの財部門で用いられる資本ストック K_X と K_Z のレンタル費用の名目額、 $\gamma_{K_s} \in [0,1]$ は、経済全体の資本ストック量のうち、家計 $s = X, Z$ が保有する割合である。 R_{t-1} は債券を保有することによって得られる利子の名目値、 $\kappa_B > 0$ は債券保有の調整費用にかかるパラメータを表す。単純化のため、配当金の受け取り割合や資本ストックの保有割合は取引できず、時間を通じて一定と仮定する。

企業部門

経済には二つの財部門 X と Z が存在し、各部門は最終財企業と中間財企業からなる。 X 部門では、各中間財企業 $i \in (0,1)$ が差別化された中間財を生産し、最終財企業はそれらの差別化された中間財 $i \in (0,1)$ を全て用いて、最終財 \bar{X}_t を生産する。同様に、 Z 部門では、最終財企業が、各中間財企業 $j \in (0,1)$ が生産した中間財 $j \in (0,1)$ 全て使って、最終財 \bar{Z}_t を生産する。最終財企業は完全競争に直面し、中間財企業は要素市場においては完全競争に直面するものの、生産した財の市場においては独占的に行動する。それぞれの財部門で生産された最終財は、集計部門が消費バスケット C_t を生産する際の生産要素になる。

最終財の生産は、最終財企業が保有する下記の生産技術を用いて行われる。

$$\bar{X}_t = \left[\int_0^1 x_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad \bar{Z}_t = \left[\int_0^1 z_t(j)^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

$\varepsilon \in (1, \infty)$ は差別化された中間財の間の代替の弾力性を表し、 $x_t(i)$ と $z_t(j)$ は、それぞれの2つの部門で生産された中間財を表す。

中間財企業 i と j が生産した中間財 $x_t(i)$ と $z_t(j)$ に対する需要関数は、最終財企業の最適化行動から下記の通りとなる。

$$x_t(i) = \left[\frac{P_{X,t}(i)}{P_{X,t}} \right]^{-\varepsilon} \bar{X}_t, \quad z_t(j) = \left[\frac{P_{Z,t}(j)}{P_{Z,t}} \right]^{-\varepsilon} \bar{Z}_t \quad (9)$$

ここで、 $\{P_{X,t}(i)\} (i \in [0,1])$ と $\{P_{Z,t}(j)\} (j \in [0,1])$ は、それぞれの中間財の名目価格を表し、 $P_{X,t}$ と $P_{Z,t}$ は、各最終財の名目価格を表す。

$$P_{X,t} = \left[\int_0^1 P_{X,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad P_{Z,t} = \left[\int_0^1 P_{Z,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

各中間財企業は、2種類の労働力と部門固有の資本ストックを用いて中間財を

生産する。各中間財企業は、コブ・ダグラス型の生産技術を使用する。

$$x_t(i) = AN_{X,t}(i)^{\alpha\mu} U_{X,t}(i)^{\alpha(1-\mu)} K_{X,t}(i)^{1-\alpha} \quad (10)$$

$$z_t(j) = AN_{Z,t}(j)^{\alpha\mu} U_{Z,t}(j)^{\alpha(1-\mu)} K_{Z,t}(j)^{1-\alpha} \quad (11)$$

A は両部門共通の技術水準、 $N_{X,t}(i)$ と $N_{Z,t}(j)$ 、 $U_{X,t}(i)$ と $U_{Z,t}(j)$ 、 $K_{X,t}(i)$ と $K_{Z,t}(j)$ は、それぞれ、企業 i と j が雇用する固定型労働者と移動型労働者による労働投入量、部門固有の資本ストックを表す。 $\alpha, \mu \in [0,1]$ は、生産関数に関するパラメータであり、それぞれ労働分配率、固定型労働者の投入シェアである。固定型労働投入シェアが大きいほど、移動型労働者対比でみて、固定型労働者の投入量が大きいことを示す。

企業による価格設定

中間財企業が生産する財は、それぞれの財市場で差別化されており、その結果、各中間財企業 i と j は、財市場において独占的に振舞う。例えば、 X 部門の企業 i は、(9)式で示されている財 $x_t(i)$ に対する需要関数と、自身が直面する限界費用を参照しつつ、自身の利潤が最大化されるように、財価格 $P_{X,t}(i)$ を設定する。もともと、企業は自由に価格を調整できる訳ではなく、財価格 $P_{X,t}(i)$ を前期の値から動かす際には、調整費用を払う必要がある（名目価格の硬直性）と仮定する。このため、数式的には、企業にとっての最適な価格水準 $P_{X,t}(i)$ は、下記の最適化問題の解になる。

$$\max_{P_{X,t}(i)} E_t \left[\sum_{q=0}^{\infty} \beta^{t+q} \frac{\Lambda_{t+q}}{\Lambda_t} \frac{\Pi_{t+q,X}(i)}{P_{t+q}} \right] \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \text{s. t. } \Pi_{t+q,X}(i) &= P_{X,t+q}(i)x_{t+q}(i) - MC_{X,t+q}(i)x_{t+q}(i) \\ &\quad - \frac{\kappa_X}{2} \left(\frac{P_{X,t+q}(i)}{P_{X,t+q-1}(i)} - 1 \right)^2 P_{X,t+q} X_{t+q} \end{aligned} \quad (13)$$

ここで、 Λ_{t+q} は $t+q$ 期の家計の予算制約式(8)に係るラグランジュ乗数、 $MC_{X,t+q}(i)$ は中間財企業 i が直面する名目の限界費用である。なお、名目限界費用については、生産関数(10)式から、以下のような賃金と資本のレンタル費用の関数として表現される。

$$MC_{X,t} = \frac{\bar{\phi}_{MC} W_{X,t}^{\alpha\mu} W_t^{\alpha(1-\mu)} R_{X,t}^{1-\alpha}}{A} \quad (14)$$

ここで、 $\bar{\phi}_{MC} \equiv (\alpha\mu)^{-\alpha\mu} (\alpha(1-\mu))^{-\alpha(1-\mu)} (1-\alpha)^{\alpha-1}$ である。(13)式に現れる

$\kappa_X > 0$ は、名目価格を調整することで発生する費用の大きさを規定するパラメータである。Z部門に属する中間財企業 j も、同様のパラメータ $\kappa_Z > 0$ によって規定される名目価格の硬直性を所与として、(12)~(14)式と同様の価格設定問題を解き、自身の財価格 $P_{Z,t}(j)$ を選択する。簡単化のため、ここで、追加的な仮定として、企業間の対称均衡を仮定すると、差別化された財の価格 $P_{X,t+q}(i)$ と $P_{Z,t+q}(j)$ は、それぞれの部門において、他の中間財企業が設定する価格と等しくなる。すなわち、任意の i と j について、 $P_{X,t+q}(i) = P_{X,t+q}$ と $P_{Z,t+q}(j) = P_{Z,t+q}$ が成立する。

集計部門

経済全体での消費バスケットは、各財部門から生産された財からなる。ここでは、集計部門 (Aggregators) という部門が存在するとし、当該部門が、2つの財 X_t と Z_t を購入して、下記の生産技術を用いて消費バスケット C_t を生産し、消費者に売却すると考える。集計部門は、生産要素市場においても財市場においても、完全競争的に振る舞うとする。

$$C_t = X_t^\rho Z_t^{1-\rho} \quad (15)$$

$\rho \in [0,1]$ は消費バスケットにおける X 財のウェイトを示すパラメータである。(15)式を用いると、消費バスケット一単位当たりの価格、すなわち、一般物価を X 財と Z 財の価格で表現することができる。

$$P_t = \rho^{-\rho} (1-\rho)^{\rho-1} P_{X,t}^\rho P_{Z,t}^{1-\rho} \quad (16)$$

この一般物価の式を展開すると、各財の需要関数が下記のように得られる。

$$X_t = \rho \left(\frac{P_t}{P_{X,t}} \right) C_t, Z_t = (1-\rho) \left(\frac{P_t}{P_{Z,t}} \right) C_t \quad (17)$$

政府部門

政府部門は、中央銀行のみからなると考える。中央銀行は、以下のテイラールール型の金融政策ルールに従って、一般物価 P_t の成長率が安定するように名目金利 R_t を操作する。

$$\log R_t = \rho_n \log R_{t-1} + (1-\rho_n) \varphi \log \pi_t + \epsilon_{R,t} \quad (18)$$

$\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 、 $\rho_n \in [0,1)$ 、 $\varphi > 0$ はパラメータであり、 $\epsilon_{R,t}$ は金融政策ルールに対する攪乱項である。

資源制約

3つの生産要素に関する資源制約は下記の通りである。

$$\int_0^1 N_{X,t}(i)di = N_{X,t}, \int_0^1 N_{Z,t}(j)dj = N_{Z,t} \quad (19)$$

$$\int_0^1 U_{X,t}(i)di + \int_0^1 U_{Z,t}(j)dj = H_{X,t} + H_{Z,t} \quad (20)$$

$$\int_0^1 K_{X,t}(i)di = K_X, \int_0^1 K_{Z,t}(j)dj = K_Z \quad (21)$$

なお、(20)式左辺の2つの項は、それぞれX部門とZ部門の移動型労働者の労働投入量を表し、右辺の2つの項は、それぞれ家計Xと家計Zの移動型労働者の労働供給を表す。以下では、X部門とZ部門における移動型労働者の総労働投入の総量を、それぞれ $U_{X,t}$ と $U_{Z,t}$ とする。

最終財企業が生産する最終財 \bar{X}_t と \bar{Z}_t のうち一定割合は、調整費用として費やされ、残りは消費バスケットを構成する。このため、資源制約は下式で表される。

$$\bar{X}_t = X_t + \frac{\kappa_X}{2} \left(\frac{P_{X,t}}{P_{X,t-1}} - 1 \right)^2 X_t$$

$$\bar{Z}_t = Z_t + \frac{\kappa_Z}{2} \left(\frac{P_{Z,t}}{P_{Z,t-1}} - 1 \right)^2 Z_t$$

集計部門が生産する消費バスケットのうち、一部は、家計の債券保有に係る費用となり、残りは各家計に消費される。このため、消費バスケットの資源制約は下式で表される。

$$C_{X,t} + C_{Z,t} = C_t - \kappa_B \left(\frac{B_{X,t}}{P_t} \right)^2 - \kappa_B \left(\frac{B_{Z,t}}{P_t} \right)^2$$

債券の総供給量はゼロと仮定する。

$$B_{X,t} + B_{Z,t} = 0$$

5-1-2 金融緩和ショックに対する所得・消費のばらつきの反応

本節では、労働市場の柔軟性と金融資産・負債の分布に着目しながら、金融政策が所得と消費のばらつきに与える影響について、シミュレーションを用いて、理論的な含意を導き出す。シミュレーションを行うに当たっては、まず、

モデルを定常状態近傍で対数線形近似したうえで、(18)式の金融政策ルールへの負のショック $\epsilon_{R,t}$ （金融緩和ショック）が生じた場合のモデルの動学を計算する。表 1 に、ベースラインのシミュレーションで用いたパラメータの設定をまとめている。ほとんどのパラメータ値は、先行研究に従った標準的な値に設定している。

ベースライン・シミュレーション

所得や消費のばらつきをモデルの中で作り出すため、シミュレーションを通じて、 $\rho > 1 - \rho$ 、 $\kappa_X > \kappa_Z$ という二つの仮定を置く。その他のパラメータは、2つの家計間、2つの財部門間で同一であるとする。1つ目の仮定（ $\rho > 1 - \rho$ ）を置くと、定常状態において、家計Xは家計Zよりも多くの労働所得を得ることとなり、この結果、より多くの消費バスケットを消費することになる¹⁶。この仮定は、定常状態において、部門Xが生産する付加価値が、部門Zが生産する付加価値よりも大きくなることをも含意する。2つ目の仮定（ $\kappa_X > \kappa_Z$ ）は、金融政策ショックによって、経済が定常状態から乖離する際、それぞれの財部門が異なる影響を受けることを含意する。これは、X部門がより大きい価格の調整費用に直面する結果、X財価格 $P_{X,t}$ がZ財価格 $P_{Z,t}$ に比べて、より緩慢に調整されるからである。相対価格の変化は、各財の需要にも影響を及ぼす。金融緩和ショックが生じた場合を考えると、X財がZ財に比べて一時的に安くなるため、X財への需要量はZ財への需要量よりも大きくなる。こうした複数の財の価格の粘着性の違いが、相対価格の変化を通じて、それぞれの財への需要を変化させる経路については、Ohanian et al. (1995)や Barsky et al. (2007)等の先行研究で分析されている¹⁷。

図 9 は、金融緩和ショックが生じた後の、GDP（モデル内では消費バスケット C_t ）、インフレ率 π_t 、2つの部門の付加価値 X_t 、 Z_t 、相対価格 $P_{X,t}/P_{Z,t}$ 、それぞれの家計の労働所得 $y_L \equiv W_{s,t}N_{s,t} + W_t H_{s,t}$ （ $s = X, Z$ ）、消費 $C_{s,t}$ （ $s = X, Z$ ）、さらに、下記で定義される2つの家計間の所得・消費のばらつきの定常状態からの乖離を示している。

¹⁶ 仮に $\rho = 0.5$ とした場合、定常状態における両部門・両家計の経済行動は同一となる。このため、金融政策ショックは、ショック $\epsilon_{R,t}$ の符号にかかわらず、部門間および家計間の各変数のばらつきを拡大させるが、こうしたシミュレーション結果は既述の実証分析の結果とは整合的ではない。例えば、図 4 に示されるインパルス反応関数は、金融緩和ショックが労働所得のばらつきを拡大させる一方、金融引き締めショックについては、労働所得のばらつきを縮小させることを含意している。

¹⁷ これら2つの仮定は、定常状態において、より多くの付加価値を生産している財部門が、金融緩和ショック後の需要増大の多くを取り込むことを意味している。以下でも示すように、この含意は、5 - 2節の産業間の付加価値のばらつきの反応に関する実証分析結果と整合的である。

労働所得のばらつき： $|\log[(W_{X,t}N_{X,t} + W_tH_{X,t})/(W_{Z,t}N_{Z,t} + W_tH_{Z,t})]|$

消費のばらつき： $|\log[C_{X,t}/C_{Z,t}]|$

金融緩和ショックによる景気浮揚効果の結果、財部門の付加価値や、家計の所得、消費は増大する。また、図から明らかなように、部門間の生産量、家計間の所得や消費のばらつきにも変化が生じる。財部門ごとの金融緩和ショックに対する反応のばらつきは、価格 $P_{X,t}$ と $P_{Z,t}$ の粘着性の違いから生じる。部門 X の財価格が相対的に安くなることから、(17)式で示されるように、財 X への需要 X_t は財 Z への需要 Z_t よりも大きくなる。この部門間で生じた生産や付加価値のばらつきは、「労働所得の異質性」を通じて、家計間の所得や消費の反応にばらつきを生み出す。(10)式と(11)式の生産関数から示されるように、より大きな需要に直面した中間財企業 i は、より多くの固定型労働者を雇用するため、 X 部門で働く固定型労働者の名目賃金 $W_{X,t}$ は、 Z 部門で働く固定型労働者の名目賃金や移動型労働者の名目賃金($W_{Z,t}$ 、 W_t)と比較して上昇する。これによって、家計 X と家計 Z の労働所得の乖離は大きくなる。この労働所得のばらつきの拡大は、移動型労働者の労働所得($W_tH_{X,t}$ 、 $W_tH_{Z,t}$)を通じて、ある程度は均されるものの、完全には相殺されない。家計間の労働所得のばらつきの拡大を反映して、家計間の消費のばらつきも、その程度は相対的に小さいものの拡大する。

労働市場の柔軟性

以下では、複数の異なる経済環境のもとでシミュレーションを行うことにより、経済環境と、金融政策ショックが各変数のばらつきに及ぼす影響との関係性を検証する。まず、パラメータ μ が異なる値をとるとき、労働所得のばらつきがどのように反応するかを分析することで、労働市場の柔軟性が果たす役割を検証する。生産関数におけるこのパラメータ μ は、(名目賃金が一定である場合には) 固定的労働者の労働投入量が全労働投入量に占める割合を表す。仮に、1の値をとっている場合、家計 X (Z)は、自分の所属していない財部門 Z (X)が高い賃金を提示したとしても、その財部門では全く働くことができない。逆に、ゼロの値をとれば、家計はどちらの部門でも働くことができるため、結果的に、賃金が部門間で完全に均され、家計間で労働所得と労働時間が同一になる。

図10は、 $\mu = 0.4, 0.6, 0.8$ のもとで、金融緩和ショックに対する所得と消費のばらつきなど各変数のインパルス反応をシミュレーションしたものである。パラメータ μ が高いほど、それぞれの財部門では、固定型労働者($N_{X,t}$ 、 $N_{Z,t}$)を、移動型労働者($U_{X,t}$ 、 $U_{Z,t}$)よりも多く用いて生産するため、財部門間の付加価値(X_t 、 Z_t)のばらつきが、財部門間の労働投入量1単位当たりの労働所得のば

らつき $((W_{X,t}N_{X,t} + W_tU_{X,t})/(N_{X,t} + U_{X,t}))$ と $((W_{Z,t}N_{Z,t} + W_tU_{Z,t})/(N_{Z,t} + U_{Z,t}))$ の差に反映されやすくなる。この結果、労働所得を受け取る家計間の労働所得のばらつき $((W_{X,t}N_{X,t} + W_tH_{X,t}))$ と $((W_{Z,t}N_{Z,t} + W_tH_{Z,t}))$ との差も拡大する。パラメータ μ が低い場合には、この逆が成り立つことになる。すなわち、財部門間の付加価値のばらつきは、家計間の労働所得のばらつきに波及しにくくなる。

このメカニズムは、解析的に示すことができる。単純化のために、 $\mu = 1$ かつ $\kappa_Z = 0$ とすると、(14)式と(17)式を用いて、家計間の労働所得のばらつきを下記のように表すことができる。

$$\log \left[\frac{(W_{X,t}N_{X,t})}{(W_{Z,t}N_{Z,t})} \right] = \log \left[\frac{MC_{X,t}\bar{X}_t}{MC_{Z,t}\bar{Z}_t} \right] \approx \log \left[\frac{MC_{X,t}}{P_{X,t}} \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \right] + \log \left[\frac{\rho}{1 - \rho} \right]$$

2つ目の(近似的な)等号では、右辺第2項は、金融政策ショックに影響を受けないため一定であることに留意したい。定常状態では、第1項はゼロであるため、家計間の労働所得のばらつきは、右辺第2項に近似的に等しくなる。経済が定常状態から乖離している場合、第1項はゼロではなくなり、価格の粘着性の度合いに応じて異なる値をとる。ここで仮定しているように、X財の価格 $P_{X,t}$ が、名目限界費用 $MC_{X,t}$ に比べて緩慢に調整されるのであれば、金融緩和ショックに対して、右辺第1項は正の値をとるため、家計間の労働所得のばらつきは、定常状態対比でみて、拡大する。もっとも、 $\mu = 0$ である場合には、1つ目の等号は成立しない。これは、家計が対称的であるならば、左辺の項は経済状態に関わらず、常にゼロになるためである。

この分析からは、固定的労働者の比率でみた労働市場の柔軟性が、金融政策の所得や消費のばらつきへの波及に果たす役割が大きいことが示唆される。労働投入が企業間で伸縮的に行われる場合、企業間の財の生産や付加価値のばらつきは、家計間の労働所得のばらつきには帰結しない。これは、家計が、より高い賃金を提示する企業に労働力を供給する結果、企業間の賃金のばらつきがなくなるためである。一方で、労働者の企業間移動が不十分であり、特定の企業にしか労働力を供給できない場合、別の企業が高い賃金を提示しても、その企業で働くことができず、企業間の賃金のばらつきも解消されないままとなる。その結果、企業間の需要のばらつきが、家計間の労働所得のばらつきに波及することになる。

金融資産の分布

次に、家計が保有する資産の分布が、金融緩和ショック後の、労働所得や消費のばらつきへの変化に対して、どの様な影響を及ぼすかを分析する。特に、

ここでは、所得のばらつきから消費のばらつきへの波及に焦点をあてる。分析にあたっては、パラメータ $\gamma_{K,X}$ （あるいは、 $1-\gamma_{K,X}$ ）に着目する。このパラメータは、家計 X が保有する資本ストックが、経済全体での資本ストックに占める割合であり、図表9で示されたベースラインのシミュレーションでは、2つの財部門から得られる資産所得の総額 $R_{X,t}K_X + R_{Z,t}K_Z$ が家計間で均等に配分されるように、 $\gamma_{K,X} = \gamma_{K,Z} = 0.5$ という仮定を置いている。ここで、 $\gamma_{K,X} > (<)\gamma_{K,Z}$ と仮定すると、家計 X の生涯所得は、家計 Z よりも大きく（小さく）なる。家計は、生涯所得に基づいて消費水準や労働供給量を決定するため、資本ストックの保有割合の違いは、労働所得や消費のばらつきの動学を変化させることになる。

図11は、それぞれ、 $\gamma_{K,X} = 0.4, 0.5, 0.6$ としたときの、労働所得・消費のばらつきなど各変数のインパルス反応関数を示している。資本ストックの家計間の保有割合は、所得や消費のばらつきの動学に大きな影響を与えている。家計 X は、資本ストックの保有割合 $\gamma_{K,X}$ が小さいほど、資産所得が小さくなるため、より多くの労働供給を行うことで生涯所得の減少を抑えようとするものの、生涯所得自体は減少することから、消費水準を低下させる。この場合、家計 Z の生涯所得は大きくなるため、同様のメカニズムにより、 $\gamma_{K,X}$ が高い場合と比べて、労働供給量を減らし、消費を増やすことになる。その結果、資本ストックの家計間の保有割合が均等であった場合と比べて、家計間の労働所得のばらつきはさらに拡大し、消費のばらつきは縮小することになる。これは、家計間の労働所得のばらつきと、消費のばらつきとの関係性が、より乖離することを意味する。すなわち、労働所得のばらつきの反応対比でみて、消費のばらつきの反応は弱くなることになる。

このシミュレーションからは、家計が保有する資産・負債の分布次第で、金融政策ショック後の、家計間の労働所得のばらつきの変化から、消費のばらつきの変化への波及が抑制される可能性が示唆されている。もっとも、実際にこうしたメカニズムが機能しているかどうかについては、資産・負債の分布のデータを見るほかはない。次節以降では、金融資産・負債の個票データを分析することで、実際の家計の金融資産・負債の分布が、4章での実証分析での結果や、シミュレーション結果と整合的になっているかを検証する。

5-2 金融政策ショックと労働所得のばらつき

前節のシミュレーション分析からは、産業や企業間の金融政策ショックへの反応の違いが、家計間の労働所得のばらつきにどのように波及するかという点については、労働市場の柔軟性の度合いに拠るところが大きいことが確認されている。以下では、労働変数などに関する産業レベルの集計データを用いて、

シミュレーションで示されているような経路が、データと整合的であることを議論する。

まず、簡単に、日本の労働市場の特徴と変遷について俯瞰する。先行研究では、日本の労働市場の特徴の一つとして、産業・企業間の労働者の移動が少なく、その結果、企業による労働投入量の調整が、主として、雇用者数の増減ではなく、既に雇われている労働者の労働時間の調整を通じて行われていることが指摘されてきた。例えば、Braun et al. (2006)では、1960年から2002年までの日米の労働変数の景気循環成分を比較した結果、日本では、雇用者数の変動が、労働時間の変動の6割程度である一方、米国では、前者の変動の大きさが後者の変動の2倍を超えることを報告し、日米間における労働投入量の調整方法の違いが、このような数値の違いに現れていると指摘している。

もっとも、1990年代半ばころから、日本の労働市場は徐々に変化してきている。まず、労働者全体に占めるパート労働者の役割が大きくなっている。図12の上段で示されているパート労働者比率の時系列推移は、明確な上昇トレンドを持っている。一般労働者と異なり、パート労働者は、予め定められた短期間の有期雇用に限定されることが多く、こうした労働者が増加すると、企業は、労働時間ではなく雇用者数の調整を通じた労働投入量の調整を行い易くなる。このことは、企業にとって予見できない需要変動が生じた場合、それまで以前と比べて、雇用者数の変動に結びつきやすいということを含意する。さらに、こうしたパート労働者の活用が進んでいることなどを背景に、産業・企業間の労働移動も活発化している。図12の下段で示されている通り、労働移動率も、趨勢的な増加基調を示しており、かつてと比べて、労働市場における裁定が活発化してきている可能性を示唆している。前節で議論した理論モデルに引き付けて考えれば、こうした経済構造の変化は、産業や企業間の生産活動のばらつきが、各産業で働いている労働者の労働所得のばらつきに波及することを抑制する方向に作用していると考えられる。この結果、産業や企業間での生産活動のばらつきが、家計間の労働所得のばらつきに波及しなくなると考えられる。次節では、産業レベルのデータを用いて、こうした考え方が、実証的に支持されるかどうかを検証する。

産業間の付加価値・労働所得のばらつきの反応

家計調査では、企業や労働者に関する詳細なデータが収集されていないため、本節では、産業レベルの集計データを用いて、産業間の付加価値のばらつきが、産業間の労働所得のばらつきにどのように波及するかを分析する。シミュレーション分析では、産業間の付加価値のばらつきと、産業間の労働投入1単位あ

たりの労働所得のばらつきとの関係性を分析しているため、ここでも、労働所得の指標として、従業員一人当たり労働所得と、一時間あたり労働所得を用いる。分析にあたっては、まず、財務省が公表している法人季報の産業・規模別データを用いて、産業間の付加価値および従業員一人当たり労働所得のばらつきを計算する。法人季報からは、37の産業のデータを4つの規模別に取得できるため、37×4産業グループ間のそれぞれの変数のばらつきを計算する¹⁸。また、厚生労働省から公表されている毎月勤労統計を用いて、35産業の一時間あたり労働所得を算出したうえで、その産業間でばらつきを計算する¹⁹。そのうえで、4章での実証分析と同様に、(2)式のLLPを使用して、金融緩和ショックが生じたときに、各変数のばらつきが、どのように反応するかを推計する。

図13の(1)、(3)、(5)は、1981年第1四半期から1998年第4四半期のベンチマークの推計期間を用いた場合の推計結果である。これをみると、金融緩和ショックは、産業間の付加価値、従業員一人当たり労働所得、一時間あたり労働所得のばらつきを拡大させており、産業間の生産活動のばらつきが、産業間の労働所得のばらつきに波及していることが確認できる。労働市場の柔軟化の影響を確認するため、図5の推計期間と同様に、1981年第1四半期から2008年第4四半期までを推計期間として、金融緩和ショックに対する反応を推計したものが同図の(2)、(4)、(6)である。産業間の付加価値のばらつきについては、推計期間を伸ばしても正循環的な反応を示している。しかし、従業員一人当たり労働所得や一時間あたり労働所得のばらつきについては、ゼロから有意には乖離していないという結果になっている。こうした傾向は、図9、10のシミュレーション結果と整合的であり、労働市場の柔軟性の高まりが金融政策ショックに対する労働所得のばらつきの反応を抑制することを示唆している²⁰。

5-3 所得のばらつきから消費のばらつきへの波及と金融資産の果たす役割

5-3-1 所得階層別の限界消費性向の反応

図4でみたように、金融緩和ショックに対する労働所得のばらつきの反応が有意に正である時期でさえ、消費のばらつきへの波及は必ずしも有意にゼロか

¹⁸ 法人季報では、以下の分類によって、資本規模別に系列を公表している。(1)5,000万円未満、(2)5,000万円以上1億円未満、(3)1億円以上10億円未満、(4)10億円以上。

¹⁹ 従業員一人当たり労働所得は、法人季報の「従業員給与」の産業別データを、同じ産業ごとに「従業員数」で割ったものである。一時間あたり労働所得は、毎月勤労統計の一人当たり「現金給与総額」を一人当たり「労働時間」で割ったものである。

²⁰ 企業規模の影響を確認するため、法人季報の規模全体のデータを用いて、37産業間のばらつき指標を作成し、同様の推計手法を用いて、金融緩和とショックに対する反応を推計したところ、推計期間を1981年第1四半期から1998年第4四半期とした場合、1981年第1四半期から2008年第4四半期とした場合ともに、定性的には図13と同じ結果が得られた。

ら乖離しない。本節では、こうした消費のばらつきの反応の弱さの理由を検証する。まず、所得階層別の消費が金融政策ショックに対してどのように反応するかを仔細にみることで、こうした消費のばらつきの反応は、低所得層の家計の「平均値」の反応が、高所得層の家計の「平均値」の反応よりも、所得対比でみて相対的に大きいことに起因するということを示す。そのうえで、家計の金融資産保有に関する個票データを用いて、この点について追加検証する。

分析にあたっては、本編でのばらつきの指標のベースとなっている家計調査の個票データを再度用いる。まず、標本となっている家計を労働所得の水準に応じて5つのグループに分け、所得階層グループごとに、可処分所得と消費（非耐久財支出）の各月の家計間の平均値を、1981年第1四半期から2008年第4四半期まで算出する。そのうえで、これら5つの所得階層グループごとに、(2)式で示されているLLPを用いて、金融緩和ショックに対する可処分所得と消費の平均値の反応を推計する。さらに、可処分所得の反応から消費の反応を差し引くことで、金融政策ショックに対する限界消費性向を推計する。

図14は、所得階層グループのうち、最も所得が高い層（80-100%）に属する家計と最も所得が低い層（0-20%）に属する家計の消費の平均値と、それぞれの所得階層グループの限界消費性向の、金融緩和ショックに対する反応である。金融緩和ショックに対する消費の平均値の反応は、どちらの所得階層に属する家計についても有意に正であり、その大きさも同程度である。一方で、金融緩和ショック後の限界消費性向の動きは、低所得の家計の方が高所得の家計よりも大きくなっており、所得対比でみてみれば、低所得層の方が、金融緩和に対して消費がより強く反応していることを示している。この点を鑑みると、金融緩和ショック後において、消費のばらつきの変化が労働所得のばらつきの変化に比べて限定的になっている理由は、消費の平均値の反応が所得対比でみて抑制されているからではなく、低所得層の家計の限界消費性向が、高所得層の家計よりも高いからであると考えられる。

5-3-2 金融資産を通じた波及経路：各変数のばらつきに及ぼす影響

では、金融緩和ショックが生じた場合、低所得層の家計の限界消費性向が相対的に大きくなるのはなぜだろうか？この問いに対する答えとして、2つの可能性が考えられる。

1つ目は、金融政策ショック発生時における家計の金融資産・負債の分布が寄与している可能性である。図11で示したシミュレーションでは、家計の保有する金融資産額の分布は、金融政策ショックに対する所得や消費のばらつきの反応に影響を与えることが示されている。例えば、家計Zの資本ストックの保有割

合が高まると、生涯所得の上昇を通じて、金融緩和ショックに対する消費のばらつきの正循環性が弱まっていく。先行研究においても、金融資産・負債の分布が、「資産構成の異質性」や「負債の有無の異質性」の経路を通じて、金融政策ショックのばらつきへの波及に影響を与えると指摘するものが存在する (Doepke and Schneider [2006]、Domanski et al. [2016]、O'Farrell et al. [2016])²¹。

2つ目は、所得階層ごとに、そもそも家計の消費行動が異なることに起因する可能性である。何らかの理由で低所得層の家計の限界消費性向が構造的に高いのであれば、消費のばらつきが反応しにくい背景を説明できる。例えば、Jappelli and Pistaferri (2014)は、低所得層の家計は、高所得層の家計に比べて、より厳しい流動性制約に直面しているため、限界消費性向が相対的に高くなることを指摘している。また、Carroll and Kimball (1996)は、予備的貯蓄動機によって、低所得層家計の限界消費性向が高くなり、高所得層家計の限界消費性向が低くなる可能性を指摘している。

本節では「家計の金融行動に関する世論調査」で収集されている家計が保有する金融資産についての個票データを用いて、実際の金融資産や負債の分布が、「低所得層の家計の限界消費性向が、高所得層の家計よりも高い」および「消費のばらつきの反応が労働所得のばらつきよりも弱い」という実証分析の結果と整合的になっているかどうかを分析する。「家計の金融行動に関する世論調査」は、金融広報中央委員会が実施する年次調査であり、家計の金融資産の総額だけではなく、預金、保険、株式、債券、負債といった構成項目や、総所得、家計特性（世帯主の年齢等）などについてのデータを収集している。

上記の先行研究などでは、安全資産（現預金等）と危険資産（株式等）の資産構成や保有金融資産の規模の違いが、家計の保有資産価値の分布を動かす主因と考えられている。こうした議論に従って、家計を所得階層別にグループ化したうえで、それぞれが保有している株式、現預金、金融資産の5年平均の推移を描くと、図15のようになる。なお、各系列は、それぞれの所得階層に属する家計の所得水準で基準化している。同図からは、金融緩和ショックが、少なくとも定性的には、「資産構成の異質性」と「負債の有無の異質性」の経路を通じて、消費のばらつきに波及する余地があることを示唆している。すなわち、推計期間を通じて、高所得の家計は、低所得の家計に比べて保有資産の多くを

²¹ 本稿でのモデル・シミュレーションの結果や、これらの既存研究でなされている議論は、所得のばらつきの正循環的な動きの大部分が労働所得のばらつきの正循環性に起因するという図4で示されている実証分析結果と矛盾しない。家計調査では、キャピタルゲインやキャピタルロス資産所得に含めていないため、当該調査のデータに基づく限り、金融緩和ショックによって、保有資産価値が増加し、「資産構成の異質性」を通じた経路から消費が増加したとしても、資産を売却しない限り、観察される限界消費性向は上昇する。

株式に振り分ける傾向があり、また、低所得の家計は、高所得の家計に比べて多額の負債を負う傾向があることがみてとれる。

もっとも、「資産構成の異質性」を通じた経路と「負債の有無の異質性」を通じた経路は、それぞれ逆方向に働くと考えられる。そこで、金融政策ショックが、ショック発生時点の金融資産と負債の分布を通じて、家計間の資産所得のばらつきに及ぼす影響を定量的に分析する。まず、5つの所得階層の各グループ（例えば、グループ*i*）について、ネットでの金融資産の実質価値の変化 $\Delta w_{i,t}/w_{i,t}$ を、下式を用いて計算する。

$$\frac{\Delta w_{i,t}}{w_{i,t}} = \left(\frac{e_{i,t}}{w_{i,t}} \right) \left(\frac{\Delta e_{i,t}}{e_{i,t}} \right) + \left(\frac{d_{i,t}}{w_{i,t}} \right) \left(\frac{\Delta d_{i,t}}{d_{i,t}} \right) \quad (22)$$

ここで、各グループ*i*の*t*期における $w_{i,t}$ はネットでの金融資産の実質価値、 $e_{i,t}$ は保有株式の実質価値、 $d_{i,t}$ は現預金から負債を引いた実質価値をそれぞれ表す²²。金融資産の実質価値の計算において、各資産・負債項目（ $w_{i,t}$ 、 $e_{i,t}$ 、 $d_{i,t}$ ）については、1980年から現在までの5年ごとの平均値を用いる。また、図3で示されている金融緩和ショックに対する株価と物価のインパルス反応関数の5年間の累積和を用いて、 $\Delta e_{i,t}/e_{i,t}$ と $\Delta d_{i,t}/d_{i,t}$ を計算する。

図16の上段は、最も所得が高い層（80–100%）に属する家計と最も所得が低い層（0–20%）に属する家計について、(22)式を用いた金融資産の実質価値の変化 $\Delta w_{i,t}/w_{i,t}$ と、家計の保有金融資産（実質価値）の分布の変化（ここでは、金融資産の実質価値の変化について、二つのグループ間で差分を取ったものとして計測）を示している。点推計値だけに着目すると、高所得層（80–100%）の家計の金融資産の価値の反応は低所得層（0–20%）の家計の反応よりも大きいため、「資産構成の異質性」の経路を通じた効果が、「負債の有無の異質性」を通じた経路を凌駕しているようにもみえる。しかし、両グループの反応の違いは、統計的に有意ではない。もっとも、この違いは、(22)式を計算する際、どのタイミングでの株価と物価の反応関数を用いるかに依存する。同図の中段は、金融政策ショック後2年が経過したときの株価と現預金のインパルス反応（ $\Delta e_{i,t}/e_{i,t}$ 、 $\Delta d_{i,t}/d_{i,t}$ ）を用いて、各グループの $\Delta w_{i,t}/w_{i,t}$ の反応と、家計間の金融資産のばらつきの変化を推計したものである。2年間という設定は、株価がピークになっている時点で家計が保有株式を売却するという仮定と同義である。この設定のもとでは、どちらのグループにおいても、金融資産の実質価値の反応は有意に正となる。しかし、両グループの反応の違いは、統計的に有意な反

²² (22)式を用いて金融資産の実質価値の変化を計算する際、債券や保険のような株式以外の金融資産も現預金 $d_{i,t}$ に分類している。

応は得られていない。こうした観察結果の一つの理由として、高所得層の家計は資産の大部分を株式で保有しているものの、物価変動によって実質価値が変化する現預金も相応に保有していることが挙げられる。

金融政策ショックと金融資産の価値変動の関係性について、頑健性を確認するため、(22)式を用いた分析に加えて、金融純資産のばらつき指標の時系列を作成し、それを検証するという分析も実施した。まず、所得階層別に5つのグループに家計を分類し、各階層の金融資産・負債から純資産の平均値を算出した上で、グループ間での純資産のばらつき（対数分散、P9010）を計算し、(2)式を用いて、金融緩和ショックに対するばらつき指標の反応を推計する²³。図16の下段は、この推計結果を示したものである。どちらの推計期間においても、純資産のばらつきの反応は、統計的に有意ではない。

これらの実証分析結果を踏まえると、金融資産・負債の分布が、金融政策効果の所得・消費分布への波及に果たす役割は、少なくとも統計的に有意には確認されないということが言える。このため、「低所得層家計の限界消費性向が相対的に高い」という図14で示されている特徴は、家計の保有する金融資産の分布に起因する訳ではなく、流動性制約や予備的貯蓄、あるいは本稿で分析されていない実物資産といった、その他の要因によることが示唆される。

6. まとめ

本稿では、日本の家計の個票データを用いて、金融政策ショックが、家計間の所得や消費のばらつきに対してどのように波及するかを分析した。1980年代から2000年代初頭までの期間で見ると、金融緩和ショックは、勤労者世帯間の労働所得のばらつきの拡大を通じて、税引き前所得や可処分所得のばらつきを有意に拡大させたことが確認できた。もっとも、こうした所得のばらつきの正循環性は、標本期間を足許まで伸ばしていくと徐々に失われること、また、勤労者世帯だけではなく、世帯主が失業している世帯も勘案してばらつきの変化を検証すると、ばらつきの正循環性は消失することも同時に確認された。こうした結果を踏まえると、金融政策ショックがばらつきに与える影響については、有意な波及効果を与える時期や世帯は存在するものの、通時的には安定的な関係性があるとは言い難く、取り分け、足許については、有意な影響を与えていないとの評価が可能である。

²³「家計の金融行動に関する世論調査」は年次調査であるため、ここでは年次系列を線形補完し作成した四半期系列を推計に使用している。

金融政策ショックに対するばらつきの反応や、反応の変化の背景を探るために、動学的一般均衡モデルを用いてシミュレーション分析を行った結果、労働市場の柔軟性の度合いの変化が、労働所得などの所得のばらつきの動学に対して、重要な役割を果たすことが確認された。例えば、産業や企業間の労働者の移動が限定的である経済環境のもとでは、産業や企業間の生産活動のばらつきが、労働者間の労働所得のばらつきとして顕現化し易くなる。逆に、労働市場が柔軟である場合、生産活動のばらつきは、労働市場全体で吸収されるため、労働所得のばらつきと直結しづらくなる。モデルから得られるこうした含意は、近年の日本における労働市場の趨勢的な変化と整合的であり、実際に、時期を区切って、金融政策ショックに対する産業間の労働所得のばらつきの反応を計測すると、足許、ばらつきが弱まっていることが確認できる。

さらに、金融資産の分布の影響を評価するため、家計の金融資産・負債に関する個票データを用いて、金融政策ショックが、金融資産価値のばらつきに与える影響を分析した。その結果、日本では、定性的には、「資産の異質性」や「負債の有無の異質性」を通じた経路が働くかたちで、金融資産が分布していることが分かった。もっとも、実際に、所得階層別の金融資産価値の変化などを定量的に計測した結果、金融政策ショックに対する資産価値の反応は、所得階層が異なる家計の間において、有意に異なることが確認された。したがって、これら 2 つの波及経路は、金融政策ショックのばらつきへの波及という観点からは、定量的には重要でないと考えられる。

最後に、家計間の所得や消費のばらつきに対して、労働市場の柔軟性は、コインの裏表である二つの含意を持つことを強調したい。まず、本稿で着目したように、パート労働者の活用や労働移動の活発化など、労働市場の柔軟性が高まると、産業や企業間の財生産のばらつきは、家計間の労働所得のばらつきには波及しにくくなる。この結果、金融政策ショックに対する、家計間の所得のばらつきの反応も、限定的になると考えられる。一方で、先行研究でも指摘されているように、労働市場の柔軟性の高まりは、同一産業・企業内で働く労働者間での労働所得のばらつきに対して、構造的・長期的な拡大要因として寄与する可能性もある。図 1 でみられるように、日本では、1980 年代以降、所得や消費のばらつきが趨勢的に拡大していることを踏まえれば、より構造的・長期的な観点からの分析の重要性が増していると考えられる。この点については、今後の研究課題としたい。

以上

補論 A.

本補論では、本稿で使用する個票データの原資料である「家計調査」と「家計の金融行動に関する世論調査」と、4、5章で用いる各変数のばらつきの時系列データの作成手法についてまとめる。

A-1 家計調査

A-1-1 概要

家計調査は、総務省が実施する月次調査であり、国勢調査（SNA）の民間消費の原資料として使用されているほか、消費者物価指数（CPI）の作成にも用いられる。Lise et al. (2014)は、このデータを用いて、日本における所得や消費のばらつきについてまとめている。

調査は世帯ごとに行われ、調査の母集団は、(1) 病院・療養所の入院者や矯正施設の入所者等の世帯、(2) 学生の単身世帯、(3) 料理飲食店、旅館又は下宿屋（寄宿舎を含む）を営む併用住宅の世帯、(4) 賄い付きの同居人がいる世帯、(5) 住み込みの営業上の使用人が4人以上いる世帯、(6) 世帯主が長期間（3か月以上）不在の世帯、(7) 外国人世帯、を除く日本の全ての世帯である。2人以上世帯については、同一世帯が6か月継続して調査される一方、単身世帯は、2002年以降、同一世帯が3か月継続して調査されている。したがって、標本のおよそ1/6が、毎月入れ替わることになる。8,000世帯程の2人以上世帯が、毎月調査されているので、16,000世帯程の家計が毎年調査されていることになる。

本調査は、世帯員の労働所得、家計の消費支出、世帯員の年齢や性別、職業、雇用されている産業、婚姻状況、居住地などの家計特性について詳細な情報を収集している。しかし、月収に関する詳細な情報は勤労者世帯に限定されるほか、無職者や、自営業、役員、自由業、農業、林業、漁業の従事者に関する詳細な情報は収集されていない。世帯主は、その家計の主たる生計主として定義される。データはサーベイ形式の質問への回答と毎日の支出項目への支出額の記入によって収集される。また、トップコーディング、ボトムコーディングともに行っていない。

A-1-2 分析に使用する変数

本稿では、労働所得、税引き前所得、可処分所得、非耐久財消費、総消費支出の5つの変数について、ばらつき指標を作成する。なお、非耐久財消費と総消費支出については、それぞれ消費と支出と呼称する。各変数の定義は、Lise et

al. (2014)に従い、下記の通りとする。労働所得は、世帯主や配偶者、その他世帯員の家計構成員全員の労働所得の和である。税引き前所得は、労働所得に資産所得と民間移転収支を加えたものである。可処分所得は、税引き前所得から税支払額を引いたうえで、政府移転収支を足し合わせて算出する。非耐久財消費は、(1)食料、(2.2)修繕・維持、(3)光熱・水道、(4.4)家庭用生活用品、(4.5)家庭用非耐久消費財、(4.6)家庭用サービス、(5)被服及び履物、(6)保健医療、(7)交通・通信((7.2.1)自動車等購入や(7.2.2)自転車購入を除く)、(8)教育、(9)教養娯楽((9.1)教養娯楽用耐久財除く)、(10)その他の消費支出((10.4)仕送りを除く)を含む²⁴。総消費支出は、非耐久消費財支出に半耐久財・耐久財消費支出を加えることで算出する。

A-1-3 所得・消費のばらつきの四半期系列作成方法

家計調査は月次調査であるため、1 四半期中に 3 か月継続して回答した家計のデータを用いて所得・消費のばらつきの四半期系列を作成する。本稿では、各変数のばらつきに 2 つの調整を行う。第 1 に、家計の世帯規模や世帯構成の違いから生じる各変数のばらつきへの影響を取り除くため、各調査世帯の所得や消費について、OECD のスケールを用いて等価にした (equivalize) 系列を用いて、家計間の所得・消費のばらつきを計算している²⁵。第 2 に、労働所得の原系列は、夏 (6 月か 7 月) と冬 (12 月) の年 2 回の賞与によって強い季節性を有することから、四半期データを作成するにあたっては、各家計の総賞与支払いを計算したうえで、賞与支払いの 1/6 を毎月の労働所得に振り分けた系列に対して、X12 ARIMA を適用して季節調整値を作成している。

A-2 家計の金融行動に関する世論調査

A-2-1 概要

本調査は、金融広報中央委員会が実施する年次調査である。本調査は、1953 年に開始され、2007 年に「家計の金融資産に関する世論調査」から現在の名称へと変更された。調査対象は家計であり、母集団は、(1) 2 人以上世帯、(2) 世帯主が 20 歳以上である、日本の全ての家計である。年に 1 度、8,000 世帯の 2 人以上世帯家計を調査する²⁶。標本となる家計は毎年入れ替えが行われる。

本調査では、階層別の金融資産・負債、株式や債券、預金、保険、負債とい

²⁴ 括弧内の数字は、家計調査の品目コードである。

²⁵ OECD の等価スケールは、成人の世帯主に 1、その他の成人の世帯員に 0.7、16 歳以下の未成年者に 0.5 のウェイトを付与するものである。

²⁶ 調査対象となる全ての家計が回答するわけではない。例えば、2015 年の調査では、3,474 世帯の 2 人以上世帯が回答している。

った資産選択に関する詳細な情報を収集しているほか、所得や支出、借入、教育などの家計属性についても多様な情報を収集している。

A-2-2 分析に使用する変数の調整

本稿では、金融緩和ショックによる金融資産や負債の価値の変化を通じた影響を分析するため、所得階層ごとに家計の金融資産、保有株式、負債の3つの時系列を作成する。家計調査を用いた分析との整合性を保つため、世帯主が25から59歳の家計のデータを使用する。同様の理由で、労働所得がゼロの家計も標本から除くものとする。また、家計の金融行動に関する世論調査に従い、金融資産は、金融商品の保有総額（手元現金除く、外貨建て金融商品含む）とする。株式保有には、退職時雇用者株式給付制度によるものと外貨建て株式（円換算も含まれる。負債は、住宅ローンや教育ローンを含む総借入額とする。

A-3 マクロ経済変数

A-3-1 マクロ経済変数から抽出されるファクター

(2)式と(3)式を推計するために、1981年第1四半期から2008年第4四半期までの58個の変数の四半期系列から抽出した K 個のファクターを使用する。変数名および各系列を定常な系列にするための手法は、表2に掲載されている。本稿では、これらの系列の最初の K 個の主成分をファクター(F_t)として抽出し、推計に用いている。ベースラインの推計では、 $K=2$ 個のファクターを使用し、補論Cの感応度分析では、 $K=3$ 個のファクターを使用して、インパルス反応関数を推計している。

A-3-2 全要素生産性

Hayashi and Prescott (2002)と同様に、本稿で用いるTFPの系列 TFP_t は、付加価値の対数値から、労働投入量と資本ストックの対数値の加重平均を引いたものである。付加価値や資本ストックの系列はSNAから、労働投入は労働力調査ベースの就業者数に毎月勤労統計ベースの一人当たり労働時間を掛けたものを使用している。Hayashi and Prescott (2002)で使用されているTFP系列との違いは、(1)本稿では、付加価値系列としてGDPを用いている一方、Hayashi and Prescott (2002)では、GNPから政府資本減耗を引いたものを用いている、(2)家計の住宅や海外資産は、本稿の資本ストック系列には含まれないが、Hayashi and Prescott (2002)では、どちらも資本ストック系列に含まれる、という点である。

補論 B.

本補論では、本編の分析に用いた 2 部門 DSGE モデルの家計部門、企業部門、政府部門の均衡条件をまとめている。

B-1 家計の効用最大化に関する均衡条件

- 家計のオイラー方程式

$$\left(\frac{(C_{s,t} - bC_{s,t-1})^{-\sigma}}{\beta b(C_{s,t+1} - bC_{s,t})^{-\sigma}} - \frac{R_t}{E_t \pi_{t+1}} \right) = \beta \left(\frac{(C_{s,t+1} - bC_{s,t})^{-\sigma}}{\beta b(C_{s,t+2} - bC_{s,t+1})^{-\sigma}} - \frac{R_{t+1}}{E_{t+1} \pi_{t+2}} \right), s = X, Z \quad (23)$$

- 固定型労働者 $N_{s,t}$ と移動型労働者 $H_{s,t}$ の消費と余暇に関する意思決定

$$\begin{aligned} \theta N_{s,t}^\eta &= \left(\frac{W_{s,t}}{P_t} \right) \times \left(\begin{array}{c} (C_{s,t} - bC_{s,t-1})^{-\sigma} \\ -\beta b(C_{s,t+1} - bC_{s,t})^{-\sigma} \end{array} \right), \\ \theta H_{s,t}^\delta &= \left(\frac{W_t}{P_t} \right) \times \left(\begin{array}{c} (C_{s,t} - bC_{s,t-1})^{-\sigma} \\ -\beta b(C_{s,t+1} - bC_{s,t})^{-\sigma} \end{array} \right), s = X, Z \end{aligned} \quad (24)$$

B-2 企業の利潤最大化に関する均衡条件²⁷

- X、Z の財部門の中間財企業の生産関数

$$\bar{X}_t = AN_{X,t}^{\alpha\mu} U_{X,t}^{\alpha(1-\mu)} K_X^{1-\alpha} \quad (25)$$

$$\bar{Z}_t = AN_{Z,t}^{\alpha\mu} U_{Z,t}^{\alpha(1-\mu)} K_Z^{1-\alpha} \quad (26)$$

なお、移動型労働者については、以下の式が成立する。

$$U_{X,t} + U_{Z,t} = H_{X,t} + H_{Z,t} \quad (27)$$

- 中間財企業が直面する名目限界費用

$$\begin{aligned} MC_{s,t} &= \bar{\phi}_{MC} W_{s,t}^{\alpha\mu} W_t^{\alpha(1-\mu)} R_{s,t}^{1-\alpha} A^{-1}, s = X, Z \\ \bar{\phi}_{MC} &\equiv (\alpha\mu)^{-\alpha\mu} (\alpha(1-\mu))^{-\alpha(1-\mu)} (1-\alpha)^{\alpha-1} \end{aligned} \quad (28)$$

²⁷ ここでは、同一の財部門に属している中間財企業 i と j については、均衡において同じ価格を設定することを仮定しているため（対称均衡）、同じ部門内では、全ての中間財企業の直面する需要の規模は等しくなる。

- 最終財企業が設定する財価格

$$(1 - \varepsilon) \frac{P_{s,t}}{P_t} S_t + \varepsilon \left(\frac{MC_{s,t}}{P_t} \right) S_t - \kappa_s \left(\frac{P_{s,t}}{P_{s,t-1}} \pi_t - 1 \right) S_t \frac{P_{s,t}}{P_{s,t-1}} \\ + \frac{\kappa_s}{2} \left(\frac{P_{s,t}}{P_{s,t-1}} - 1 \right)^2 S_t \varepsilon + \beta \kappa_s \left(\frac{P_{s,t+1}}{P_{s,t}} - 1 \right) S_{t+1} \frac{P_{s,t+1}}{P_{s,t}} = 0 \\ s = X, Z, \quad S_t = X_t, Z_t$$

- X 財と Z 財からなる消費バスケットの生産

$$C_t = X_t^\rho Z_t^{1-\rho}$$

B-3 その他の式

- 資源制約式

$$\bar{X}_t = \left(1 + \frac{\kappa_X}{2} \left(\frac{P_{X,t}}{P_{X,t-1}} - 1 \right)^2 \right) \times X_t \\ \bar{Z}_t = \left(1 + \frac{\kappa_Z}{2} \left(\frac{P_{Z,t}}{P_{Z,t-1}} - 1 \right)^2 \right) \times Z_t \\ C_t = C_{X,t} + C_{Z,t} + \kappa_B \left(\frac{B_{X,t}}{P_t} \right)^2 + \kappa_B \left(\frac{B_{Z,t}}{P_t} \right)^2 \\ B_{X,t} = -B_{Z,t}$$

- 金融政策ルール

$$\log R_{n,t} = \rho_n \log R_{n,t-1} + (1 - \rho_n) \phi \log \pi_t + \varepsilon_{R,t} \\ \pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (29)$$

- 一般物価

$$P_t \equiv \rho^{-\rho} (1 - \rho)^{-1+\rho} (P_{X,t})^\rho (P_{Z,t})^{1-\rho} \quad (30)$$

補論 C.

本補論では、本編で得られた実証結果の頑健性の検証を行っている。具体的には、図 4 と 5 と同様の推計について、以下の 4 つの点についてそれぞれ変更したうえで、再試を行っている。

以下、①、②については、金融政策変数 R_t の選択に関する頑健性、③は、ファクター F_t の数の選択に関する頑健性、④は、金融政策変数とその他のマクロ経済変数との関係性の考え方に関する頑健性をそれぞれ検証することを目的としている。なお、下記で記述されている以外の設定については全て、図 4 と 5 で用いた推計手法と同じ設定を採用している。

① Ueno (2017)で作成された潜在金利ではなく、Kripnner (2015)で作成された潜在金利を、1999 年第 1 四半期以降の金融政策変数 R_t として用いた推計。

②名目短期金利を、Ueno (2017)で作成された潜在金利で接続した変数ではなく、標本期間の通期において、金融政策変数 R_t として 2 年債金利を用いた推計。

③本編の LLP による推計式(2)に説明変数として含まれているファクター F_t の数について、 $K = 2$ の代わりに $K = 3$ とした推計。

④金融政策ショックを識別する際、本編のマクロ経済変数 M_t からなるシステム(3)において、金融政策変数 R_t が最も外生性が低くなる想定を置く代わりに、マクロ経済変数 M_t の中で、金融政策変数 R_t が、最も外生性が高くなる（マクロ経済変数の順序として 1 番目となる）想定を置いた推計。

図 C1 から C4 は、これら 4 つの異なった設定のもとでの再試の結果をまとめたものである。結果から得られる主要な含意は、設定ごとに幾分の違いはあるものの、全ての結果について、本編の図 4 と 5 で掲載されている対応する実証分析結果から大きく逸脱してはおらず、ここで注目した設定に関する限り、本編での結果が頑健であることを示している。

【参考文献】

- Aikman, D., O. Bush, A. M. Taylor (2016) “Monetary Versus Macroprudential Policies: Causal Impacts of Interest Rates and Credit Controls in the Era of the UK Radcliffe Report,” NBER Working Paper No. 22380.
- Auclert, A. (2016) “Monetary Policy and Redistribution Channel,” Working Paper, Stanford University.
- Barsky, R., C. L. House, M. Kimball (2007) “Sticky Price Models and Durable Goods,” *American Economic Review*, 97(3), pp. 984 - 998.
- Bernanke, B. (2015) “Monetary Policy and Inequality,” Brookings Institution, June 1st, 2015.
- Bernanke, B., J. Boivin, P. Eliasz (2005) “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, 120 (1), pp. 387 - 422.
- Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston (2008) “Consumption Inequality and Partial Insurance,” *American Economic Review*, 98(5), pp. 1887 - 1921.
- Boivin, J., M. P. Giannoni, I. Mihov (2009) “Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data,” *American Economic Review*, 99 (1), pp. 350 - 384.
- Braun, A. R., J. Esteban-Pretel, T. Okada, N. Sudo (2006) “A Comparison of the Japanese and the U.S. Business Cycles,” *Japan and the World Economy*, 18(4), pp. 441 - 463.
- Carroll, C. D., and M. Kimball (1996) “On the Concavity of the Consumption Function,” *Econometrica*, 64 (4), pp. 981 - 992.
- Cohan, D. W. (2014) “How Quantitative Easing Contributed to the Nation’s Inequality Problem,” the New York Times, 22nd October, 2014.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, L. Kueng, J. Silvia (2012) “Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S.,” NBER Working Paper No. 1870,
- Doepke, M., M. Schneider (2006) “Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth,” *Journal of Political Economy*, 114(6), pp. 1069 - 1097.
- Doepke, M., M. Schneider, V. Selezneva (2015) “Distributional Effects of Monetary Policy,” Meeting Papers 1099, Society for Economic Dynamics.
- Domanski, D., M. Scatigna, A. Zabai (2016) “Wealth Inequality and Monetary Policy,” BIS Quarterly Review.
- Erceg, C., A. Levin (2006) “Optimal Monetary Policy with Durable Consumption Goods,”

- Journal of Monetary Economics*, 53(7), pp. 1341 - 1359.
- Gertler M., S. Gilchrist (1994) "Monetary Policy, Business Cycles, and Behavior of Small Manufacturing Firms," *The Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), pp. 309 - 340.
- Gornemann N., K. Kuester, M. Nakajima (2016) "Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy," International Finance Discussion Papers 1167, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Hayashi F., E. Prescott (2002) "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, 5, pp. 206 - 235.
- Inui, M., N. Sudo, T. Yamada (2017) "Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan," Bank of Japan Working Paper Series 17-E-3, Bank of Japan.
- Jappelli T., L. Pistaferri (2014) "Fiscal Policy and MPC Heterogeneity," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6 (4), pp. 107 - 136, October.
- Jordà, Ò (2005) "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, 95 (1), pp. 161 - 182.
- Korinek, A., A. Simsek (2016) "Liquidity Trap and Excessive Leverage," *American Economic Review*, 106 (3), pp. 699 - 738.
- Krippner, L (2015) *Zero Lower Bound Term Structure Modeling*, Palgrave Macmillan.
- Krugman, P. (2014) "Notes on Easy Money and Inequality," The Opinion Pages, The New York Times, 25th October, 2014.
- Lise, J., N. Sudo, M. Suzuki, K. Yamada, T. Yamada (2014) "Wage, Income and Consumption Inequality in Japan, 1981-2008: from Boom to Lost Decades," *Review of Economic Dynamics*, 17 (4), pp. 582 - 612.
- McKay A., E. Nakamura, J. Steinsson (2016) "The Power of Forward Guidance Revisited," *American Economic Review*, 106 (10), pp. 3133 - 3158.
- Mumtaz, H., A. Thophilopoulou (2016) "The Impact of Monetary Policy on Inequality in the UK. An Empirical Analysis," Working Papers 783, Queen Mary University of London, School of Economics and Finance.
- Nakajima, M (2015) "The Redistributive Consequences of Monetary Policy," Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia, issue Q2, pp. 9 - 16.
- Newey, W., K. West (1987) "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55(3), pp. 703 - 708.
- Oda, T (2016) "Optimal Inflation Rate in a Life-Cycle Economy," IMES Discussion Paper Series 16-E-5, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- O'Farrell R., Ł. Rawdanowicz, K. Inaba (2016) "Monetary Policy and Inequality," OECD Economics Department Working Papers, 1281.

- Ohanian, L. E., A. C. Stockman, L. Kilian (1995) "The Effects of Real and Monetary Shocks in a Business Cycle Model with Some Sticky Prices," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, pp. 1209 - 1234.
- Peersman G., F. Smets (2005) "The Industry Effects of Monetary Policy in the Euro Area," *Economic Journal*, 115 (503), pp. 319 - 342.
- Piketty, T (2014) *Capital in the Twenty-First Century*, Cambridge Massachusetts: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Saiki, A., J. Frost (2014) "Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan," *Applied Economics*, 46, pp. 4445 - 4454.
- Ueno, Y (2017) "Term Structure Models with Negative Interest Rates," IMES Discussion Paper Series 17-E-1, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- Wu, J. C., F. D. Xia (2016) "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 48, pp. 253 - 291.

表 1. モデルのパラメータ

パラメータの名称		
β	.999	主観的割引率
b	.5	消費の習慣形成による消費の慣性
θ, ϕ	1	労働供給の不効用にかかるウェイト (固定型労働者、移動型労働者)
η, δ	1	労働供給の弾力性の逆数 (固定型労働者、移動型労働者)
$\gamma_{K_X}, \gamma_{K_Z}$.5	資本ストックの保有シェア (家計X、家計Z)
$\gamma_{\Pi_X}, \gamma_{\Pi_Z}$.5	企業の所有権シェア (家計X、家計Z)
κ_B	10	債券保有に伴う調整費用
A	1	技術水準
α	.65	労働分配率
μ	.6	総労働投入量に占める固定型労働者の労働投入シェア
K_X	1	X部門の総資本ストック量
K_Z	1	Z部門の総資本ストック量
ρ	.51	消費バスケット C_t に占める財Xのシェア
ε	11	中間財の価格弾力性
κ_X	500	X部門における価格設定に伴う調整費用
κ_Z	50	Z部門における価格設定に伴う調整費用
ρ_n	.9	政策金利の慣性パラメータ
φ	1.5	インフレ率の政策ウェイト

表2. ファクター抽出に使用した変数

表内の標記は下記の通り：

「変換」：変換コード（1 = 変換なし、0 = 対数一階差）

「季調」：季節調整コード（1=季節調整済み、0=原系列）

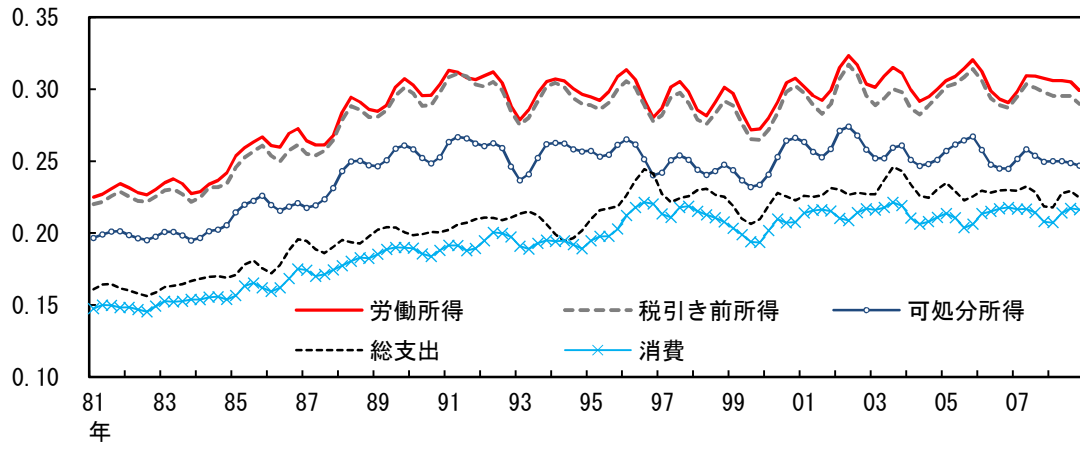
番号	データ名称	変換	季調
実質生産と所得			
1.	GDP：実質国内総支出（GDE=GDP）	0	1
2.	GDP：実質民間設備投資	0	1
3.	GDP：実質民間最終消費支出	0	1
4.	GDP：実質輸出	0	1
5.	GDP：実質輸入	0	1
6.	GDPギャップ	1	1
7.	鉱工業生産：生産（2010=100）	0	1
8.	鉱工業生産：出荷（2010=100）	0	1
9.	鉱工業生産：稼働率（製造業、2010=100）	0	1
10.	ROA（営業利益／総資産）	1	0
雇用と労働時間			
11.	毎月勤労統計、総労働時間（2010=100）	0	1
12.	労働力調査、失業率	1	1
13.	労働力調査、労働力人口	0	0
14.	労働力調査、雇用者数	0	0
15.	労働力調査、就業者数	0	1
16.	一般職業紹介状況、有効求人倍率	1	1
17.	法人企業統計季報：全産業、従業員数	0	1
18.	法人企業統計季報：製造業、従業員数（対全産業比率）	1	1
消費			
19.	商業動態統計調査、小売業販売額（GDPデフレーターで実質化）	0	1
20.	売上高利益率	1	0
新設住宅着工			
21.	新設住宅着工戸数	0	1
実質在庫			
22.	鉱工業生産：在庫（2010=100）	0	1
株価			
23.	株価：TOPIX（2005=100）	0	0

番号	データ名称	変換	季調
24.	株価：Nikkei 225（GDPデフレーターで実質化）	0	0
為替レート			
25.	実質実効為替レート	0	0
金利			
26.	金利：長期プライムレート（みずほ銀行決定・公表分）	1	0
27.	金利：10年物国債金利	1	0
28.	法人企業統計季報：全産業、支払利子／有利子負債	1	0
29.	法人企業統計季報：製造行、支払利子／有利子負債	1	0
貨幣量と信用量			
30.	資金循環統計：預金取扱機関の貸出残高（億円、期末値） （GDPデフレーターで実質化）	0	0
31.	法人企業統計季報：金融機関借入金（億円） （GDPデフレーターで実質化）	0	1
32.	東京商工リサーチ：企業倒産（件数）	0	1
33.	東京商工リサーチ：企業倒産（負債総額）	0	0
34.	マネーストック：M1（平残）	0	1
35.	マネーストック：M2（平残）	0	1
36.	マネタリーベース（準備率調整後）	0	1
37.	準備預金（準備率調整後）	0	0
物価指数			
38.	六大都市市街地価格指数、商業地	0	0
39.	除く六大都市市街地価格指数、商業地	0	0
40.	六大都市市街地価格指数、住宅地	0	0
41.	除く六大都市市街地価格指数、住宅地	0	0
42.	全国市街地価格指数、商業地	0	0
43.	全国市街地価格指数、居住地	0	0
44.	GDPデフレーター	0	1
45.	GDP：民間最終消費支出デフレーター	0	1
46.	GDP：民間住宅デフレーター	0	1
47.	GDP：民間設備投資デフレーター	0	1
48.	GDP：政府最終消費支出デフレーター	0	1
49.	GDP：公的固定資本形成デフレーター	0	1
50.	CPI 生鮮食品を除く総合（消費税調整済み）	0	0
51.	CGPI 消費税を除く国内企業物価指数	0	0
52.	CGPI 輸出物価指数（契約通貨ベース）	0	0
53.	CGPI 輸入物価指数（契約通貨ベース）	0	0
労働所得			
54.	毎月勤労統計、現金給与総額（2010=100、名目）	0	1

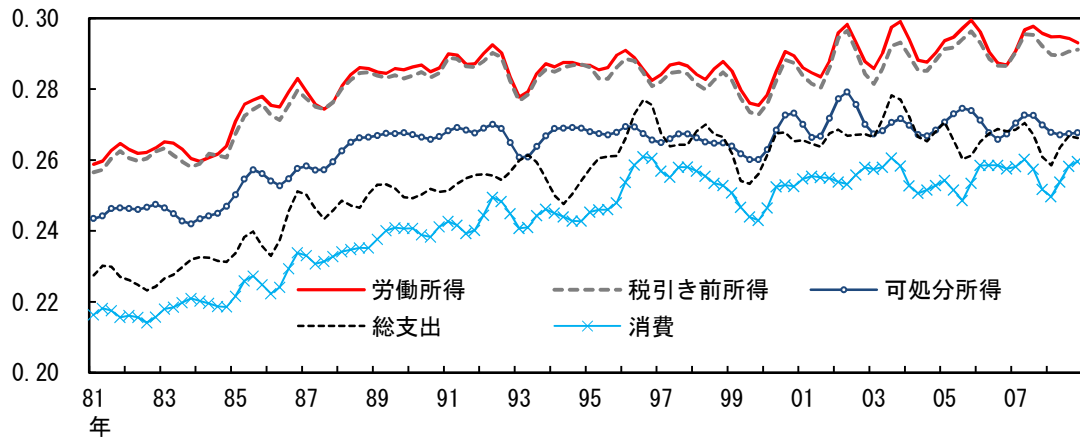
番号	データ名称	変換	季調
55.	毎月勤労統計、所定内給与（2010=100、名目）	0	1
その他（商品価格、米国経済に関する変数）			
56.	原油価格（WTI）	0	0
57.	GDP（米国）：実質国内総支出（GDE=GDP）	0	1
58.	CPI（米国）：総合	0	1

図1. 家計間の所得・消費のばらつきの推移

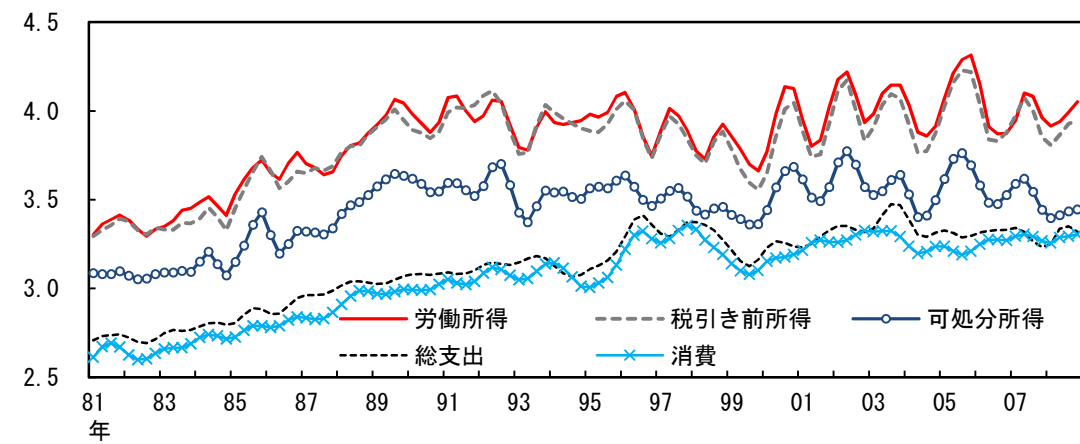
(1) 対数分散



(2) ジニ係数

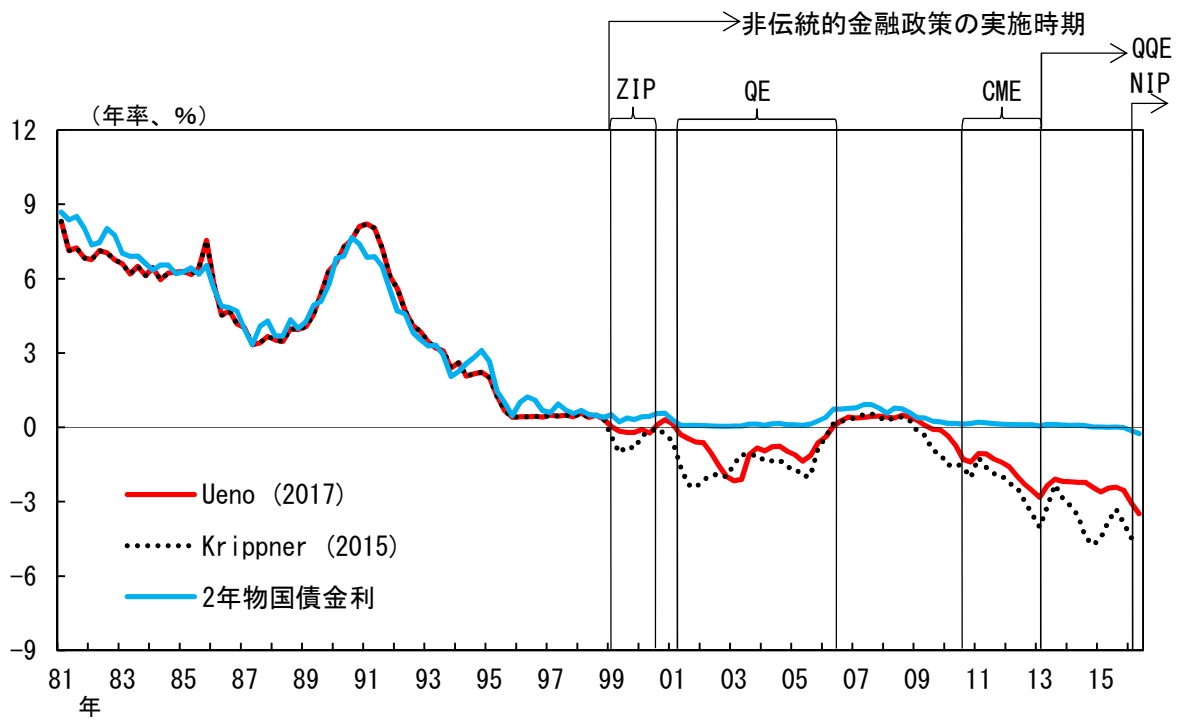


(3) P9010



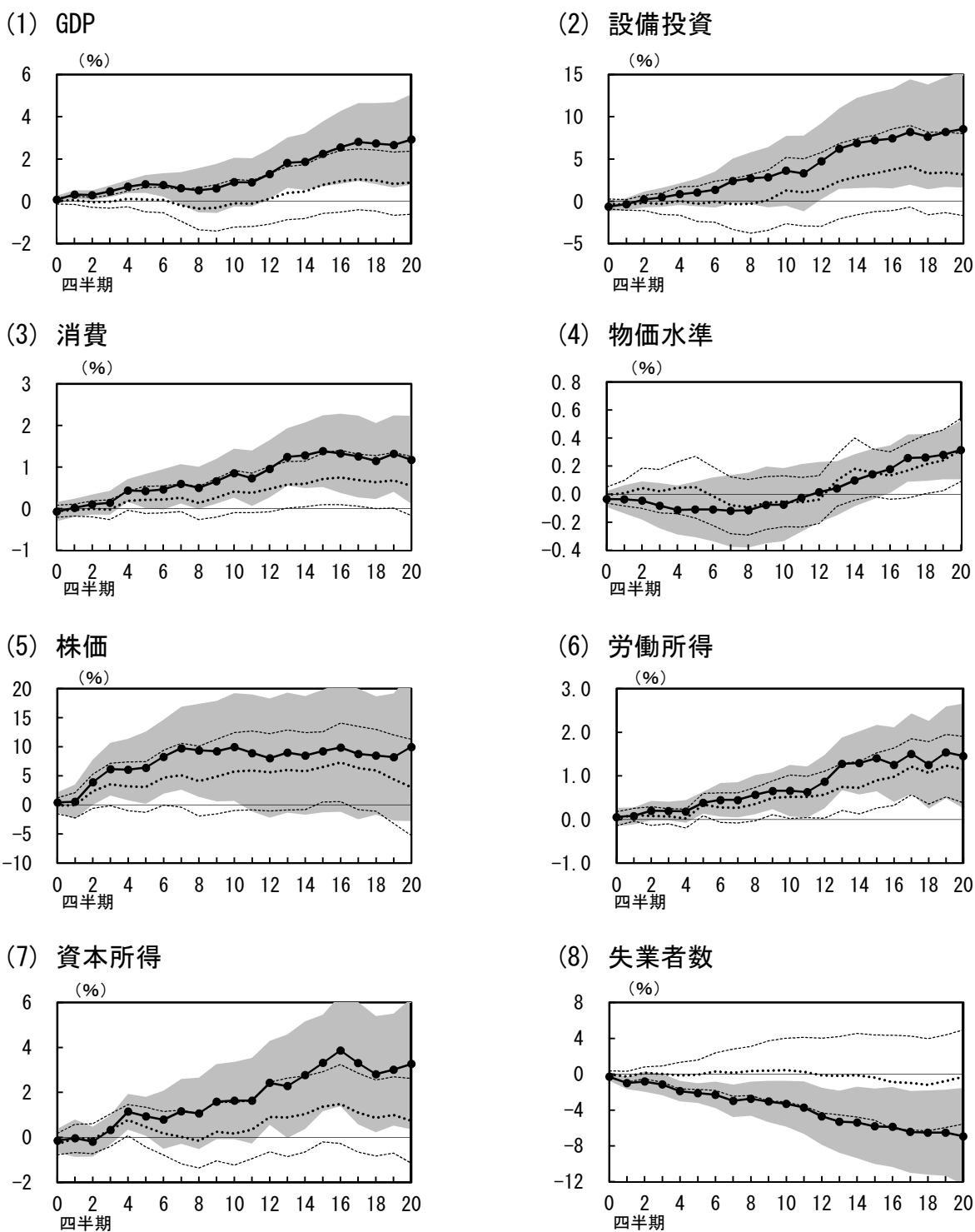
(資料) 総務省「家計調査」

図2. 金融政策変数の推移



(注) 1. ZIP : ゼロ金利政策、QE : 量的緩和、CME : 包括的金融緩和、QQE : 量的・質的金融緩和、NIP : マイナス金利政策
 2. 赤線は、Ueno (2017)で推計された潜在金利の推移を表す。点線は、Krippner (2015)で推計された潜在金利の推移を表す。青線は、2年物国債金利の推移を表す。
 (資料) 日本銀行、Ueno (2017)、Krippner (2015)、Haver

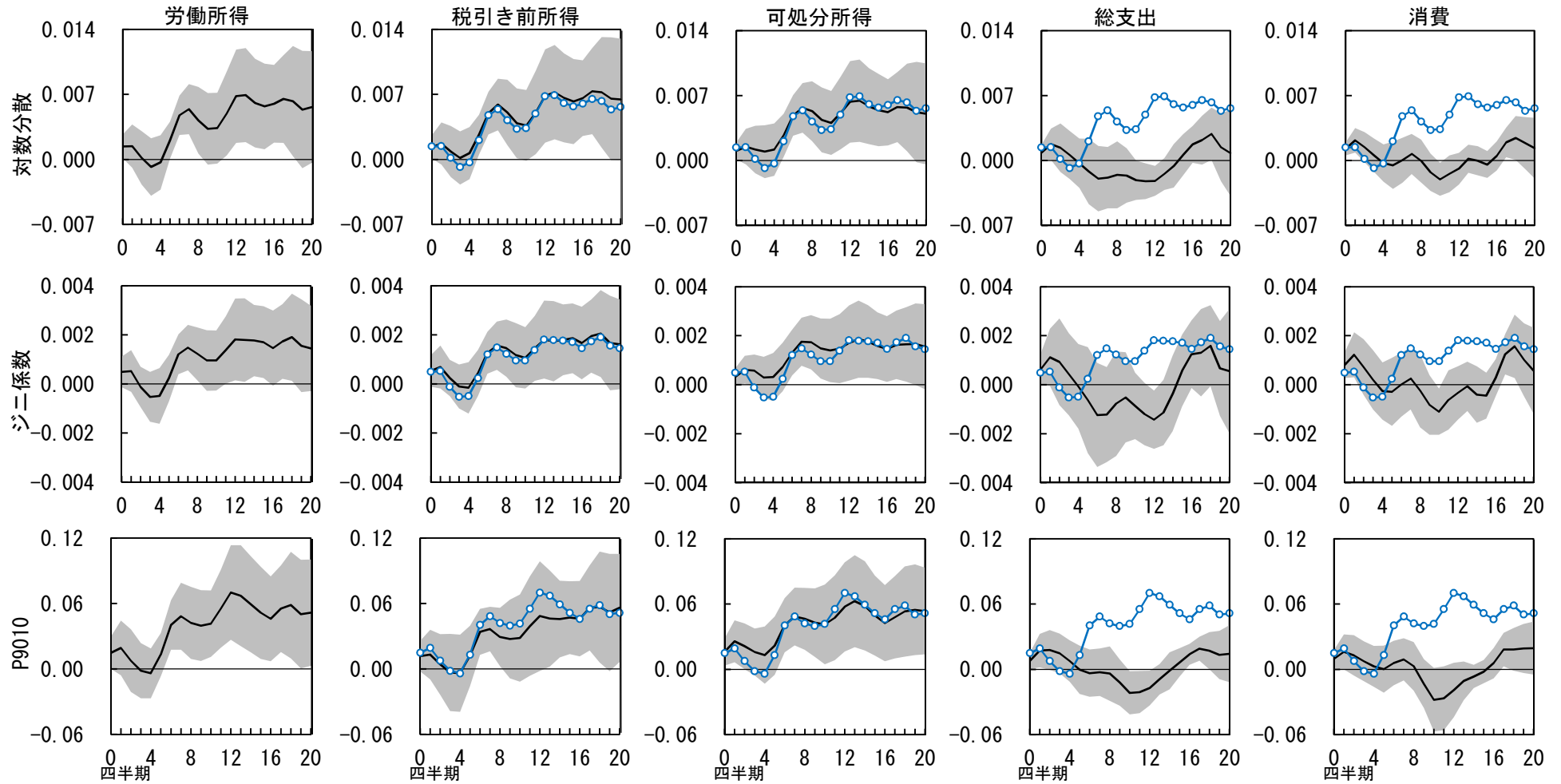
図3. マクロ経済変数の反応



(注) 上図は、金融緩和ショックに対するマクロ経済変数のインパルス反応を表したものである。Y軸は、金融政策ショック後の変数の乖離率を表す。黒丸付きの実線は、推計期間が1981年第1四半期から1998年第4四半期の場合の点推計値を、シャドーを付したエリアは、その90%信頼区間を表す。点線は、推計期間を1981年第1四半期から2008年第4四半期までとした場合の点推計値を、ダッシュ線は、その90%信頼区間を表す。

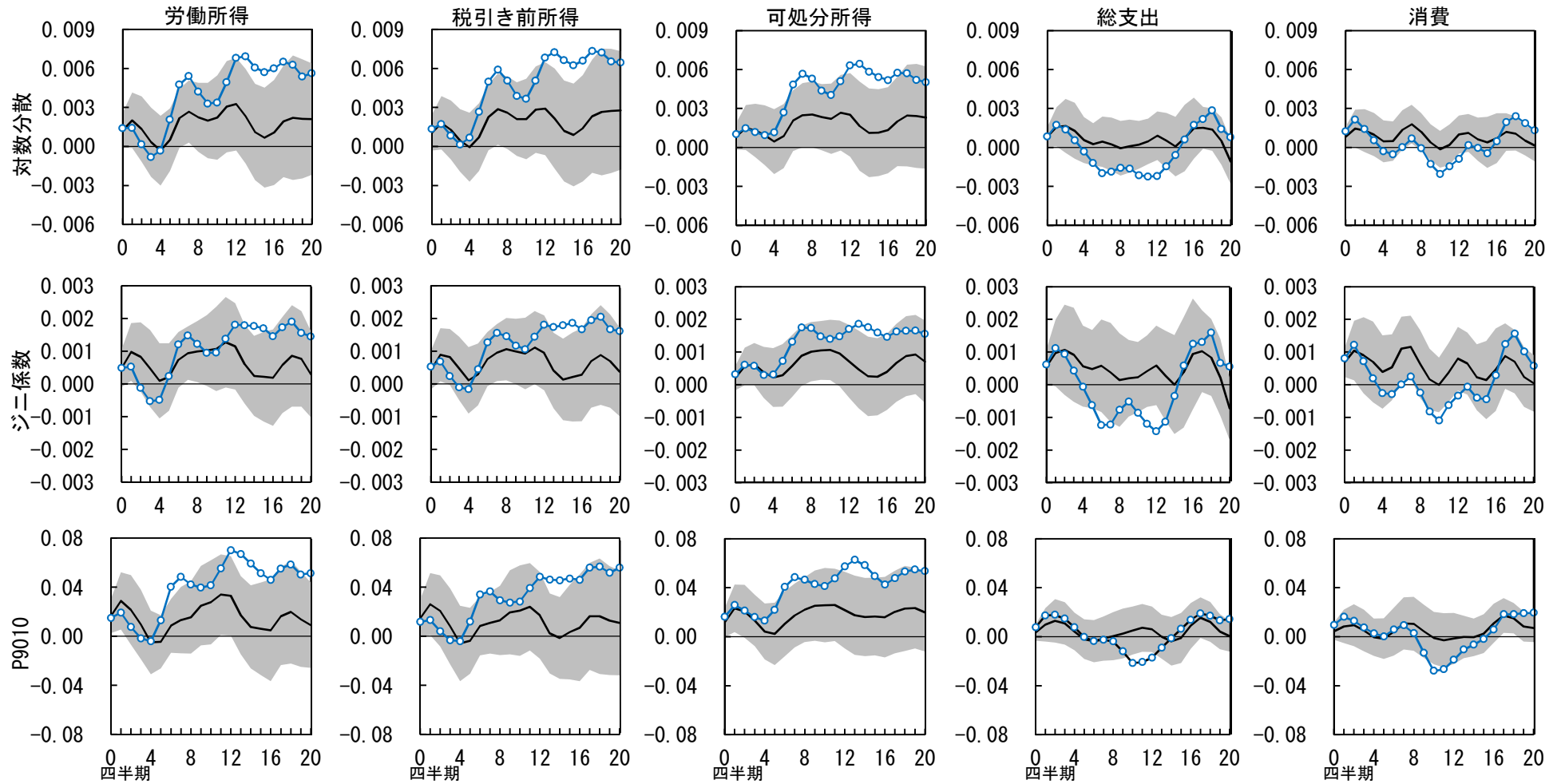
(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」、「労働力調査」、厚生労働省「毎月勤労統計」、Haver

図4. 家計間の所得・消費のばらつきの反応：ベースライン



- (注) 1. 上図は、勤労者世帯間の所得・消費のばらつきの金融緩和ショックに対するインパルス反応を表したもの。推計期間は、1981年第1四半期から1998年第4四半期。黒実線は点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。
2. 青線は、同じばらつき指標の労働所得のばらつきのインパルス反応を表す。

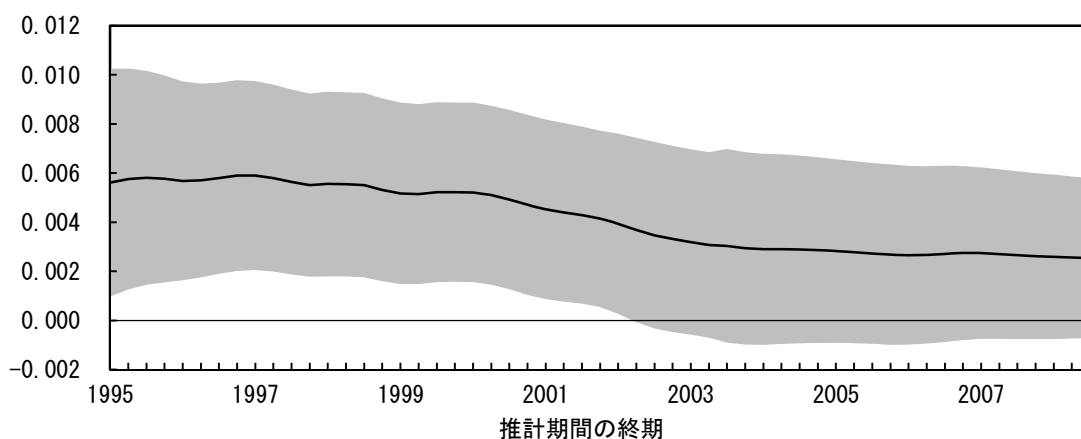
図5. 家計間の所得・消費のばらつきの反応： 推計期間1981年－2008年



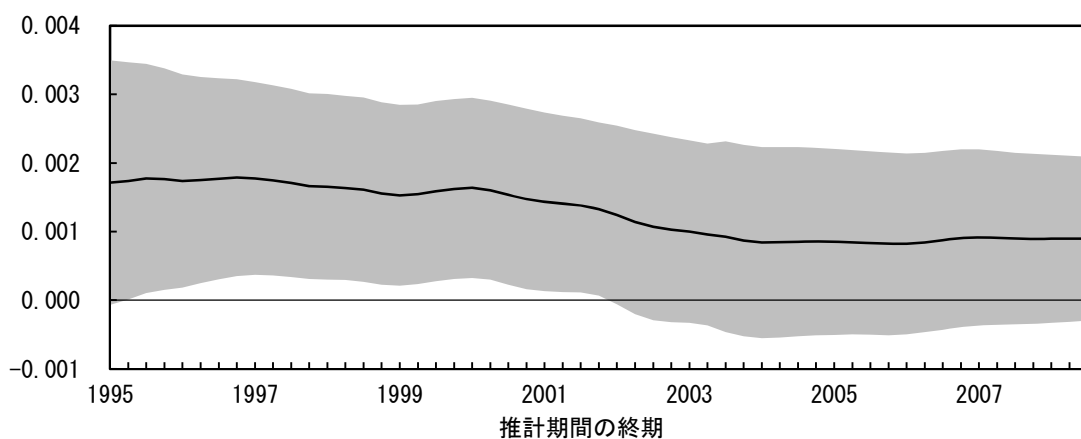
- (注) 1. 上図は、勤労者世帯間の所得・消費のばらつきの金融緩和とショックに対するインパルス反応を表したものである。推計期間は、1981年第1四半期から2008年第4四半期。黒実線は点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。
2. 青線は、推計期間が1981年第1四半期から1998年第4四半期までの場合の各変数のインパルス反応を表す。

図6. 金融緩和ショックに対する反応の変遷：家計間の労働所得のばらつき

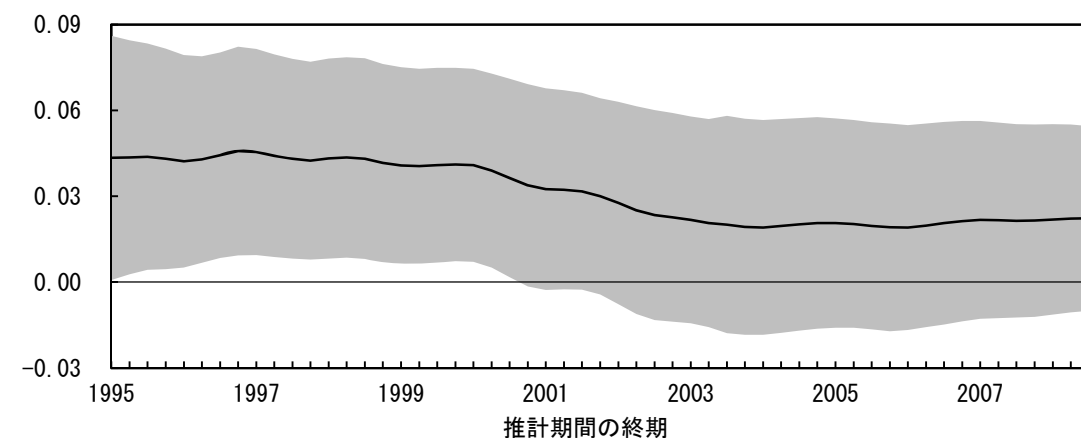
(1) 対数分散



(2) ジニ係数



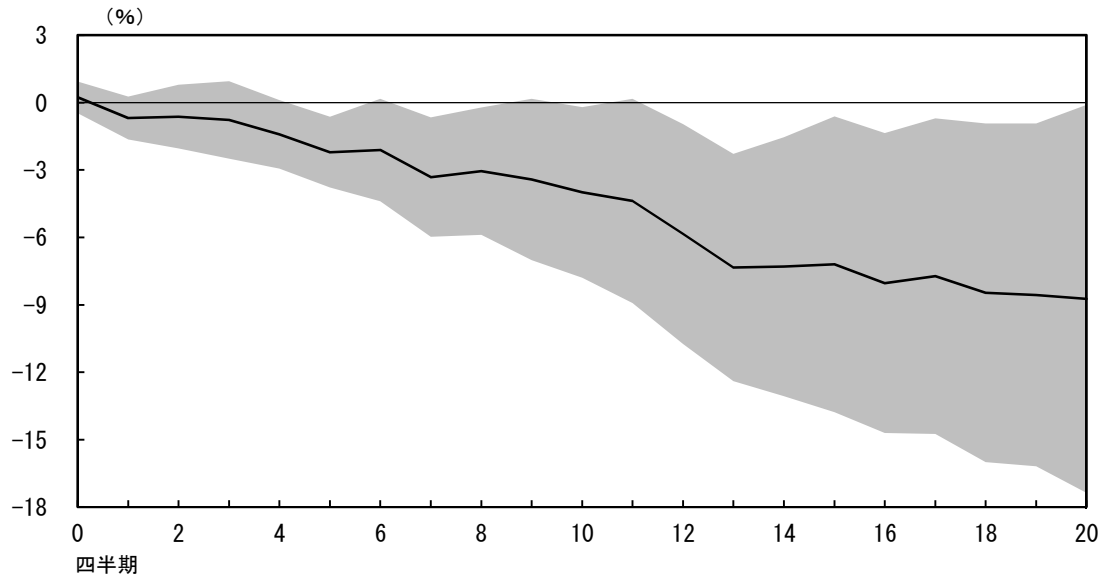
(3) P9010



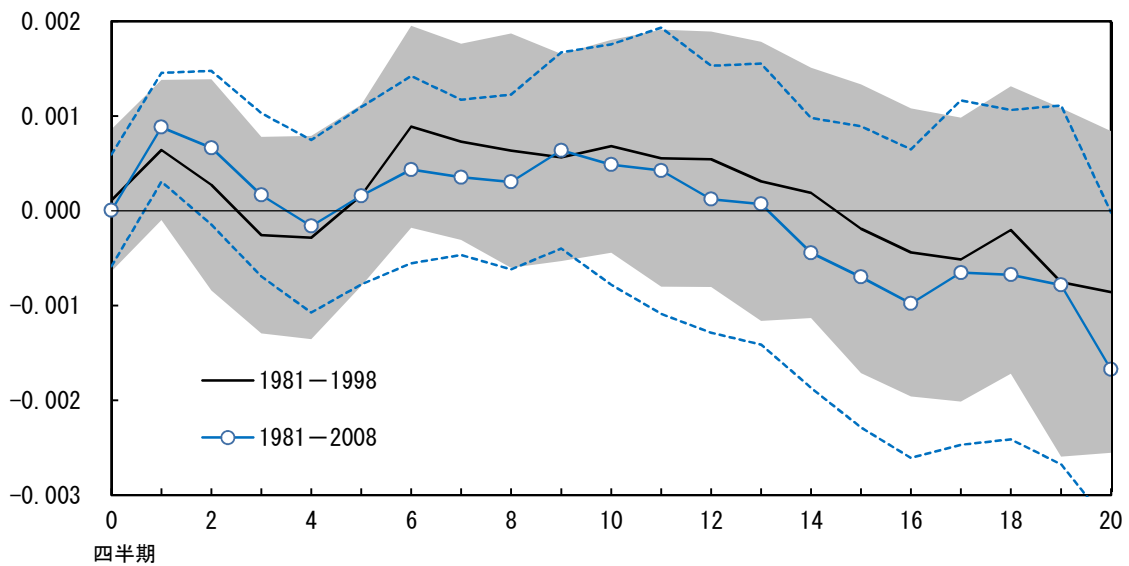
- (注) 1. シャドーを付したエリアは 95%信頼区間。
 2. 各パネルのy軸は、異なる推計期間の下で推計した、労働所得のばらつきの金融緩和ショックに対するインパルス反応の大きさを表す。推計期間は、それぞれ始期は1981年第1四半期、終期はx軸の値である。
 3. 金融緩和ショックに対するインパルス反応の大きさは、ショック発生後20四半期間の平均値で測定している。

図7. 調整済みジニ係数の反応

(1) 世帯主失業者数



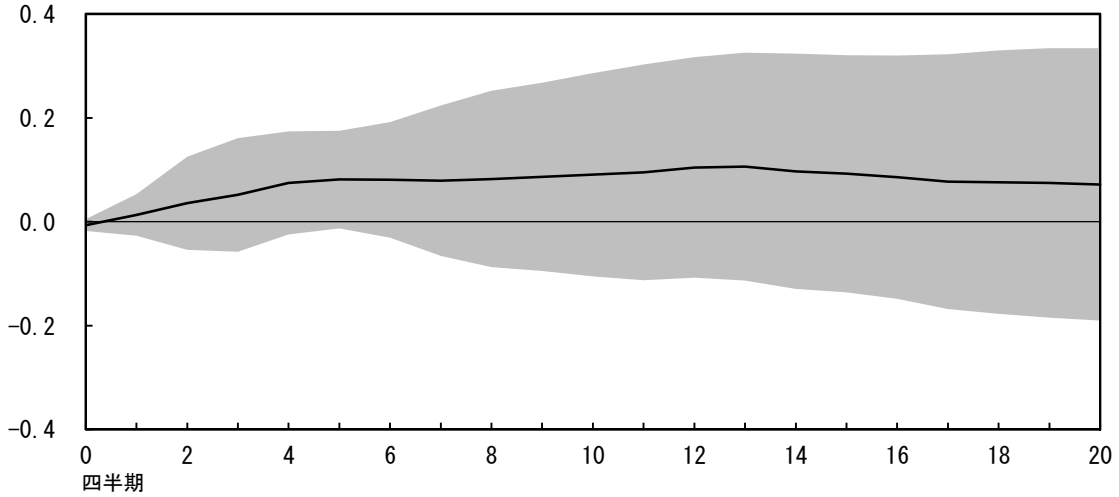
(2) 労働所得の調整済みジニ係数



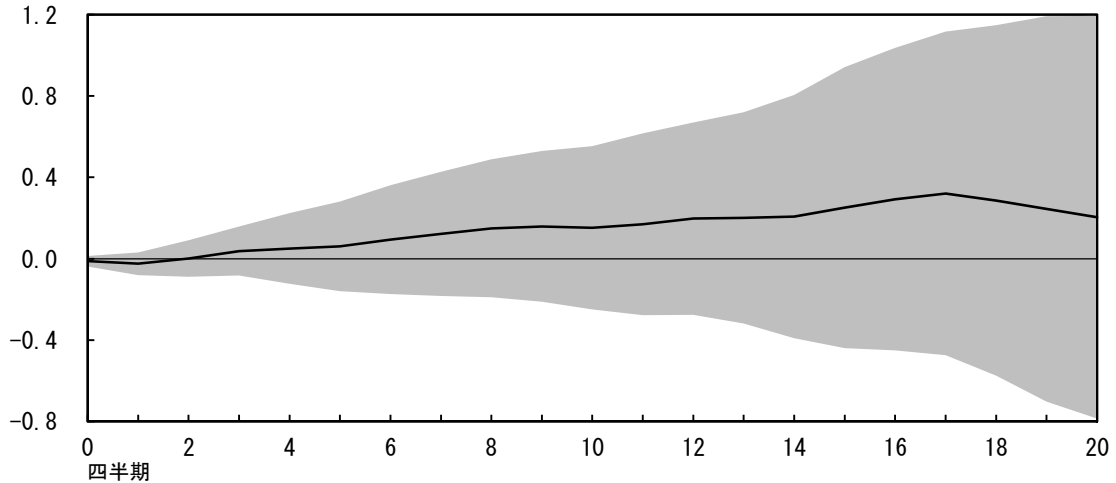
(注) 1. 上図は、金融緩和ショックに対するインパルス反応を表したもの。黒実線は、推計期間を1981年第1四半期から1998年第4四半期としたもとの点推計値、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。青線は、推計期間を1981年第1四半期から2008年第4四半期としたもとの点推計値、青点線は、その95%信頼区間を表す。
 2. (1)の反応の推計にあたっては、世帯主失業者数を従属変数として用いている。
 (資料) 総務省「労働力調査」

図8. 家計間の所得のばらつきの反応：推計期間2008年以降

(1) 所得比率（第5五分位<80-100%>－第1五分位<0-20%>）のVAR



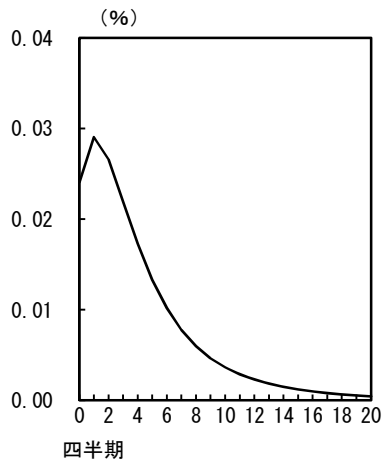
(2) 所得比率（第5五分位<80-100%>－第1五分位<0-20%>）のLLP



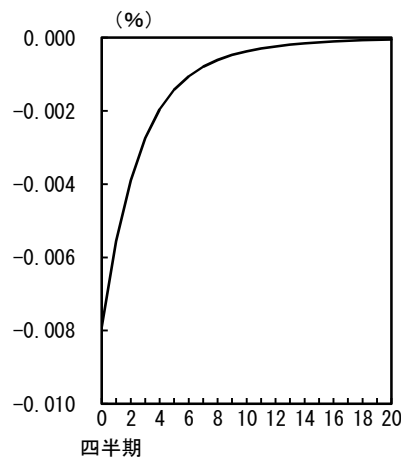
- (注) 1. (1)の推計期間は、2008年第4四半期から2016年第2四半期。Saiki and Frost(2014)に従い、VARを用いて、税引き前所得のばらつきのインパルス反応を推計したもの。推計にあたっては、中央銀行の資産の対名目GDP比率を金融政策変数としている。
 2. (2)の推計期間は、2008年第4四半期から2016年第2四半期。本文(4)式のLLPを用いて推計したもの。推計にあたっては、Ueno(2017)で推計された潜在金利を金融政策変数としている。
 3. 黒実線は点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。

図9. マクロ経済変数の反応：モデル・シミュレーション

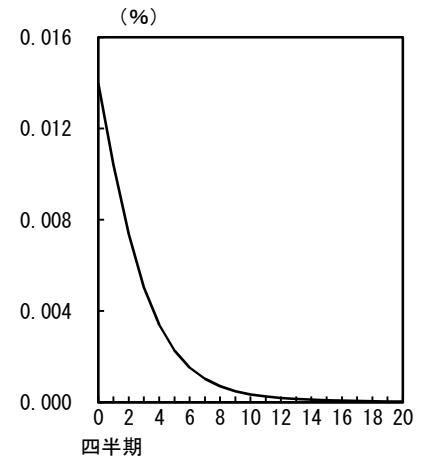
(1) GDP



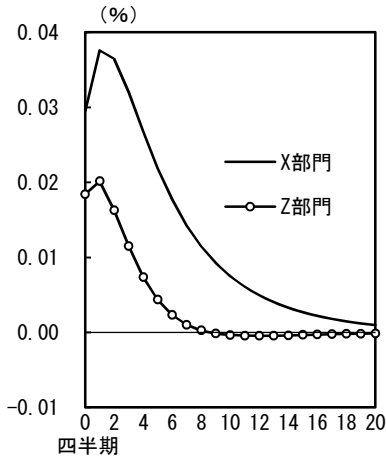
(2) 短期金利



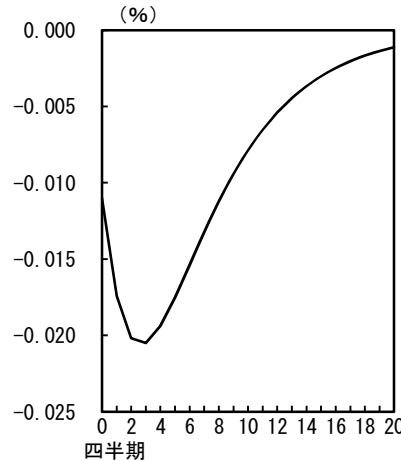
(3) インフレ率



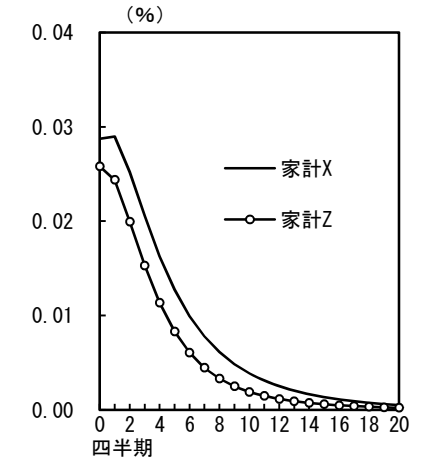
(4) 各産業の付加価値



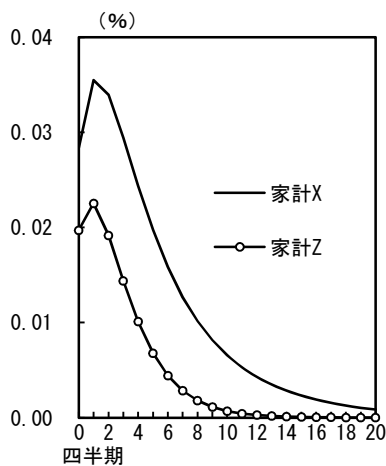
(5) 相対価格



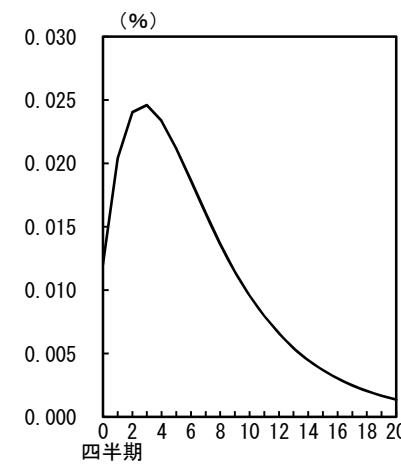
(6) 労働所得



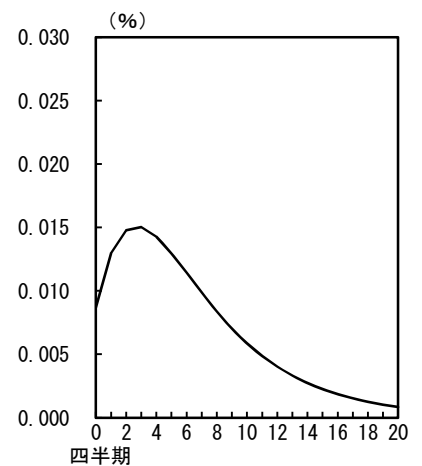
(7) 消費



(8) 家計間の労働所得のばらつき



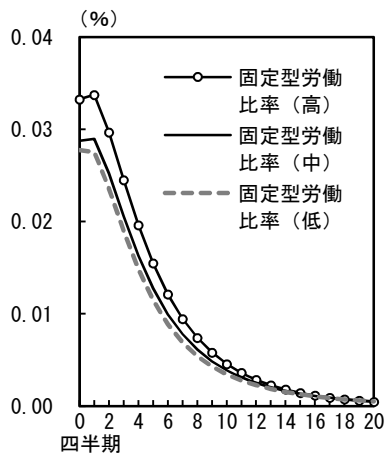
(9) 家計間の消費のばらつき



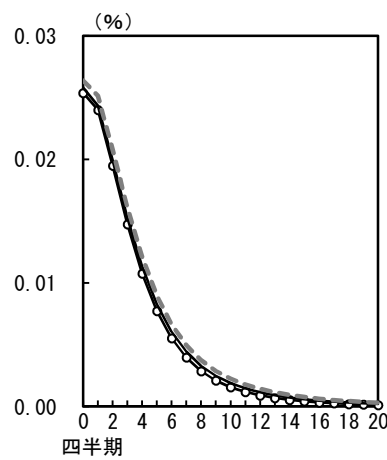
(注) (5)において、相対価格は、 $P_{X,t}/P_{Z,t}$ として定義。各変数のインパルス反応は、定常状態からの乖離率を表す。

図10. 所得・消費のばらつきの反応：パラメータ μ に関する感応度分析

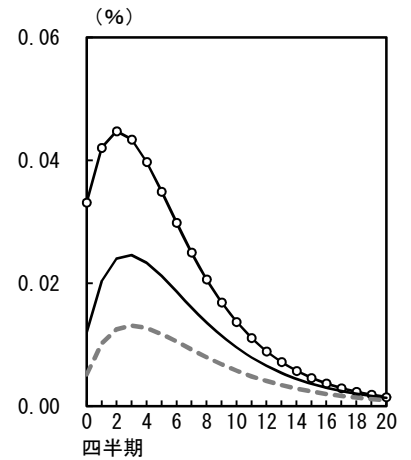
(1) 家計Xの労働所得



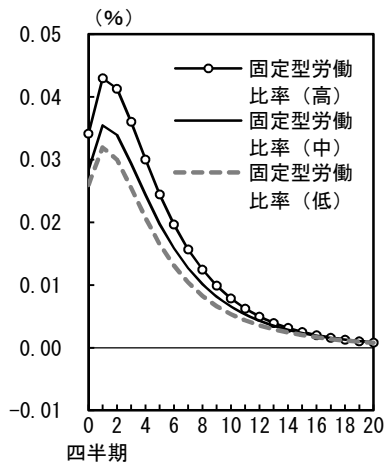
(2) 家計Zの労働所得



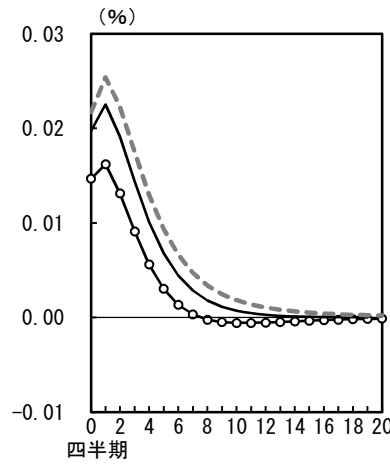
(3) 家計間の労働所得のばらつき



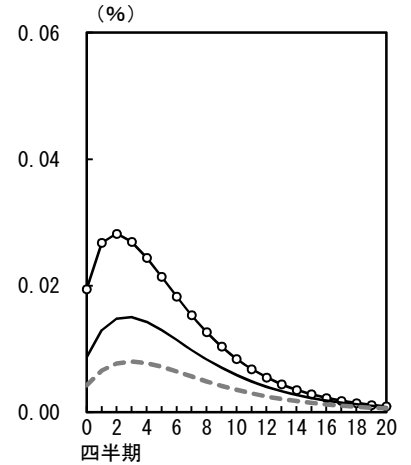
(4) 家計Xの消費



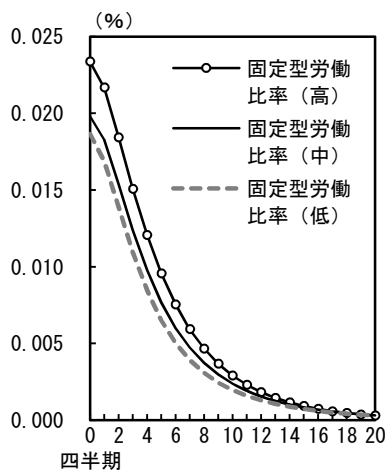
(5) 家計Zの消費



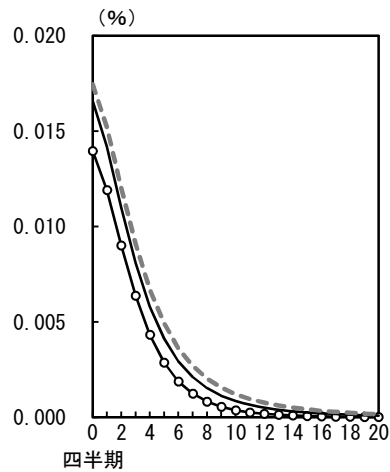
(6) 家計間の消費のばらつき



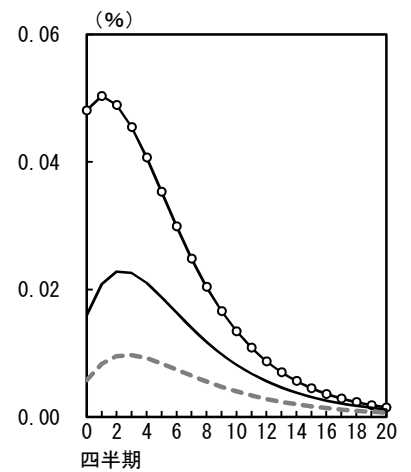
(7) X部門の労働所得



(8) Z部門の労働所得



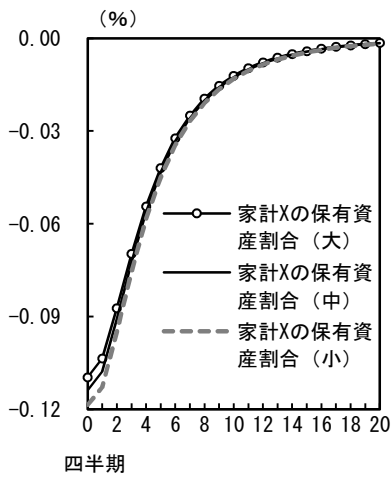
(9) 部門間の労働所得のばらつき



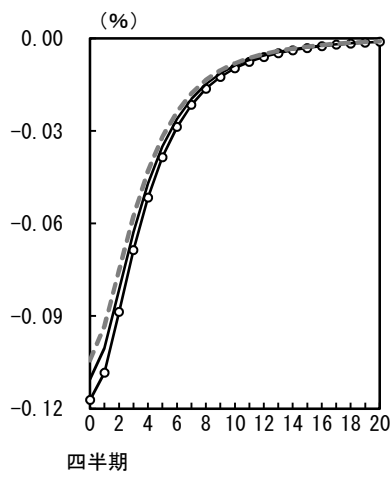
(注) 1. 各変数のインパルス反応は、定常状態からの乖離率を表す。
2. 各部門の労働所得は、労働投入量一単位当たりの労働所得として定義している。

図 1 1. 所得・消費のばらつきの反応：パラメータ $\gamma_{k,x}$ に関する感応度分析

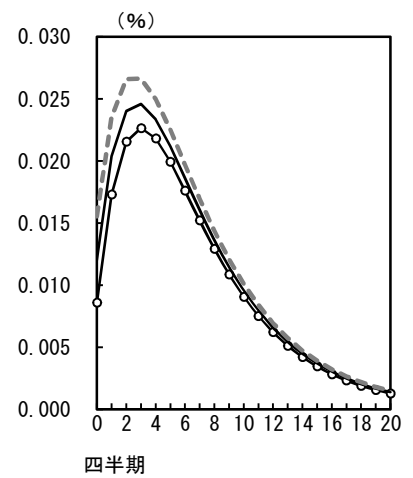
(1) 家計Xの限界消費性向



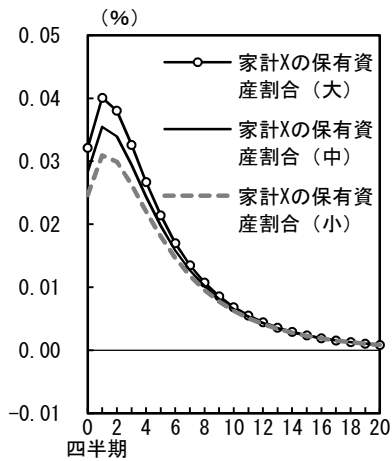
(2) 家計Zの限界消費性向



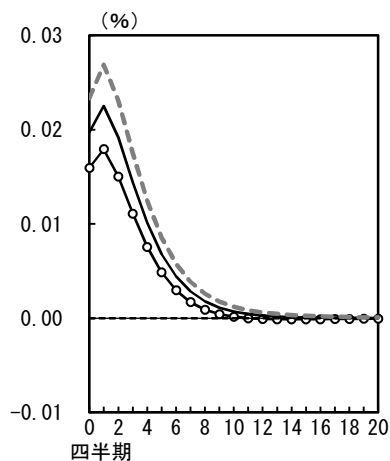
(3) 家計間の労働所得のばらつき



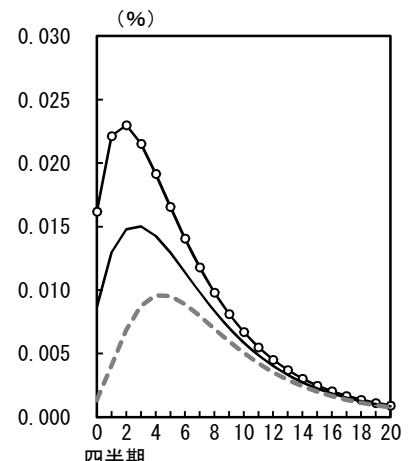
(4) 家計Xの消費



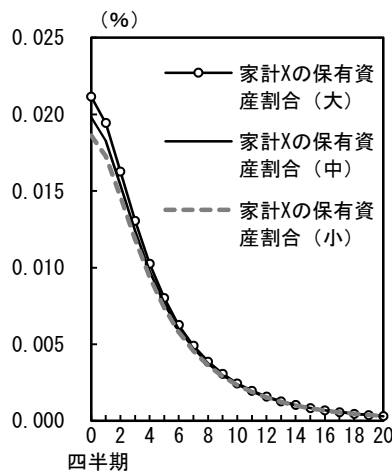
(5) 家計Zの消費



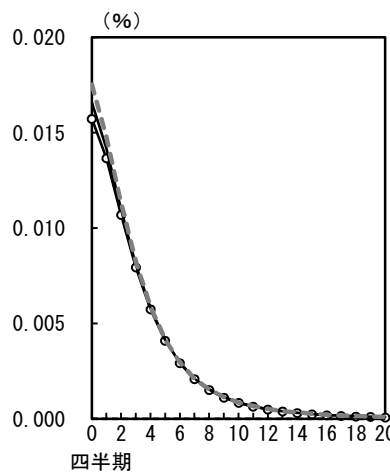
(6) 家計間の消費のばらつき



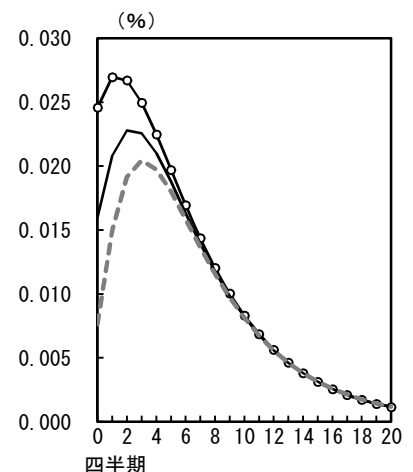
(7) X部門の労働所得



(8) Z部門の労働所得



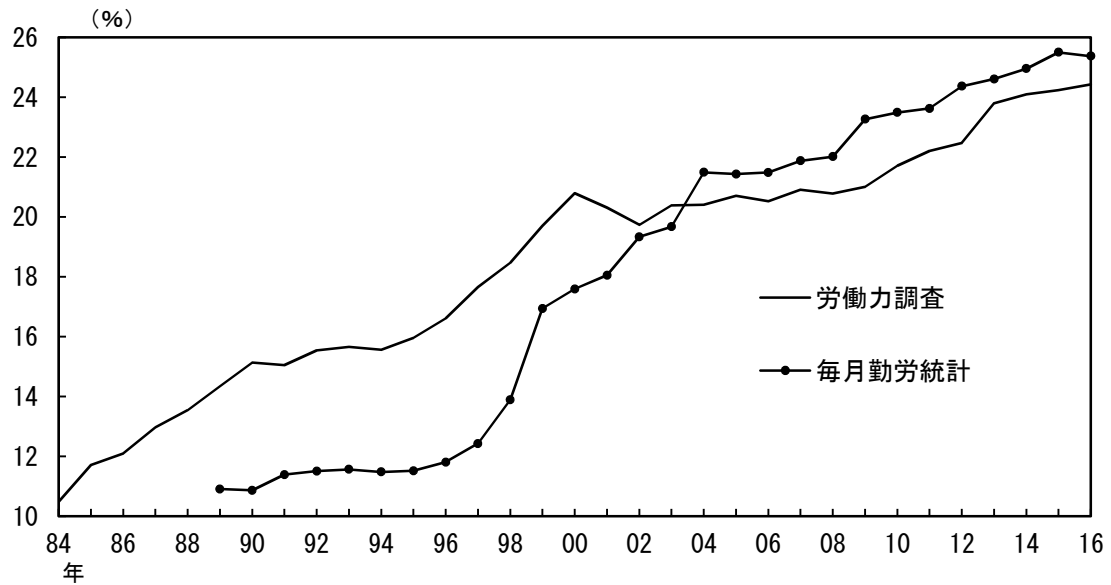
(9) 部門間の労働所得のばらつき



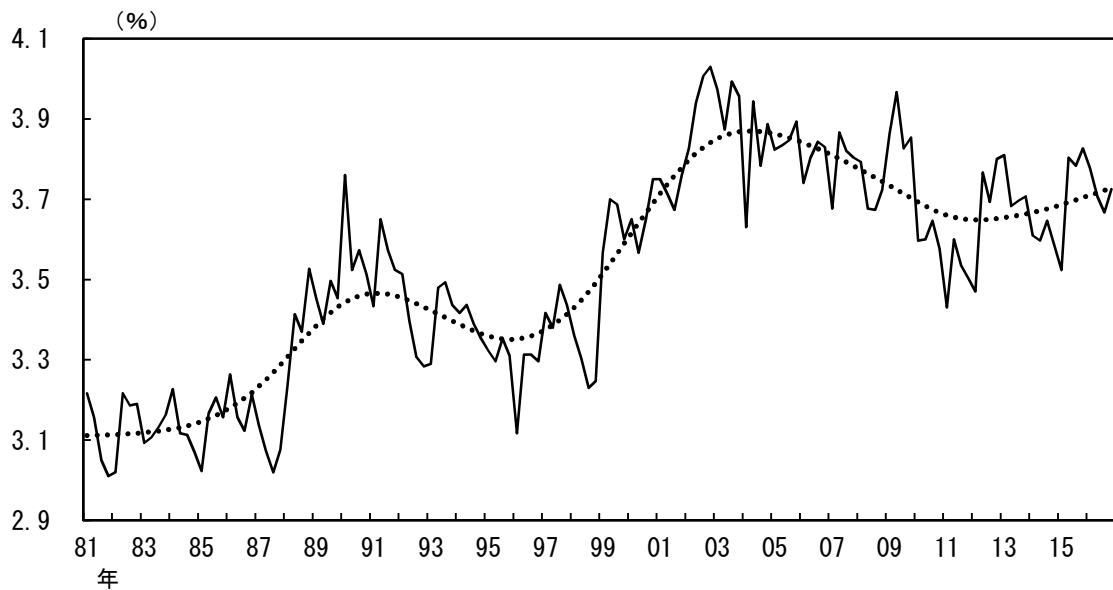
(注) 1. 各変数のインパルス反応は、定常状態からの乖離率を表す。
2. 各部門の労働所得は、労働投入量一単位当たりの労働所得として定義している。

図12. 日本における労働市場の柔軟性の高まり

(1) パート比率



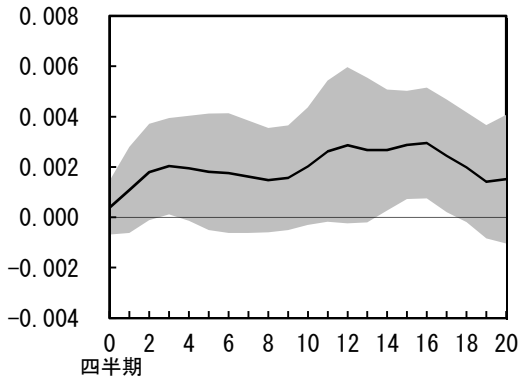
(2) 労働移動率



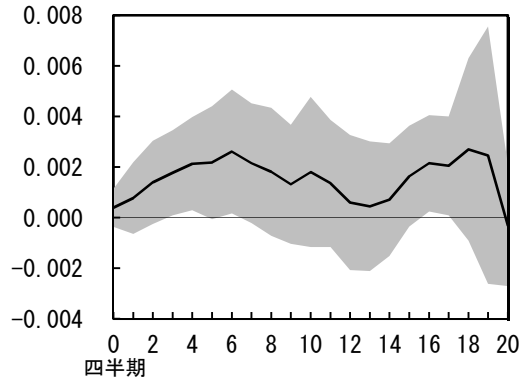
(注) 1. (1)の黒実線は、労働力調査ベースで、パート労働者の雇用者に対する比率を表す。黒丸付きの黒線は、毎月勤労統計ベースで、パート労働者の常用労働者に対する比率を表す。
 2. 労働移動率は、入職率と離職率の和として定義される。点線は、スムージングパラメータを1600とした場合のHPトレンドの推移を表す。
 (資料) 総務省「労働力調査」、厚生労働省「毎月勤労統計」

図13. 産業間のばらつきの反応

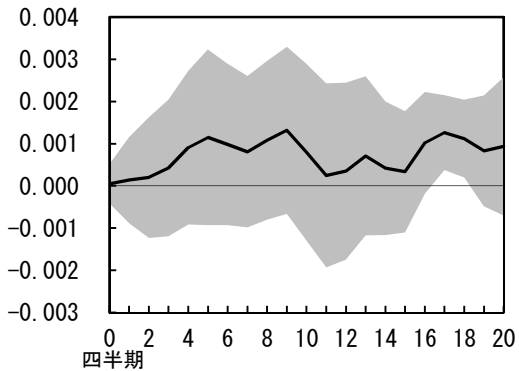
(1) 付加価値：1981-1998



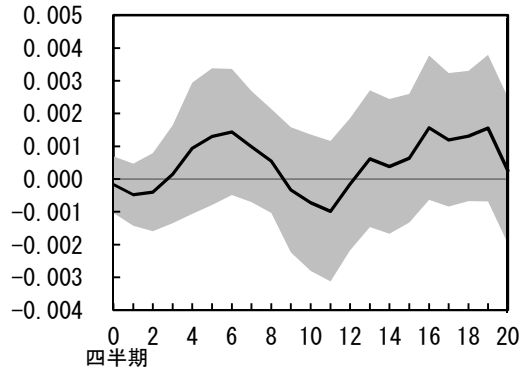
(2) 付加価値：1981-2008



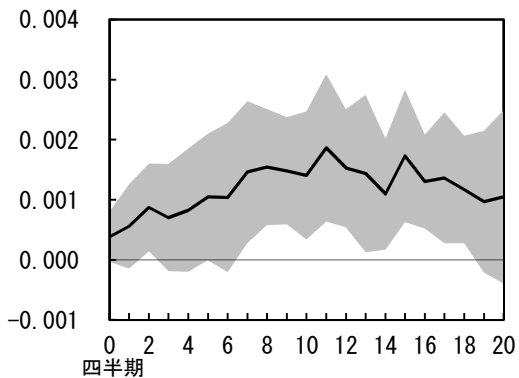
(3) 一人当たり労働所得：1981-1998



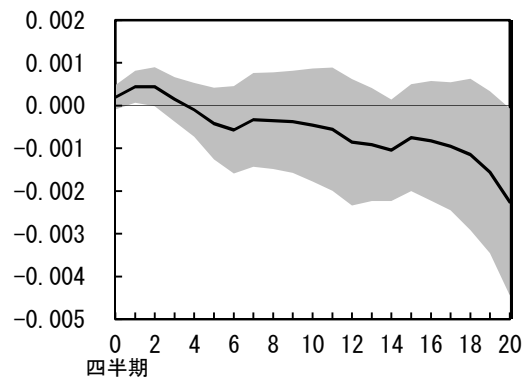
(4) 一人当たり労働所得：1981-2008



(5) 一時間当たり労働所得：1981-1998



(6) 一時間当たり労働所得：1981-2008

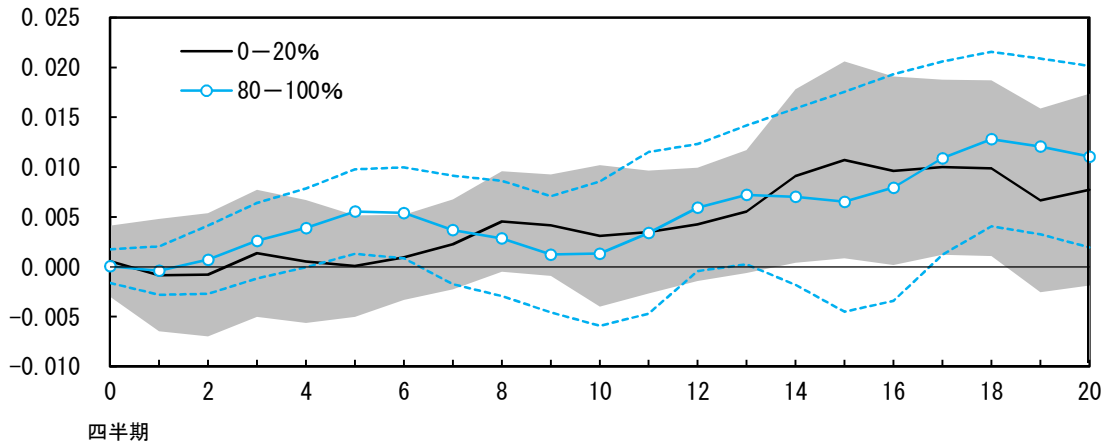


- (注) 1. 産業間(中分類)の対数分散をばらつきの指標としている。
 2. (1)、(3)、(5)では、1981年第1四半期から1998年第4四半期までを推計期間として、各変数のインパルス反応を推計している。(2)、(4)、(6)では、1981年第1四半期から2008年第4四半期までを推計期間として、各変数のインパルス反応を推計している。黒実線は点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表わす。
 3. 一人当たり労働所得は、各産業の従業員給与を従業員数で割ったものとしている。一時間当たり労働所得は、毎月勤労統計の一人当たり現金給与総額を一人当たり総労働時間で割ったものとしている。

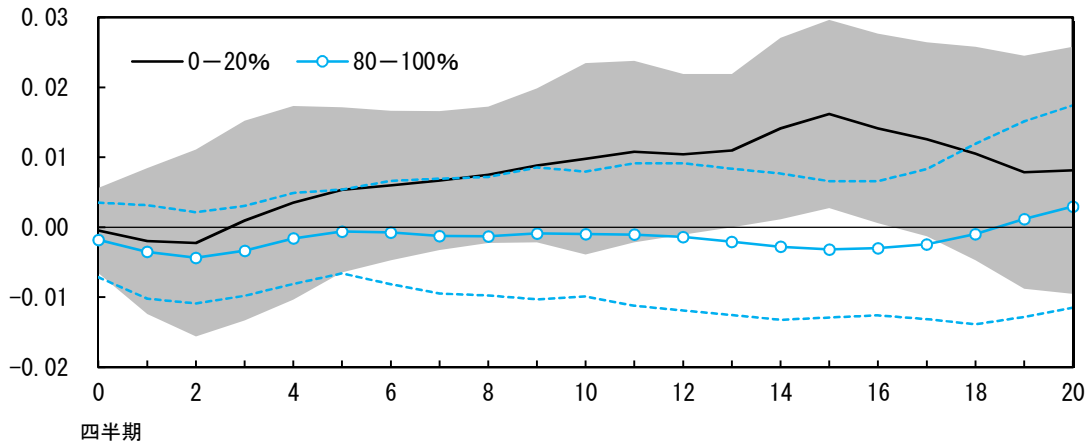
(資料) 財務省「法人企業統計季報」、厚生労働省「毎月勤労統計」

図14. 消費と限界消費性向の反応

(1) 所得階層別家計の消費



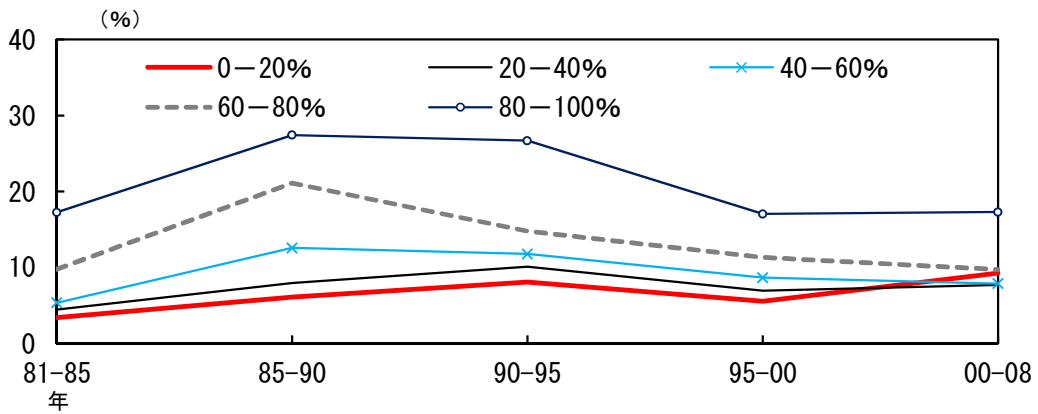
(2) 所得階層別家計の限界消費性向



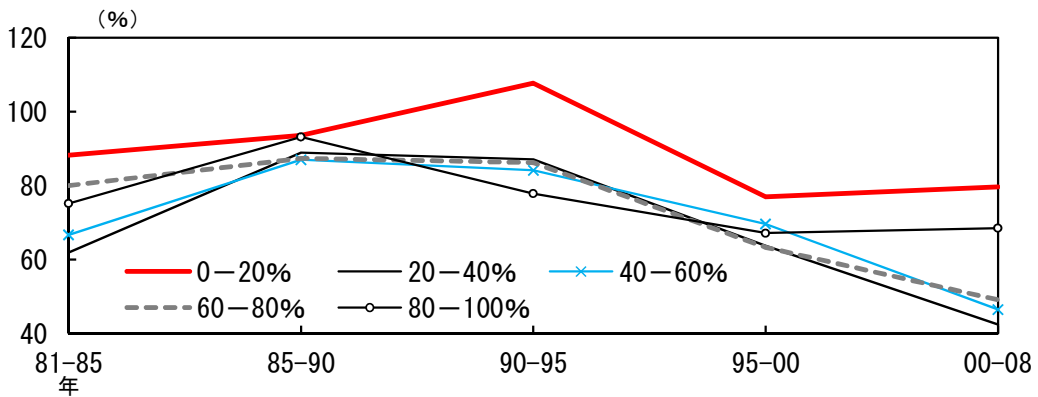
(注) 上図は、消費と限界消費性向の金融緩和ショックに対するインパルス反応を表したもの。推計期間は、1981年第1四半期から1998年第4四半期。黒実線は、0-20%所得階層家計のデータを用いた場合の点推定値、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表わす。サークル付きの青線は、80-100%所得階層家計の95%信頼区間を、青点線は、その95%信頼区間を表わす。

図15. 家計の金融資産保有額

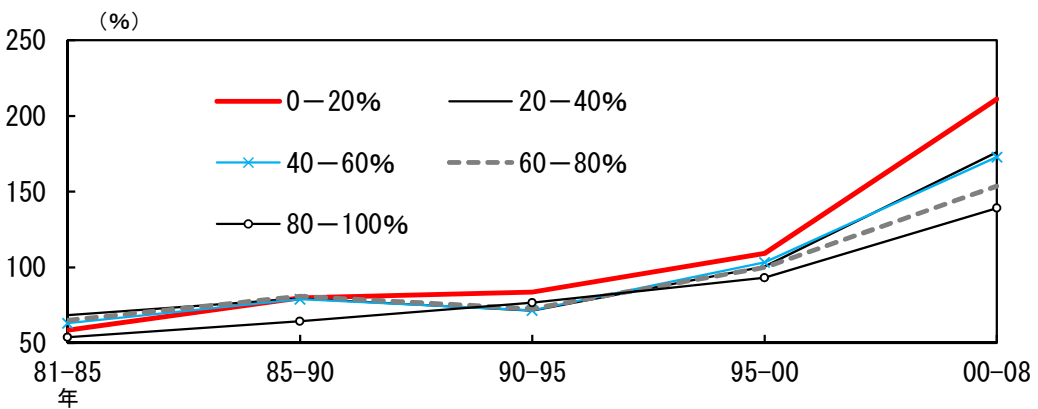
(1) 所得階層別家計の株式保有額



(2) 所得階層別家計の現預金保有額



(2) 所得階層別家計の負債額



(注) 1. 上図は、それぞれ所得階層別の株式保有額、現預金保有額、負債額の所得に対する比率を表す。

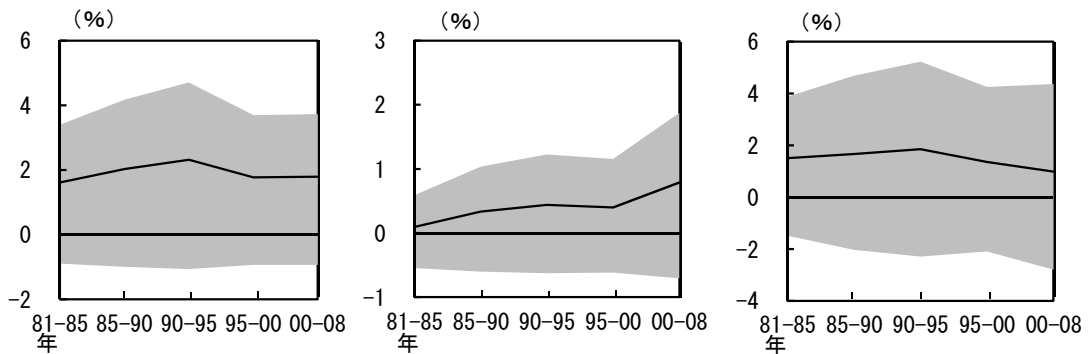
2. 現預金保有額は、純金融資産保有額から株式保有額を差し引いたものとしている。

(資料) 金融広報中央委員会「家計の金融行動に関する世論調査」

図16. 金融資産・負債を通じたばらつきの変化

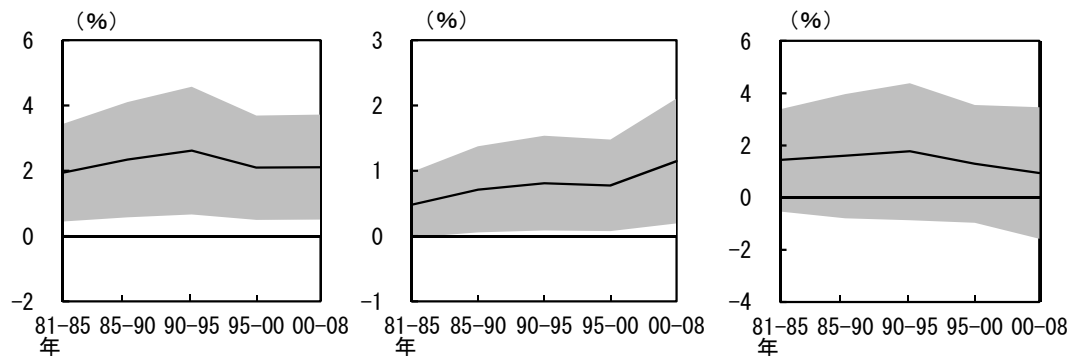
(1) 金融資産の実質価値の反応：ケース1

(a) 80-100% (b) 0-20% (c) 差分<(a)-(b)>



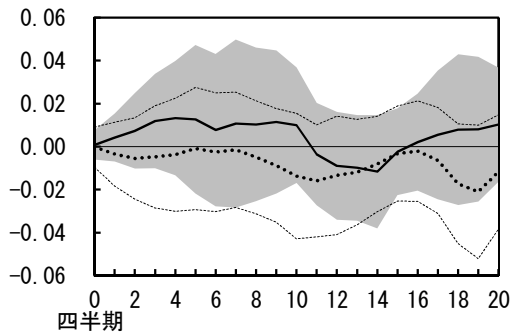
(2) 金融資産の実質価値の反応：ケース2

(a) 80-100% (b) 0-20% (c) 差分<(a)-(b)>

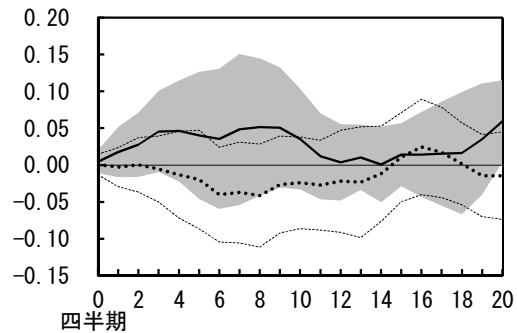


(3) 家計間の金融資産保有額のばらつき

(a) 対数分散

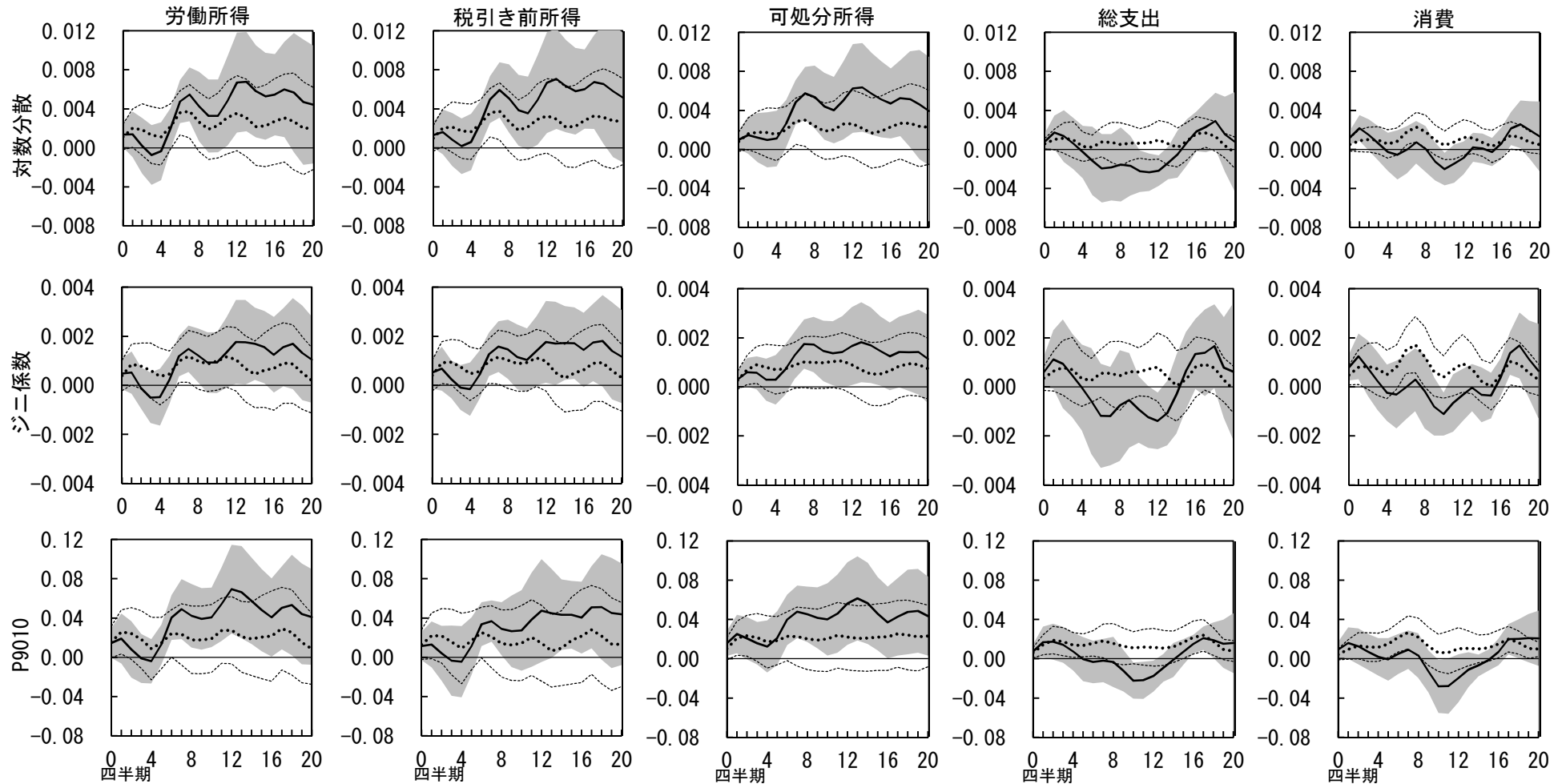


(b) P9010



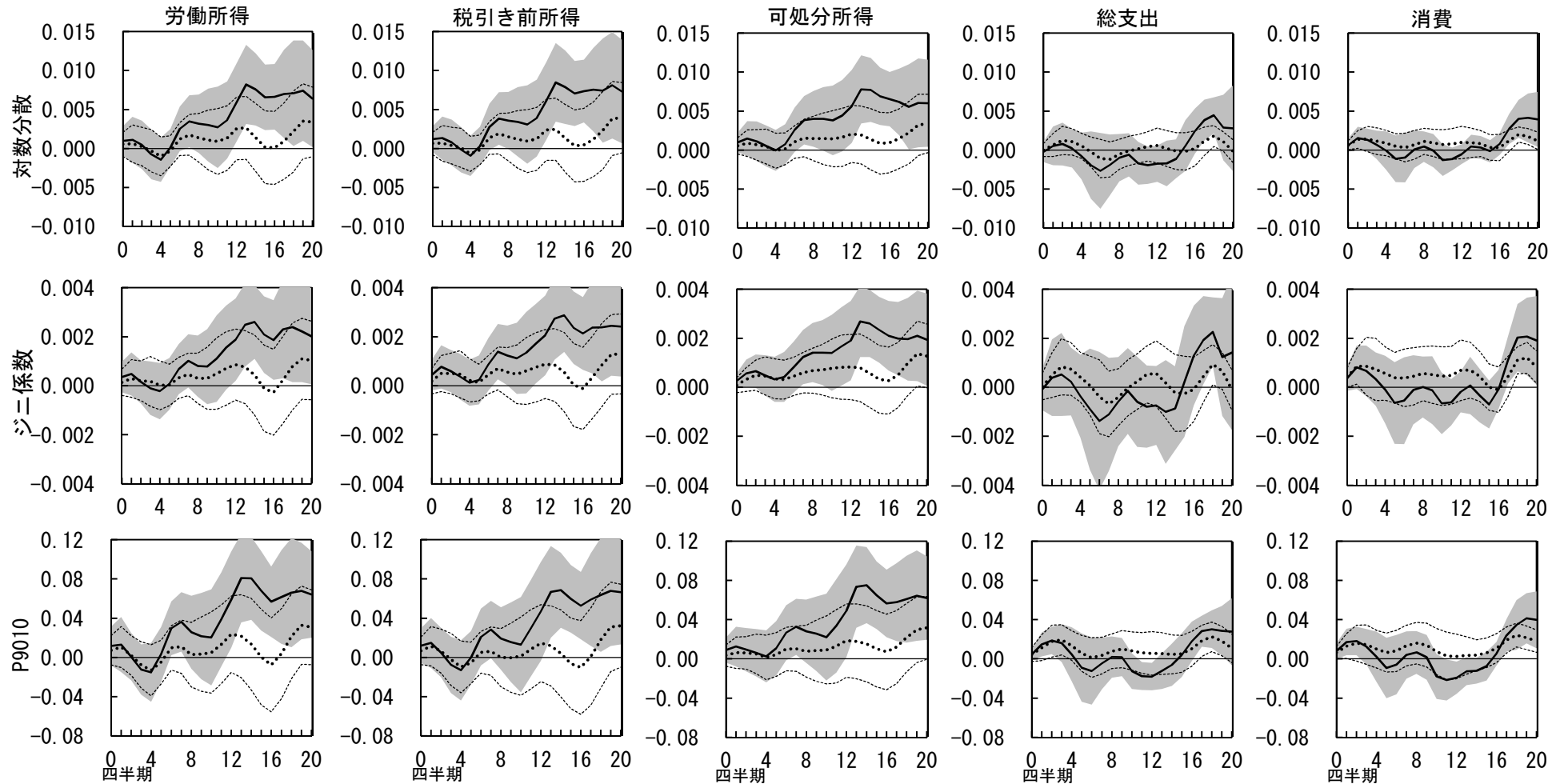
(注) 1. (1)、(2)は、家計のバランスシートに関するデータと株価の金融緩和ショックに対するインパルス応を用いて算出している。ケース1、2は、計数の計算過程に以下の違いがある。ケース1は、金融緩和ショック後20四半期後における株価のインパルス反応を用いて一方、ケース2は、金融緩和ショック後8四半期後における株価のインパルス反応を用いている。実線は点推計値を、シャドーを付したエリアは95%信頼区間を表わす。
2. (3)は、金融資産のばらつきの金融緩和ショックに対するインパルス反応を表す。実線は、推計期間を1981年第1四半期から1998年第4四半期とした場合の点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表わす。点線は、推計期間を1981年第1四半期から2008年第4四半期とした場合の点推計値を、ダッシュ線は、その95%信頼区間を表す。

補論C 1. 家計間の所得・消費のばらつきへの反応<Krippner (2015)>



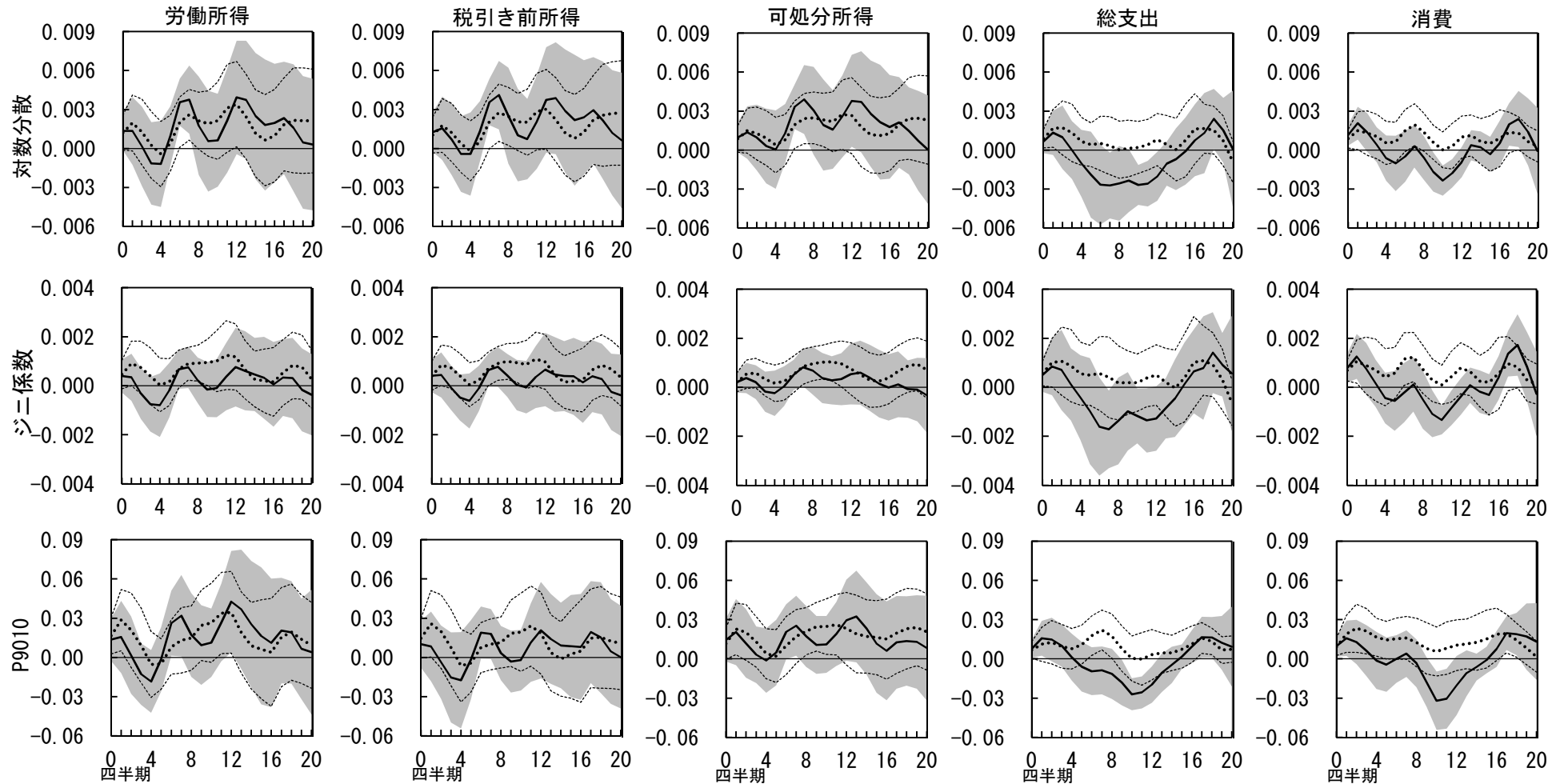
(注) 実線は、推計期間を1981年第1四半期から1998年第4四半期までとした場合の点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。点線は、推計期間を1981年第1四半期から2008年第4四半期とした場合の点推計値を、ダッシュ線は、その95%信頼区間を表す。

補論C2. 家計間の所得・消費のばらつきの反応<2年物国債金利>



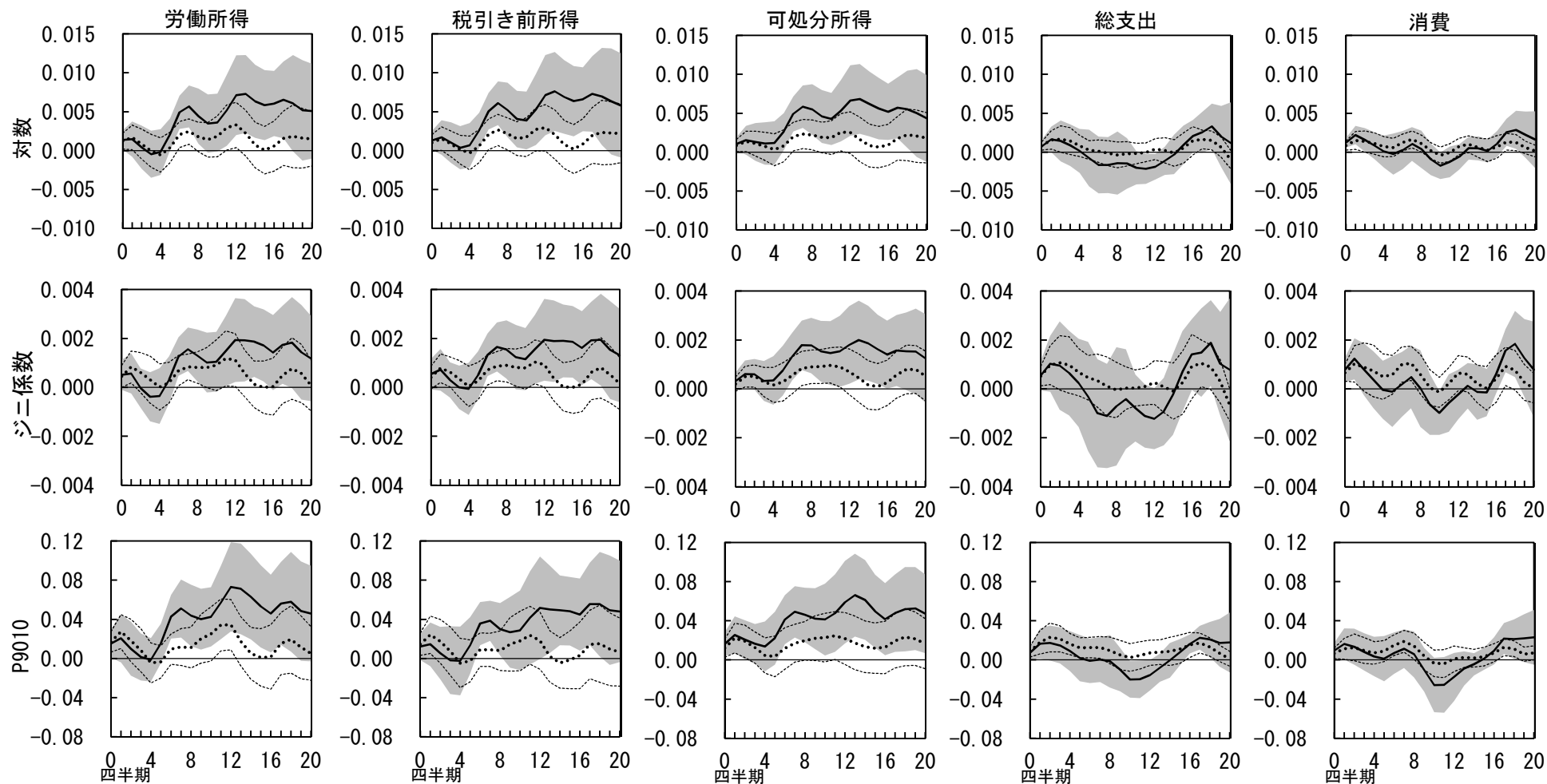
(注) 実線は、推計期間を1981年第1四半期から1998年第4四半期までとした場合の点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。点線は、推計期間を1981年第1四半期から2008年第4四半期とした場合の点推計値を、ダッシュ線は、その95%信頼区間を表す。

補論C3. 家計間の所得・消費のばらつきの反応<3ファクター>



(注) 実線は、推計期間を1981年第1四半期から1998年第4四半期までとした場合の点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。点線は、推計期間を1981年第1四半期から2008年第4四半期とした場合の点推計値を、ダッシュ線は、その95%信頼区間を表す。

補論C 4. 家計間の所得・消費のばらつきの反応<コレスキー分解の順番変更>



(注) 実線は、推計期間を1981年第1四半期から1998年第4四半期までとした場合の点推計値を、シャドーを付したエリアは、その95%信頼区間を表す。点線は、推計期間を1981年第1四半期から2008年第4四半期とした場合の点推計値を、ダッシュ線は、その95%信頼区間を表す。