



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad
Perspective
Review 多角的レビューシリーズ

金融政策の中長期的な影響

伊藤雄一郎*

yuuichirou.itou@boj.or.jp

中野将吾*

shougo.nakano@boj.or.jp

幅俊介*

shunsuke.haba@boj.or.jp

山中貴大*

takahiro.yamanaka@boj.or.jp

No.24-J-21
2024年11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

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。

金融政策の中長期的な影響*

伊藤 雄一郎[†] 中野 将吾[‡] 幅 俊介[§] 山中 貴大^{**}

2024年11月

【要旨】

短期の経済ショックが、長期的な経済トレンドにも影響を及ぼしうるといふ、「履歴効果」が指摘されている。本稿では、金融政策がわが国経済の供給面（生産性や潜在 GDP など）に及ぼす中長期的な影響について、実証分析を行った。まず、金融政策ショックを複数の手法で識別した後、Local Projection の手法を用いて、過去約 25 年の潜在 GDP に及ぼした中長期的な影響を検証した。分析結果から、金融緩和は、資本蓄積を通じて潜在 GDP にプラスの影響をもたらした可能性が示唆されたものの、統計的に有意な関係を示す証左は得られなかった。続いて、個別企業データをもとに、生産性に及ぼした影響を確認した。分析からは、金融緩和が個別企業内の生産性を向上させた一方、企業間の経営資源の移動を通じて生産性上昇を抑制する方向に作用した可能性が示唆されたものの、中長期的にみて、統計的に有意な関係は確認されなかった。このように、現時点のわが国のデータからは、金融政策の供給面への影響について、明確な結論は得られなかった。ただし、金融政策の中長期的な影響には、様々なメカニズムが作用しており、その時々々の経済情勢に応じて影響の現れ方が変化する可能性がある。今後も、幅広い視点で検証していくことが重要である。

JEL 分類番号：C32、C33、E22、E24、E52、O47

キーワード：金融政策、履歴効果、生産性、資源配分の効率性

* 本稿の執筆に当たっては、開発壮平氏、河西桂靖氏、福永一郎氏をはじめとする日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。ただし、残された誤りは全て筆者らに帰する。なお、本稿の内容と意見は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画局 (yuuichirou.itou@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (shougo.nakano@boj.or.jp)

[§] 日本銀行企画局 (shunsuke.haba@boj.or.jp)

^{**} 日本銀行企画局 (takahiro.yamanaka@boj.or.jp)

1. はじめに

金融政策は、政策金利の変更や、非伝統的な金融政策手段を通じて、短期的な需要変動に影響を及ぼす。一方、標準的な経済学で仮定される「景気循環と経済成長の二分法」が成立するもとは、短期的な需要変動は長期的な経済トレンドを表す供給面——生産性や潜在 GDP など——には影響を及ぼさないとされている。こうした二分法の考え方に則れば、短期の景気変動に影響を及ぼす金融政策は、中長期的な経済成長には影響を及ぼし得ないこととなる。もっとも、経済の需要面と供給面は密接に関連しており、短期の経済ショックが、長期的な経済トレンドにも影響を及ぼしうるという見方も存在する。特に、世界金融危機後には、主要先進国が低成長に陥るなかで、総需要の変動が経済トレンドに影響を及ぼす「履歴効果¹」への注目が集まった (Summers, 2015)。緩和的な金融政策が長年継続するわが国において、金融政策運営の理解を一層深めていくためには、金融政策が経済の供給面に及ぼす中長期的な影響について、この二分法を超えた議論を行う重要性が高まっていると考えられる (中曾、2016)。

先行研究では、金融政策が経済の供給面に及ぼす影響について、様々な可能性が議論されている。例えば、Aghion et al. (2012)は、金融緩和が研究開発投資を増加させて技術進歩を促進し、中長期的な経済成長トレンドにも好影響を及ぼす可能性を議論している。また、Yellen (2016)は、「履歴効果」の議論を援用して、総需要を刺激する金融緩和を長期間にわたって続ければ、資本蓄積を促進することなどで、長期的な経済成長率を押し上げる可能性を議論している。一方、Gopinath et al. (2017)は、金融緩和による資産価格の上昇は、資源配分の歪みを生じさせ、経済全体の生産性を低下させる可能性を指摘している。これらは、「景気循環と経済成長の二分法」とは相反する考え方ではあるが、理論面・実証面で、研究の蓄積が進んでいる。

本稿では、こうした議論を踏まえ、金融政策が、わが国経済の供給面に及ぼした中長期的な影響について、実証分析を行った。すなわち、金融政策ショックを複数の手法で識別した後、Local Projection の手法を用いて、潜在 GDP とその構成要素である潜在資本投入、潜在労働投入、全要素生産性 (Total Factor Productivity, TFP) に及ぼした影響を、マクロ統計をもとに検証した。次に、企業レベルの財務データをもとに、個別企業の生産性変動や経営資源 (労働者や資本) のシェアの偏りに注目することで、企業内の技術進歩と企業間の経営資源の移動に対し

¹ 履歴効果に関するサーベイとして、中野・加藤 (2017)、開発ほか (2017)、Cerra et al. (2023)を参照。

て、金融政策が及ぼした影響を考察した。

分析で得られた結果を先取りすると、以下の通りである。まず、マクロ統計を用いた分析からは、金融緩和は、潜在 GDP に対して、資本蓄積を通じてプラスの影響を及ぼした可能性が示唆されたものの、中長期的にみて、統計的に有意な関係性を示す頑健な結果は得られなかった。労働供給や TFP に対しても同様に、中長期的には、統計的に有意な関係は確認されなかった。次に、企業レベルのパネルデータを用いた分析からは、金融政策と生産性の関係について、金融緩和が個別企業内の生産性を向上させた一方、企業間の経営資源の移動を通じて、生産性上昇を抑制する方向に作用した可能性が示唆された。ただし、中長期的にみて、統計的に有意な関係性を示す証左は得られなかった。このように、現時点のわが国のデータからは、長期に渡る金融緩和が、わが国の経済の供給面に及ぼした影響について、プラス・マイナス両面で、明確な結論は得られないことが分かった。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、景気循環と経済成長の関係を整理したうえで、金融政策と経済の供給面との関係性について論じた先行研究を整理する。第3節では、マクロ統計を用いて、金融政策と潜在 GDP の関係性について、実証分析を行う。第4節では、企業レベルの財務データを用いて、金融政策と生産性の関係性について、考察を行う。第5節はまとめである。

2. 先行研究

本節では、本稿で行った実証分析に関連する先行研究について、①景気循環と経済成長の関係性、②金融政策が供給面に及ぼす影響、という二つの観点からサーベイを行う。

2-1. 景気循環と経済成長の関係性

Mankiw (2015)によれば、一般的に、経済成長トレンドは、技術進歩や生産性の向上、資本や労働力の増加、人口成長といった、短期的な景気変動に左右されにくく長期的に安定した変動要因(供給要因)を反映しているとされる。この「景気循環と経済成長の二分法」の考え方を取ることによって、例えば、需要喚起策や金融緩和といった短期的な景気対策と、インフラ整備や成長戦略といった経済成長を促進する長期的な経済対策を分けて考えることができ、政策の策定や分析を効率的に行うことが可能となる。この二分法の考え方のもとで、短期の需要変動は、長期的な経済成長トレンドを表す供給面には影響を及ぼさないこと

が標準的な経済学の考え方とされてきた²。

もっとも、経済の需要面と供給面は密接に関連しているものであり、こうした二分法の考え方には懐疑的な見方も示されている。Blanchard and Summers (1986) は、インサイダー・アウトサイダー理論³を用いて、景気後退が持続的に労働市場に悪影響を及ぼしうる「履歴効果」を提起した。すなわち、不況による失業の長期化は、労働者の技能喪失や労働市場からの退出を引き起こし、労働力の供給を恒常的に減少させる可能性があるとして指摘した。関連して Ljungqvist and Sargent (1998) は、労働者の求職意欲の低下によって、失業の履歴効果が働くことをモデル化している。また、Stadler (1990) は、技術水準が過去の生産量に依存する Learning by Doing が働くケースにおいては、人的資本の蓄積を通じて、景気循環が生産性に影響を及ぼしうることを主張している⁴。世界金融危機後には、長期的な経済成長トレンドの下方シフトが多く先進国で観察されるなか、Summers (2015) が、「長期停滞論」の文脈の中で、短期的な需要変動が長期的な経済トレンドに及ぼすメカニズムとして、「履歴効果」を取り挙げ、再び関心が高まった。

なお、世界金融危機後の「履歴効果」に関する議論の多くは、「負の履歴効果」に着目したものであった。この時期の実証研究として、Jordà et al. (2013) は、金融危機が引き金となった景気後退は、それ以外の景気後退に比べ、回復のペースが緩慢となることを示し、金融危機に特有の「負の履歴効果」の存在を指摘している。この点、履歴効果のメカニズムが金融危機以外の局面においても働くのかとの問題意識から、履歴効果の検証を試みた実証研究も存在する (Blanchard et al., 2015; Ball, 2009; Cerra et al., 2013 等)。これらのうち、Blanchard et al. (2015) は、先進国 23 か国、1960-2014 年の間に経験した景気後退を分析対象として、どの程度の割合で、長期的な経済成長トレンドを下回る成長率の低下が観察されたかを確認している。分析の結果、履歴効果は金融危機に特有の現象ではなく、あらゆる経済ショックで起こり得ると結論付けている。

² 実証研究では、二分法を前提として、需要ショックは短期的な効果のみを持ち、供給ショックのみが、長期的な効果を持ちうるという仮定をおいて構造ショックの識別を行うことも多い (Blanchard and Quah, 1989)。もっとも、近年、需要ショックも、経済・物価に対して長期的な効果を持ちうるという仮定する研究もある (Benati and Lubik, 2022; Furlanetto et al., 2024)。

³ 雇用状態にある内部労働者 (インサイダー) と、失業状態にあり企業との賃金交渉に参加できない外部労働者 (アウトサイダー) から構成される労働市場を仮定した理論。同理論のもとでは、負の経済ショックの後、解雇されなかった内部労働者には、外部労働者が再雇用される水準までの賃下げを受け入れるインセンティブがなく、その結果、賃金の調整が十分に進まず、失業率が高止まりし、外部労働者の失業が長期化することになる。

⁴ 関連する研究として、Pissarides (1992)、Acharya et al. (2022) を参照。

2-2. 金融政策が供給面に及ぼす影響

履歴効果が幅広い需要ショックで現れることを認めた場合、総需要に影響を及ぼす金融政策についても、経済成長トレンドに影響を及ぼしうることになる。Yellen (2016)は、総需要を刺激する政策を長期間にわたって続け、「正の履歴効果」を生じさせることができれば、経済成長トレンドにプラスの効果を及ぼしうるといって「高圧経済」に言及し、大いに注目を集めた。一方で、「高圧経済」が経済成長トレンドにプラスの影響をもたらすかは、緩和的な金融環境のもとで賢い投資 (wise spending) が促進されるかが重要との指摘や、「高圧経済」に伴って高い生産性を持つ産業で雇用吸収が期待できるかが重要との指摘もみられる (日本銀行調査統計局、2018)。こうした議論を踏まえ、本節では、金融政策が供給面に及ぼす影響を考察した先行研究を概観する。

まず、Romer (1990)やComin and Gertler (2006)の内生的成長理論を念頭に置き、金融緩和が、研究開発投資の増加を通じて技術革新を促進することで、生産性に対しても長期的な押し上げ効果を持つ、という経路が指摘され、理論研究が蓄積している(Anzoategui et al., 2019; Bianchi et al., 2019; Ikeda and Kurozumi, 2019; Garga and Singh, 2021)。関連する実証研究としては、例えばAghion et al. (2012)は、流動性制約の重要性に着目し、緩和的な金融政策が、流動性制約を緩和することによって、研究開発投資を活発化させることを示している。同様に、Ma and Zimmermann (2023)は、金融緩和が、研究開発投資や特許出願数を増加させることを通じ、生産性に長期的に正の影響を及ぼしうると指摘している。これらのように、研究開発投資や技術革新に着目した実証研究においては、金融緩和は生産性に正の影響を及ぼすという結論が多くみられている。

それぞれの企業行動のみならず、企業間の資源配分に与える影響に着目した研究も複数存在する。これらの研究を俯瞰すると、着目する理論的メカニズムによって、金融緩和は生産性に対し、正負双方の効果を持ちうることを示唆される。まず、正の効果を主張したものとして、Baqae et al. (2024)は、金融緩和が、高いマークアップを持ち、生産性の高い企業への資源配分を加速させることで、経済全体の生産性を向上させるというメカニズムを指摘している。一方、Gopinath et al. (2017)は、金融緩和による資産価格の上昇により、「担保となる有形資産を多く持つが、生産性が低い企業」へ経営資源が集中することで、資源配分の歪みが生じ、経済全体の生産性が低下しうると論じている⁵。

⁵ このほか、Liu et al. (2022)は、市場の集中度・競争環境に着目し、金融政策の影響を論じている。当モデルでは、低金利を利用して、マーケットリーダーは技術開発投資を通じて競

企業間の資源配分に加えて、企業の参入・退出行動（firm dynamics）を通じた影響を理論・実証の両面から考察した研究もみられる（Hartwig and Lieberknecht, 2020; Hamano and Zanetti, 2022; Colciago and Silvestrini, 2022）。いずれの研究においても、理論的には、金融緩和は、相対的に低い生産性を持つ企業の新規参入の促進や、低い生産性を持つ企業の事業存続確率を高めることを通じて、マクロ的にみた生産性を下押ししうる点を指摘している。ただし、Hartwig and Lieberknecht (2020)は、研究開発投資の増加等を通じた正の効果を勘案すると、企業の参入・退出行動を通じて金融緩和がマクロ的な生産性を押し下げるとは、一概には言えないと結論付けている。

また、低金利環境が長期化することで、経済成長トレンドに対し、負の影響が生じるとする議論も存在する。Kiyotaki et al. (2021)は、理論モデルを用いて、①低金利環境が永続する、②投資家の損失が（設備の老朽化等により）将来必ず発生するという仮定の下では、将来にわたって発生する負担の割引現在価値が増加するため、投資家の投資意欲が減衰し、成長投資が抑制されうると指摘している。実証研究の分野では、Banerjee and Hofmann (2018)や Jafarov and Minnella (2023)が、低金利環境が、生産性の低い企業を温存し、これらの企業が経営資源を保持することによって、生産性の高い企業の投資や雇用成長が抑制されると主張している。

この間、近年は、金融政策が労働供給に与える影響についての研究も蓄積している。Kubota et al. (2022)は、実証的には、わが国において引締めの金融政策ショックは、労働供給（労働力率）を持続的に低下させる効果を持つ一方、米国においてはこうした関係性はみられないと示したうえで、理論モデルを用いて、賃金の硬直性の度合いが、労働供給に対する金融政策効果の異質性に影響を及ぼしている可能性を指摘している⁶。一方、Jordà et al. (2020)は、国際パネルデータを用いた実証分析を行い、金融引締めは、労働供給を一時的に押し下げるものの、そうした効果は早期に減衰するため、労働市場を通じた長期的な効果は認めら

争力を高める一方、フォロワーは激しい競争を恐れ、技術開発を控える結果、市場集中度が高まり、経済全体の生産性が低下するというメカニズムが想定されている。

⁶ 関連する実証研究として、Graves et al. (2023)は、高頻度データを用いて識別した金融政策ショックが、米国の労働供給に及ぼす影響について分析を行い、引締めの金融政策は、労働供給を有意に増加させる効果があると指摘している。そうした背景として、米国においては、金融引締めによる所得減少を予想した家計が、弾力的に労働供給を増加させる効果が働くこと等を挙げている。

れないと主張している⁷。

以上をまとめると、金融政策が経済の供給面に与える影響に関しては、理論的には正負両面で複数のメカニズムが存在することが示されているほか、実証研究の分野においても、正負双方の結果が示されており、学界のコンセンサスは得られているとは言い難いように窺われる⁸。この点、大規模な金融緩和政策の効果と副作用を検証した ECB (2021)では、金融政策の生産性への影響について、正・負の効果のどちらが相対的に強いかは、実証的に検証されるべき問題だと指摘されている。金融政策が供給面に及ぼす影響については、実証研究の蓄積を図っていくことが重要と考えられる。

3. マクロ統計を用いた考察

本節では、マクロ統計を用いて、金融政策と経済の供給面の関係性について、実証分析を行う。マクロ的な視点から、金融政策が持つ長期的影響に関する代表的な実証研究として、Jordà et al. (2020)が挙げられる。当研究では、17 各国、約 125 年間の超長期のマクロ経済データをもとに、生産要素の長期的な変動を計測したうえで、それらと金融政策ショックとの関係性を Local Projection を用いて検証している。分析の結果、金融緩和は、資本投入量・TFP の上昇を通じて、実質 GDP を長期的に増加させる効果を持つとしている。このほか、Moran and Queraltó (2018)は、政策金利、研究開発投資、TFPなどを内生変数とする VAR モデルを推計し、研究開発投資の増加を通じて、金融緩和が TFP を長期的に押し上げる効果を持つと報告している。

本節では、金融政策と、経済の供給能力を表す潜在 GDP との関係性を整理したうえで、Jordà et al. (2020)の手法を参考に、経済の供給面に対する金融政策の影響を分析する。

⁷ 労働供給に対し、金融政策がどのように影響を及ぼすかという点に関しては、国毎の労働市場慣行の異質性を勘案する必要がある。例えば、Kondo (2007)においては、日本企業の正規採用が新卒を中心に行われていることから、新卒時点での雇用状態が、長期的にみた雇用状態に影響を及ぼしやすい点が指摘されている。中野・加藤 (2017)では、日本の労働市場の慣行が、履歴効果に影響を及ぼす可能性を指摘している。

⁸ ここで紹介した以外の波及経路としては、バブルの発生 (Guerron-Quinata et al., 2023) や財政規律のゆるみ (Kobayashi and Ueda, 2022)などを強調する議論も存在する。

3-1. 金融政策と潜在 GDP の関係

金融政策と潜在 GDP の関係性を考察するうえでは、まず、潜在 GDP がどのように定義され、金融政策とどのような接点を持ち得るかを整理することが重要である⁹。

日本銀行が推計・公表する潜在 GDP は、「景気循環の影響を均してみた平均的な供給力」と定義され、その推計には、「生産関数アプローチ」と呼ばれる一般的な手法が用いられている¹⁰（伊藤ほか、2006；川本ほか、2017）。当手法においては、潜在 GDP (Y_t^*)は、コブ・ダグラス型生産関数に基づき、以下のように描写される。

$$Y_t^* = A_t * K_t^{*\alpha} * L_t^{*\beta}$$

ここで、 K_t^* は潜在資本投入量、 L_t^* は潜在労働投入量、 A_t はそれらの利用効率である TFP を示す。 α は資本分配率、 β は労働分配率である。したがって、金融政策が、労働や資本の投入量の平均的な伸び率や、生産性に影響を及ぼしている場合、これらの変数を通じて、潜在 GDP に影響が及びうる¹¹。

そこで、本節の分析においては、日本銀行推計の潜在 GDP、およびその内訳項目（潜在資本投入・潜在労働投入・TFP）を用いて、金融政策がそれらに対して、統計的に有意な影響を及ぼしたのかについて、考察する。

3-2. 分析枠組み

本分析では、金融政策と GDP の長期的な関係性をみるために、VAR モデルに基づいて金融政策ショックを識別した後、識別されたショックと潜在 GDP との関係を確認する。金融政策ショックの識別の際には、分析の頑健性を確保する観点から、①潜在金利（shadow rate）と短期の符号制約を用いたアプローチと、②

⁹ ニューケインジアン・モデルにおいては、潜在 GDP を、価格が伸縮的である仮想的な世界で実現する自然産出量と定義する。そのなかでも、①過去から将来に渡って価格が伸縮的な世界で実現する産出量を潜在 GDP と定義する「無条件潜在 GDP」と、②各時点において、過去の変数を所与としたうえで当期以降は価格が伸縮的になった仮想世界で実現する「条件付潜在 GDP」の二つの定義が存在する（Woodford, 2003）。①の定義に基づいた場合、金融政策が潜在 GDP に影響を及ぼす可能性を先験的に排除することになる。一方で、②の定義に基づく場合、潜在 GDP が資本ストックの実績値に依存することになるため、金融政策が、将来の潜在 GDP の推移に影響を及ぼしうる。

¹⁰ 潜在成長率の推計における論点をまとめたものとしては、福永ほか（2024）を参照。

¹¹ 理論上、長期的に成立すると考えられる均斉成長経路（balanced growth path）においては、潜在成長率は最終的に TFP の伸びに規定されることになる。

金融市場の高頻度データを用いたアプローチの2つの手法を用いる^{12,13}。その後、推計された金融政策ショックと潜在GDPとの関係を、Local Projectionの手法を用いて検証する。以下ではまず、金融政策ショックの2つの識別手法について説明した後、潜在GDPおよびその内訳項目に対する影響を検証するLocal Projectionの枠組みについて説明する。

3-2-1. 潜在金利アプローチ

第一のアプローチは、潜在金利と短期の符号制約を用いた識別である。当アプローチでは以下の符号制約付きBayesian VAR (Vector Auto Regression) モデルを推計する。

$$Y_t = \alpha + \sum_{k=1}^L A_k Y_{t-k} + e_t \quad e_t \sim N(0, \Sigma) \quad (1)$$

ここで、 Y_t は、VARの内生変数を示し、消費者物価指数（除く生鮮、消費税調整済）、実質GDP（季節調整済）、潜在金利、日経平均株価の4変数からなる。このうち、潜在金利以外の3変数は対数値、潜在金利は開発ほか（2024）で報告されたImakubo and Nakajima (2015)の手法による推計値を用いている¹⁴。 A_k は、k期ラグに対応する係数行列であり、 e_t はt期の推計残差を示し、正規分布に従うと仮定している。VARの推計には、ベイズの手法を用いており、事前分布等の設定はWeale and Wieladek (2016)に倣っている¹⁵。ラグは逸脱度情報量基準（DIC）をもとに2四半期を選択した。推計期間は、1990年第1四半期から2023年第4四半期である。

¹² Jordà et al. (2020)は、国際パネルデータから、「国際金融のトリレンマ」の関係性を活用することで、金融政策ショックを識別している。すなわち、固定相場制を採用している国は、自国通貨の価値を安定させるため、他国の経済動向に応じて政策金利を変更しなければならないケースが存在する。このような関係性を利用すると、自国の景気動向とは必ずしも関係しない政策金利の変更を、外生的なショックとして抽出することが可能である。もっとも、トリレンマの関係を用いて識別できるショックは「政策金利の変更」に限定され、非伝統的金融政策の影響を捉えることはできない点には、留意が必要である。

¹³ Ramey (2016)は、用いる識別手法によって、金融政策ショックが生産・物価に及ぼす影響の度合いは大きく異なり得ると指摘している。そのため、本稿では、分析の頑健性を確保するため、2つの手法を併用するアプローチを採用した。

¹⁴ 潜在金利は直接観測可能な変数ではないため、推計に用いるモデルによる不確実性が存在する。Imakubo and Nakajima (2015)は、金利の期間構造モデルのなかでも、わが国のイールドカーブの特徴に合わせて構築されたモデルであり、開発ほか（2024）でもベースラインモデルとして用いられている。

¹⁵ 推計の詳細は、補論Aを参照。

(表 1) 符号制約

構造ショック	内生変数			
	CPI	GDP	潜在金利	日経平均株価
供給ショック	－	＋		＋
需要ショック	＋	＋		＋
金融政策ショック			－	＋

(注) 十はショックと同方向の反応、－はショックと逆方向の反応を示す。空欄は無制約である。上記の符号制約はショックと同時点にのみ課している。

e_t は互いに相関を持つことから、何らかの制約を用いて、構造ショックを識別する必要がある。構造ショックの識別には、前述の通り、短期の符号制約を用いている。各変数に課したショックは表 1 に示した通りである。なお、潜在金利は非伝統的金融政策も含めた金融政策スタンスの代理変数と解釈可能である（開発ほか、2024）。ここでは、潜在金利を低下させるショック、すなわち緩和的な金融政策ショックは、株価を上昇させるという仮定を置いている。一方、生産・物価に対しては先験的に制約を課していない。これは、分析対象となる変数に強い制約を置かないことで、分析者の主観を排除したうえで、事後的にショックの性質を確認すべきという考え方に基づいている¹⁶ (Uhlig, 2005)。

3-2-2. 高頻度アプローチ

第二のアプローチは、金融政策決定会合（MPM）前後の金融市場の動きを、予期されていない金融政策変更を表す代理変数として用いることで、金融政策ショックを識別するものである (Gertler and Karadi, 2015; Kubota and Shintani, 2024 等)。基本的には、(1)式で表現される誘導形の VAR モデルを推計し、誘導形残差を求めたのち、残差と代理変数の関係性から、金融政策ショックを識別するという手順が取られる。

VAR の内生変数は、Caldara and Herbst (2019)や Kubota and Shintani (2024)を参考に、1年物国債利回り、鉱工業生産指数（季節調整済）、日経平均株価、消費者物価指数（除く生鮮、消費税調整済み）、社債スプレッド（BBB 格）の 5 変数

¹⁶ 同様の考え方に基づき、中央銀行による資産買入れが生産・インフレ率に与える影響を分析している Weale and Wieladek (2016)においても、金融政策ショックと生産・インフレ率の間に符号制約を課していない。

とした¹⁷。各変数は月次データであり、VAR のラグは、月次データを用いた先行研究である Gertler and Karadi (2015)、Kubota and Shintani (2024)と同様、12 期を選択した。金融政策ショックの代理変数には、Kubota and Shintani (2022)で示されている、MPM 前後における金利先物価格の変動から抽出された主成分のうち、比較的期近の金利予想に影響を及ぼす成分である「ターゲット・ファクター」を用いた¹⁸。推計期間は、代理変数が入手可能な期間に合わせ、1992 年 7 月から 2020 年 1 月の過去約 25 年としている¹⁹。

金融政策ショックの識別は以下の手順で行われる。まず、金融政策ショックの Proxy となる代理変数 Z_t が、金融政策ショック (ϵ_t^{mp}) と、以下の関係にあることを仮定する。

$$E[Z_t \epsilon_t^{mp}] = \phi, \quad \phi \neq 0 \quad (2)$$

$$E[Z_t \epsilon_t^q] = 0 \quad (3)$$

ここで、 ϵ_t^q は、金融政策以外の構造ショックを表すベクトルである。式(2)(3)から明らかな通り、代理変数は、金融政策ショックと相関を持つが、その他の構造ショックとは無相関であるとの仮定を置いている。また、 t 期における VAR の誘導形の残差のうち、1 年物国債利回りの残差を u_t^p 、その他 4 変数の残差ベクトルを u_t^q (4×1) とすると、これらの誘導形残差と構造ショックの関係は、以下のように行列で表現できる。

$$\begin{pmatrix} u_t^p \\ u_t^q \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s^p & s_{12} \\ s^q & s_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t^{mp} \\ \epsilon_t^q \end{pmatrix} \quad (4)$$

¹⁷ 鉱工業生産指数と消費者物価指数は HP トレンド ($\lambda=14,400$) からの乖離率、日経平均株価は対数値をそれぞれ用いた。社債スプレッドは、残存 3 年以上 7 年未満の BBB 格 (R&I) 社債の流通利回りの平均と 5 年国債利回りの差分として計算している。社債スプレッドを変数に含めた背景として、Caldara and Herbst (2019)は、VAR モデルを用いて金融政策の効果を実証する際、信用スプレッドを内生変数として含めるかで、推定される政策効果が大きく異なり得ると論じている。

¹⁸ Kubota and Shintani (2022)では、MPM の前後 30 分間のユーロ円金利先物 (3 カ月物、6 カ月物、9 カ月物、1 年物) の変動から、主成分分析を応用し、ターゲット・ファクターとパス・ファクターという二つの要素を抽出している。このうち、パス・ファクターは、最も期近の先物価格 (3 カ月物) に影響を与えないという仮定を置いており、ターゲット・ファクターは、それと直交する成分である。従って、ターゲット・ファクターは、中銀のコミュニケーションのうち、比較的期近の金利予想に影響を及ぼす成分を抽出したものと解釈可能である。同論文は、Proxy-VAR を用いて金融政策ショックを識別する際には、ターゲット・ファクターを用いるケースが、最もパフォーマンスが良いと報告している。

¹⁹ Kubota and Shintani (2022)に基づく金融政策サプライズ変数は、著者のホームページより入手可能である (<https://sites.google.com/site/motoshintani/data#h.v6wuclekcsob>)。

ここで、 s^p と s^q は、金融政策ショック (ϵ_t^{mp}) と誘導形残差 (u_t^p, u_t^q) の同時点の関係性、 s_{12} と s_{22} は金融政策ショック以外の構造ショックベクトル (ϵ_t^q) と誘導形残差 (u_t^p, u_t^q) の同時点での関係性を示すが、このうち、 s^p と s^q を特定することができれば、誘導形残差から、金融政策ショックを識別することが可能である。もともと、(4)式を変形すると、

$$u_t^p = s^p \epsilon_t^{mp} + s_{12} \epsilon_t^q \quad (5)$$

$$u_t^q = \frac{s^q}{s^p} u_t^p + \left(s_{22} - \frac{s^q}{s^p} s_{12} \right) \epsilon_t^q \quad (6)$$

が得られるが、 s^q/s^p は、内生性の問題により、直接推計することができない。そこで、式(2)(3)を満たす代理変数 Z_t を操作変数として用いることで、 u_t^p の変動のうち ϵ_t^{mp} によってもたらされた変動を取り出すことが必要となる。推計にはCaldara and Herbst (2019)に基づくベイズの手法を用いた²⁰。

3-2-3. 潜在 GDP との関係: Local Projection

二つの識別手法に基づき、金融政策ショックを抽出した後、これらの金融政策ショックが、潜在 GDP およびそれらの内訳となる変数（潜在労働投入・潜在資本投入・TFP）に、どのような影響を及ぼしているかについて、Jordà (2005)に基づく Local Projection の手法を用いて検証する。具体的には、識別された金融政策ショック (ϵ_t^{mp}) を用いて、以下を推計する。

$$y_{t+h}^* - y_t^* = \sum_{i=0}^4 \beta_{i,h} \epsilon_{t-i}^{mp} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_{i,h} dy_{t-i}^* + u_{t+h} \quad \text{for } h = 1, \dots, H \quad (7)$$

ここで、 y^* は潜在 GDP（もしくは内訳項目）の対数值、 dy^* は対数前期差を示す²¹。推計期間は各手法によって得られる金融政策ショックと同様としている。すなわち、潜在金利アプローチにより識別されたショックを用いる場合は1990年第1四半期から2023年第4四半期、高頻度アプローチにより識別されたショックを用いる場合は、1992年第3四半期から2019年第4四半期となっている²²。(7)式により推計された $\beta_{0,h}$ の推移から、各変数の金融政策ショックに対する累積インパルス応答を確認することができる。

²⁰ 推計手法の詳細はCaldara and Herbst (2019)を参照。

²¹ 潜在 GDP の算出には日本銀行による潜在成長率の推計値を用いている。また、公表されている計数は年度半期のため、線形補完を用いて四半期データに変換したうえで、推計に用いている。

²² 高頻度アプローチで識別されたショックは、月次データであるため、四半期の頻度へ変換を行っている。詳細は、補論Cを参照。

3-3. 推計結果

Local Projection に基づく潜在 GDP およびその内訳項目（潜在資本投入、潜在労働投入、TFP）の緩和的な金融政策ショックに対するインパルス応答を、図1に示している。

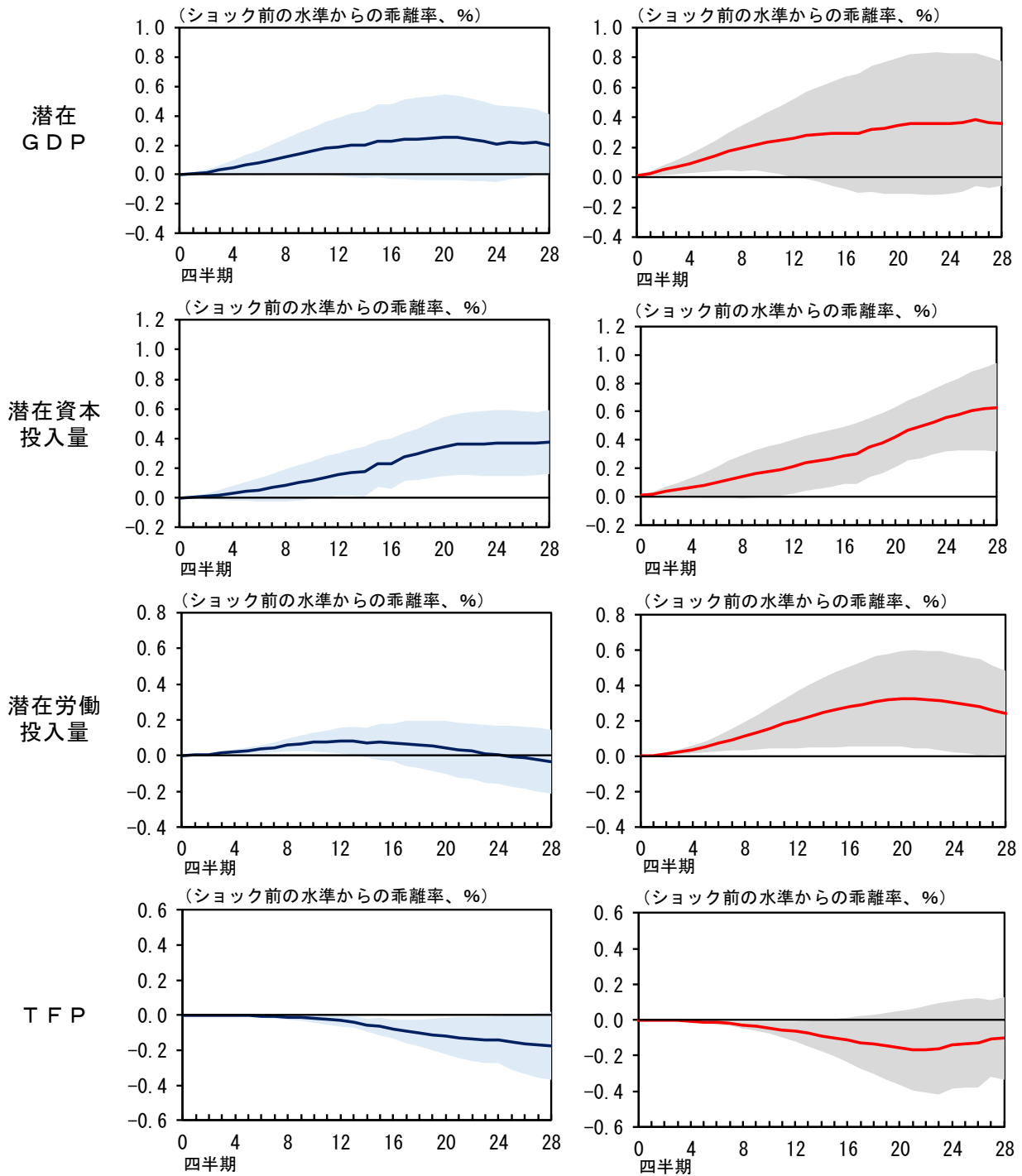
まず、緩和的な金融政策ショックに対する潜在 GDP のインパルス応答をみると、ショックの識別手法に関わらず、推計値は、潜在 GDP を押し上げる方向に作用する傾向が確認された。一方、いずれの識別手法からも、長期的には、金融政策と潜在 GDP の間に統計的に有意な関係を示す結果は得られなかった。次に、内訳項目についてみると、潜在資本投入は、ショックの識別方法に関わらず、金融緩和が潜在資本投入量を増加させる傾向が、統計的に有意な水準で確認された。これは、金融緩和が企業の設備投資を刺激し、長期的にみて資本蓄積を進めた結果だと解釈できる。続いて、潜在労働投入に対する結果をみると、ショックの識別手法に関わらず、統計的に有意な押し上げ効果が認められるものの、長期的にみれば、元の水準に戻る傾向が確認された。最後に、TFP の反応をみると、短期的には低下方向に作用する傾向がみられるものの、いずれの識別方法でも、長期的にみて、統計的に有意な影響は確認されなかった。

以上の推計結果から、金融政策は、主に資本の蓄積を通じて、経済の供給面に対してプラスの影響を与えていた可能性が示唆される。もっとも、潜在 GDP への影響という点では、統計的に有意な関係を示す証左は得られなかった。現時点のわが国のマクロ統計を用いた分析からは、金融政策の中長期的な影響について、プラス・マイナス両面で、明確な結論は得られないことが示唆された。

(図1) 金融政策ショックに対する累積インパルス応答

潜在金利アプローチ

高頻度アプローチ



(注) 各手法によって識別された 1σ の緩和的な金融政策ショックに対する累積インパルス応答。シャドローは 90%信頼区間を示す。

(出所) 経済産業省、内閣府、総務省、日本銀行、開発ほか (2024)、Bloomberg、Kubota and Shintani (2022)、QUICK

4. ミクロ統計を用いた考察

本節では、個別企業の財務データを用いて、金融緩和が生産性に及ぼした影響を分析する。前節のマクロ統計を用いた分析では、金融政策が生産性に及ぼした影響について、長期的にみて、統計的に有意な関係は確認されなかった。一方、先行研究では、金融政策が生産性に及ぼす影響について、①研究開発投資を促進し、企業の生産性が向上する経路と、②企業間の資源配分を通じて、一国全体の生産性に影響を及ぼす経路が指摘されている。そこで、本節では、個別企業の生産性変動と経営資源（労働・資本要素）の偏りに着目することで、こうした経路の違いを踏まえて、金融政策が生産性に及ぼした影響を考察する。

4-1. わが国の生産性変動の背景

まず、金融政策と生産性の関係を考察する前に、わが国の生産性の変動が、上述の経路の違いによってどのように説明されるかを整理する。生産性の変動要因を分解する分析には、様々な手法が考案されているが、例えば、Foster et al. (2001)は、一国全体の生産性の変動を、①個別企業内での生産性が増減する効果である「内部効果」、②生産性の異なる企業のシェアが増減することによって、一国全体の生産性が増減する効果である「再配分効果」、③参入した企業の生産性と平均的な生産性の違いが一国全体の生産性に及ぼす「参入効果」、④退出した企業の生産性と平均的な生産性の違いが一国全体の生産性に及ぼす「退出効果」に分解している²³。この要因分解は、解釈が容易であることなどから、わが国を対象とした先行研究においても広く用いられている（Nishimura et al., 2005; Fukao and Kwon, 2006; Miyakawa and Takizawa, 2022）。以下では、Foster et al. (2001)の手法を用いて、わが国の生産性変動の要因分解を行い、それらの推移を確認する。

当分析には、帝国データバンクにより作成された、わが国企業の財務データベースを用いる。当データベースには、企業の財務や属性に関する情報が格納されている。用いたデータは、2001年度から2019年度である。年度毎に調査対象の増減はあるものの、2019年度時点の調査対象は、約18万社となっている。

分析は、以下の手順で行う。まず、財務データベースに基づき、個別企業のTFP ($TFP_{i,t}$)を計算する²⁴。次に、個別企業のTFPを生産要素投入量シェア ($share_{i,t}$)

²³ このほか、Olley and Pakes (1996)に基づく分解や、Melitz and Polanec (2015)に基づく分解などが知られている。詳細は、村尾 (2016)を参照。

²⁴ データ整形や個別企業のTFPの計算方法は、補論Bを参照。

で加重平均することで一国全体の TFP (TFP_t^{macro}) を算出する。その後、算出された一国全体の TFP の各年度の変化率 (ΔTFP_t^{macro}) を、Foster et al. (2001) の手法に基づき、以下のように要因分解する。

$$\begin{aligned}
 \Delta TFP_t^{macro} &= \sum_{i \in C} share_{i,t-1} (\ln TFP_{i,t} - \ln TFP_{i,t-1}) \\
 &+ \sum_{i \in C} (share_{i,t} - share_{i,t-1}) (\ln TFP_{i,t-1} - \ln \overline{TFP}_{t-1}) \\
 &+ \sum_{i \in C} (share_{i,t} - share_{i,t-1}) (\ln TFP_{i,t} - \ln TFP_{i,t-1}) \\
 &+ \sum_{i \in E} share_{i,t} (\ln TFP_{i,t} - \ln \overline{TFP}_{t-1}) \\
 &+ \sum_{i \in X} share_{i,t-1} (\ln \overline{TFP}_{t-1} - \ln TFP_{i,t-1})
 \end{aligned} \tag{8}$$

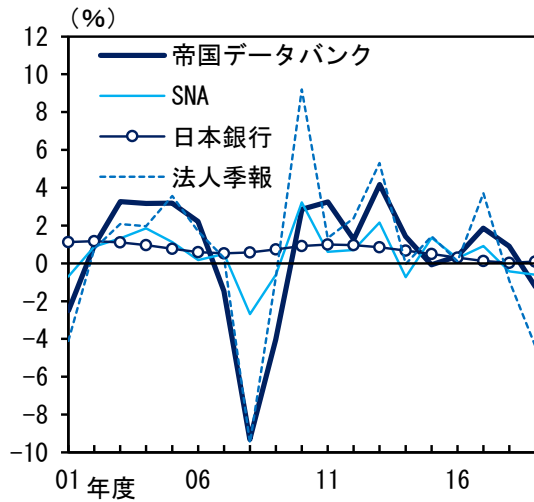
ここで、添え字の i は個別企業を表し、C、E、X はそれぞれ存続、算入、退出企業の集合を表す。また、 $share_{i,t}$ は個別企業 i の生産要素投入量シェア、アッパーは全サンプルの単純平均値を表す。(8)式の1行目が内部効果、2・3行目が再配分効果、4行目は参入効果、5行目は退出効果に、それぞれ対応する。

まず、データベースから計算される一国全体の TFP の推移を確認する²⁵ (図2)。マイクロデータから確認できる一国全体の TFP 変化率は、2000 年代後半の世界金融危機以前は、3%程度と比較的高い伸びで推移していたが、世界金融危機時に大きく落ち込んだ後、再び上昇したものの、2013 年度以降は、伸び率を鈍化させている姿となっている。こうした姿は、マクロ統計の法人企業統計や、SNA を用いた結果からも確認される。

次に、一国全体の TFP の変動要因分解を確認すると、個別企業内での TFP の変動を示す「内部効果」が経済全体の生産性の伸びの主因となってきた一方、企業間の経営資源の移動に伴う「再配分効果」が一国全体の TFP の上昇を抑制する要因として作用する姿となっている (図3)。こうした結果は、Miyakawa and Takizawa (2022) など報告されている結果とも整合的である。このことから、わが国の生産性変動において、効率的な資源配分を実現することが、長年の課題となってきたことが示唆される (八木ほか、2022、福永ほか、2024)。

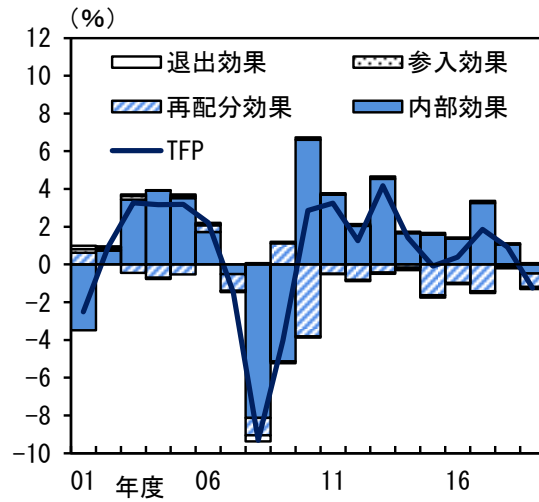
²⁵ なお、異常値の影響を除外するため、TFP、労働生産性、資本生産性、資本投入量、労働投入量の上昇率の上位下位 5% サンプル、および TFP、労働生産性、資本生産性の水準が上位 10% に属する参入企業サンプルは、外れ値として推計から除外している。

(図 2) TFP 変化率の推移



(注) 日本銀行は日本銀行調査統計局の推計値。SNA は、労働分配率を雇用者報酬／名目 GDP、資本分配率を 1-労働分配率として計算。法人季報は、労働分配率は 2/3、資本分配率を 1/3 として計算。
(出所) 財務省、日本銀行、内閣府、帝国データバンク

(図 3) TFP 変化率の分解



(注) Foster et al. (2001)による分解。
(出所) 帝国データバンク

4-2. わが国の生産性変動と金融政策の関係性

次に、わが国の生産性を変動させる「内部効果」と「再配分効果」に、金融政策がどのような影響を及ぼしたかについて考察する。具体的には、Jordà (2005) に基づく Panel Local Projection の手法を用いて、金融政策ショックに対する個別企業の TFP や生産要素の投入シェアのインパルス応答を確認し、金融政策が生産性に及ぼす影響について分析する。金融政策ショックには、3 節で推計した金融政策ショックを年次変換したものをを用いる²⁶。こうした手法は、近年、海外の先行研究において幅広く用いられている(González et al., 2023; Albrizio et al., 2024; Baqaee et al., 2024)。

Panel Local Projection の定式化は、Albrizio et al. (2024)に従っている。具体的には、識別された金融政策ショック (ϵ_t^{mp}) を用いて、以下を推計する。

$$\ln TFP_{i,t+h} - \ln TFP_{i,t-1} = \beta_1^h \epsilon_t^{mp} + \beta_2^h X_{i,t-1} + \sigma_{j,h} + v_{i,t+h} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} share_{i,t+h} - share_{i,t-1} &= \gamma_1^h \epsilon_t^{mp} + \gamma_2^h \ln TFP_{i,t-1} \epsilon_t^{mp} + \gamma_3^h \ln TFP_{i,t-1} \\ &+ \gamma_4^h X_{i,t-1} + \sigma_{j,h} + w_{i,t+h} \end{aligned} \quad (10)$$

²⁶ 詳細な作成方法は、補論 C を参照。

ここで、 $X_{i,t-1}$ はコントロール変数であり、Albrizio et al. (2024)を参考に、消費者物価指数（前年比、除く生鮮）、実質 GDP（前年比）、失業率、個別企業 i が所属する業種の実質付加価値（前年比）、個別企業 i のレバレッジ比率、企業年齢、正社員数、流動比率を用いた。 $\sigma_{j,h}$ は業種 j の固定効果である。また、被説明変数である $\ln TFP_{i,t}$ は企業 i の TFP（対数値）、 $share_{i,t}$ は、個別企業 i の一国全体に占める資本／労働投入量シェアである（計算方法は補論 B を参照）。また、 $v_{i,t+h}$ と $w_{i,t+h}$ は推計残差である。

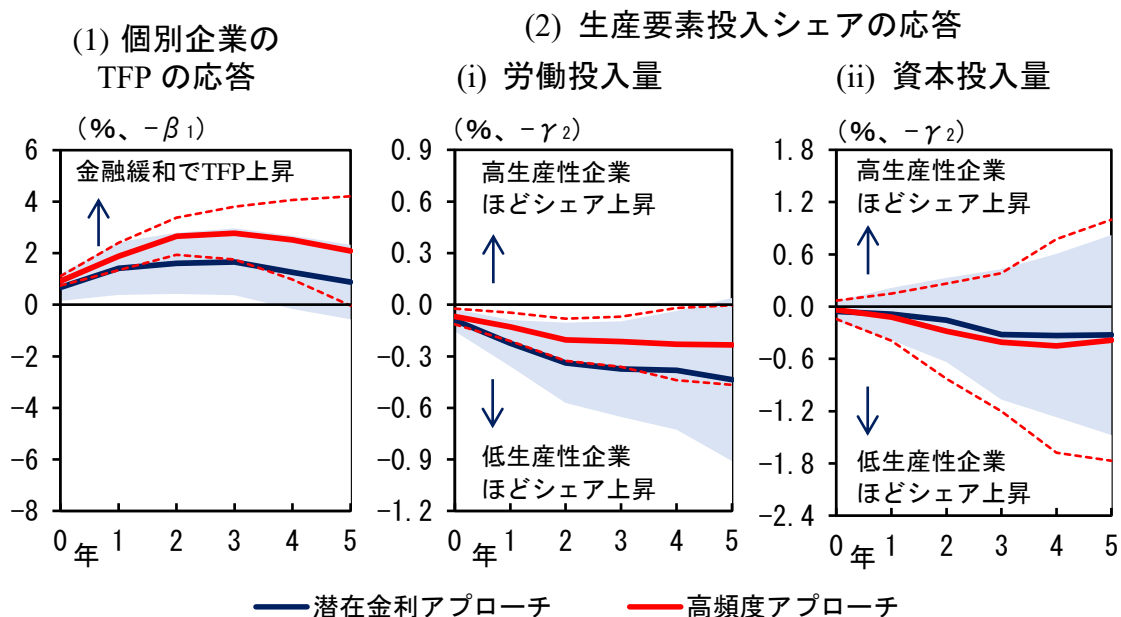
(9)式における β_1^h は、金融政策ショックに対する、個別企業の TFP 成長率の応答を示しており、「内部効果」に対応する。一方、(10)式のうち、右辺第 2 項は、金融政策ショックと個別企業の TFP の交差項であり、金融政策ショックに対する、TFP 水準による資本／労働投入量シェアの応答の差を表している。この項の係数 (γ_2^h) が、仮にプラスであれば、TFP が高い企業ほど、金融政策ショックに対して生産要素のシェアを拡大させる傾向にあることとなり、金融引締め（緩和）は、正（負）の「再配分効果」を持つと解釈できる。

(9)(10)式に基づく緩和的な金融政策ショックに対するインパルス応答を、図 4 に示している。個別企業の TFP（内部効果）のインパルス応答（図 4 (1)）を確認すると、金融緩和に対して、短期的には、統計的に有意な押し上げ効果が確認された。もっとも、長期的にみると、統計上の有意性は失われるほか、ショックの識別手法による推計の不確実性も大きいことが窺われる。続いて、生産要素投入量シェア（再配分効果）のインパルス応答（図 4 (2)(3)）を確認すると、短期的にみれば、TFP が低い企業の労働投入量シェアが高まる傾向が確認された。一方、長期的な関係について、インパルス応答の終期をみると、推定値は負であるものの、統計的に有意な関係性は確認されなかった。資本投入量シェアについては、いずれの期間でみても、統計的に有意な反応は確認されなかった。

ミクロデータを用いた分析からは、短期的にみれば、金融緩和が、①内部効果を通じて、個別企業の TFP の向上をもたらす一方、②再配分効果を通じて、一国全体の TFP の上昇を抑制する傾向が確認された²⁷。もっとも、いずれの効果についても、長期的にみれば、統計的に有意な関係を示す結果は確認されず、

²⁷ 再配分効果の下押しについて、福永ほか (2024) は、2000 年代前半などの期間において、相対的に生産性上昇率の低い非製造業の就業者シェアが高まったこともあって、マクロ的にみた生産性上昇率が抑制される方向に作用してきたことを指摘している。また、眞壁・八木 (2024) は、低金利環境下では、生産性が相対的に劣る企業が、低生産性の状態のまま事業を継続できる傾向にあることを報告している。

(図4) 金融政策ショックに対する累積インパルス応答



(注) ショック前の水準からの乖離率。(1)は、 1σ の緩和的な金融政策ショックに対する応答。(2)(3)は、 1σ の緩和的な金融政策ショックに対する、TFP水準が10%異なる企業間のシェアの応答の差。シャドーと点線は90%信頼区間。
(出所) 開発ほか(2024)、経済産業省、厚生労働省、総務省、日本銀行、内閣府、Bloomberg、Kubota and Shintani(2022)、QUICK、帝国データバンク

どちらのメカニズムが優位に働いているのか、定かではない。金融緩和が一国全体のTFPに及ぼす影響は、緩和的な金融環境のもとで、賢い投資(wise spending)が促進されるか、どのような産業で雇用吸収が期待されるかといった、その時々々の経済情勢に応じて影響の現れ方が変化する可能性がある(日本銀行調査統計局、2018)。また、資源配分の効率化に向けては、法規制の整備や、労働市場の柔軟化、人的スキルの蓄積の重要性など、金融政策以外の要因の影響も大きいことが指摘されている(Nakamura et al., 2019; 八木ほか、2022)。金融政策と生産性の関係は、今後も幅広い視点で検証していくことが重要であると考えられる。

5. おわりに

「景気循環と経済成長の二分法」が成立するもとの下では、金融政策は、長期的な経済トレンドには影響を及ぼさないとされる。一方、経済の需要面と供給面は密接に関連しており、特に、金融緩和が長期に及ぶ場合には、金融政策が経済の供給面に影響を及ぼす可能性も否定はできない。本稿では、金融政策がわが国経済の供給面に及ぼす中長期的な影響について実証分析を行った。

まず、マクロ統計を用いた分析からは、金融緩和は、資本蓄積を通じて潜在

GDP 全体に対してプラスの影響を及ぼした可能性が示唆されたものの、両者の関係性について、統計的に有意な結果は得られなかった。次に、企業レベルの財務データを用いた分析からは、金融緩和は、個別企業内の生産性を向上させた一方、企業間の経営資源の移動を通じて、一国全体の生産性上昇を抑制する方向に作用した可能性が示唆された。ただし、長期的にみて、統計的に有意な関係は確認されなかった。このように、現時点のわが国のデータからは、金融政策の供給面への影響について、プラス・マイナス両面で、明確な結論は得られなかった。

なお、こうした結果は、生産性など、わが国の中長期的な成長力に影響を及ぼす要因として、金融政策の中長期的な影響を議論する必要がないことを意味しない。先行研究では、金融政策の中長期的な影響は、その時々々の経済情勢に応じて、影響の現れ方も変化しうるということが指摘されている。金融政策の中長期的な影響については、今後も、幅広い視点で検証していくことが重要である。

以 上

参考文献

- 青木浩介・高富康介・法眼吉彦（2023）、「わが国の価格マークアップと賃金設定行動」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、23-J-4.
- 飯田智之（2021）、「近年の中小企業の生産性動向」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、21-J-13.
- 伊藤智・猪又祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川泉・原尚子・平形尚久・峯岸誠（2006）、「GDPギャップと潜在成長率の新推計」、日銀レビュー、2006-J-8.
- 開発壮平・河西桂靖・平田篤己・山本弘樹・中島上智（2024）、「非伝統的金融政策の効果と副作用：潜在金利を用いた実証分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-13.
- 開発壮平・古賀麻衣子・坂田智哉・原尚子（2017）、「景気循環と経済成長の関連」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、17-J-8.
- 川本卓司・尾崎達哉・加藤直也・前橋昂平（2017）、「需給ギャップと潜在成長率の見直しについて」、日本銀行調査論文.
- 権赫旭・金榮慤・深尾京司（2008）、「日本のTFP上昇率はなぜ回復したのか：『企業活動基本調査』に基づく実証分析」、RIETI Discussion Paper Series、08-J-050.
- 中曾宏（2016）、「金融政策と構造改革」、ジャパン・ソサエティNYにおける講演の邦訳、2016年2月12日.
- 中野章洋・加藤涼（2017）、「『長期停滞』論を巡る最近の議論：『履歴効果』を中心に」、日銀レビュー、2017-J-2.
- 日本銀行調査統計局（2018）、「東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第7回共催コンファレンス：『マクロ経済分析の新展開：景気循環と経済成長の関連』の様相」、日本銀行調査論文.
- 福永一郎・法眼吉彦・伊藤洋二郎・金井健司・土田悟司（2024）、「わが国の潜在成長率と物価・賃金の関係を巡る論点」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-17.
- 眞壁祥史・八木智之（2024）、「低金利環境と企業の利払い負担・生産性の関係」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-15.

- 村尾徹士 (2016)、「マイクロデータを用いた生産性成長率分解手法の概観」、
『フィナンシャル・レビュー』、128、41-54.
- 八木智之・古川角歩・中島上智 (2022)、「わが国の生産性動向—近年の事実整理とポストコロナに向けた展望—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、
22-J-3.
- Acharya, S., J. Bengui, K. Dogra, and S. L. Wee (2022), "Slow Recoveries and Unemployment Traps: Monetary Policy in a Time of Hysteresis," *The Economic Journal*, 132(646), 2007–2047.
- Aghion, P., E. Farhi, and E. Kharroubi (2012), "Monetary Policy, Liquidity, and Growth," NBER Working Paper Series, 18072.
- Albrizio, S., B. González, and D. Khametshin (2024), "A Tale of Two Margins: Monetary Policy and Capital Misallocation," IMF Working Papers, 2024/121.
- Anzoategui, D., D. Comin, M. Gertler, and J. Martinez (2019), "Endogenous Technology Adoption and R&D as Sources of Business Cycle Persistence," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(3), 67–110.
- Aw, B. Y., X. Chen, and M. J. Roberts (2001), "Firm-level Evidence on Productivity Differentials and Turnover in Taiwanese Manufacturing," *Journal of Development Economics*, 66, 51–86.
- Ball, L. M. (2009), "Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence," NBER Working Paper, 14818.
- Banerjee, R. and B. Hofmann (2018), "The Rise of Zombie Firms: Causes and Consequences," *BIS Quarterly Review*, 2018 September, 67–78.
- Baqaei, D., E. Farhi., and K. Sangani (2024), "The Supply-Side Effects of Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 132(4), 1065–1112.
- Benati, L. and T. A. Lubik (2022), "Searching for Hysteresis," Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper, 22–05.
- Bianchi, F., H. Kung., and G. Morales (2019), "Growth, Slowdowns, and Recoveries," *Journal of Monetary Economics*, 101, 47–63.

- Blanchard, O., E. Cerutti, and L. H. Summers (2015), "Inflation and Activity—Two Explorations and Their Monetary Policy Implications," NBER Working Papers, 21726.
- Blanchard, O. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance," *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- Blanchard, O. and L. H. Summers (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem," *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15–78.
- Caldara, D. and E. Herbst (2019), "Monetary Policy, Real Activity, and Credit Spreads: Evidence from Bayesian Proxy SVARs," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11, 157–192.
- Cerra, V., A. Fatás, and S.C. Saxena (2023), "Hysteresis and Business Cycles," *Journal of Economic Literature*, 61, 181–225.
- Cerra, V., U. Panizza, and S. C. Saxena (2013), "International Evidence on Recovery from Recessions," *Contemporary Economic Policy*, 31, 424–439.
- Colciago, A. and R. Silvestrini (2022), "Monetary Policy, Productivity, and Market Concentration," *European Economic Review*, 142, 103999.
- Comin, D. and M. Gertler (2006), "Medium-Term Business Cycles," *American Economic Review*, 96(3), 523–551.
- European Central Bank (2021), "Key Factors behind Productivity Trends in EU Countries," ECB Occasional Paper Series, 269.
- Foster, L., J. Haltiwanger, and C. J. Krizan (2001), "Aggregate Productivity Growth. Lessons from Microeconomic Evidence," *New Developments in Productivity Analysis*, 303–372.
- Fukao, K. and H. U. Kwon (2006), "Why Did Japan's TFP Growth Slow Down in the Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-level Data of Manufacturing Firms," *The Japanese Economic Review*, 57(2), 195–228.
- Furlanetto, F., A. Lepetit, Ø. Robstad, J. F. Rubio-Ramirez, and P. Ulvedal (2024), "Estimating Hysteresis Effects," *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.

- Garga, V. and S. R. Singh (2021), "Output Hysteresis and Optimal Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 117, 871–886.
- Gertler, M. and P. Karadi (2015), "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 44–76.
- González, B., G. N. Barrau, D. Thaler, and S. Albrizio (2023), "Firm Heterogeneity, Capital Misallocation and Optimal Monetary Policy," BIS Working Papers, 1148.
- Good, D. H., M. I. Nadiri, and R. C. Sickles (1996), "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," NBER Working Papers, 5790.
- Gopinath, G., Ş. Kalemli-Özcan, L. Karabarbounis, and C. Villegas-Sanchez (2017), "Capital Allocation and Productivity in South Europe," *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1915–1967.
- Graves, S., C. K. Huckfeldt, and E. T. Swanson (2023), "The Labor Demand and Labor Supply Channels of Monetary Policy," NBER Working Papers, 31770.
- Guerron - Quintana, P. A., T. Hirano, and R. Jinnai (2023), "Bubbles, Crashes, and Economic Growth: Theory and Evidence," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(2), 333–371.
- Hamano, M. and F. Zanetti (2022), "Monetary Policy, Firm Heterogeneity, and Product Variety," *European Economic Review*, 144, 104089.
- Hartwig, B. and P. Lieberknecht (2020), "Monetary Policy, Firm Exit and Productivity," Bundesbank Discussion Paper, 61/2020.
- Ikeda, D. and T. Kurozumi (2019), "Slow Post-Financial Crisis Recovery and Monetary Policy," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(4), 82–112.
- Imakubo, K. and J. Nakajima (2015), "Estimating Inflation Risk Premia from Nominal and Real Yield Curves Using a Shadow-Rate Model," Bank of Japan Working Paper Series, 15–E–1.
- Inui, T., A. Kawakami, and T. Miyagawa (2012), "Market Competition, Differences in Technology, and Productivity Improvement: An Empirical Analysis Based on Japanese Manufacturing Firm Data," *Japan and the World Economy*, 24(3), 197–206.
- Jafarov, E. and E. Minnella (2023), "Too Low for Too Long: Could Extended Periods of Ultra Easy Monetary Policy Have Harmful Effects?" IMF Working Papers, 23/105.

- Jordà, Ò. (2005), "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, 95(1), 161–182.
- Jordà, Ò., M. Schularick, and A. M. Taylor (2013), "When Credit Bites Back," *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(s2), 3–28.
- Jordà, Ò., S. R. Singh, and A. M. Taylor. (2020), "The Long-Run Effects of Monetary Policy," NBER Working Papers, 26666.
- Kawakami, A. and T. Miyagawa (2010), "Product Switching and Firm Performance in Japan," RIETI Discussion Paper Series, 10-E-043.
- Kiyotaki, N., J. Moore, and S. Zhang (2021), "Credit Horizons," NBER Working Papers, 28742.
- Kobayashi, K. and K. Ueda (2022), "Secular Stagnation and Low Interest Rates under the Fear of a Government Debt Crisis," *Journal of Money, Credit and Banking*, 54(4), 779–824.
- Kondo, A. (2007), "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(3), 379–402.
- Kubota, H., I. Muto, and M. Shintani (2022), "Monetary Policy, Labor Force Participation, and Wage Rigidity," IMES Discussion Paper Series, Bank of Japan, 2022-E-17.
- Kubota, H. and M. Shintani (2022), "High-Frequency Identification of Monetary Policy Shocks in Japan," *The Japanese Economic Review*, 73(3), 483–513.
- Kubota, H. and M. Shintani (2024), "Macroeconomic Effects of Monetary Policy in Japan: An Analysis Using Interest Rate Futures Surprises," *Empirical Economics*, 1–19.
- Liu, E., A. Mian, and A. Sufi (2022), "Low Interest Rates, Market Power, and Productivity Growth," *Econometrica*, 90(1), 193–221.
- Ljungqvist, L. and T. J. Sargent (1998), "The European Unemployment Dilemma," *The Journal of Political Economy*, 106(3), 514–550.
- Ma, Y. and K. Zimmermann (2023), "Monetary Policy and Innovation," NBER Working Paper, 31698.

- Mankiw, N. G. (2015), *Macroeconomics*, 9th edition, Worth Publishers.
- Melitz, M. J. and S. Polanec (2015), "Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit," *The RAND Journal of Economics*, 46(2), 326–375.
- Miyakawa, D. and M. Takizawa (2022), "Pandemic and Productivity in Japan," ESRI International Conference 2022.
- Moran, P. and A. Queralto (2018), "Innovation, Productivity, and Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 93, 24–41.
- Nakamura, K., S. Kaihatsu, and T. Yagi (2019), "Productivity Improvement and Economic Growth: Lessons from Japan," *Economic Analysis and Policy*, 62, 57-79.
- Nishimura, K. G., T. Nakajima, and K. Kiyota (2005), "Does the Natural Selection Mechanism Still Work in Severe Recessions?: Examination of the Japanese Economy in the 1990s," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 58(1), 53–78.
- Olley, G. S. and A. Pakes (1996), "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 64(6), 1263–1297.
- Pissarides, C. A. (1992), "Loss of Skill during Unemployment and the Persistence of Employment Shocks," *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1371–1391.
- Ramey, V. A. (2016), "Macroeconomic Shocks and Their Propagation," *Handbook of Macroeconomics*, 2, 71–162.
- Romer, P. M. (1990), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, 98(5), 71–102.
- Rubio-Ramirez, J. F., D. F. Waggoner, and T. Zha (2010), "Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference," *The Review of Economic Studies*, 77(2), 665–696.
- Stadler, G. W. (1990), "Business Cycle Models with Endogenous Technology," *American Economic Review*, 80(4), 763–778.
- Summers, L. H. (2015), "Demand Side Secular Stagnation," *American Economic Review*, 105(5), 60–65.

- Uhlig, H. (2005), "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381–419.
- Weale, M. and T. Wieladek (2016), "What Are the Macroeconomic Effects of Asset Purchases?" *Journal of Monetary Economics*, 79, 81–93.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.
- Yellen, J. L. (2016), "Macroeconomic Research after the Crisis," Speech at Federal Reserve Bank of Boston, October 14, 2016.

補論 A : 符号制約付き Bayesian VAR モデルの推計方法

本補論では、第 3 – 2 – 1 節で使用した符号制約付き VAR モデルの推計方法を概説する。Weale and Wieladek (2016)において用いられている短期の符号制約を適用するため、下記のステップからなるベイズ推計を行った²⁸。

1) 誘導系モデルを推計する。事前分布の設定には Uhlig (2005)に基づき、無情報事前分布 (non-informative normal inverse-Wishert prior) を用いた。ラグ次数は、逸脱度情報量基準 (DIC) に基づき、2 期を選択した。

2) 得られた事後分布から、誘導系の係数と誤差項の分散共分散行列を、ランダムに発生させる。

3) Rubio-Ramirez et al. (2010)の手法に基づき、短期の符号制約を満たす直行行列をランダムに発生させる。

4) 上記 2) と 3) のステップを、burn-in として 1,000 回実行した後、インパルス応答が符号制約を満たす行列が 5,000 回得られるまで繰り返す。

本稿では、インパルス応答として上記 5,000 サンプルの分布を示している。

²⁸ 本推計には、ECB が作成・公開している Matlab パッケージである The Bayesian Estimation, Analysis and Regression toolbox (BEAR toolbox)を用いている。本パッケージは、ECB のサイト (下記) から入手可能である。

<https://www.ecb.europa.eu/press/research-publications/working-papers/html/bear-toolbox.en.html>

補論 B：データ整形の詳細

本補論では、第4節で使用したデータについて、その詳細を説明する。第4節の分析では、帝国データバンクによる、わが国企業の財務データを用いている。帝国データバンクは、企業の信用情報を調査、提供を行うわが国の信用調査会社の一つである。本稿で用いるデータは、帝国データバンクが実施した信用調査をもとに、企業を特定する情報を匿名化した上で、パネルデータ化したものである。収録企業数は、各年で変動するが、概ね16万社程度となっており、全国の企業を対象とするデータベースとして、国内有数の規模を誇っている。

分析にあたっては、先行研究に倣い、帝国データバンクのデータに格納されている各種名目変数を、業種別のデフレーターなどを用いることで実質化した（八木ほか、2022、青木ほか、2023）。すなわち、実質付加価値額は、名目付加価値を業種別付加価値デフレーターで、実質有形固定資産は、名目有形固定資産をマクロの設備投資デフレーターで、それぞれ除すことで算出した²⁹。業種分類は、日本標準産業分類の大分類に基づいて設定した。また、労働投入量については、帝国データバンクのデータに格納されている「従業員数」が原則正規雇用者のみとなっており、非正規雇用者が含まれていないため、先行研究をもとに、各企業の支払う「人件費」を、毎月勤労統計調査のデータから計算される「業種別規模別の時給」で割り込むことで、マンアワーの労働投入量を簡易的に推計した。

個別企業の生産性（ $TFP_{i,t}$ ）は、先行研究で広く採用されている、Good et al. (1996)、Aw et al. (2001)による計算方法に則り、個別企業の生産量と生産要素投入量から以下の式をもとに計算した（権ほか、2008; Kawakami and Miyagawa, 2010; Inui et al., 2012）。

$$\begin{aligned} \ln TFP_{i,t} = & (\ln Y_{i,t} - \ln \bar{Y}_t) - \frac{1}{2}(SL_{j,t} + \bar{S}L_t)(\ln L_{i,t} - \ln \bar{L}_t) - \frac{1}{2}(SK_{j,t} + \bar{S}K_t)(\ln K_{i,t} - \ln \bar{K}_t) \\ & + (\ln \bar{Y}_t - \ln \bar{Y}_T) - \frac{1}{2}(\bar{S}L_t + \bar{S}L_T)(\ln \bar{L}_t - \ln \bar{L}_T) - \frac{1}{2}(\bar{S}K_t + \bar{S}K_T)(\ln \bar{K}_t - \ln \bar{K}_T) \end{aligned}$$

ここで、 \ln は自然対数、 t は年度、 T は基準年（2015年度）、 i は企業、 j は企業 i が属する業種、 Y は実質付加価値額、 L は労働投入量、 K は実質有形固定資産、 SL_j は業種 j の労働分配率、 SK_j は業種 j の資本分配率、アッパーバーは全サンプルの年度平均を表す。

²⁹ 名目付加価値は、付加価値額＝営業利益＋人件費＋租税公課＋支払利息割引料＋固定資産償却実施額と定義。

なお、参入・退出企業については、飯田（2021）でも指摘されるように、企業パネルデータで企業の参入・退出行動を正確に把握することは難しく、本稿の分析でも一定の仮定に基づき推計を行っている。具体的には、①調査対象先のうち、倒産したことを把握できた企業に加えて、②前年度に債務超過の状況で、データベースから除外された企業を、退出企業と定義している。また、データベースに新たに加わった企業のうち、創業から2年以内の企業を参入企業と定義している。分析対象が、企業のサンプル調査である性質上、企業の参入・退出動向を完全に捕捉できているわけではないため、本稿の参入・退出効果の推計は、幅をもって解釈する必要がある。

補論 C : 金融政策ショックの期間変換

第3節のマクロ統計を用いた分析においては、2つの手法を用いて金融政策ショックを識別しているが、潜在金利を用いて識別されたショックは四半期データ、高頻度データを用いて識別されたショックは月次データと、頻度が異なる。また、第3節の Local Projection の被説明変数は四半期データ、第4節の Panel Local Projection の被説明変数には年次データを用いているため、これらの金融政策ショックの頻度を何らかの手法で揃える必要がある。そこで本稿では、González et al. (2023)で用いられた手法を参考に、ショックの期間変換を行っている。この手法は、金融政策効果の波及に係るラグを考慮すると、期末に起こるショックよりも、期初に起こるショックのほうが、相対的に大きな効果を与えるという点を考慮したものである。

より具体的には、以下のように、月次データから各四半期の金融政策ショック (ϵ_t) を計算する。

$$\epsilon_{q,t} = \sum_{m=1}^3 w_{past}(m)\epsilon_{m,t-1} + \sum_{m=1}^3 w_{current}(m)\epsilon_{m,t}$$
$$w_{past}(m) = \frac{m-1}{3}, \quad w_{current}(m) = \frac{3-(m-1)}{3}$$

ここで、 $\epsilon_{q,t}$ は四半期化された t 四半期のショックを表し、 $\epsilon_{m,t}$ は t 四半期の第 m 月目（例えば m=1 は 1, 4, 7, 10 月を示す）に発生したショックである。当手法で計算された四半期ショックは、当四半期に発生したショックと、前四半期に発生したショックの合計 6 カ月分のショックの加重平均となっている。

同様の発想で、月次の金融政策ショックから、各年度の金融政策ショックを計算することができる。具体的には、以下を計算する。

$$\epsilon_t = \sum_{m=1}^{12} w_{past}(m)\epsilon_{m,t-1} + \sum_{m=1}^{12} w_{current}(m)\epsilon_{m,t}$$
$$w_{past}(m) = \frac{m-1}{12}, \quad w_{current}(m) = \frac{12-(m-1)}{12}$$

ここで、 ϵ_t は各年度の金融政策ショックを示す。四半期のケースと同様、 $\epsilon_{m,t}$ は t 年度の第 m 月目（例えば m=1 は 1 月を示す）に発生したショックである。

四半期データも、以下のように年次化することができる。

$$\epsilon_t = \sum_{q=1}^4 w_{past}(q)\epsilon_{q,t-1} + \sum_{q=1}^4 w_{current}(q)\epsilon_{q,t}$$

$$w_{past}(q) = \frac{q-1}{4}, \quad w_{current}(q) = \frac{4-(q-1)}{4}$$

ここで、 $\epsilon_{q,t}$ は t 年度の第 q 四半期に発生したショックである。