



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

米国における金融政策の波及効果は 低下したのか？ クレジットチャネルの役割について

木根原健太*

kenta.kinehara@boj.or.jp

山本弘樹*

hiroki.yamamoto@boj.or.jp

沖本竜義**

tatsuyoshi.okimoto@keio.jp

No.26-J-4
2026年2月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

* 国際局

** 慶應義塾大学および日本銀行国際局

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。

米国における金融政策の波及効果は低下したのか？

クレジットチャネルの役割について*

木根原 健太[†] 山本 弘樹[‡] 沖本 竜義[§]

2026年2月

要旨

本稿は、米国において2022年以降の急速かつ大幅な金融引き締めにもかかわらず、経済が堅調に推移した背景を、GDPの需要項目間の異質性とクレジットチャネルの時変性という2つの観点から検証する。手法面では、Factor-Augmented VARモデルにより、需要項目間における金融政策の効果の異質性を示す。次に、超過債券プレミアムを推移変数とする平滑推移 Local Projectionモデルを推計し、金融政策の効果が金融市場環境に応じて時間変化することを定量化する。分析の結果、借入依存度の高い需要項目は金融引き締めに対して下押しされる一方、依存度の低い項目の反応は小さいことが示された。さらに、借入依存度が高い需要項目ほど、クレジットチャネルが強く機能する局面でのみ金融政策の効果が顕著に高まる一方、借入依存度が低い項目は局面によらず反応が小さいことが確認された。以上の結果は、金融政策に対する需要項目間の異質性と、近年の米国経済における、サービス消費の存在感の高まりを背景とした「構成効果」に加え、クレジットチャネルの増幅効果が発現しにくい環境にあった「レジーム効果」の下で、2022年以降の急速かつ大幅な金融引き締めが、実体経済の下押しを限定的なものとした一因である可能性を示唆している。本稿の先行研究への貢献は、「構成効果」と「レジーム効果」を統合的に分析する枠組みを提示したことにある。

JEL 分類番号 : E21、E22、E44、E52

キーワード : 金融政策、クレジットチャネル、FAVAR、平滑推移 Local Projection

* 本稿の作成にあたり、石川 瑛久氏、石黒 雄人氏、開発 壮平氏、倉知 善行氏、黒住 卓司氏、座本 花氏、新谷 元嗣氏、近田 健氏、中島 上智氏、東 将人氏、松田 太一氏および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、本稿のありうべき誤りは全て筆者ら個人に属する。なお、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、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行国際局 (E-mail: kenta.kinehara@boj.or.jp)

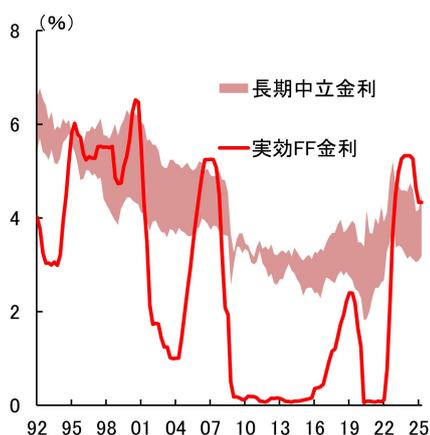
[‡] 日本銀行国際局 (E-mail: hiroki.yamamoto@boj.or.jp)

[§] 慶應義塾大学および日本銀行国際局 (E-mail: tatsuyoshi.okimoto@keio.jp)

1 はじめに

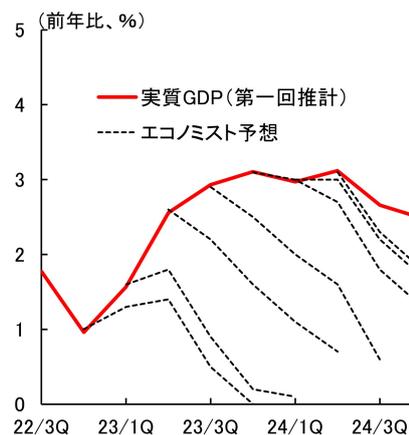
2022 年以降、連邦準備制度理事会は急速かつ大幅な金融引き締めを実施した。政策金利は短期間で累積的に大きく引き上げられ、様々な推計で示される長期中立金利を上回る水準に達した (図 1)。標準的な金融政策の伝播メカニズムに基づけば、このような利上げは借入を伴う住宅投資や耐久財消費を中心に需要を強く下押しし、顕著な景気減速をもたらすと予想される。しかし実際には、米国経済は多くのエコノミスト等の予想に反して堅調に推移し、総需要の減速は限定的であった (図 2)。本稿は、米国における近年の金融引き締め局面における実体経済の堅調さをどのように理解すべきか、という問いに取り組む。

図 1: 実効 FF 金利と長期中立金利



(注) 直近は 2025 年第 2 四半期。バンドは Kim et al. (2019)、Holston et al. (2023)、Lubik and Matthes (2025) に Survey of Professional Forecasters の 10 年のインフレ予想 (CPI) を加えた値の上限と下限。(出所) HAVER、Kim et al. (2019)、Holston et al. (2023)、Lubik and Matthes (2025)

図 2: 実質 GDP の予測と実績



(注) 直近は 2024 年第 4 四半期。実績の実質 GDP の前年比は第一回推計値と、その時点で入手可能な前年同期から算出。エコノミスト予想は、Blue Chip が取り纏めた予想の平均値。(出所) Wolters Kluwer、HAVER、フィラデルフィア連銀

本稿の問題意識は、金融政策の効果そのものが弱まったのか、それとも経済構造や金融市場環境の変化によって、経済全体でみた政策効果が小さく現れているのかを確認する点にある。特に注目するのは、金融政策の波及を増幅するとされてきたクレジットチャンネルである。Bernanke and Gertler (1995) などの多くの先行研究では、金融引き締めは借り手のバランスシートや担保価値を通じて外部資金プレミアムを拡大させ、政策金利の上昇を上回る形で資金調達コストを押し上げることで、投資や消費を抑制すると考えられてきた。この効果は、借入依存度が高く、担保が重要となる需要項目ほど強く現れるとされる。

他方で、近年の米国経済では、サービス消費や無形資産投資（知的財産生産物投資）の比重が大きく上昇している。これらの需要項目は、担保価値が低く、銀行借入への依存度が相対的に低いとされており（Döttling and Ratnovski (2023)）、伝統的なクレジットチャネルを通じた金融政策の増幅効果が働きにくい可能性がある。このことは、マクロ経済全体で観測される金融政策の効果が、「構成効果」によって低く見える可能性を示唆する。

さらに、クレジットチャネルの機能度は、需要項目ごとの借り入れ構造の違いだけでなく、金融市場環境にも依存すると考えられる。先行研究（Gilchrist and Zakrajšek (2012); Gertler and Karadi (2015)）は、信用スプレッドに内包される超過債券プレミアム（Excess Bond Premium: EBP）が、投資家のリスク許容度や金融摩擦の強さを反映しており、EBPが低水準にとどまる局面では、金融引き締めによる資金調達コストの増幅が抑制される可能性を指摘している。すなわち、金融政策が実体経済に及ぼす影響は、借り手側の担保・借入構造と、貸し手側のリスク許容度という2つの側面からなる広義のクレジットチャネルを通じた「レジーム効果」として、時間を通じて変化し得る。

本稿は、こうした金融政策効果の変化の背景として、需要項目間の異質性という構造的変化である「構成効果」と、クレジットチャネルの時変性による循環的变化である「レジーム効果」を、マクロデータを用いて同時に検証することを目的とする。具体的な分析内容は以下の2点に整理できる。第一に、GDPの需要項目を含む約100系列の大規模データセットを用いたFactor-Augmented VAR (FAVAR)モデルを構築し、金融政策ショックに対する各需要項目のインパルス応答を同時に推計することで、需要項目間における金融政策効果の異質性を示し、構成効果による金融政策効果の低下の可能性について述べる。既存研究では総需要や特定部門への政策効果が個別に検証されてきたが、需要構成の変化がマクロ経済全体で観測される政策効果の変化に与える影響を、構成効果の観点から統合的に分析した研究は限られている。本稿のひとつの貢献は、FAVARにより需要項目間における金融政策の効果の異質性を示したうえで、サービス消費や無形資産投資の比重上昇が総需要の反応を弱める可能性を検証することである。第二に、Favara et al. (2016)のEBPを推移変数とする平滑推移Local Projection (Smooth-transition Local Projection: ST-LP)モデルを推計し、金融市場環境の変化が政策効果の大きさを左右する「レジーム効果」を定量的に明らかにする。レジーム効果に関しては、Rüth (2017)がEBPを推移変数とするST-LPモデルにより、金融摩擦が強い局面ではクレジットチャネルの機能度が高まり、金融政策効果が増幅さ

れることを示している。しかしながら、既存研究では、需要項目間でレジーム効果が異なるかどうかについては十分に明らかにされていない。特に、借入依存度の違いがレジーム感応度にどのような差をもたらすのかは、理論的には重要であるにもかかわらず、実証的証拠は不十分である。本稿のもうひとつの貢献は、需要項目別にレジーム効果を推計することで、クレジットチャンネルの機能度と実体経済構造との相互作用を明らかにすることである。以上の分析に基づき、本稿は、構成効果とレジーム効果という構造的・循環的な両側面から金融政策効果の変化を定量的に評価し、近年指摘されている金融政策効果の変化に関して、新たなインプリケーションを提示する。

実証分析の結果、以下の点が明らかになった。FAVAR モデルによる推計では、耐久財消費および住宅投資、非居住用有形資産投資は金融引き締めに対して大きく下押しされる一方、サービス消費および無形資産投資の反応は小さいことが示される。これは、近年のサービス化・無形資産化の進展により、総需要への金融政策の効果が低く観測され得ることを示唆する。さらに、ST-LP モデルによる推計からは、借入依存度が高い需要項目ほど、クレジットチャンネルの機能度のレジームによる違いが大きく、機能度が強い局面において金融政策の効果が顕著に高まる一方、借入依存度が低い需要項目はレジームに依らず反応が小さいことが確認される。

以上を踏まえると、2022 年以降の金融引き締め局面において実体経済の下押しが限定的であった背景として、サービス消費や無形資産投資の比重上昇という構成効果に加え、EBP が示すリスク許容度の高い金融市場環境、即ち、クレジットチャンネルの増幅効果が発現しにくい環境の下で、2022 年以降の急速な金融引き締めが、実体経済の下押しを限定的なものとした一因である可能性を示唆している。本稿は、金融政策の波及経路の変化を個別の要因で説明してきた先行研究に対し、「構成効果」と「レジーム効果」という構造的・循環的な両側面を統合して分析する枠組みを提示したことに貢献がある。ただし、本稿の結果は、財政政策、供給制約の緩和、金融仲介の市場化など、他の要因の重要性を否定するものではない。本稿は、需要項目間の異質性と金融市場レジームの視点を組み合わせることで、近年の金融政策効果の見え方を理解するための一つの実証的根拠を提供する。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節ではモデルとデータを説明する。第 3 節では推計結果を示し、需要項目間の異質性およびクレジットチャンネルのレジームによる時変性を検証する。第 4 節では結論を述べる。

2 モデルとデータ

2.1 FAVAR モデル

本節では、金融政策ショックに対する需要項目間の反応の異質性を検証するために用いる FAVAR モデルについて説明する。本稿では、米国経済に関する GDP の需要項目を含む約 100 系列のマクロ経済および金融指標から、共通因子を抽出し、これらを用いた以下のベイジアン FAVAR モデルを推計する。大規模データセットを用いることで、金融政策ショックが経済全体に及ぼす影響を幅広く捉えることが可能となる¹。

$$\begin{pmatrix} MPS_t \\ F_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu^{MPS} \\ \mu^F \end{pmatrix} + \sum_{p=1}^P \phi^p \begin{pmatrix} MPS_{t-p} \\ F_{t-p} \end{pmatrix} + \Sigma \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{MPS} \\ \varepsilon_t^F \end{pmatrix} \quad (1)$$

ここで、 MPS は金融政策サプライズ、 F はマクロ経済および金融指標の主成分分析によって得られたファクターを表す $N \times 1$ のベクトル、 μ は定数項、 ε_t は構造ショック、行列 Σ は誤差項の分散共分散行列のコレスキー分解を示す²。ファクター数は 9（主成分の累積寄与度約 80%）とし、ラグ数は、金融政策ショックが実体経済に及ぼす影響を分析している他の先行研究に倣い、4（四半期）とした³。

金融政策ショックの識別には、Plagborg-Møller and Wolf (2021) による Internal Instrument Approach を採用する。この手法は、高頻度データに基づく金融政策サプライズを操作変数として VAR モデルに内生変数として組み込み、コレスキー分解を通じて構造ショックを識別するものである。本稿では、Bauer and Swanson (2023) が提案する直交化金融政策サプライズを金融政策ショックの操作変数として用い、FAVAR モデルにおいて共通因子の前に配置することで、金融政策ショックが他のマクロショックと同時点で相関しないという識別仮定を課している。この識別方法の利点は、Local Projection において、External Instrument を用いた推計と、漸近的に同値なインパルス応答関数を推計できる点にある。

¹推計には、Canova and Ferroni (2021) が公開している Empirical Macro Toolbox を使用した。推計にあたり、事前分布はジェフリーズの無情報事前分布を用いる。

²MPS は四半期平均値を使用する。

³例えば、Bernanke and Gertler (1995) や Stock and Watson (2001)、Boivin and Giannoni (2006)。

次に、主成分分析による次元圧縮を行う際には、データの基準化が一般的な手法とされるが、非定常時系列データにおいては、サンプルサイズが無限に近づくことで平均と分散が発散する問題が生じる。これを解決するために、従来の FAVAR モデルを用いた研究では、階差を取ることで定常化を行うことが多かった。しかし、大規模データセットの変数 1 つ 1 つに対して、定常性を判断し、適切な変換を行うのは実務上困難である。この問題に対処するため、本稿では [Hamilton et al. \(2024\)](#) による回帰ベースのトレンド除去を用いる。具体的には、各変数について自己ラグを使用した下記の線形予測を OLS によって行い、得られた残差 \tilde{y}_t を景気循環成分として扱う。

$$y_t = a + \beta_1 y_{t-k} + \beta_2 y_{t-k-1} + \dots + \beta_q y_{t-k-q+1} + \tilde{y}_t$$

これにより、すべての系列に一貫した処理を施した上で主成分分析を行うことができる。なお、ここで用いる経済および金融変数の単位については、金利などのパーセンテージを除き、自然対数を取った値を使用する。また、予測期間とラグ数はそれぞれ k および q と定義される。[Hamilton et al. \(2024\)](#) の手法は、四半期データについては、 $k = 8$ 、 $q = 4$ 、月次データについては $k = 24$ 、 $q = 12$ を用いることを推奨しており、本稿も彼らに倣いトレンドの除去を行う。

2.2 平滑推移 LP モデル

次に、ST-LP モデルの詳細について説明する。需要項目間の異質性を検証するために、前節で構築した FAVAR モデルを用いたが、主成分分析による次元圧縮を実施しているため、各変数のインパルス応答関数を復元するには多くのファクターを VAR モデルに取り込む必要がある。それに加えて、クレジットチャネルの機能度による金融政策効果の変化を捉えるためには、複雑な大規模モデルを推定しうるサンプルサイズが必要となる。しかし、四半期データを使用しているため、金融政策ショックに関する時系列方向のサンプルサイズに限界がある。そこで、本稿では、FAVAR モデルに代わって、GDP の各支出項目を左辺に置いた Local Projection (LP) モデルを構築し、そこに平滑推移メカニズムを組み込むこととする。

本稿では、先行研究に倣い、クレジットチャネルの機能度を示す代理変数として [Favara et al. \(2016\)](#) の EBP を推移変数として使用し、投資家のリスク許容度が高いレジームと、そうでないレジームにおける金融政策ショックに対する実体経済の反応に違いがあるかを検証

する。

この分析においては、[Tenreyro and Thwaites \(2016\)](#) に倣い、以下の ST-LP モデルを最小二乗推計する。

$$\tilde{y}_{t+h} = (\alpha_h^T + \beta_h^T \varepsilon_t^{MPS} + \phi_h^T x_t)G(s_{t-1}) + (\alpha_h^A + \beta_h^A \varepsilon_t^{MPS} + \phi_h^A x_t)(1 - G(s_{t-1})) + u_{t+h} \quad (2)$$

ここで、以下で説明するように、 T はクレジットチャンネルが強く機能しているレジームを示し、逆に A は投資家のリスク許容度が高い、即ち、クレジットチャンネルの機能度が弱いレジームを表す。 ε_t^{MPS} は、金融政策ショックを表し、前述の FAVAR モデルにより識別された構造ショックを用いる。 x_t はコントロール変数を表し、EBP、実質 GDP、株価、PCE デフレーターの変数と、被説明変数のラグ項が含まれる⁴。ラグは 4 期とする。 u_{t+h} は誤差項、 s_{t-1} は推移変数、 $G(s_{t-1})$ は 0 から 1 の値を取り、レジーム T のウェイトを表すと見なされる推移関数である。つまり、この ST-LP モデルには 2 つのレジームが存在し、各レジームのウェイトが推移変数の値によって決まるモデルとなっている。

クレジットチャンネルの機能度に応じて単調な状態変化を分析するために、推移変数としてはクレジットチャンネルの機能度を表す EBP、推移関数 $G(s_{t-1})$ としては、[Granger et al. \(1993\)](#) に従い、以下のロジスティック関数を用いる。

$$G(s_{t-1}) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_{t-1} - c))}, \quad \gamma > 0 \quad (3)$$

ここで、 c はレジーム A よりレジーム T のウェイトが高くなる閾値を規定するパラメータであり、 γ は EBP の変化に伴うレジーム A からレジーム T への推移速度を示すパラメータである。これらの推移変数と推移関数のもとでは、 $t-1$ 期の EBP が小さい値を取る場合には、 $G(s_{t-1})$ は 0 に近い値を取り、レジーム A のウェイトが大きくなる。一方、EBP が比較的大きな値を取る状況では、 $G(s_{t-1})$ は 1 に近い値を取り、レジーム T のウェイトが高くなる。そのため、レジーム T は EBP が大きくクレジットチャンネルが強く機能しているレジームを示し、逆にレジーム A は EBP が小さく、投資家のリスク許容度が高い、即ち、クレジットチャンネルの機能度が弱いレジームを表すと解釈することができる。また、クレジットチャンネルの機能度の強弱はパラメータ c が決め、EBP が c より小さいときはレジーム A 、大きい

⁴ST-LP モデルの推計に使用する構造ショック以外の変数は、FAVAR モデル同様、[Hamilton et al. \(2024\)](#) の手法を用いてトレンドの除去を行う。

ときはレジーム T のウェイトが 0.5 より大きくなる。さらに、パラメータ γ が大きいほど、EBP が c を超えたときのレジーム A からレジーム T への推移が大きくなり、金融政策効果の変化が急激になる。

2.3 データ

本稿の分析に用いるデータは米国経済に関する GDP の需要項目を含む約 100 系列のマクロ経済および金融指標の四半期データであり、FAVAR モデルと ST-LP モデルの推計に用いたデータの詳細は補論 A にまとめてある。また、分析の期間は 1985 年の第 2 四半期から 2023 年の第 4 半期までである。以下では、これらの分析において重要な役割を果たす MPS と EBP について述べる。

2.3.1 操作変数

本稿では、前述の通り、FAVAR モデルおよび ST-LP モデルを使用して金融政策ショックを識別するために、[Bauer and Swanson \(2023\)](#) による金融政策サプライズを操作変数として用いて分析を行う。操作変数は、[Stock and Watson \(2018\)](#) における識別基準に従い、関心のある構造ショックを $\varepsilon_{1,t}$ およびその他の構造ショックを $\varepsilon_{2,t}$ とした場合、次の条件を満たす外生的な変数 (External Instrument) として定義される。

- (i) $\mathbb{E}(\varepsilon_{1,t}z_t) \neq 0$
- (ii) $\mathbb{E}(\varepsilon_{2,t}z_t) = 0$
- (iii) $\mathbb{E}(\varepsilon_{t+j}z_t) = 0 \quad \text{for } j \neq 0$

[Bauer and Swanson \(2023\)](#) は、FOMC の前後 30 分以内の金利先物の値動きを用いて算出した金融政策サプライズは、依然として実体経済や金融変数と相関しているため、操作変数に要求される上記の性質を満たせていない可能性を指摘している。そこで彼らは、非農業部門雇用者数や金融指標を用いて金融政策サプライズを回帰し、その残差として得られた直交化金融政策サプライズ (以下、直交化 MPS) を操作変数として用いることを提案している。直交化 MPS と、回帰による処理を施していない単なる金融政策サプライズに対するインパルス応答の違いを比較すると、金融変数のインパルス応答に差異は見られないものの、実体変数に対しては、直交化 MPS の方が大きく有意に影響を与えると報告している。本稿では、

上記の操作変数が満たすべき条件に照らし合わせて、直交化 MPS を操作変数として用いる。

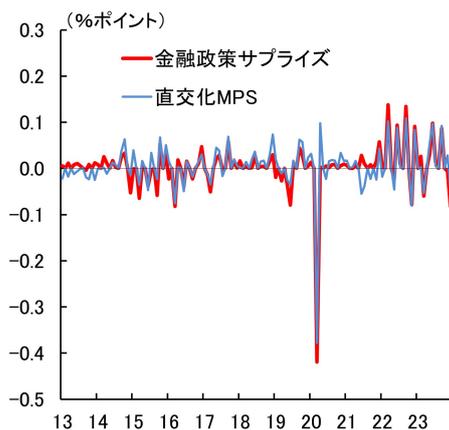
図 3 は、本稿で用いる直交化 MPS の時系列推移を示している。

2.3.2 推移変数

ST-LP モデルにおける推移変数として、本稿では Favara et al. (2016) による EBP を用いる。EBP は、社債スプレッドから倒産リスクに対応する部分を除去した指標であり、金融市場におけるリスク許容度や金融摩擦の強さを反映すると解釈されている。先行研究では、EBP が金融政策ショックの実体経済への波及を増幅または抑制する金融市場環境を捉える代理変数として広く用いられている⁵。

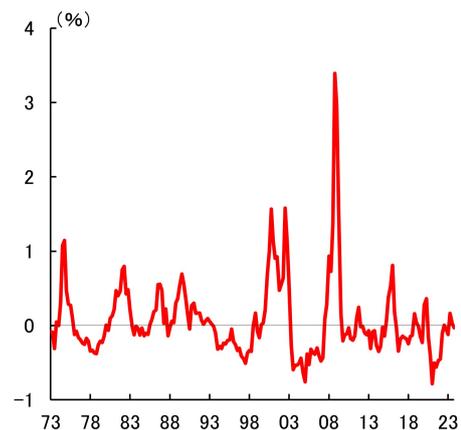
本稿では、EBP を金融政策の因果的説明変数としてではなく、金融市場環境を特徴づける状態変数 (state variable) として位置づける。具体的には、(3) 式で示したように推移関数には EBP のラグ値のみを用い、金融政策ショックと同時点での EBP の変動がインパルス応答の推計に直接影響を与えないようにしている。この点で、本稿の枠組みは、EBP の水準そのものが需要項目を直接的に変化させるという解釈を意図するものではなく、金融政策の効果がどのような金融市場環境の下で発現しやすいかを捉えることを目的としている。図 4 は、本稿で用いる EBP の時系列推移を示している。

図 3: 金融政策サプライズ



(注) 直近は 2023 年 12 月。
(出所) Bauer and Swanson (2023)

図 4: EBP



(注) 直近は 2025 年第 2 四半期。
(出所) Favara et al. (2016)

⁵例えば Rth (2017) は、EBP を推移変数として用いる理由について、Gertler and Karadi (2015) を引用し、伝統的な金利チャンネルによる効果が反映されていると考えられる、デフォルトリスクに関するプレミアム部分を、スプレッドから切り離すことで、金融政策におけるクレジットチャンネルを通じた効果 (financial accelerator effects) を表す代理変数として用いることが可能であると主張している。

3 推計結果

本節では、第2節で説明した FAVAR モデルおよび ST-LP モデルを用いて、金融政策ショックに対する需要項目間の反応の異質性、およびクレジットチャネルの機能度に応じた反応の時間変化について検証する。まず、FAVAR モデルを用いて需要項目別の平均的な金融政策の効果を確認し、その後、ST-LP モデルにより金融市場環境に依存した非線形性を分析する。

3.1 需要項目間の異質性：FAVAR モデルによる分析

図5および図6は、金融政策ショックに対する GDP の需要項目別のインパルス応答関数を示している。いずれも、1標準偏差の金融政策ショックに対する反応を示し、シャドー部分は68%信用区間である。

図5: FAVAR モデルの推計結果（消費支出）

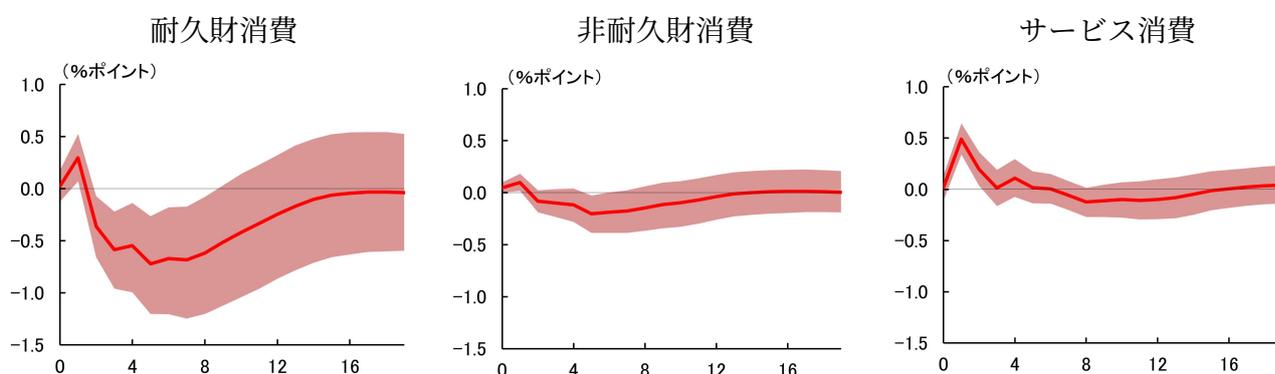
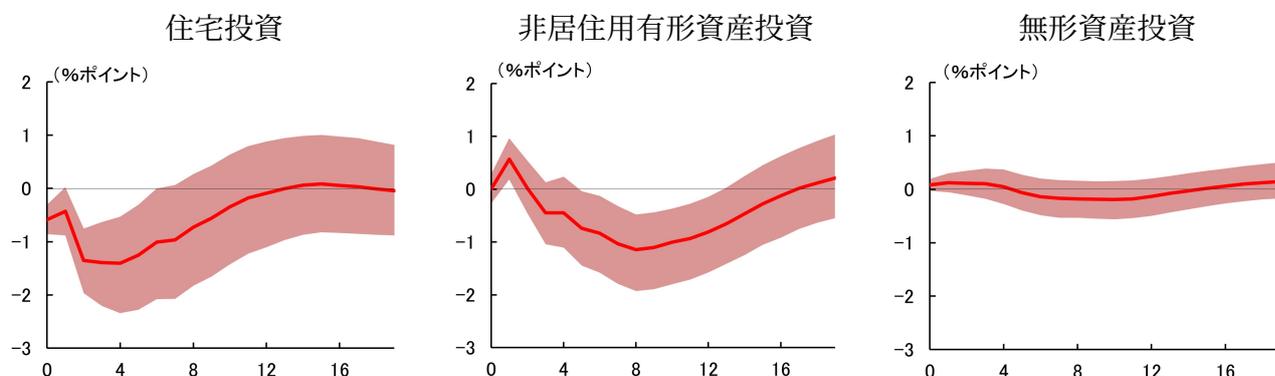


図6: FAVAR モデルの推計結果（投資支出）



(注) 図は金融政策ショック 1σ に対するインパルス応答。

推計期間は、1988/1Q-2023/4Q。バンドは 68%信用区間。有形資産投資は構造物投資と機械投資の合計。

消費支出

家計消費について見ると、耐久財消費は金融引き締めに対して持続的に下押しされる一方、非耐久財消費およびサービス消費の下押し反応は小さく、信用区間が0を含んでいる期間が多い。つまり、非耐久財消費およびサービス消費については、インパルス応答の大きさが経済的にも限定的であり、金融政策の効果が低いことが示唆される⁶。

これらの結果については、家計消費の構成項目毎に、金融政策ショックに対する反応が異なることを報告している [Baumeister et al. \(2013\)](#) や [Gareis and Minasian \(2025\)](#)、[Andreolli et al. \(2024\)](#) とともに整合的である。例えば、[Jappelli and Pistaferri \(2017\)](#) は、耐久財と非耐久財の基本的な違いは、前者は担保として機能するという点だと述べている。また、[Monacelli \(2009\)](#) は標準的な2部門 New-Keynesian モデルに借入制約を導入し、耐久財が担保資産として機能するよう構築すると、インパルス応答関数が実証分析の結果と整合的な挙動をするよう改善することが出来ると報告している。他にも、[Yilmazkuday \(2024\)](#) は、耐久財はクレジットカードで購入されることが多く、借入制約の影響を受ける財であるとしている。こうした借入制約を通じた金利の波及経路は、まさにクレジットチャンネルであり、非耐久財消費やサービス消費対比で、耐久財消費への金融政策の効果が高くなると考えられる。

投資支出

投資支出については、住宅投資、非居住用有形資産投資、無形資産投資に分けて分析を行う。図6に示されるように、住宅投資および非居住用有形資産投資は、金融政策ショックに対して下押しされ、特に住宅投資の反応は大きく、かつ早期に現れる。一方、無形資産投資（知的財産投資）の反応は小さく、信用区間も0を含んでいる。

住宅投資や有形資産投資が銀行借入を伴うケースが多く、担保価値を通じたクレジットチャンネルの影響を受けて、金融引き締めに対して投資の減少が大きくなりやすい ([Bernanke and Gertler \(1995\)](#)) のに対し、無形資産投資は担保価値が低く、内部資金や市場性資金に依存する割合が高いため、クレジットチャンネルの影響を受けにくく、有形資産投資よりも金融政策に対する感応度が低いことが報告されている ([Caggese and Pérez-Orive \(2022\)](#); [Döttling](#)

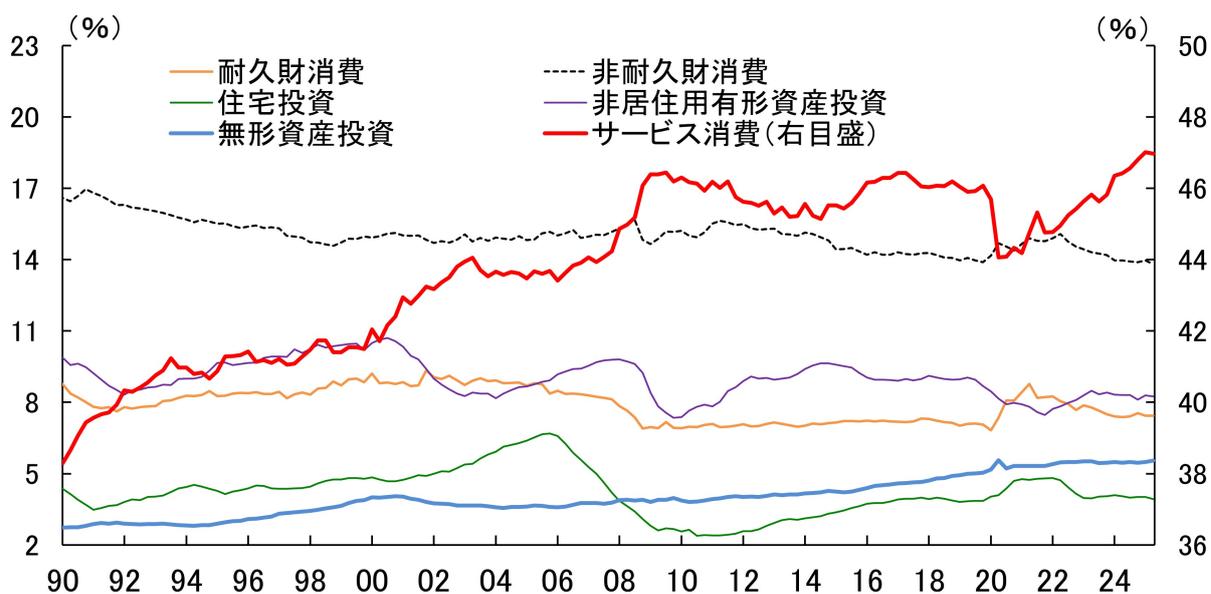
⁶ サービス消費のインパルス応答関数は短期的にプラスとなっているが、これはコロナウイルスの蔓延を背景とした経済閉鎖による景気変動の影響を受けている可能性がある。実際、推計期間を2019年末までに変更し再推計を行うと、短期的な反応は限定的となることが確認された。

and Ratnovski (2023); David and Gourio (2023))。 図 6 の結果はこれらの先行研究と整合的であり、本稿で示した FAVAR モデルの結果も、金融政策の平均的な波及効果が需要項目の担保・借入構造によって大きく異なることを示唆していると考えられる。

構成効果の示唆

図 7 に示すように、近年の米国経済では、サービス消費および無形資産投資の GDP に占める比率が上昇している。上述した金融政策ショックに対する需要項目間の異質性とこの間の需要項目の構成変化を踏まえると、マクロ経済全体で観測される金融政策ショックへの平均的な反応が、過去の局面と比べて小さく見える可能性がある。もっとも、FAVAR モデルの結果は需要項目別の平均的反応を示すものであり、金融市場環境に応じた時間を通じた変化については、次節で改めて検証する。

図 7: 名目 GDP のウェイト



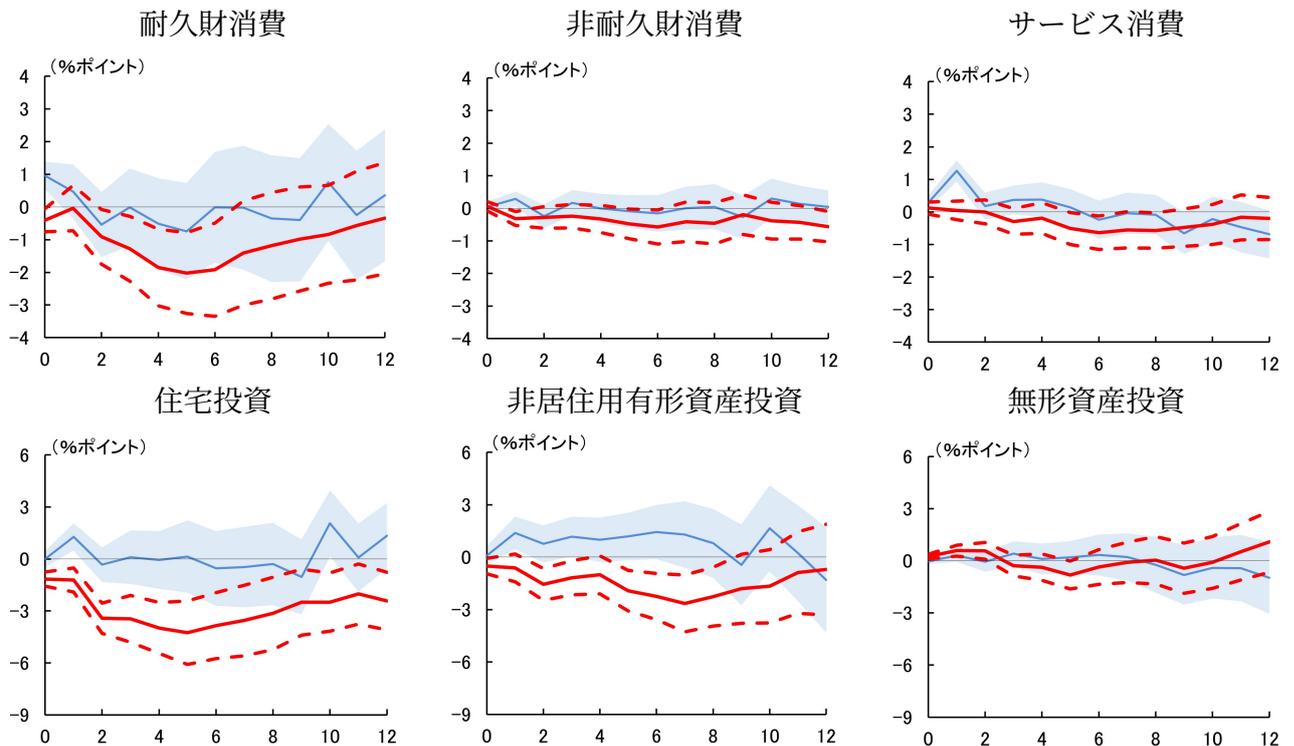
(注) 直近は 2025 年第 2 四半期。
(出所) HAVER

3.2 クレジットチャネルの時変性：ST-LP モデルによる分析

前節の FAVAR モデルの分析では、需要項目間の平均的な金融政策効果の異質性を明らかにしたが、金融政策の波及が金融市場環境に応じて時間を通じて変化する可能性を捉えるこ

とはできない。そこで本節では、EBP を推移変数とする ST-LP モデルを用いて、クレジットチャンネルの機能度に応じた非線形な反応を分析する。図 8 は、金融政策ショックに対するインパルス応答を、クレジットチャンネルが相対的に強く機能しているレジームと、機能度が弱いレジームに分けて示したものである。

図 8: ST-LP モデルの推計結果



(注) 図は金融政策ショック 1 σ に対するインパルス応答。推計期間は、1988/1Q-2023/4Q。赤線はクレジットチャンネルの機能度が強いレジームにおけるインパルス応答関数、青線はクレジットチャンネルの機能度が弱いレジームにおけるインパルス応答関数を示す。赤点線とバンドは 68 %信頼区間。

借入依存度の高い需要項目

耐久財消費、住宅投資、非居住用有形資産投資については、両レジーム間で金融政策ショックへの反応に明確な差が見られる。具体的には、クレジットチャンネルが強く機能しているレジームでは、金融引き締めによる下押し効果が大きく、かつ早期に現れる一方、クレジットチャンネルの機能度が弱いレジームでは、反応は相対的に小さい。この結果は、借入依存度が高い需要項目については、伝統的な金利チャンネルに加えて、信用条件の変化を通じた増幅効果が金融政策の影響を規定している可能性を示唆する。すなわち、金融市場のレジームに応じて政策効果の増幅率が変化するという「レジーム効果」の存在を裏付けるものである。

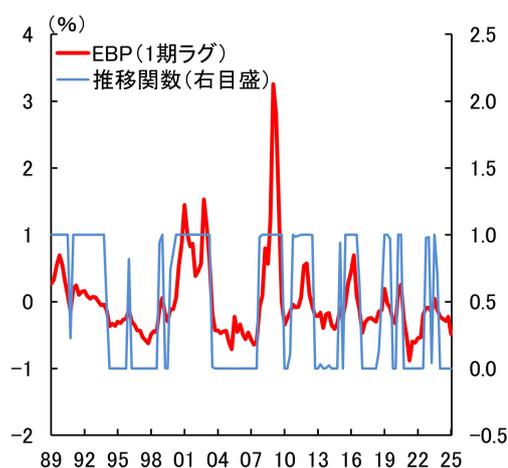
借入依存度の低い需要項目

これに対し、非耐久財消費、サービス消費、無形資産投資については、レジームにかかわらず金融政策ショックへの反応は小さい。これらの需要項目は、担保価値が低く、銀行借入への依存度が相対的に低いとされており、クレジットチャンネルを通じた増幅効果が限定的であるという解釈と整合的である。

レジーム効果の示唆

図 9 は、推移変数として用いた EBP のラグ変数と、クレジットチャンネルの機能度が強いレジーム T のウェイトを表す推移関数の時系列推移を示している。また、図 10 では、2000 年頃以降の 3 回の利上げ局面と、2022 年以降の利上げ局面の、金利据え置き期間における推移関数の平均値を比較している。2022 年以降の金融引き締め局面では、EBP は過去の引き締め局面と比べて低水準である。このことは、当該期間においてクレジットチャンネルを通じた増幅効果が相対的に弱い金融市場環境にあった可能性を示唆しており、22 年以降、米国における近年の金融引き締め局面において実体経済の下押しが限定的であった点と整合的である。

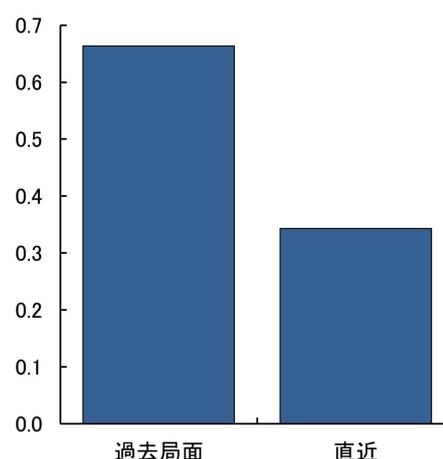
図 9: 推移関数



(注) 直近は 2025 年第 1 四半期。推移関数は c と γ の推計値 (それぞれ -0.1349、101.3129) を用いて外挿予測を行っている。EBP は Hamilton et al. (2024) の手法によりトレンドを除去している。

(出所) Favara et al. (2016)

図 10: 利上げピーク期における推移関数



(注) 過去局面は 00/2Q-00/4Q、06/3Q-07/3Q、19/1Q-19/3Q、直近は 23/3Q-24/3Q。右図は、推移関数が 0.5 を上回った回数が、各局面における利上げピーク期のサンプル数に占める割合。

本節の分析から、金融政策ショックに対する実体経済の反応は、需要項目の担保・借入構

造および金融市場環境との相互作用によって規定されることが示唆された。FAVAR モデルを用いた分析では、耐久財消費や住宅投資といった借入依存度の高い需要項目が、政策金利の変化に対して平均的に高い感応度を持つ一方、サービス消費や無形資産投資の感応度が低いことを示している。さらに、ST-LP モデルによる分析では、これらの差異が金融市場環境に応じて増幅または抑制されることを明らかにした。

これらの結果は、米国における近年の金融引き締め局面において実体経済の下押しが限定的であった背景を、需要構造の変化とクレジットチャネルの時変性という観点から理解するための実証的根拠を提供する。

4 まとめ

本稿では、米国経済における金融政策の波及効果が近年どのように変化しているのかを、GDP の需要項目間の異質性とクレジットチャネルの時変性という2つの観点から検証した。特に、2022 年以降の急速な金融引き締めにもかかわらず、実体経済の下押しが限定的であったという事実を、金融政策の効果そのものの低下ではなく、経済構造および金融市場環境の変化として捉えることを試みた。

まず、FAVAR モデルを用いた分析から、金融政策ショックに対する反応に需要項目間で明確な異質性が存在することが確認された。耐久財消費や住宅投資、非居住用有形資産投資は金融引き締めに対して大きく下押しされる一方、サービス消費および無形資産投資の反応は小さい。近年の米国経済におけるサービス化・無形資産化の進展は、マクロ全体での政策感応度を低下させる「構成効果」として作用している。この結果は、担保価値や借入依存度の違いを通じて、クレジットチャネルが需要項目別に異なる形で作用している可能性を示唆している。

次に、[Favara et al. \(2016\)](#) の超過債券プレミアム (EBP) を推移変数とする平滑推移 Local Projection モデルを用いた分析から、金融政策の波及効果が金融市場環境に応じて時間を通じて変化することが明らかになった。借入依存度が高い需要項目については、クレジットチャネルが相対的に強く機能しているレジームにおいてのみ金融引き締め政策の下押し効果が顕著に高まる一方、クレジットチャネルの機能度が弱いレジームでは下押し効果が限定的となる。他方、借入依存度が低いサービス消費や無形資産投資については、レジームにかかわらず金融政策ショックへの反応は小さい。これらの結果は、金融政策の実体経済へ

の波及が、借り手側の担保・借入構造と貸し手側のリスク許容度との相互作用によって増幅度合いを変える「レジーム効果」を示している。

以上の分析結果を踏まえると、2022年以降の利上げ局面において実体経済の下押しが限定的であった背景として、サービス化・無形資産化の進展による「構成効果」に加え、EBPが示すリスク許容度の高い金融市場環境の下でクレジットチャネルを通じた増幅効果が「レジーム効果」として相対的に発現しにくかった可能性が示唆される。

ただし、本稿は需要項目の構成と金融市場のレジームに焦点を当てており、財政政策、供給制約の変化、金融仲介構造の長期的変化といった要因を明示的にモデル化していない。したがって、本稿の結果は近年の金融政策効果を説明する一つの要因を示すものであり、これら他の要因の重要性を否定するものではない。本稿は、需要項目分解と金融市場レジームの視点を組み合わせることで、2022年以降の急速かつ大幅な金融引き締めにもかかわらず、米国経済がなぜ堅調さを維持できたのかを理解するための一つの実証的根拠を提供するものである。

参考文献

- Andreolli, Michele, Natalie Rickard, and Paolo Surico (2024) “Non-Essential Business-Cycles,” *CEPR Discussion Paper*, No. 19773.
- Bauer, Michael D. and Eric T. Swanson (2023) “A Reassessment of Monetary Policy Surprises and High-Frequency Identification,” *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 37, No. 1, pp. 87–155.
- Baumeister, Christiane, Philip Liu, and Haroon Mumtaz (2013) “Changes in the effects of monetary policy on disaggregate price dynamics,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 37, No. 3, pp. 543–560.
- Bernanke, Ben S and Mark Gertler (1995) “Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission,” *Journal of Economic perspectives*, Vol. 9, No. 4, pp. 27–48.
- Boivin, Jean and Marc P Giannoni (2006) “Has Monetary Policy Become More Effective?” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 3, pp. 445–462.
- Caggese, Andrea and Ander Pérez-Orive (2022) “How stimulative are low real interest rates for intangible capital?” *European Economic Review*, Vol. 142, p. 103987.
- Canova, Fabio and Filippo Ferroni (2021) “A Hitchhiker’s Guide to Empirical Macro Models,” *Chicago Fed Working Paper*, No. 2021-15.
- David, Joel and François Gourio (2023) “The rise of intangible investment and the transmission of monetary policy,” *Chicago Fed Letter*, Vol. 482.
- Döttling, Robin and Lev Ratnovski (2023) “Monetary policy and intangible investment,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 134, pp. 53–72.
- Favara, Giovanni, Simon Gilchrist, Kurt F. Lewis, and Egon Zakrajšek (2016) “Updating the Recession Risk and the Excess Bond Premium,” FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.

- Gareis, Johannes and Ryan Minasian (2025) “Durability, essentiality, and the transmission of monetary policy to household consumption,” *ECB Working Paper*, No. 3127.
- Gertler, Mark and Peter Karadi (2015) “Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7, No. 1, pp. 44–76.
- Gilchrist, Simon and Egon Zakrajšek (2012) “Credit spreads and business cycle fluctuations,” *American economic review*, Vol. 102, No. 4, pp. 1692–1720.
- Granger, Clive W, Timo Terasvirta, and Heather M Anderson (1993) “Modeling non-linearity over the business cycle,” in *Business cycles, indicators, and forecasting*, pp. 311–326: University of Chicago Press.
- Hamilton, James D., Xinwei Ma, and Jin Xi (2024) “Principal Component Analysis for a Mix of Stationary and Nonstationary Variables,” NBER Working Paper 32068, National Bureau of Economic Research.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach, and John C Williams (2023) “Measuring the natural rate of interest after COVID-19,” Technical report, Staff Reports.
- Jappelli, Tullio and Luigi Pistaferri (2017) *The economics of consumption: theory and evidence*: Oxford University Press.
- Jarociński, Marek and Peter Karadi (2020) “Deconstructing monetary policy surprises?the role of information shocks,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 12, No. 2, pp. 1–43.
- Kim, Don, Cait Walsh, and Min Wei (2019) “Tips from TIPS: Update and Discussions,” FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Lubik, Thomas and Christian Matthes (2025) “Natural Rate of Interest,” Federal Reserve Bank of Richmond, Last updated September 15, 2025.
- Monacelli, Tommaso (2009) “New Keynesian models, durable goods, and collateral constraints,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, No. 2, pp. 242–254.

- Plagborg-Møller, Mikkel and Christian K Wolf (2021) “Local projections and VARs estimate the same impulse responses,” *Econometrica*, Vol. 89, No. 2, pp. 955–980.
- Rüth, Sebastian K (2017) “State-dependent monetary policy transmission and financial market tensions,” *Economics Letters*, Vol. 157, pp. 56–61.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (2001) “Vector Autoregressions,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, pp. 101–115.
- Stock, James H and Mark W Watson (2018) “Identification and estimation of dynamic causal effects in macroeconomics using external instruments,” *The Economic Journal*, Vol. 128, No. 610, pp. 917–948.
- Tenreyro, Silvana and Gregory Thwaites (2016) “Pushing on a string: US monetary policy is less powerful in recessions,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 8, No. 4, pp. 43–74.
- Yilmazkuday, Hakan (2024) “Uneven effects of monetary policy: Sectoral disparities in credit card spending,” *Central Bank Review*, Vol. 24, No. 4, 100181.

補論 A データの詳細

FAVAR モデルの推計に用いたデータの詳細は下記の表の通り。

表 A.1: 使用データ一覧 (FAVAR モデル)

変数名	出所	変数名	出所
金融政策サプライズ	Bauer and Swanson(2023)	雇用者数: その他サービス	HAVER
実質耐久財消費	HAVER	雇用者数: 政府	HAVER
実質非耐久財消費	HAVER	失業者数: 5週間未満	HAVER
実質サービス消費	HAVER	失業者数: 5-14週間	HAVER
非居住用有形資産投資(実質機械投資+実質構造物投資)	HAVER	失業者数: 15週以上	HAVER
実質知的財産生産物投資	HAVER	失業率	HAVER
実質住宅投資	HAVER	労働人口(16歳以上)	HAVER
実質財輸出	HAVER	平均時給: 鉱業	HAVER
実質サービス輸出	HAVER	平均時給: 建設	HAVER
実質財輸入	HAVER	平均時給: 耐久財	HAVER
実質サービス輸入	HAVER	平均時給: 非耐久財	HAVER
実質政府支出	HAVER	平均時給: 卸売	HAVER
雇用者数: 鉱業	HAVER	平均時給: 小売	HAVER
雇用者数: 建設	HAVER	平均時給: 運輸・倉庫	HAVER
雇用者数: 非耐久財	HAVER	平均時給: 公益	HAVER
雇用者数: 耐久財	HAVER	平均時給: 情報	HAVER
雇用者数: 卸売	HAVER	平均時給: 金融	HAVER
雇用者数: 小売	HAVER	平均時給: 専門・企業サービス	HAVER
雇用者数: 運輸・倉庫	HAVER	平均時給: 教育・医療	HAVER
雇用者数: 公益	HAVER	平均時給: 娯楽・宿泊	HAVER
雇用者数: 情報	HAVER	平均時給: その他サービス	HAVER
雇用者数: 金融	HAVER	住宅着工件数	HAVER
雇用者数: 専門・企業サービス	HAVER	住宅価格指数: ケースシラー	HAVER
雇用者数: 教育・医療	HAVER	住宅価格指数: FHFA	HAVER
雇用者数: 娯楽・宿泊	HAVER	住宅着工許可件数	HAVER

表 A.2: 使用データ一覧 (FAVAR モデル)

変数名	出所	変数名	出所
新築住宅販売戸数: 一世帯住宅	HAVER	PPI: 中間財 (除く食料、エネルギー)	HAVER
鉱工業生産: 消費財	HAVER	PPI: 原材料 (除く食料、エネルギー)	HAVER
鉱工業生産: 企業設備	HAVER	米3か月金利	FRED
鉱工業生産: 建設資材	HAVER	米2年金利	HAVER
鉱工業生産: 事務用品	HAVER	米5年金利	HAVER
鉱工業生産: 耐久財原材料	HAVER	米10年金利	HAVER
鉱工業生産: 非耐久財原材料	HAVER	米30年金利	HAVER
鉱工業生産: エネルギー原材料	HAVER	自動車向けローン金利	HAVER
自動車販売	HAVER	30年モーゲージ金利	HAVER
小売売上高	HAVER	株価: S&P500	HAVER
卸売上高	HAVER	株価: NASDAQ	HAVER
PCEデフレーター: 耐久財	HAVER	株価: Dow	HAVER
PCEデフレーター: 非耐久財	HAVER	配当利回り (S&P500)	HAVER
PCEデフレーター: サービス	HAVER	PER (S&P500)	HAVER
GDPデフレーター: 構造物投資	HAVER	米ドル名目実効為替レート	HAVER
GDPデフレーター: 機械投資	HAVER	GZスプレッド	Favara et al. (2016)
GDPデフレーター: 知的財産投資	HAVER	EBP	Favara et al. (2016)
GDPデフレーター: 住宅投資	HAVER	CRB 指数	HAVER
GDPデフレーター: 財輸出	HAVER	M1	HAVER
GDPデフレーター: サービス輸出	HAVER	M2	HAVER
GDPデフレーター: 財輸入	HAVER	商工業向け銀行貸出	HAVER
GDPデフレーター: サービス輸入	HAVER	消費者信用残高: 非リボルビング信用	HAVER
GDPデフレーター: 政府支出	HAVER	ミシガン大: 消費者期待指数	HAVER
消費者物価指数	HAVER	ミシガン大: 1年先期待インフレ	HAVER
PPI: 完成財 (除く食料、エネルギー)	HAVER	ISM製造業指数	HAVER

ST-LP モデルで用いたデータは表 A.3 の通り。

表 A.3: 使用データ一覧 (ST-LP モデル)

変数名	出所
金融政策サプライズ	Bauer and Swanson(2023)
実質耐久財消費	HAVER
実質非耐久財消費	HAVER
実質サービス消費	HAVER
非居住用有形資産投資(実質機械投資+実質構造物投資)	HAVER
実質知的財産生産物投資	HAVER
実質住宅投資	HAVER
実質GDP	HAVER
PCEデフレーター	HAVER
株価: S&P500	HAVER
EBP	Favara et al. (2016)

補論 B 頑健性チェック

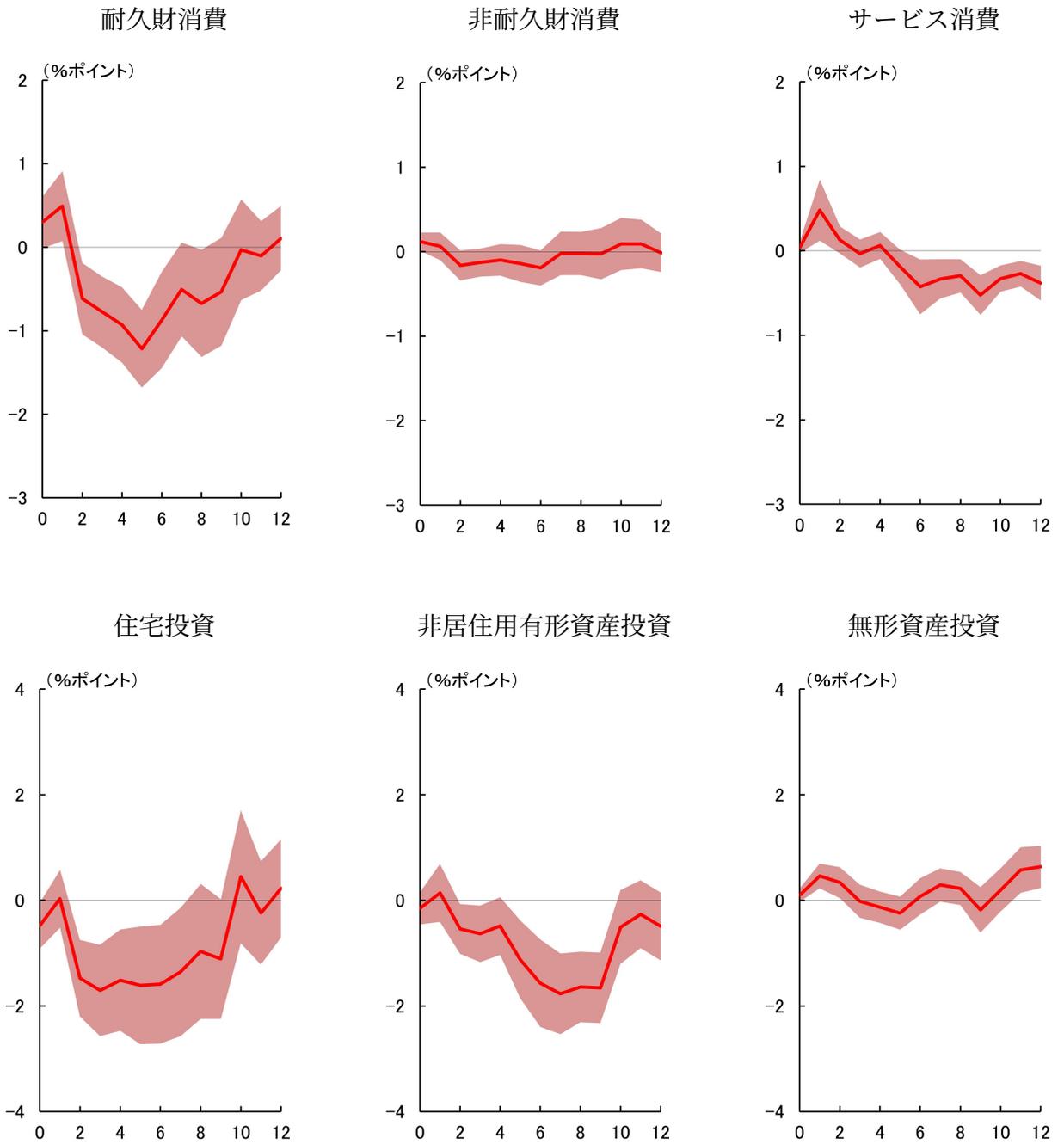
B.1 ベースライン LP モデルによる推計結果

本紙で述べた通り、FAVAR モデルは、多数の経済・金融変数に対して、主成分分析等の手法を通じて次元削減を行うため、各元された各財のインパルス応答関数は元の各変数の情報を完全に保持しているわけではない。そこで、消費支出と投資支出の構成要素について、FAVAR モデルによって推計された金融政策ショックを用いて、LP モデルによるインパルス応答関数の推計を行った。具体的には、下記の回帰式の推計を行う。

$$\tilde{y}_{t+h} = \alpha_h + \beta_h \varepsilon_t^{MPS} + \phi_h x_t + u_{t+h} \quad (\text{B.1})$$

ここで、 ε_t^{MPS} は金融政策ショック、 x_t はコントロール変数を表す。 x_t は、実質 GDP、PCE デフレーター、株価、EBP のラグ変数と、被説明変数自身のラグ項が含まれる。ラグは 4 期とする。コントロール変数と被説明変数は、FAVAR モデルや ST-LP モデル同様に [Hamilton et al. \(2024\)](#) の方法を用いてトレンド除去を行った系列を用いる。 u_{t+h} は誤差項である。推計結果は、[図 B.1](#) の通りである。金融引き締めショックに対して、耐久財消費、非居住用有形資産投資、住宅投資が有意に大きく下押しされる一方、非耐久財消費、サービス消費、無形資産投資については下押し幅は限定的であるという FAVAR 同様の傾向が得られた。

図 B.1: ベースライン LP モデルの推計結果



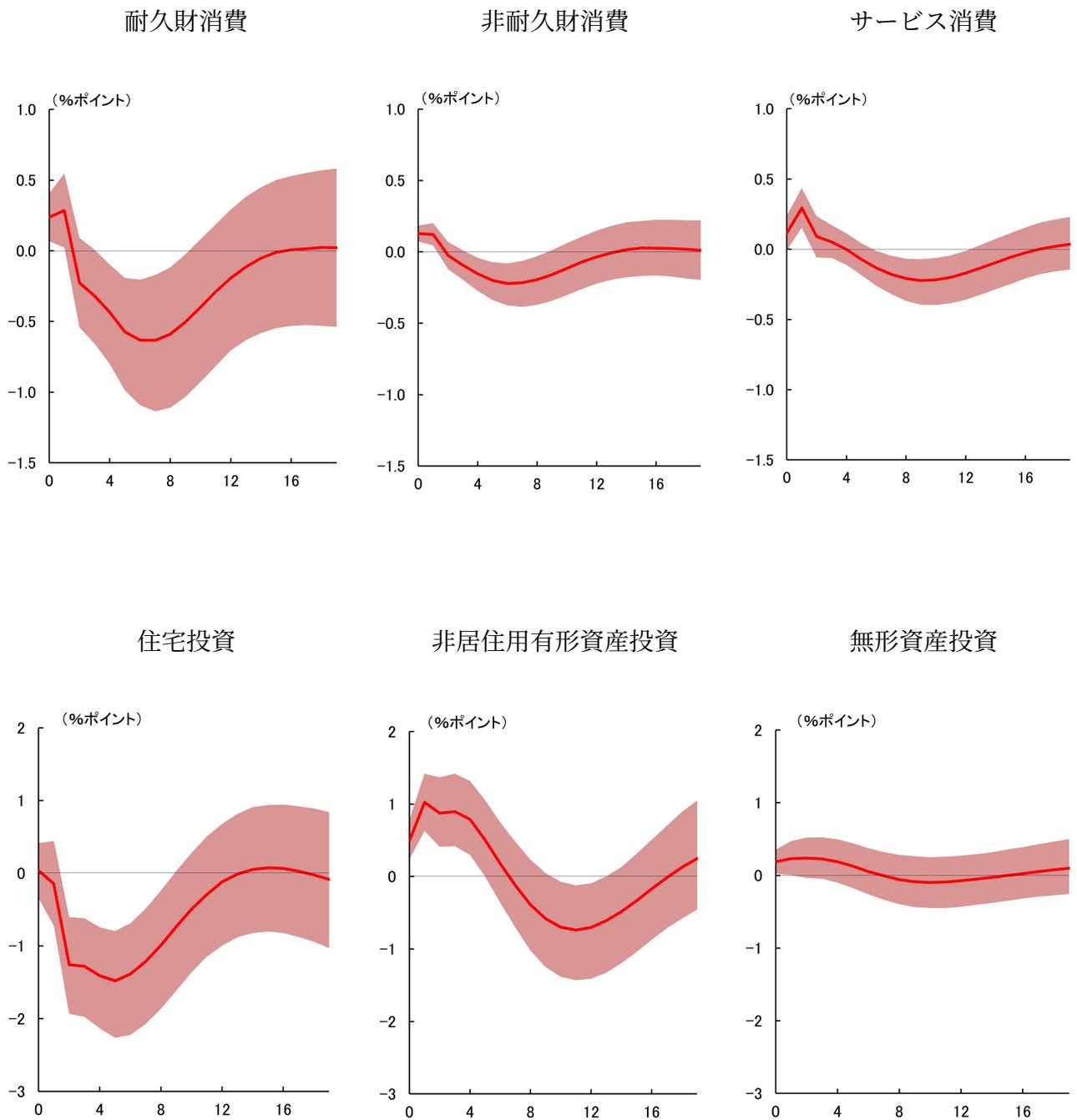
(注) 図は金融政策ショック 1σ に対するインパルス応答。推計期間は、1988/1Q-2023/4Q。バンドは 68 %信頼区間。

B.2 Jarociński and Karadi (2020) を用いた推計結果

本節では、頑健性チェックとしてこれまで用いてきた Bauer and Swanson (2023) に代えて、Jarociński and Karadi (2020) が公表する金融政策サプライズを操作変数として用いて FAVAR モデルと ST-LP モデルの推計を行う。利用可能なサンプルサイズが Bauer and Swanson (2023) と比較すると限られるため、ST-LP モデルの推計が困難になることから、両モデル共に、ラグ数を 2 に変更して推計を行った。FAVAR モデルの推計結果は図 B.2 の通り。推計結果を確認すると、概ね Bauer and Swanson (2023) を用いた FAVAR モデルと同じ傾向が見られ、用いた金融政策サプライズの種類に依らず、借入を伴うような耐久財消費や非居住用有形資産投資、住宅投資の金融政策の効果が高く、非耐久財消費やサービス消費、無形資産投資の効果が低いことが示唆される。

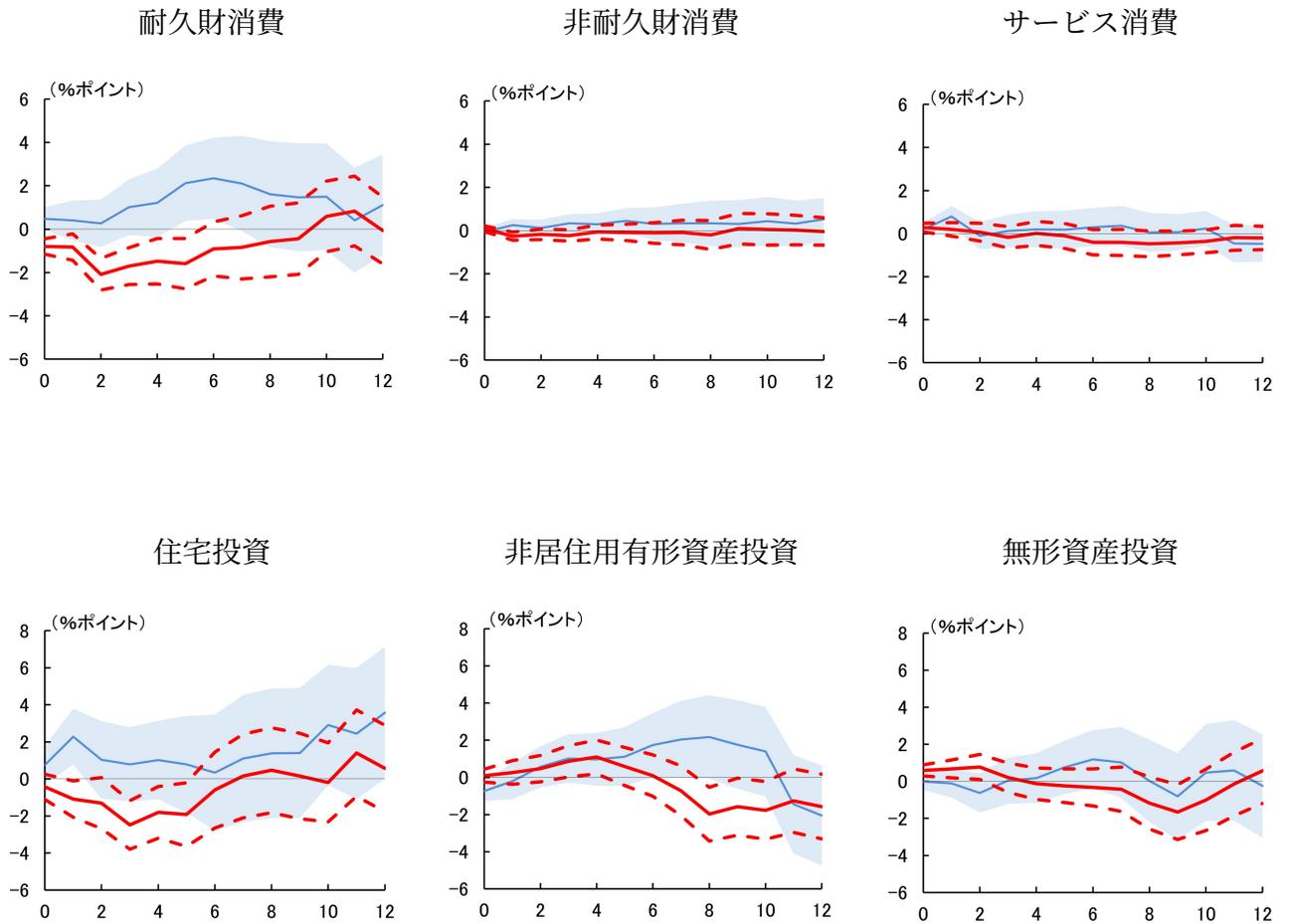
次に、ST-LP モデルについても、Bauer and Swanson (2023) の代わりに Jarociński and Karadi (2020) の金融政策サプライズを用いて推計を行う。結果は図 B.3 の通りである。こちらも、Bauer and Swanson (2023) を用いた推計結果と同様の傾向が確認される。つまり、耐久財消費や住宅投資、非住居用有形資産投資については、金融引き締めの環境と緩和的環境とで金融政策ショックに対する反応が異なり、非耐久財消費やサービス消費、無形資産投資についてはレジームに依らず、金融政策ショックに対する反応は限定的であるという結果が得られた。

図 B.2: FAVAR モデルの推計結果



(注) 図は金融政策ショック 1 σ に対するインパルス応答。推計期間は、1990/1Q-2023/4Q。バンドは 68 % 信用区間。

図 B.3: ST-LP モデルの推計結果



(注) 図は金融政策ショック 1σ に対するインパルス応答。推計期間は、1990/1Q-2023/4Q。赤線はクレジットチャネルの機能度が強いレジームにおけるインパルス応答関数、青線はクレジットチャネルの機能度が弱いレジームにおけるインパルス応答関数を示す。赤点線とバンドは 68 %信頼区間。