



Title	SVAR-IV モデルによる日本の金融政策の実証分析
Author(s)	工藤, 健太
Citation	大阪大学経済学. 2021, 71(2 - 3), p. 1-21
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/85458
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

SVAR-IV モデルによる日本の金融政策の実証分析*

工 藤 健 太[†]

概 要

1999 年の 2 月に開始されたゼロ金利政策以降、日本銀行の非伝統的金融政策はその枠組みを拡大させていった。こうした非伝統的金融政策は、様々な経路を経て实体经济に影響すると考えられており、これまで数多くの分析が行われてきた。本論文でも、拡張的な非伝統的金融政策が物価水準と生産水準に与えた影響を分析することを目的としている。本論文の特徴は以下の二点に要約される。第一に、多くの先行研究と同様に、構造ベクトル自己回帰モデル（SVAR モデル）を用いているものの、金融政策変数と实体经济変数の同時性を考慮するために、操作変数を利用している点である（SVAR-IV モデル）。第二に、SVAR-IV モデルによる多くの先行研究と異なり、政策効果を計測するインパルス応答の信頼区間の作成に、ワイルド・ブートストラップ（WB）法のみならず、ムービング・ブロック・ブートストラップ（MBB）法についても利用している点である。ワイルド・ブートストラップ（WB）法は、いくつかの研究で、有意性の検定のために生成された信頼区間にバイアスが発生することが観察され、それを考慮したムービング・ブロック・ブートストラップ（MBB）法の利用が提案されている。このような点を考慮して分析を行った結果、本研究では、日本銀行による拡張的な非伝統的金融政策は、有意ではないものの物価と生産を上昇させていることを明らかにした。

JEL Codes C15, E52, E58

Key Words 金融政策, 構造ベクトル自己回帰モデル（SVAR Model）, ワイルド・ブートストラップ（WB）法, ムービング・ブロック・ブートストラップ（MBB）法

1 はじめに

各国の中央銀行による金融政策の実証分析

* 本論文を作成するに当たり指導教員である福田祐一先生にはご指導をいただいた。また、谷崎久志先生、ならびに敦賀貴之先生にはご助言をいただくとともに、本論文の細部にわたりご指導をいただいた。ここに深謝の意を表したい。さらに、関西学院大学の池田新介先生が主宰される資産価格研究会において貴重な報告機会をいただくとともに、池田先生はじめ参加された先生方から有益なご助言をいただき、神戸国際大学の坂本淳先生には、実証分析の手法やプログラミング手法についてご助言をいただいた。ここに感謝の意を表したい。また、神戸大学にて行われた、日本経済学会 2019

において、もっともよく用いられる手法の一つとしてベクトル自己回帰モデル（VAR モデル）が挙げられる。特に、VAR モデルの誘導

年度秋季大会のポスターセッション参加者の方々、ならびに大阪大学にて 2019 年度に実施された、日本ファイナンス学会第 1 回秋季研究大会ジュニアセッションにおいて、座長を務められた一橋大学の祝迫得夫先生や参加者の皆様から有益なご助言をいただいた。ここに感謝の意を表する。加えて、大阪大学大学院経済学研究科の Oh Iijik 氏から線形代数の知識に関する有益な助言をいただいた。ここに御礼申し上げたい。最後に、有り得べき誤謬の全ては筆者の責任に属するものである。

[†] 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程（E-mail: vge011 kk@student.econ.osaka-u.ac.jp）

形を推定したのち、構造VARモデル（SVARモデル）に変換し、インパルス応答を計測することで政策効果を明らかにする分析方法が多く採用されている。こうしたSVARモデルの推定の際には、構造行列に識別制約と呼ばれる一定の制約を付与し、その要素の特定、すなわちモデルの識別を行う必要がある。Sims（1992）に代表される初期のSVARモデルの実証研究では、内生変数同士の同時点の関係性に一定の制約を付与する短期のリカーシブ制約を用いたモデルが多く使用されてきた。これに対し、直交行列を利用することでこうした同時点の関係性に係る制約を緩和する符号制約を用いたSVARモデルがUhlig（2005）などによって利用されることとなり、識別方法の精緻化が行われてきた。近年では、Stock and Watson（2012）やMertens and Ravn（2013）（以降MRと表記）が操作変数を利用することでSVARモデルの識別を行うSVAR-IVモデルを考案しており、このSVAR-IVモデルを利用する研究が増加している。そのような研究の代表例として、米国の連邦準備制度理事会（FRB）の金融政策の実証分析を行ったGertler and Karadi（2015）（以降GKと表記）が挙げられる。

SVAR-IVモデルは、金融政策変数と経済変数の同時点の関係性を考慮することができるため、FRBをはじめとした先進国の中央銀行の金融政策に関する実証分析に広く利用されている。例えば、イングランド銀行による金融政策の実証分析を、SVAR-IVモデルで行った代表的な先行研究として、Cesa-Bianchi, Thwaites and Vicondoa（2020）が挙げられる。また、工藤（2019）では、日本銀行の非伝統的金融政策が实体经济や資産市場に及ぼす効果を、SVAR-IVモデルによって推定している。Sims（1992）やUhlig（2005）といった従来型の識別方法を用いた先行研究では、金融政策引き締めショック（金利上昇ショック）に対し、物価や生産を表す変数が正のインパルス応答を見せると

いった、物価パズルや生産パズルと呼ばれる推定結果が観測されている。これに対し、工藤（2019）では、金融政策引き締めショックに対する物価や生産の変数が負のインパルス応答を見せることを報告している。すなわち、金融政策が緩和的である場合、物価や生産を表す変数は上昇するといった経済理論に整合的な推定結果が得られている。そのうえで、日本銀行の金融政策が国債の保有期間プレミアムを押し下げ、資産市場の活性化をもたらしたことを報告している。MRやGKでは、政策効果を計測するインパルス応答の信頼区間の作成に、攪乱項の不均一分散に対応可能なワイルド・ブートストラップ（WB）法が利用されており、工藤（2019）でも同様の手法が用いられていた。しかしながら、Jentsch and Lunsford（2016）やJentsch and Lunsford（2019）では、こうしたWBによって作成された信頼区間では、ブートストラップ推定量のランダムネスが確保できていないことが指摘されており、WBに代わる方法として、ムービング・ブロック・ブートストラップ（MBB）法の利用が提案されている。Jentsch and Lunsford（2016）およびJentsch and Lunsford（2019）では、MBBを使用してMRのモデルが再検証され、MRにおいて有意に確認されていた、米国における税率の変化が实体经济に及ぼす影響は、有意ではないことが報告されている。この研究を受けて、最近のSVAR-IVモデルを用いた多くの実証分析では、MBB法によりインパルス応答の信頼区間が作成され、政策効果の有意性が検定されている。

このような流れを受けて、本研究では、SVAR-IVモデルをJentsch and Lunsford（2016）やJentsch and Lunsford（2019）で提案されているMBBを用いて推定し、日本の金融政策が实体经济に与える影響を分析している。SVAR-IVモデルを推定する際には、適切な操作変数の作成が重要である。操作変数の作成の際には、日本銀行による個別の金融政策アナウンス時点と

それに対応した金利指標の発表時点の違いについて綿密に検討し、金融政策のアナウンスメントの効果を金利指標が捉えることができるように調整した上で、操作変数の作成を行っている^{*1}。

加えて、本研究では、インパルス応答の推定結果の比較のため、これまでの分析手法である短期のリカーシブ制約を用いたSVARモデルや符号制約を用いたSVARモデルについても推定を行う。分析の結果、次のようなことが明らかにされている。まず、短期のリカーシブ制約を用いたSVARモデルと符号制約を用いたSVARモデルによる分析では、拡張的な金融政策が物価と生産の下落をもたらすという物価と生産のパズルが観測されている。その一方で、SVAR-IVモデルによる分析では、金融政策引き締めショックに対する実体経済変数のインパルス応答は、有意ではないものの、物価と生産の下落をもたらしていることが明らかにされている。すなわち、日本銀行による拡張的な非伝統的金融政策が、実体経済を押し上げた可能性があると考えられる。従来型のSVARモデルを用いた分析では、拡張的な金融政策が物価と生産の下落をもたらすという標準的な経済理論とは逆の結果が得られている一方で、本研究で明らかにされた結果は、標準的な経済理論と整合的で、物価と生産のパズルが解消されるものとなっており、SVAR-IVモデルを用いた分析の有用性を示している。この点は、本研究の学術的な貢献といえる。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では、VARモデルを用いて、日本銀行やFRBの金融政策の実証分析を行った先行研究を展望する。第3節では、工藤（2019）と同様に、従

来の実証分析で多く用いられてきた、短期のリカーシブ制約を用いたモデルと符号制約を用いたモデルを取り上げ、その問題点を解説する。加えて、SVAR-IVモデルの推定方法とその性質を解説する。第4節では、SVAR-IVモデルのインパルス応答の信頼区間の作成方法を概観し、第5節において各SVARモデルのインパルス応答の推定結果を解説する。第6節では、全体のまとめと今後の課題に言及する。

2 先行研究のまとめ

VARモデルによる研究は、Sims（1980）に端を発し、そののち様々な推定方法が開発されている。こうしたVARモデルは、インパルス応答分析や、分散分解、グレンジャー因果性の検定といった分析が可能であることから、マクロ経済学の実証分析において、代表的なツールとしての地位を確立している。例えば、Sims（1992）では、内生変数間の同時点の相関性に一定の仮定を付与し、VARモデルの構造形を推定する短期のリカーシブ制約を用いたモデルが推定されている。こうした短期のリカーシブ制約を用いたモデルによる分析の多くでは、金融政策引き締めショックに対し、物価や生産を表す変数のインパルス応答が、正の値をとるといった推定結果が得られている。このような経済理論と整合的ではない推定結果は、物価パズルや生産パズルとして知られ、金融政策の実証分析の際の大きな課題と考えられている。

これに対し、Uhlig（2005）やRubio-Ramírez, Waggoner and Zha（2010）では、直交行列を用いて、上記の変数間の同時点の相関性に係る制約を緩和している。彼らは、直交行列のランダムサンプリングと誘導形パラメーターのベイズ推定を組み合わせることによって、インパルス応答をランダムに発生させ、これらのインパルス応答のうち、予め課した制約を満たす応答のみ採用するといった符号制約を用いたSVARモ

^{*1} 第5.2節にて説明を行うように、TIBOR金利先物の市場の日中取引時間帯は15:30までであり、仮にTIBOR金利先物利子率の清算値の日次データを用いて操作変数を作成するのであれば、その清算時間帯が公表されていないことを踏まえてデータを作成する必要がある。

デルを提唱している。Uhlig (2005) では、推定の際、物価パズル解消のため、予め金融政策引き締めショックに対する物価を表す変数のインパルス応答の符号に制約を課す一方、生産を表す変数の応答には制約を課していない。その結果、生産のパズルが解消されないといった推定結果を報告している。

近年の研究では、こうしたSVARモデルの識別方法の精緻化が、金融政策以外の分野においても進んでいる。例えば、MRでは、米国の所得税率や法人税率の増加ショックが実体経済に及ぼす影響を、SVAR-IVモデルで推定している。MRによって提案されたSVAR-IVモデルは、様々な分野で利用されている。Carriero et al. (2015) では、米国の株式市場のボラティリティを表すVXOを経済の不確実性指標ととらえ、米国の不確実性ショックが実体経済に及ぼす影響を分析している。また、Miranda-Agrippino, Bluwstein and Hacıoğlu Hoke (2020) では、米国の生産性ショックが実体経済に与えた影響の推定を行っている。

一方、金融政策の分析をSVAR-IVモデルによって行う場合、Kuttner (2001) などの研究を踏まえ、短期金利先物の利子率の金融政策変更前後の差分を取ることで、金融政策の変更に伴う期待の変化（予期せぬ金融政策ショック）を抽出し、これを操作変数として用いる研究が多い。SVAR-IVモデルを用いた初期の金融政策の分析であるGKでは、Gürkaynak, Sack and Swanson (2005) をもとに、連邦公開市場委員会（FOMC）の政策発表前後30分のウィンドウでFFレート（Federal Fundレート）金利先物の利子率のtickデータの差分を取り、こうした金融政策の予期せぬショックをもとに操作変数を作成している。SVAR-IVモデルを推定した結果、物価パズルや生産パズルが緩和されることを明らかにしたうえで、米国の金融政策が実体経済や資産市場に及ぼす影響を分析している。

我が国の金融政策の実証分析に視点を移す

と、Miyao (2002) では、バブル期以前からバブル崩壊後の景気の後退期までの日本銀行の金融政策を短期のリカーシブ制約を用いたSVARモデルによって検証している。金利や貨幣量および生産を表す変数の階差を取り、SVARモデルの推定を行っている。累積的インパルス応答の推定結果から、日本銀行の金融政策引き締めが物価や生産に有意に負の影響を及ぼしたことを明らかにしている。その一方で、我が国の実証分析においても、近年のデータやレベル変数を用いたSVARモデルを推定することで、物価パズルや生産パズルが発生するケースが多くみられる^{*2}。鎌田・須合 (2006) では、ゼロ金利政策が行われていることを念頭に、コールレートの代理変数を使用し、金融政策が実体経済に与えた影響を、符号制約を用いたSVARモデルによって推定している。特に、推定期間をゼロ金利政策の開始後や量的緩和期を含む期間まで延長することで、インパルス応答の生産パズルがより強く表れることを明らかにしており、1990年代以降、日本銀行の金融政策が効果を発揮しにくいような経済環境にあったことを指摘している。

他方、日本銀行の金融政策の予期せぬショックをTIBOR金利先物の終値をもとに抽出した先行研究として、Honda and Kuroki (2006) が挙げられる。近年では、彼らの推定方法を参考に、金融政策による予期せぬショックを短期金利先物の利子率や各種金融市場のデータから抽出したいいくつかの研究が行われている。例えば、Nakashima, Shibamoto and Takahashi (2020) では、金融市場のファクターモデルから金融政策の主成分要素を抽出し、分散分解を応用したMaximum Forecast Error Variance (MFEV) アプローチによって、日本銀行による政策内容をよ

^{*2} 近年では、Nagao, Kondo and Nakazono (2021) のように、短期のリカーシブ制約を用いた場合でも、パズル状態が改善されているような研究も見受けられる。

り強く反映したモデルの推定を行っている。その結果、日本銀行の近年の非伝統的金融政策のうち、特に質的緩和が実体経済を有意に押し上げたことが報告されている。一方で、金融政策の予期せぬショックを用いて、直接SVAR-IVモデルを推定した研究として、工藤（2019）では、TIBOR金利先物の清算値から導出した金利の日次データの差分から操作変数を作成し、GKを参考にSVAR-IVモデルを推定している。その結果、操作変数と金融政策変数の弱相関性が示唆されたものの、物価パズルや生産パズルが解消されたことを報告している。また、Shibamoto, Takahashi and Kamihigashi（2021）では、Honda and Kuroki（2006）が算出した金融政策の予期せぬショックとTIBOR金利先物の日次データの差分を用いてSVAR-IVモデルを推定し、金融政策が株式市場を通じて実体経済に影響を与えたことを明らかにしている。

なお、近年の日本の実証研究では、TIBOR金利先物の金利のtickデータを用いることで、より短いウィンドウから金融政策ショックを抽出し、SVAR-IVモデルを推定する研究がいくつか行われている。例えば、Kubota and Shintani（2020）では、金融政策の予期せぬショックを、金融政策決定会合の前後30分のウィンドウでもってTIBOR金利先物の金利から抽出している。この研究では、操作変数と金融政策変数である10年物国債の金利が弱相関するという帰無仮説を棄却し、SVAR-IVモデルによる推定によって、物価パズルや生産パズルが解消されたことを明らかにしている。また、Nakamura, Sudo and Sugisaki（2021）では、TIBOR金利先物の金利から作成した金融政策ショックが、非伝統的金融政策の下でも適切に機能するかを検証している。加えて、この金融政策ショックを操作変数とし、SVAR-IVモデルを推定している。1年物国債の金利の低下ショックによるインパルス応答を導出した結果、物価の変数のインパルス応答は有意に正の

反応を示している。また、社債の利回りインデックスが有意に負の応答を見せたことを報告しており、資産市場を通して金融政策が実体経済を刺激したと考えられる。このように、米国をはじめとした先進国の金融政策の実証分析において、SVAR-IVモデルの推定が数多く行われており、我が国の金融政策の実証分析でも広く用いられるようになっている。

しかし、SVAR-IVモデルによって得たインパルス応答の有意性の新たな検定方法が提案され、従来の研究の推定結果に対する検証が行われている。例えば、Jentsch and Lunsford（2016）では、上記のようなSVAR-IVモデルの推定の際に、信頼区間の作成を目的として行われるWB推定量の漸近的性質を明らかにしたうえで、MBB推定量がWB推定量の持つ問題点を克服可能であることを明らかにしている。Jentsch and Lunsford（2016）およびJentsch and Lunsford（2019）では、MRによるSVAR-IVモデルの推定の際、WBはMBBよりも信頼区間が狭くなることを明らかにしている。本研究では、Jentsch and Lunsford（2016）およびJentsch and Lunsford（2019）を参考に、日本銀行の金融政策が実体経済に及ぼす影響をSVAR-IVモデルとMBBによって検証する。

3 SVARモデルの識別問題

本節では、SVARモデルの識別問題について解説を行う。第3.1節では、短期のリカーシブ制約を用いたモデルの解説を行う。第3.2節では、短期のリカーシブ制約が持つ識別制約よりも緩い仮定を置いた符号制約を用いたモデルを取り扱う。最後に、第3.3節では、SVAR-IVモデルによる識別方法について概観する。

k 期分のラグを持つようなVAR(k)モデルの誘導形は、一般的に以下のように表現できる。

$$Y_t = c_1 + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \cdots + B_k Y_{t-k} + u_t. \quad (1)$$

ただし、 $c_1 \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ は定数項、 $Y_t \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ 、 $B_i \in \mathbb{R}^{n \times n}$ ($i = \{1, 2, \dots, k\}$) であり、時点を表す添え字 t は、 $t \in \{-k+1, \dots, 0, 1, \dots, T\}$ とする。また、誘導形の攪乱項 $u_t \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ の分散共分散行列は以下のように与えられる。

$$\mathbb{E}[u_t u_t'] = \Sigma_u \in \mathbb{R}^{n \times n}. \quad (2)$$

一般的に、(1) 式の誘導形のモデルは、 t 期の内生変数ベクトル内の各要素ごとに個別で最小二乗法 (OLS) を適用するか、最尤法の適用によって推定が行われる。この式を構造形に変換すると、以下ようになる。

$$A_0 Y_t = c_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_k Y_{t-k} + \epsilon_t. \quad (3)$$

ここで、 $A_0 \in \mathbb{R}^{n \times n}$ は構造行列であり、以下では、 $A_0^{-1} = S$ であるとする。構造形の残差 ϵ_t の分散共分散行列は単位行列と仮定し、(1) 式の誘導形の攪乱項との関係式は $u_t = S\epsilon_t$ で表されるとする。SVAR モデルの識別問題とは、誘導形を推定したのち、構造行列 A_0 に何らかの制約をかけ、その要素を特定することを指す。

続いて、本研究で用いるインパルス応答の導出方法について概観する。インパルス応答は、 $t+h$ 期 (ただし、 $h = \{0, 1, 2, \dots, H\}$) における内生変数ベクトルを、特定の変数の t 期の構造ショックで微分したものに等しい。特定の変数の構造ショックを $\epsilon_{st} \in \mathbb{R}$ とするとき、内生変数ベクトル Y_t のうち、 $j = \{1, 2, \dots, n\}$ 番目の変数のインパルス応答 (IRF $_{s,j}(h)$) は以下の形で与えられる。

$$\text{IRF}_{s,j}(h) = \frac{\partial Y_{j,t+h}}{\partial \epsilon_{st}}. \quad (4)$$

このとき、行列 S のうち、構造ショックを起こす変数に対応する列ベクトル s^* は初期時点の各内生変数のインパルス応答のベクトル

IRF $_s(0)$ に等しいため、 s^* と誘導形の係数行列から逐次的にインパルス応答を得られる。

3.1 短期のリカーシブ制約を用いたモデルの識別

Sims (1992) に代表される短期のリカーシブ制約を用いたモデルを推定する際は、(2) 式の Σ_u をコレスキー分解する。

$$\Sigma_u = \mathbb{E}[u_t u_t'] = \mathbb{E}[(S\epsilon_t)(\epsilon_t' S')] = SS'. \quad (5)$$

(5) 式について、 S を下三角行列と仮定する。このとき、構造行列 A_0 もまた下三角行列であり、以下のように表現される。

$$A_0 = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & \cdots & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & \cdots & a_{nn} \end{pmatrix}.$$

ここで、 t 期における内生変数ベクトルの第一行目の変数は、第二行目以下の変数の同時点の影響を受けない。また、第二行目の変数は第一行目の変数の同時点の影響のみ受け、第三行目以下の変数の同時点の影響を受けない。こうした変数同士の関係性はベクトル内の順番に応じて規定されている。つまり、短期のリカーシブ制約を用いたモデルは、予め内生変数の同時点の関係性に一定の仮定を置いた上で、推定されることが分かる。

3.2 符号制約を用いたモデルの識別

Rubio-Ramírez, Waggoner and Zha (2010) のような一般的な符号制約のモデルでは、(5) 式をランダムに発生させた $PP' = I_n$ なる直交行列 P を用いて以下のように書き換える。

$$\Sigma_u = SS' = SPP'S' = \tilde{S}\tilde{S}'. \quad (6)$$

Uhlig (2005) では、(6) 式について、構造ショックを分析したい変数を、内生変数ベクトル

ルの第一行目に配置し、直交行列 P の第一列目に相当する列ベクトル α をランダムサンプリングしている。加えて、誘導形パラメーターの組、すなわち、誘導形の係数行列と、攪乱項の分散共分散行列をベイズ推定する。そうしてランダムサンプリングした α とベイズ推定した誘導形パラメーターの組を用いることで、インパルス応答をランダムに導出したのち、予め課した符号制約に合うもののみ採用する。

3.2.1 Uhlig (2005) のモデルの推定方法

以下では、Uhlig (2005) の符号制約を用いたモデルにおけるインパルス応答の導出手順を概観する。まず、誘導形の VAR モデルを stacked form に書き換える。

$$Y = XB + u. \quad (7)$$

ここで、 $B = (b'_1, b'_2, \dots, b'_k)'$ (ただし、 b_i はすべての要素が 1 のベクトル) であり、 $u = (u_1, u_2, \dots, u_T)'$ である。また、内生変数を表す行列は、 $X_t = (c'_1, Y'_{t-1}, Y'_{t-2}, \dots, Y'_{t-k})'$ 、 $X = (X_1, X_2, \dots, X_T)'$ 、 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_T)'$ である。推定の際、誘導形パラメーターの組 (B, Σ_u) はベイズ推定によって導出される。Uhlig (2005) では、Uhlig (1994) に基づき、これらの同時の共役事前分布を正規ウィシャート分布とし、事前分布と (7) 式の尤度関数から事後分布を特定している (事後分布の導出方法の詳細は Appendix B. に説明されている)。

次に、ノルムが 1 のベクトル α をランダムサンプリングし^{*3}、 Σ_u のコレスキー分解で得た下三角行列を S とする。このとき、(6) 式より、 $\tilde{S} = SP$ のうち、構造ショックに対応する列ベクトル $\tilde{s}$ を導出する。Uhlig (2005) の Appendix A. から、 $\tilde{s}$ は、 $\tilde{s} = S\alpha$ となることから

示されている。最終的に、 (B, Σ_u) と α の組から、インパルス応答を導出し、予め課した符号制約に合うもののみ採用する^{*4}。なお、Uhlig (2005) が指摘しているように、このモデルを利用する場合、内生変数ベクトルの順番を入れ替えても推定結果に大きな影響は発生しない。そのため、物価パズルや生産パズルの発生原因が内生変数の同時点の関係性によるものであるのかが確認できる。

3.3 SVAR-IV モデルの識別

続いて、GK をもとに、操作変数が 1 つのケースの SVAR-IV モデルの説明を行う。以下では、前節と同様、構造ショックを起こす変数を内生変数ベクトルの第一行目に置く。まず、(1) 式の攪乱項を、構造ショックを起こす変数に対応する要素と、それ以外の変数に対応する要素へ分割する。

$$u_t = (u_{1t} | u'_{2t})'.$$

ただし、 $u_{1t} \in \mathbb{R}$ 、 $u_{2t} \in \mathbb{R}^{(n-1) \times 1}$ とする。これと同様に、(3) 式の残差も分割する。

$$\epsilon_t = (\epsilon_{1t} | \epsilon'_{2t})'.$$

なお、 $\epsilon_{1t} \in \mathbb{R}$ 、 $\epsilon_{2t} \in \mathbb{R}^{(n-1) \times 1}$ である。ここで、操作変数 z_t は、以下のような直交条件を満たすと仮定される。

$$\mathbb{E}[z_t \epsilon_{1t}] \neq 0;$$

$$\mathbb{E}[z_t \epsilon'_{2t}] = 0.$$

すなわち、特定の変数の構造ショックとのみ相関を持ち、ほかの変数の構造ショックと相関しないという条件を満たす操作変数を探す必要がある。加えて、(5) 式の行列 S についても分割行列に書き直す。

^{*3} このようなベクトル α は、標準正規分布に従う n 次元ベクトルをそれぞれ自身のノルムで割ることで得られる。詳しくは Uhlig (2005) の Appendix B.1. に説明されている。

^{*4} 今回は、 (B, Σ_u) の組を 100 個サンプリングし、 α を 100 個サンプリングすることで、最初に 10000 個のインパルス応答を導出する。そのうち、特定の符号制約を満たすもののみ採用する。

$$S = \begin{pmatrix} s_{11} & s_{12} \\ s_{21} & s_{22} \end{pmatrix}. \quad (8)$$

$s_{11} \in \mathbb{R}, s_{21} \in \mathbb{R}^{(n-1) \times 1}$ であり、 $s_{12} \in \mathbb{R}^{1 \times (n-1)}, s_{22} \in \mathbb{R}^{(n-1) \times (n-1)}$ である。 s_{11} と s_{21} が、 ϵ_{1t} に対応する列ベクトル s^* の要素となる。また、 Σ_u に関しても同様に分割できる。

$$\Sigma_u = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}. \quad (9)$$

ただし、 $\Sigma_{11} \in \mathbb{R}, \Sigma_{21} \in \mathbb{R}^{(n-1) \times 1}$ であり、 $\Sigma_{12} \in \mathbb{R}^{1 \times (n-1)}, \Sigma_{22} \in \mathbb{R}^{(n-1) \times (n-1)}$ である。このとき、(8)式、(9)式より、 s_{11} は以下の様に表される。

$$s_{11}^2 = \Sigma_{11} - s_{12}s_{12}' \quad (10)$$

また、 $s_{12}s_{12}'$ は、 s_{21}/s_{11} および Σ_u の各要素の関数である。

$$s_{12}s_{12}' = \Gamma(s_{21}/s_{11}, \Sigma_{11}, \Sigma_{12}, \Sigma_{21}, \Sigma_{22}). \quad (11)$$

加えて、スカラー $\hat{u}_{1t}$ からベクトル $\hat{u}_{2t}$ の各要素への z_t を用いた2SLSを実行することで、 s_{21}/s_{11} の推定値を得ることができる。この2SLS推定値と(11)式から、 $s_{12}s_{12}'$ を識別し、こうして得た $s_{12}s_{12}'$ と2SLS推定値より、 s_{11} と s_{21} を識別できる。なお、識別の際の計算方法はGKやJentsch and Lunsford (2016)をもとに、工藤(2019)にて説明されている。また、本研究で用いる操作変数と、構造ショックを起こす金融政策変数の組み合わせの選択は、第5節にて行う。

4 SVAR-IVモデルにおけるブートストラップ法の利用

従来、SVAR-IVモデルの推定における信頼区間の作成方法として、ベクトル s^* による不均一分散の発生を考慮し、WBが最も多く用いられてきた。しかし、Jentsch and Lunsford

(2016)では、WBによって作成した誘導形パラメーターの組や識別の際の2SLSのモーメント条件の推定量の漸近的性質を明らかにするとともに、インパルス応答の推定量がバイアスを持つことを示している。そのうえで、WBに代わり、MBBによる信頼区間の作成を提案している。

4.1 WB推定量

MRをはじめとしたSVAR-IVモデルの推定において、多く用いられてきたWBは、以下の手順で実行される。

Step 1. $\text{Prob}[e_t = 1] = 0.5$ かつ $\text{Prob}[e_t = -1] = 0.5$ となるような、Radmacher分布に従う確率変数 e_t をランダムに発生させる^{*5}。

Step 2. ブートストラップ標本として、 $\hat{u}_t, z_t$ と e_t の要素積 u_t^w と z_t^w を導出する。

Step 3. Step 2.の u_t^w と誘導形のモデルから導出した係数行列や定数項をもとに、ブートストラップ標本 Y_t^w を作成する。ただし、 Y_t^w の初期値として $\{Y_{-k+1}, \dots, Y_0\}$ を用いる。

$$Y_t^w = \hat{c}_1 + \hat{B}_1 Y_{t-1}^w + \dots + \hat{B}_k Y_{t-k}^w + u_t^w.$$

Step 4. Y_t^w と z_t^w を用いて再度SVAR-IVモデルを推定し、インパルス応答の推定値を得る。10000回分のインパルス応答の推定値を得たのち、パーセンタイル法を適用し信頼区間を作成する^{*6}。

4.2 MBB推定量

Jentsch and Lunsford (2016) の第3.2節では、

^{*5} MRやGKでは、 e_t の分布をRadmacher分布に特定していた。しかし、Jentsch and Lunsford (2016) の第3.2節では、 e_t がRadmacher分布以外の分布に従うような確率変数である場合も、同様の問題点が発生することを指摘している。

^{*6} 以降、パーセンタイル法を適用する際は標準パーセンタイル法を用いている。

WB推定量の持つ問題点を指摘するとともに、MBB推定量が、前小節のWB推定量が持つ問題点を改善出来ていることについて、漸近理論を用いて議論している。MBBでは、 $\hat{u}_t$ と z_t の系列の組を複数のブロックに分け、それらを並び替えてブートストラップ標本を作成する。以下では、Jentsch and Lunsford (2016) のモンテカルロシミュレーションをもとに、ブロックの長さ l を $l = 5.03 \times T^{1/4}$ とし、実際に推定する際の手順を概観する。

Step 1. $\{\hat{u}_1, \dots, \hat{u}_T\}$ および $\{z_1, \dots, z_T\}$ を以下のようにブロックに分ける。

$$\begin{aligned}\lambda_1 &= \{(\hat{u}_1, \dots, \hat{u}_l), (z_1, \dots, z_l)\}; \\ \lambda_2 &= \{(\hat{u}_2, \dots, \hat{u}_{l+1}), (z_2, \dots, z_{l+1})\}; \\ &\vdots \\ \lambda_{T-l+1} &= \{(\hat{u}_{T-l+1}, \dots, \hat{u}_T), (z_{T-l+1}, \dots, z_T)\}.\end{aligned}$$

Step 2. $\{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{T-l+1}\}$ から、 $D = [T/l]$ 個のブロックを復元抽出して並べる。こうして、 $\{\tilde{u}_1^m, \dots, \tilde{u}_T^m\}$ と $\{\tilde{z}_1^m, \dots, \tilde{z}_T^m\}$ を作成する。なお、並び替え後に発生する $Dl - T$ 個の余りに関しては除去する。

Step 3. $\tilde{u}_t^m$ を中心化し、 $\hat{u}_t$ のブートストラップ標本 u_t^m を得る。 $p = 1, \dots, l$ 及び $d = 0, 1, \dots, D - 1$ とする。

$$u_{dl+p}^m = \tilde{u}_{dl+p}^m - \frac{1}{T-l+1} \sum_{q=1}^{T-l+1} \hat{u}_{p+q-1}.$$

Step 4. 上記と同様の方法で z_t のブートストラップ標本 z_t^m を得る。ただし、 $z_t = 0$ となるサンプルについては、中心化の式の右辺第二項目の平均値の計算から除外する。

$$z_{dl+p}^m = \begin{cases} \tilde{z}_{dl+p}^m - \frac{1}{T-l+1} \sum_{q=1}^{T-l+1} z_{p+q-1}, & \text{if } \tilde{z}_{dl+p}^m \neq 0; \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

Step 5. u_t^m と誘導形の定数項や係数行列の推定値、および Y_t の初期値 $\{Y_{-k+1}, \dots, Y_0\}$ を用いて Y_t のブートストラップ標本 Y_t^m を作る。

$$Y_t^m = \hat{B}_1 Y_{t-1}^m + \dots + \hat{B}_k Y_{t-k}^m + \hat{c}_1 + u_t^m.$$

Step 6. Y_t^m と z_t^m から、再度SVAR-IVモデルを推定し、インパルス応答を作成する。上記のステップを10000回繰り返し、パーセンタイル法を適用して信頼区間を作成する。

5 推定結果

本節では、前節で解説した3つのSVARモデルの推定結果を報告する。第5.1節では、使用するデータについて説明する。第5.2節では、前節で言及したようにSVAR-IVモデルの金融政策変数の選択を行う。第5.3節では、第5.2節で選択した金融政策変数をもとに、工藤(2019)と同様の短期のリカーシブ制約を用いたモデルと符号制約を用いたモデルの推定結果を解説する。第5.4節ではSVAR-IVモデルの推定結果について、WBとMBB二つのブートストラップから導出した信頼区間を掲載しつつ、説明を行う。

5.1 使用するデータについて

本研究では、次小節で解説するように、金融政策変数の選択を行うための2SLSの推定を最初に実施した。使用したデータは、コールレートと国債の金利およびTIBOR3か月金利先物の期近清算値の日次データである。コールレートは日本銀行のホームページから日次の平均値をダウンロードし、国債の金利は財務省のホームページで提供されているものを使用した。また、TIBOR3か月金利先物期近清算値のデータはNikkei Financial Questからダウンロードした。推定期間は、量的緩和と政策開始後の2001年3

月 19 日からマイナス金利政策開始直前の 2016 年 1 月 29 日までである。

SVAR モデルの推定の際は、1 年物国債の金利 ($1yr_t$)、対数消費者物価指数 (対数 $CPI \cdot \ln CPI_t$)、対数鉱工業生産指数 (対数 $IIP \cdot \ln IIP_t$)、10 年物国債金利と 1 年物国債金利の長短スプレッド (spr_t) を内生変数として用いた。CPI は 2010 年基準の月次データを e-Stat からダウンロードした。IIP は 2010 年基準の月次データを経済産業省ホームページからダウンロードした^{*7}。また、国債の金利は日次データの月中平均値をとった。操作変数は TIBOR3 か月金利先物の期近清算値の日次のデータに対して第 5.5 節および Appendix にて説明するような処理を施し、月次データに変換している。なお、各 SVAR モデルの推定期間は 2001 年 4 月から 2015 年 12 月とした。

5.2 SVAR モデルの金融政策変数の選択

以降では、GK に基づき、操作変数に適合する金融政策変数の選択を行い、その際に選択した金融政策変数に上昇ショックを与え、各種 SVAR モデルのインパルス応答を導出する。本小節では、金融政策の変更が長期国債金利に及ぼす影響を金融政策決定会合前後の金利データの差分を用いて検証する。推定の際は、2001 年 3 月 19 日から 2016 年 1 月 29 日までの金融政策決定会合日前後の金利データを用いた。ただし、日本銀行は推定期間中、短期金利のコントロールに主眼を置いて政策を行っている⁸と仮定し、こうした金融政策の変更が、長期国債金利の金融政策の変更に伴う変動に及ぼす影響を検証する。なお、長期金利の変動が短期金利の変動に及ぼす影響を排除するため、操作変数を用いた 2SLS を実施する。推定式は以下のよう

になる。

$$\Delta R_t = \Delta i_t^s \beta + c_2 + \xi_t. \quad (12)$$

ただし、被説明変数 ΔR_t は 2 年以上の満期を持つ国債の金利の金融政策の変更に伴う変動である。また、 Δi_t^s は、コールレートおよび 1 年物国債と 2 年物国債の金利から得られる金融政策の変更に伴う変動である。加えて、TIBOR 金利先物の金利から計算できる日次の予期せぬ金融政策ショックを z_t^d とする。これらを導出する際は、Kubota and Shintani (2020) が指摘しているように、日本銀行の金融政策に関するアナウンスメントのタイミングを会合終了後のプレスリリース^{*8}に定め、金利データの計算タイミングとプレスリリースの公表タイミングのずれを考慮してショックを導出する。以下では、(12) 式に用いる金利データの差分の導出方法について解説する。

金融政策の変更に伴う国債金利の変動の導出方法

本研究では、(12) 式の左辺 ΔR_t や、右辺 Δi_t^s で用いる国債の金利の金融政策の変更に伴う変動を導出する際、財務省が公開している日次の国債金利のデータを用いている。財務省のウェブサイトによれば、このデータは、「日本証券業協会が公表する公社債店頭売買統計値 (平均値単価) を用いて」^{*9} 計算されている。なお、公社債店頭売買統計値は、日本証券業協会が指定した大手金融機関によって、対象となる

^{*7} 2021 年現在、CPI および IIP の基準年は変更されているが、本研究では 2010 年基準のデータを用いている。ただし、2010 年基準のデータは現在でも引き続き上記のホームページからダウンロードできる。

^{*8} 日本銀行による金融政策決定会合後のプレスリリースのタイミングの詳細は Kubota and Shintani (2020) の Appendix D. に説明されている。なお、Kubota and Shintani (2020) では、臨時に開催された会合に関して、ウィンドウの変更や標本からの除外を行っている。本研究でもこれに従い、臨時に開催された会合のデータについて一部例外的な処理を施している。詳しくは Appendix に説明されている。

^{*9} 財務省「各銘柄の実勢金利はどのように算出するのですか」,『国債金利情報』, <https://www.mof.go.jp/faq/jgbs/04hc.htm>, 最終閲覧日 2021 年 7 月 1 日. から引用している。

各市場の 15:00 時点の気配値をもとにデータが作成されている^{*10}。そのため、プレスリリースの実施時間に応じて、金融政策による金利の変動の導出方法が異なってくる。会合最終日の国債の金利データを b_t^* 、会合最終日の前日のデータを b_{t-1}^* 、会合最終日翌日のデータを b_{t+1}^* とする。

- プレスリリースが 15:00 より前に公表されたケースでは、 ΔR_t や Δi_t^s は $b_t^* - b_{t-1}^*$ で得られる。
- プレスリリースが 15:00 よりも後に公表されたケースは、会合翌日の金利と会合最終日の前日の金利の差をとり、2 で割る^{*11}。こうした処理を行うことで、金融政策の変更に伴う国債金利の変動を $(b_{t+1}^* - b_{t-1}^*)/2$ から計算できる。

金融政策の変更に伴うコールレートの変動の導出方法

本研究では、日本銀行が公開している日次のコールレートのデータを用いている。なお、日本銀行提供のコールレートのデータは、当日内に約定が成立した取引のレートを情報提供会社から供与され、それらの加重平均値をとっている^{*12}。そのため、金融政策に伴う変動は、会合最終日翌日のデータから、会合最終日前日のデータを引き、2 で割ることで求められる。すなわち、会合最終日の前日のコールレートのデータを r_{t-1}^* 、会合最終日翌日のデータを r_{t+1}^* とおくと、金融政策の変更に伴う変動は $(r_{t+1}^* - r_{t-1}^*)/2$ で求められる。

を r_{t+1}^* とおくと、金融政策の変更に伴う変動は $(r_{t+1}^* - r_{t-1}^*)/2$ で求められる。

予期せぬ金融政策ショックの導出方法

予期せぬ金融政策ショックは、TIBOR 金利先物期近清算値データを用いて導出した。TIBOR 金利先物期近清算値は、15:30 の日中取引時間帯終了の前に設定された算出時間帯内の約定価格をもとに得られる^{*13}。しかし、この約定時間帯は公表されていないため、日中取引時間帯のうちのどの時間帯に行われた取引をもとに清算値が導出されているのか把握することが難しい。そのため、会合最終日翌日の金利を z_{t+1}^d 、会合最終日前日の金利を z_{t-1}^d とおき、 $(z_{t+1}^d - z_{t-1}^d)/2$ から予期せぬ金融政策ショックを抽出することとした。

(12) 式の推定結果は、表 1 に示されている。表 1 の第二行目では、1 年物国債の金利の金融政策に伴う変動を説明変数 Δi_t^s として使用している。このとき、説明変数である満期がより長い金利の変動 ΔR_t に対する係数の有意水準は、 ΔR_t が 5 年物国債や 10 年物国債の金利から導出した変動の時、1 % 有意水準で有意になっており、 ΔR_t が 30 年物国債から導出した変動の時、5 % 有意水準で有意である。これに対し、表 1 の第三行目に掲載されているように、 Δi_t^s を 2 年物国債の金利の金融政策に伴う変動に設定した際、 ΔR_t が 5 年物国債や 10 年物国債の金利から導出した変動の時、0.1 % 有意水準で有意である。つまり、 Δi_t^s が 1 年物国債の金利の金融政策に伴う変動であるケースよりも有意性が高い。

ただし、1 年物国債の金利の金融政策に伴う変動と 2 年物国債の利子率の金融政策に伴う変

^{*10} 公社債店頭売買統計値の詳細は日本証券業協会「公社債店頭売買参考統計値発表制度について」、『市場関連情報』、<https://market.jsda.or.jp/shijyo/saiken/baibai/kehai2/seido.html>、最終閲覧日 2021 年 7 月 1 日。で説明されている。

^{*11} Nakashima, Shibamoto and Takahashi (2020) においても金融政策決定会合日の最終日前日とその翌日の金利データの差分を取って分析を行っている。

^{*12} 日本銀行「『コール市場関連統計』の解説」、https://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/exmenu_m.pdf、最終閲覧日 2021 年 7 月 1 日。から分かる。

^{*13} TIBOR 金利先物の制度要綱を参考にしている。株式会社東京金融取引所、「ユーロ円 3 ヶ月金利先物取引制度要綱」、『規則・規定・制度要綱等』、<https://www.tfx.co.jp/rules/pdf/s-01.pdf>、最終閲覧日 2021 年 7 月 1 日。

表 1 日次の金融政策ショックを用いた 2SLS の推定結果

$\Delta i_t^s / z_t^d$	$\Delta 2yr$	$\Delta 5yr$	$\Delta 10yr$	$\Delta 30yr$
$\Delta call / \Delta Future Rate$	-4.21288 (-0.3576)	-6.81332 (-0.3676)	-8.20986 (-0.3585)	-6.872781 (-0.3361)
$\Delta 1yr / \Delta Future Rate$	1.3649*** (5.2845)	2.20737** (3.0562)	2.65980** (2.9261)	2.22664* (2.3417)
$\Delta 2yr / \Delta Future Rate$		1.6173*** (4.5413)	1.94875*** (3.5178)	1.63137* (2.2176)

注：推定期間は 2001 年 3 月 19 日から 2016 年 1 月 29 日である。なお、推定の際は金融政策決定会合日前後のデータの差分を用いた（サンプル数 222）。第一列目の $\Delta i_t^s / z_t^d$ は推定式の説明変数と操作変数を指し、第二列目の 2yr から第五列目の 30yr は被説明変数を表す。表で示した変数のうち、 $\Delta call$ はコールレートの金融政策の変更に伴う変動である。また、 $\Delta 1yr$ は 1 年物国債の金利の金融政策の変更に伴う変動であり、 $\Delta 2yr$ 、 $\Delta 5yr$ 、 $\Delta 10yr$ 、 $\Delta 30yr$ はそれぞれ 2 年物国債、5 年物国債、10 年物国債、30 年物国債の金利の金融政策の変更に伴う変動である。 $\Delta Future Rate$ は、TIBOR 金利先物期近清算値から導出した予期せぬ金融政策ショックを指す。表中の括弧内の数値は回帰式の攪乱項の系列相関を考慮し、Newey and West (1987) の修正を施すことで得た z 値である。***は 0.1% 有意水準で有意であることを示す。**は 1% 有意水準で有意であることを示す。*は 5% 有意水準で有意であることを示す。

動の 2SLS 係数を比較すると、前者の方が 0.6 前後係数が大きく、長期金利の変動をより強くコントロールしていることがうかがえる。また、1 年物国債金利の変動を説明変数とし、被説明変数を 2 年物国債金利の変動とした場合、その 2SLS 係数は 0.1 % 有意水準で有意になっている。つまり、1 年物国債金利の変動が、2 年物国債金利の変動の長期国債金利の変動に対する有意性を高めていると考えられる。本研究では、上記の推定結果の分析をもとに、1 年物国債金利を SVAR モデルの金融政策変数に設定することとした。

5.3 短期のリカーシブ制約を用いたモデルの推定結果

短期のリカーシブ制約を用いたモデルの推定の際には、内生変数ベクトルの同時点の関係性をもとに、経済理論に依拠して要素の順番が決定される。Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) のように、短期のリカーシブ制約のモデルを推定する際、実体経済変数を金融政策変数よりも先に置き、金融政策変数の後に貨幣量や金融市場に関連する変数を置くことが多い。

本研究では、短期のリカーシブ制約を用いたモデルの推定の際、内生変数ベクトル内の要素の順番を GK に倣って定めている^{*14}。

$$Y_t^{Chol} = (\ln CPI_t \ln IIP_t \ln spr_t)'.$$

短期のリカーシブ制約を用いたモデルのインパルス応答の推定結果は、図 1 に報告されている。結果は、以下のようにまとめることができる。1 年物国債金利は、自身の 1 単位分の引き上げショック（金融政策の引き締めショック）に対し、有意に正の応答を見せた（図 1 (a)）。これに対し、図 1 (b) に示されているように、対数 CPI の 1 年物国債金利に対するインパルス応答は正の値をとり、なおかつ有意ではない。さらに、図 1 (c) では、対数 IIP の応答は正の値をとり、有意ではないことが報告されている。最後に、長短スプレッドのインパルス応答は負の値をとり、有意ではない（図 1 (d)）。

以上から、短期のリカーシブ制約を用いた SVAR モデルを使用した場合、金融政策引き締

^{*14} 本研究では短期のリカーシブ制約のモデルを推定する際に、コードをすべて著者自身で作成した。その際、村尾（2019）を参考にコードを作成している。

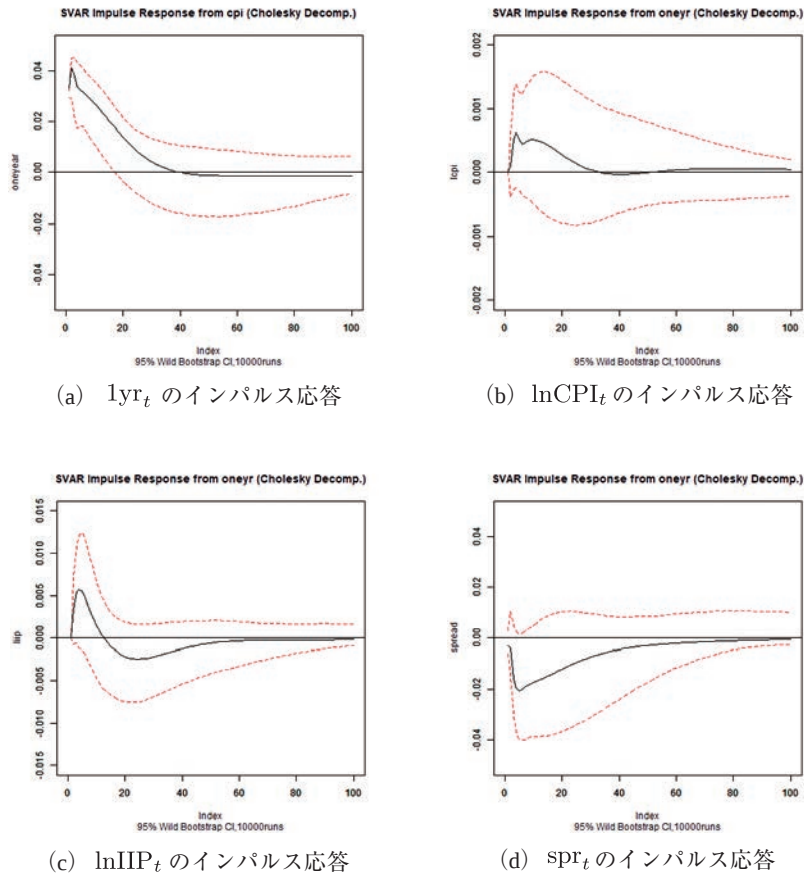


図1 短期のリカーシブ制約のSVARモデルのインパルス応答

注：実線部分は1単位分の1年物国債金利（ $1yr_t$ ）の上昇ショックに対するインパルス応答。推定期間は2001年4月から2015年12月までであり、ラグは誘導形のAICに基づき3期とする。破線部分はワイルド・ブートストラップ法によって作成した95%信頼区間であり、10000回分のブートストラップ標本を作製後、パーセンタイル法を適用した。

めショックに対して、物価と生産を表す変数が増加するという正の応答を取っており、物価パズルと生産パズルが発生したことが明らかになった^{*15}。

5.4 符号制約のSVARモデルの推定結果

符号制約のSVARモデルとSVAR-IVモデルの推定の際は、1年物国債金利を内生変数の一番先頭に置いたうえで推定を行う^{*16}。本研究では、1年物国債金利の引き上げショック（正の

^{*15} 短期のリカーシブ制約を用いたモデルを推定する際、このモデルの推定でよく用いられるリカーシブ・デザイン・ブートストラップ法によって信頼区間を作成した場合も、得られた結論はWBと同じであった。リカーシブ・デザイン・ブートストラップの詳細については、Kilian and Lütkepohl (2017) で説明されている。

^{*16} 本研究においては、計量ソフトウェアR（バージョン4.0.3）を用いて推定を行ったが、符号制約のモデルとSVAR-IVモデルの推定の際、Cesa-Bianchi氏によって提供されている、MatlabのVAR-Toolboxのコードを参考にした。Ambrogio, Cesa-Bianchi "VAR-ToolBox", <https://sites.google.com/site/ambropio/MatlabCodes>, 最終閲覧日 2021年8月1日。

表 2 符号制約のモデルにおける制約条件の詳細

	$1yr_t$	$\ln CPI_t$	$\ln IIP_t$	spr_t
符号制約	+	?	?	-
制約の持続期間	3			3

注：本研究では、4変数のSVARモデルを推定し、1年物国債金利（ $1yr_t$ ）の上昇ショックによる各変数のインパルス応答を推定している。表の第一行目はSVARモデルの内生変数を表す。第一列目の $1yr_t$ は1年物国債金利であり、第二列目の $\ln CPI_t$ は対数CPIを表す。また、 $\ln IIP_t$ は対数IIPを表し、 spr_t は国債の長短スプレッドを表す。第二行目に各変数に課した符号制約を記載し、第三行目に符号制約を課した場合の制約の持続期間を掲載している。ただし、第二行目に"?"と記載されている対数CPIと対数IIPには符号制約を課していない。

構造ショック）を与えるケースを検証するため、表2に与えられるように、1年物国債の金利のインパルス応答は正の値をとり、長短スプレッドのインパルス応答は負の値をとるような制約を設ける^{*17}。なお、Uhlig（2005）では、生産パズルの発生に特に注目していたため、物価を表す変数にも符号制約を課した。ただし、本研究では、金融政策引き締めショックに対するインパルス応答を導出する際、物価パズルと生産パズルが発生するか確認する必要がある。そのため、日本銀行の金融政策の効果を分析した先行研究である鎌田・須合（2006）に倣い、対数CPIと対数IIPには特段の制約を設けない。

金融政策引き締めショックに対するインパルス応答を導出した結果は、図2に報告されている。図2（b）と（c）によると、対数CPIと対数IIPは正の金融政策引き締めショックに対し、正のインパルス応答を見せており、なおかつ有意ではなかった^{*18}。以上から、符号制約のSVARモデルを推定した際、物価と生産を表す内生変数に制約を付与しない場合、パズル状態が解消されないことが確認された。

5.5 SVAR-IVモデルのインパルス応答

本研究では、日次の操作変数を作成する際、TIBOR金利先物の清算時間帯の特定が難しいことを考慮し、金融政策決定会合日最終日の翌日の利子率と、最終日前日の利子率を引いて2で割る処理を施した^{*19}。また、インパルス応答の信頼区間の作成方法については、Jentsch and Lunsford（2016）やJentsch and Lunsford（2019）等を参考に、WBとMBBの両方のケースの比較を行った。

推定結果は、図3に示されている。金融政策引き締めショックに対して、対数IIPは負のインパルス応答を示しており、WBを用いて信頼区間を作成したケースとMBBを用いて信頼区間を作成したケースともに有意ではない（図3（c））。一方、図3（b）に報告されている対数CPIのインパルス応答に注目すると、WBによって信頼区間を作成した場合、有意に負の応答を見せている。しかし、MBBを使用した場合、インパルス応答は負となっていないもの

^{*17} 本研究では、これらの制約はショックを与えたのち3期分継続すると仮定するが、制約の持続期間を5期分に伸ばした際も、推定結果に大きな変化は確認できなかった。

^{*18} 符号制約を用いたモデルを推定する際は、選択されたインパルス応答の中位点を図示し、2.5％分位点と97.5％分位点を用いて信用区間を作成している。

^{*19} 第2節で紹介したShibamoto, Takahashi and Kamiyagashi（2021）でも、会合最終日前日と最終日翌日のTIBOR金利先物の金利の差分を取り、ここから操作変数を作成している。また、日次の操作変数から月次の操作変数を作成する際は、推定期間の各日において一か月前までの金融政策ショックの平均値をとり、それらのデータの月中平均値を導出する。なお、SVAR-IVモデルの弱相関性の検定で用いられるStock, Wright and Yogo（2002）のF検定を用いたところ、F値は1.9267と閾値として設定される10を下回っており、操作変数の弱相関性を持つと考えられる。

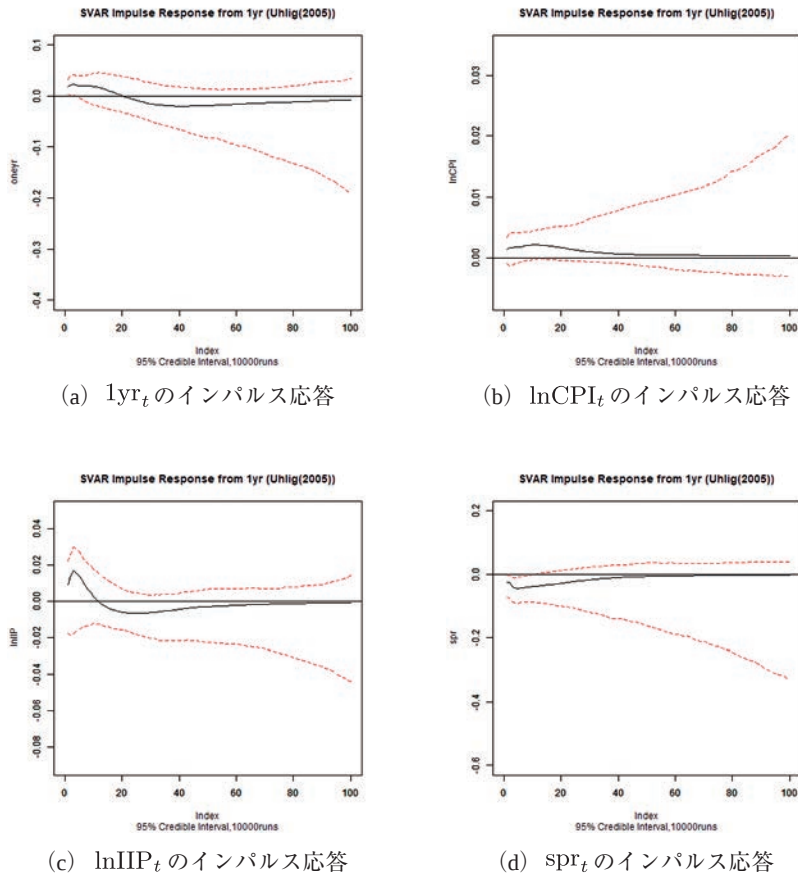


図2 符号制約のSVARモデルのインパルス応答

注：実線部分は1単位分の1年物国債金利（ $1yr_t$ ）の上昇ショックに対するインパルス応答。推定期間は2001年4月から2015年12月までであり、ラグは誘導形のAICに基づき3期とする。破線部分は95%信用区間である。ベクトル α と誘導形パラメーターの組 (B, Σ_u) をそれぞれ100回ずつサンプリングした後、10000回分のインパルス応答に対しパーセンタイル法を適用した。

の、有意ではない。また、長短スプレッドに関しても、WBの代わりにMBBを使用することによって、インパルス応答の有意性が失われていることがわかる（図3（d））。

これらのSVAR-IVモデルによるインパルス応答の推定結果から、日本銀行の金融政策は、有意ではないものの、实体经济に対して一定の影響を及ぼした可能性があると考えられる。言い換えると、SVAR-IVモデルによる分析では、他

の分析で観察された物価と生産のパズルが解消される可能性があることが明らかにされている。加えて、Jentsch and Lunsford (2019) や Jentsch and Lunsford (2016) の推定結果と同様に、WBによる信頼区間とMBBによる信頼区間を比較した場合、前者の方が後者よりも狭く推定されている。すなわち、SVAR-IVモデルを用いた分析では、WBを使用することによって、本来は有意でないインパルス応答を有意なものとして

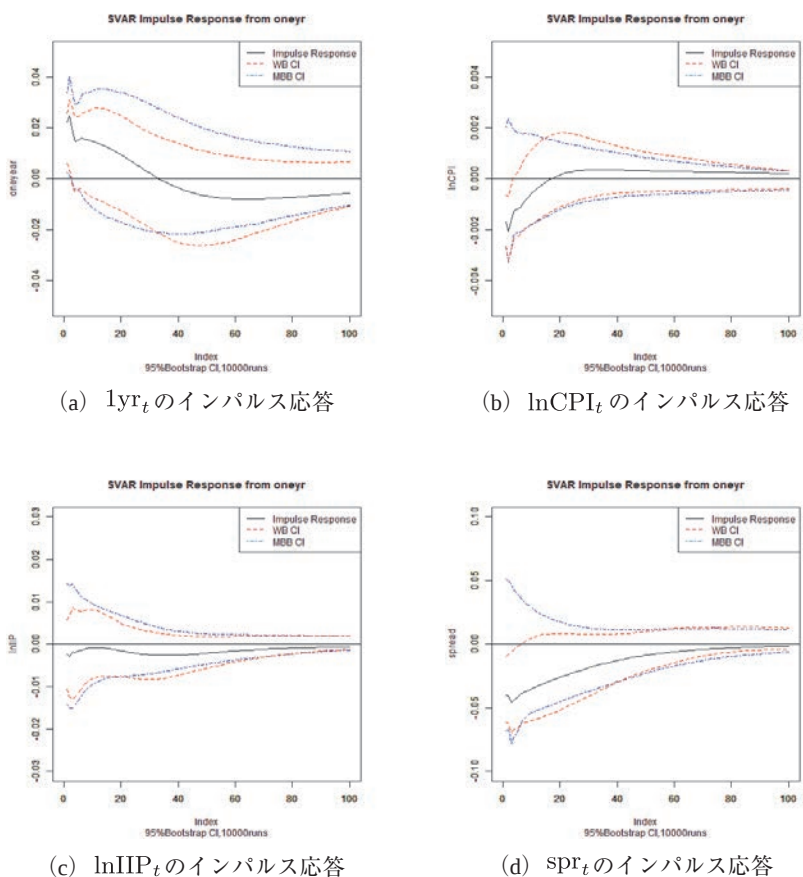


図3 SVAR-IVモデルのインパルス応答

注：実線部分は1単位分の1年物国債金利（ $1yr_t$ ）の上昇ショックに対するインパルス応答。推定期間は2001年4月から2015年12月までであり、ラグは誘導形のAICに基づき3期とする。破線部分のうち、赤線はワイルド・ブートストラップ法によって作成した信頼区間であり、青線はムービング・ブロック・ブートストラップ法によって作成した95%信頼区間である。それぞれ10000回分のブートストラップ標本を作製後、パーセンタイル法を適用した。

とらえ、その結果として、日本銀行の金融政策の効果が過大に評価されている可能性が示唆される。

6 終わりに

金融政策に関する実証分析では、SVARモデルを推定し、政策金利などの金融政策変数の構造ショックに基づき、インパルス応答を計測する方法が広く用いられている。SVARモデルを推定する際には、内生変数の同時点の関係性を明確に定めた短期のリカーシブ制約を課すモデルや、政策効果をより明確に評価するために符

号制約を用いたSVARモデル、経済変数と政策変数の内生性を考慮するために操作変数法を用いたSVAR-IVモデルなどが提案されてきた。先進国各国の先行研究では、短期のリカーシブ制約を用いたSVARモデルや符号制約を用いたSVARモデルによる分析において、金利上昇ショックが生産や物価の増加をもたらす物価と生産のパズルが観察されてきた。その一方で、SVAR-IVモデルによる分析では、物価と生産のパズルが緩和または解消される結果が報告されているものの、インパルス応答の有意性は信頼区間の推定に利用されるブートストラップ法に依存するという問題点が指摘されてきた。

そこで、本研究では、近年の日本のデータを用いて、短期のリカーシブ制約を用いたSVARモデル、符号制約を用いたSVARモデル、および近年の研究でよく利用されているMBB法によるSVAR-IVモデルを推定し、金融政策の効果を検証した。検証の結果、次のことが明らかになった。第一に、短期のリカーシブ制約を用いたSVARモデルや符号制約を用いたSVARモデルによる分析では、拡張的な金融政策が物価と生産の下落をもたらすという標準的な経済理論とは整合的でない結果が得られ、物価と生産のパズルが観察された。次に、SVAR-IVモデルによる分析では、金利上昇ショックに対する実体経済変数のインパルス応答は、有意でないものの、物価と生産の下落をもたらしていることが明らかにされた。すなわち、日本銀行による拡張的な非伝統的金融政策が、実体経済を押し上げた可能性があることが示され、SVAR-IVモデルを用いた分析の有用性を明らかにした。

最後に、残された課題に触れて本論文を終わりにしたい。本論文では、WB法とMBB法という2つのインパルス応答のブートストラップ法を用いた有意性の検定を行い、バイアスの少ないMBB法の結果を採用した。Mertens and Ravn (2019) では、インパルス応答の信頼区間の構築の際、デルタ法やノンパラメトリック・ブートス

トラップ法を使用することに加え、MBBの推定における中心化の有無やパーセントイル法の変更を行い、Jentsch and Lunsford (2019) の推定結果を検証している。本研究の推定結果についても、上記のような更なる検証が必要であると言える。この点については、今後の課題としたい。

7 Appendix

7.1 Uhlig (2005) のモデルのベイズ推定の方法

ここでは、Uhlig (2005) のSVARモデルにおけるベイズ推定について紹介する。 $B^* \in \mathbb{R}^{(nk+1) \times n}$ と $H \in \mathbb{R}^{n \times n}$ を確率変数とした際、正規ウィシャート分布の密度関数は $NW(B^*, H | \bar{B}, Q, U, \nu)$ で表現できるとする。ただし、 $\bar{B}$ は B^* と同次元の任意の行列、 Q は $Q \in \mathbb{R}^{kn+1}$ なる任意の行列、 U は $U \in \mathbb{R}^{n \times n}$ なる正値定符号行列であり、 ν は任意の整数である。まず、Uhlig (2005) では、Uhlig (1994) の Proposition 1. に基づき、 (B, Σ_u^{-1}) の共役同時事前分布にフラットな仮定を課している。

$$(B, \Sigma_u^{-1}) \sim NW(B, \Sigma_u^{-1} | B_0, 0, U_0, 0).$$

ここで、 B_0 と U_0 は任意の行列である。続いて、(7) 式の同時尤度関数と上記の共役事前分布から、事後分布は $(B, \Sigma_u^{-1}) \sim NW(B, \Sigma_u^{-1} | \hat{B}, (X'X), \hat{\Sigma}_u, T)$ と特定でき、ここから B と Σ_u の個別の事後分布も導出可能になる。正規ウィシャート分布の性質から、 Σ_u は $\Sigma_u^{-1} \sim W_m(\hat{\Sigma}_u^{-1}/T, T)$ なるウィシャート分布からランダムサンプリングできる。また、この Σ_u についての条件付き分布として、 $vec(B) \sim N(\hat{B}, \Sigma_u \otimes (X'X)^{-1})$ が得られる。

7.2 臨時に開催された会合に伴うデータの処理の変更に関して

Kubota and Shintani (2020) では、1999年8月から2020年1月までの推定期間の間に開催された臨時の金融政策決定会合について、通常

の会合と異なり、会合開催に関するアナウンスメントもまた金融政策の期待を変更させるととらえている。そのため、これらの会合を操作変数を作成する際のサンプルに含めるべきか議論を行った。その結果、Kubota and Shintani (2020) では、これらの臨時会合のデータに対し、以下のような処理を施すこととした。

1. 日本銀行がFRBや欧州中央銀行 (ECB) と政策協調を取った日の会合についてはサンプルから除外する。
2. その他の臨時会合の開催日については、会合開催のアナウンスメントが当日中に行われたケースに限り、操作変数を作成する際のウィンドウを拡張する。

本研究では、上記のケース 1. に該当する 2008 年 9 月 18 日、2008 年 9 月 29 日、2011 年 11 月 30 日の会合に加え、Kubota and Shintani (2020) と同様に、東日本大震災の影響を鑑み、2011 年 3 月 14 日の会合を操作変数の作成にあたってサンプルから除外した。また、それ以外のケースに該当する会合日に関しては、国債金利のデータの処理を以下のような形に変更している。

- 2010 年 5 月 10 日と 2010 年 8 月 30 日は臨時会合開催に伴う事前のアナウンスメントが会合前日の 15:00 よりも後に実施されており、プレスリリースが会合翌日の 15:00 よりも前に行われている。そのため、国債金利の変動を会合当日の金利から会合前日の金利の差 ($b_t^* - b_{t-1}^*$) とする。
- 2008 年 10 月 14 日は会合開催に伴うアナウンスメントと会合後のプレスリリースともに 15:00 以降に行われている。よって、会合翌日の金利と会合当日の金利の

差 ($b_{t+1}^* - b_t^*$) を取る。

- 2009 年 12 月 1 日は、臨時会合開催に伴うアナウンスメントが当日 15:00 よりも前に実施され、プレスリリースは当日 15:00 以降に実施されている。よって、会合翌日の金利から会合前日の金利を引いて 2 で割り、国債金利の変動は $(b_{t+1}^* - b_{t-1}^*)/2$ となる。
- 2003 年 3 月 25 日と 2008 年 12 月 2 日は臨時会合開催に伴うアナウンスメントが会合日前日に行われており、Kubota and Shintani (2020) にならってプレスリリースのみを金融政策の変更ととらえた。そのため、会合当日の金利から会合前日の金利の差 ($b_t^* - b_{t-1}^*$) を取った。

参考文献

- Carriero, Andrea, Haroon Mumtaz, Konstantinos Theodoridis, and Angeliki Theophilopoulou (2015) "The Impact of Uncertainty Shocks under Measurement Error: A Proxy SVAR Approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 47, No. 6, pp. 1223-1238.
- Cesa-Bianchi, Ambrogio, Gregory Thwaites, and Alejandro Vicondoa (2020) "Monetary Policy Transmission in the United Kingdom: A High Frequency Identification Approach," *European Economic Review*, Vol. 123, p. 103375.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1999) "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in Taylor, John B and Michael Woodford eds. *Handbook of macroeconomics*, Vol. 1, pp. 65-148: Elsevier.
- Gürkaynak, Refet, Brian Sack, and Eric Swanson (2005) "Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements,"

- International Journal of Central Banking*, Vol. 1, No. 1.
- 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.
- Honda, Yuzo and Yoshihiro Kuroki (2006) "Financial and Capital Markets' Responses to Changes in the Central Bank's Target Interest Rate: The Case of Japan," *The Economic Journal*, Vol. 116, No. 513, pp. 812-842.
- Jentsch, Carsten and Kurt G. Lunsford (2016) "Proxy SVARs: Asymptotic Theory, Bootstrap Inference, and the Effects of Income Tax Changes in the United States," Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper Series 16-19.
- (2019) "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States: Comment," *American Economic Review*, Vol. 109, No. 7, pp. 2655-2678.
- Kubota, Hiroyuki and Mototsugu Shintani (2020) "High-Frequency Identification of Unconventional Monetary Policy Shocks in Japan," CARF Working Paper F-502.
- Kuttner, Kenneth N. (2001) "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, No. 3, pp. 523-544.
- Mertens, Karel and Morten O. Ravn (2013) "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States," *American Economic Review*, Vol. 103, No. 4, pp. 1212-1247.
- (2019) "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States: Reply," *American Economic Review*, Vol. 109, No. 7, pp. 2679-2691.
- Miranda-Agrippino, Silvia, Kristina Bluwstein, and Sinem Hacıoğlu Hoke (2020) "When Creativity Strikes: News Shocks and Business Cycle Fluctuations," CEPR Discussion Paper No. DP15062.
- Miyao, Ryuzo (2002) "The Effects of Monetary Policy in Japan," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 2, pp. 376-392.
- Nagao, Ryoya, Yoshihiro Kondo, and Yoshiyuki Nakazono (2021) "The Macroeconomic Effects of Monetary Policy: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 61, No. 101149.
- Nakamura, Fumitaka, Nao Sudo, and Yu Sugisaki (2021) "A Quest for Monetary Policy Shocks in Japan by High Frequency Identification," IMES Discussion Paper Series, Discussion Paper No. 2021-E-2.
- Nakashima, Kiyotaka, Masahiko Shibamoto, and Koji Takahashi (2020) "Identifying Quantitative and Qualitative Monetary Policy Shocks," Available at SSRN 2960272.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West (1987) "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation," *International Economic Review*, pp. 777-787.
- Rubio-Ramírez, Juan F., Daniel F. Waggoner, and Tao Zha (2010) "Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference," *The Review of Economic Studies*, Vol. 77, No. 2, pp. 665-696.
- Shibamoto, Masahiko, Wataru Takahashi, and Takashi Kamihigashi (2021) "Japan's Monetary Policy: A Literature Review and Empirical Assessment," *Journal of Computational Social Science*, (forthcoming).
- Sims, Christopher A. (1980) "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp.

1-48.

——(1992) “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review*, Vol. 36, pp. 975-1000.

Stock, James H. and Mark W. Watson (2012) “Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession,” NBER Working Paper Series, Working Paper 18094.

Stock, James H., Jonathan H. Wright, and Motohiro Yogo (2002) “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20, No. 4, pp. 518-529.

Uhlig, Harald (1994) “What Macroeconomists Should Know about Unit Roots: A Bayesian Perspective,” *Econometric Theory*, Vol. 10, No. 3/4, pp. 645-671.

——(2005) “What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 381-419.

鎌田康一郎・須合智広 (2006) 「政策金利ゼロ制約下における金融政策効果の抽出」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-13.

工藤健太 (2019) 「非伝統的金融政策が期間プレミアムに与える影響に関する実証分析」, 大阪大学大学院経済学研究科修士論文.

村尾博 (2019) 『Rで学ぶVAR実証分析—時系列分析の基礎から予測まで』, オーム社.

An Empirical Analysis of the Japanese Monetary Policy: Evidence from the SVAR-IV Model

Kenta Kudo

Abstract

After starting the zero-interest rate policy on February 1999, the Bank of Japan (BOJ) has expanded its framework of the unconventional monetary policy (UMP). Many researchers have investigated whether the UMP affects the real economy or not based on the theoretical point of view that the expansion of the UMP stimulates the real economy through various channels. The purpose of this article is also to examine whether the expansionary UMP has a positive impact on the price level and the production level or not. We employ the structural vector autoregressive model with instrumental variables (SVAR-IV model) to control simultaneous relationships among endogenous variables. In addition, we construct confidence intervals of impulse responses to the unexpected monetary policy shock by the moving block bootstrap (MBB) method in contrast to the previous studies which use the wild bootstrap (WB) method. It is shown that the WB causes some deficiencies in the computation of the confidence intervals compared with the MBB. Our empirical results partially support that the expansionary UMP executed by BOJ stimulates the real economy, because we find the insignificant impulse responses of the price level and the production level to the monetary policy shock.

JEL Codes C 15, E 52, E 58

Key Words Monetary Policy, SVAR Model, Wild Bootstrap (WB), Moving Block Bootstrap (MBB)