

【論文】

マネタリーベースの増大が都道府県実体経済に与える 効果のFAVARによる実証分析¹

山 本 康 裕

1. はじめに

全国一律で実行される金融政策が都道府県ごとにいかなる効果を与えているのかを分析した先行研究は、家森（2002）、井口（2009）、大越（2011）などが存在するが、その数は多くはない。しかし、海外に目を向けると様々な先行研究が存在する。日本の先行研究が多くない理由は、都道府県ごとに産業構造や景気動向に相違点が存在するので、金融政策の効果が都道府県ごとに異なるのは自明であるという理由であろう。この問題は海外において先行研究が重ねられてきた。その理由は、特にユーロの誕生である。ユーロ圏という多数の国家が参加する通貨同盟において、ユーロ圏一律で行われる金融政策の効果が国ごとに相違点があるか否かは重要な問題となりうる。また、アメリカや中国など広大な面積を有する国家では、ユーロ圏と同様に地域ごとに金融政策の効果に偏りが発生している可能性があり、本稿と同様の視点で先行研究が行われてきた。

アメリカにおける先行研究は、Carlinio and Defina（1998, 1999）を出発点として、Beckworth（2010）、Furceri, Mazzola and Pizzuto（2019）、Pizzuto（2020）などがある。これらの先行研究は、アメリカを8つに分けた地域、また各州を分析対象とすることで、金融政策の効果が地域ごとに異なるのではないかという命題を実証分析にて検証している。これらの先行研究はいずれも地域や州ごとに金融政策の効果が異なっていることを検出している。金融政策の効果が異なる原因は、①製造業の割合の大きさ、②住宅市場の金利弾力性、③銀行の規模の相違、④中小企業の割合、⑤産業構造と労働市場の多様性及び柔軟性、であるとしている。①と②は、金融政策の金利チャネルを構成しており、産業構造において製造業の割合が大きく、住宅の価格が高い地域ほど、金利の変動を通じた金融政策の効果が大きい。③と④は、金融政策の信用チャネルであり、銀行の規模が小さく、中小企業の割合が大きい地域では、預金や銀行貸出以外の資金調達が困難であり、銀行貸出の変動が大きいほど金融政策の効果が発揮される。このような研究に対して、Francis, Owyang and Sekhposyan（2011）は、⑤の産業構造と労働者の多様性を重視している。産業構造に偏りがなく、労働者の教育水準が高く、多様性と柔軟性がある地域は、経済のショックに対して、労働者が異なる産業へ柔軟に移動してゆくため、このショックを吸収でき、金融政策の影響を受けにくいとして

¹ 本研究はJSPS科研費 JP21K01575の助成を受けたものです。

いる。これらの分析は最適通貨圏の議論を念頭においており、Carlinio and Defina (1998) は、米国よりも同質性の低い、ヨーロッパにおける通貨同盟は継続が困難であると予想している。

そのユーロ圏においてECBが実施する金融政策の効果に地域間で相違点があるかどうかを最適通貨圏の議論を念頭に分析した実証研究には、Rodriguez-Fuentes and Dow (2003)、Peersman (2004)、Ciccarelli, Maddaloni and Peydró (2013)、Anagnostou and Papadamou (2014)、Georgiadis (2015) などがある。彼らの研究における最適通貨圏が成立する条件は、①労働移動の柔軟性、②賃金及び物価の柔軟性、③財政移転、④経済構造の多様性、⑤景気循環のサイクル、において国家間で相違点がないこととされている。加えて、ポストケインジアン立場から⑥銀行市場の発展度に差がないことも最適通貨圏が成立する条件である。Peersman (2004) 以外の先行研究は、このいずれかが満たされないために、ECBが行う金融政策の効果は、地域ごとに非対称性が生じるとしている。Peersman (2004) は、ユーロ導入前の欧州為替相場メカニズム・システム(ERMシステム)の中核国であるドイツ、フランス、イタリア、スペイン、オーストリア、ベルギー、オランダの1980年から1998年の四半期データを用いてVARモデルを推定し、この7か国の政策金利の加重平均の予想せぬ変動が7か国の生産に対して比較的均一な効果を持つことを見出している。

その他、広大な面積を有する中国に関しては、Guo and Masron (2017)、オーストラリアに関しては、Vespignani (2015) が時系列分析により、両国内の地域間で金融政策の効果が異なるかを分析している。中国においては、産業が集積している東部では金融政策の効果が大きく、西部および中央部では小さいことを見出している。また主な金融政策チャネルは銀行貸出である。オーストラリアにおいては、製造業と農業のウェイトが高い州では為替相場の変化を通じて金融政策の効果が早く生じるが、鉱業が盛んな州では、為替相場の影響を受けにくく、金融政策ショックに大きく反応しないとしている。

山本(2018a)、山本(2018b)、山本(2019a)、山本(2019b)は北日本4自治体におけるマネタリーベースの増大が実体経済にあたえる効果を構造VARモデルで個別に分析した。しかしながら、マネタリーベースの増大ショックに対して本来は同一であるはずの金融変数、例えば株価のインパルス反応が分析ごとに異なるという問題が生じてしまう。この問題は、通常のVARモデルでは自由度の壁から逃れることはできない。この問題を解決する方法の一つは、Bernanke, Boivin and Eliaz (2005) (以下、BBE) によって開発された、Factor Augmented VAR (以下FAVAR) を用いる事である。BBEにおいては、120のマクロ経済変数を主成分分析によって3つの主成分に集約して、政策金利とともにVARを形成し、政策金利ショックが各マクロ経済変数にいかなる効果をもたらすかを推定している。この手法を用いれば、47都道府県を個別にではなく一括して一つのVARモデルで分析が可能となり、山本の一連の研究で生じた問題が解決可能となる。

FAVARを用いて地域ごとに金融政策の効果の違いを計測した先行研究にBoivin, Giannoni and Mojon (2008)、Galariotis, Makrichoriti and Spyrou (2018) などがある。Boivin, Giannoni and

Mojon (2008) は、ユーロ圏の主要 6 か国であるドイツ、フランス、イタリア、スペイン、オランダ、ベルギーを分析対象としている。FAVAR の推定に用いたデータセットは、1980 年第一四半期から 2007 年第一四半期のユーロ圏の国レベル、ユーロ圏レベルの 231 個のデータとイギリス、アメリカ、日本などのユーロ圏以外の 12 個のマクロデータから構成される 243 系列のバランスパネルデータである。これらを主成分分析にて 5 つの主成分に集約し、短期金利と石油価格上昇率を加えた VAR を構成し、推定を行っている。その結果は、ユーロ導入以前においては、短期金利の金融政策ショックに対して、イタリアとスペインは、その他の 4 か国よりも債券金利と為替相場、GDP の成長率が大きく反応し、金融政策の効果に国家間で相違が見られたが、ユーロ導入後は、その相違が小さくなっているとしている。その理由は、ユーロ圏内で為替相場変動リスクが解消されたので、ECB がインフレと生産の安定化に焦点をあてた金融政策を実行したことにある。Galariotis, Makrichoriti and Spyrou (2018) は、2007 年 5 月から 2012 年 10 月までのユーロ圏 9 か国の 328 系列の月次データを主成分分析により 3 つの主成分に集約し、金融政策手段とともに VAR を形成し推定した結果、ECB の非伝統的金融政策ショックは、ドイツ、オーストリア、ベルギー、フランス、オランダの中核国では効果が大きく、スペイン、イタリア、ポルトガル、ギリシャでは効果が小さいことを確認している。

本研究は、BBE の手法を参考に、日本銀行のマネタリーベースの増大が、都道府県ごとの実体経済にいかなる効果を与えているのかを FAVAR モデルにて推定を行う。また、この FAVAR モデルの推定結果をもとに、都道府県ごとの金融政策の波及経路を同時に考察する。

2. Factor Augmented VAR

本節では、BBE によって開発された Factor Augmented VAR モデルを 2 段階に分けて推定する方法を記述する。 X_t を十分な情報を含む経済時系列データとする。 X_t は $N \times 1$ のベクトルであり、 N は非常に大きい必要がある。 Y_t は政策変数であり、観測可能な $M \times 1$ ベクトルであるとする。本稿で扱う金融政策手段はマネタリーベースのみであり、 $M=1$ である。 F_t は、金融政策手段では捉えられない情報を含む観測不可能なファクターであり、 $K \times 1$ ベクトルであるとする。この F_t と Y_t で構成される VAR モデルは下記となる。

$$C_t = \Phi(L)C_{t-1} + v_t \quad (1)$$

$$C_t = \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} \quad (2)$$

$\Phi(L)$ はラグ多項式、 L はラグオペレータである。 v_t は平均ゼロ、分散共分散行列が Q の誤差項である。

まず全データ X_t に主成分分析を用いてファクター $\widehat{C}_t(F_t, Y_t)$ を導出する。 X_t は下記の (3) 式の様

に観測が不可能なファクター F_t と観測可能な Y_t に関連づけられる。

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (3)$$

Λ^f は $N \times K$ 行列のファクターローディング、 Λ^y は $N \times M$ 行列、誤差項 e_t は $N \times 1$ ベクトルで、平均が0、系列相関とクロスセクションの弱い相関が許容されている。(3)は下記のように書き換えることができる。

$$X_t = \Lambda C_t + e_t \quad (4)$$

Λ は $N \times (K+M)$ のファクターローディングである。

次に X_t を金融政策手段 Y_t に対して同時点で影響を受け速く動く変数 X_{fast} と同時点で影響を受け遅く動く変数 X_{slow} に分割する。この遅く動く変数 X_{slow} に対して主成分分析を行い共通ファクター $\hat{F}_{slow, t}$ を導出する。ここで下記の推定式に対して回帰分析を行う。

$$\hat{C}_t = \beta \hat{F}_{slow, t} + \gamma Y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

ε_t は誤差項である。この結果を用いて共通ファクター \hat{C}_t と金融政策手段 Y_t が相関している部分を取り除くため以下の式を計算する。

$$\hat{F}_t = \hat{C}_t - \gamma Y_t \quad (6)$$

この \hat{F}_t を(1),(2)式の F_t へ代入して、下記のVARを構成し推定を行う。

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} \hat{F}_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (7)$$

3. データ

本稿で用いるデータは、399系列である。全国レベルのマクロ経済変数が164系列、都道府県レベルのマクロ経済変数は、鉱工業生産指数、完全失業率、就業者数、インフレ率²、銀行貸出平均残高の235系列である。詳細は付表1に提示した。

BBEは、6から8変数を扱う従来のVARモデルの問題点を以下のように指摘している。

² 各都道府県のインフレ率は、生鮮食料品を除く総合CPIの前年同月比にて導出した。

- ① 中央銀行及び民間セクターが扱っているデータを反映していないため、金融政策ショックの計測に悪影響が生じている。その実例が物価パズルの問題である。
- ② VARモデルを使用するためには、理論モデルに対応した経済変数を用いる必要があるが、例えば経済活動水準は、観測可能な鉱工業生産指数や実質GDPで完全に把握できないかもしれない。観測可能であるという理由でその変数を用いると、金融政策ショックを正しく観測できないかもしれない。
- ③ インパルス応答関数は、内生変数しか観測できず、中央銀行が参照している変数のごく一部にすぎない。

FAVARモデルにより大量のマクロデータを用いれば従来のVARモデルとは異なり、中央銀行が政策決定に際して参照しているデータを網羅して取り扱うことが可能となり、上記3点及び山本(2018a)などの問題点を回避することが可能となる。本稿で取り扱った全国レベルのマクロデータは、Shibamoto (2007) を参考とした。データの出所は、実体経済に関わるものは、その多くはe-Statである。金融市場のデータは、一部がInvestment.com、金融政策変数及び銀行関係のデータは日本銀行である。都道府県レベルの鉱工業生産指数は、各都道府県のホームページ、同じく各都道府県の消費者物価指数、完全失業率、就業者数の出所は、総務省統計局である。この地方レベルの完全失業率、就業者数は四半期データであり、月次データに変換するために線形補間を行っている。

本稿で用いるデータは、パーセント表示以外で記されているものは全て対数化し100を乗じた。また、全国及び各都道府県のインフレ率及びコールレート、基準貸付利率以外のデータは、先行研究に倣い差分をとっている。特に都道府県の鉱工業生産指数は30系列がADF検定において非定常であることが棄却されたが、単位根検定の検定力の問題から、本稿においては安全策をとる意味で全て差分をとることにした。そうすることで結果の解釈が容易になるかもしれない。ただし、全国及び各都道府県のインフレ率は全ての変数で非定常であることが棄却されたので差分をとらずレベルで推定に用いている。インフレ率に関しては、消費税率の上昇に際しては、消費税率の上昇分の8割を差し引くことで調整をかけている。推定期間は量的緩和が開始された2001年3月から新型コロナウイルス禍が生じる直前の2019年12月とした。また、全ての変数は季節調整を行い、標準化されている。金融政策手段に速く反応する変数と遅れて反応する変数の分類は、Shibamoto (2007) を参考とした。都道府県レベルの鉱工業生産指数、完全失業率、就業者数は、実体経済の変数であるので金融政策手段に同時点で影響を受けず遅れて反応する変数に分類した。問題は各都道府県の銀行貸出平均残高である。これは金融変数であるがストックデータであることから金融政策手段に即座に反応しないと仮定し、遅れて反応する変数に分類する。

4. 推定結果

4.1 主要なマクロ経済変数のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数

まず推定に用いるファクターの数を決定する必要がある。BBEやBoivin, Giannoni and Mojon

(2008)においては、異なるファクターの数で推定を行い、推定結果がロバストである最も少ない数のファクター数を選択している。前者のファクター数は3、後者は8を選択している。また、Jalali-Naini and Hemati (2012)によれば、マクロ経済学において、ファクターの累積寄与率は40%が妥当であるとしている。以上の先行研究に基づいてファクターの数を3から始めて、マネタリーベースショックに対して、全国レベルの鉱工業生産指数、完全失業率、就業者数、東証平均、Topix、Topix500、各種為替相場、CPIによるインフレ率、コールレート、全産業活動指数、10年物国債利回りのインパルス応答関数を導出した。そのインパルス反応が比較的想定通りであり、結果がロバストである最小のファクター数は5であった。また、ファクター数5の累積寄与率は、37.77%であり、ほぼ40%である。よって、ファクター数は5に決定する。ファクター数を5としたVARモデルのラグ次数は、AICで4が最適であった。これは、本稿の予備検定にあたる山本(2022a)、山本(2022b)と同一のラグ次数である。

付図1は、マネタリーベースショックに対する主要なマクロ経済変数のインパルス応答関数を示している。鉱工業生産指数(jy)及び全産業活動指数(aiy)は、ショック直後にマイナスの反応を示し、その後プラスの反応を示しているが有意ではない。完全失業率(ju)は20期後に統計的に弱くマイナスの反応を示し、就業者数(jl)は同じく20期後に統計的に弱くプラスの反応を示す。株価に関しては、東証平均(stock)、topix及びtopix500は、マネタリーベースショックに対して3期後から統計的に弱くプラスの反応を示し、15期後から有意にプラスの反応を示す。為替相場は、米ドル(usd)が0期から概ね有意に継続して円安の反応を示しているが、ユーロ(eur)は有意な反応を示さず、英ポンド(gbp)、カナダドル(cad)、スイスフラン(chf)は、ショック直後に統計的に弱い意味で円安の反応を示すがすぐに有意な反応を示さなくなる。そのためか名目実効為替相場(nfex)、実質実効為替相場(rfex)は、ショック後の0期から5期後までのみ統計的に弱い意味で円安の反応を示している。消費者物価指数から算出したインフレ率(jinf)は、35期後に有意にプラスの反応を示す。コールレート(call)は、2期後から25期後まで有意にマイナスの反応を示すが、長期金利r10は有意な反応を示していない。

4.2 都道府県別鉱工業生産指数のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数

付図2は、マネタリーベースショックに対する都道府県別鉱工業生産指数のインパルス応答関数を示している。47都道府県のインパルス応答の点推定値は同じような形をしている。多くの都道府県でショック直後にプラスの反応を示した後にすぐにマイナス方向に振れている。このショック直後のプラスの反応が有意であるのは、大阪府(y27)、奈良県(y29)、和歌山県(y30)、島根県(y32)、佐賀県(y41)であるが、直ぐに有意な反応を示さなくなっている。鉱工業生産指数に階差をとって推計した場合は、レベルで推計した山本(2022a)、山本(2022b)に見られるような都道府県ごとの差異は消えていると言えよう。

鉱工業生産指数は全ての産業活動を反映した数値ではない。よって、次項では都道府県経済の活

動状態を把握するため完全失業率と就業者数の変動を分析する。

4.3 マネタリーベースショックに対する都道府県の労働市場の反応

付図3は、47都道府県の完全失業率のインパルス応答関数である。マネタリーベースショック直後に有意にマイナスの反応を示し、その後統計的に弱い意味でマイナスの反応が継続する自治体は北海道(u1)と沖縄県(u47)である。ショック直後に統計的に弱い意味で負の反応を示し、その後は25期以降になって統計的弱い意味で負の反応を示すのは、千葉県(u12)、京都府(u26)、和歌山県(u30)、長崎県(u42)である。この6自治体のインパルス応答の点推定値は概ね同じ形状をしている。これらは、全て日本を代表する観光地であり、ショック直後の円安を反映している可能性がある。

マネタリーベースショックから20期ごろに少なくとも統計的に弱く完全失業率が負の反応を示しているのは、青森県(u2)、岩手県(u3)、宮城県(u4)、秋田県(u5)、山形県(u6)、福島県(u7)、茨城県(u8)、栃木県(u9)、群馬県(u10)、東京都(u13)、神奈川県(u14)、新潟県(u15)、富山県(u16)、石川県(u17)、福井県(u18)、山梨県(u19)、長野県(u20)、岐阜県(u21)、静岡県(u22)、三重県(u24)、奈良県(u29)、鳥取県(u31)、岡山県(u33)、広島県(u34)、山口県(u35)、熊本県(u43)、宮崎県(u45)、鹿児島県(u46)の28の自治体でこのパターンの反応を示すそれが一番多い。これらは全国の失業率と同じ時期に完全失業率が負の反応を示す自治体である。それに対して四国の4県(u36, u37, u38, u39)は、全国よりも早く10期後に有意に負の反応をしめす。全国よりも遅れて25期後に少なくとも統計的に弱く完全失業率が負の反応を示すのは、埼玉県(u11)、滋賀県(u25)、大阪府(u27)、兵庫県(u28)、福岡県(u40)、大分県(u44)の6自治体である。これらは大都市圏に位置するものが多い。最後にマネタリーベースショックに対して全く完全失業率が反応しないのは、愛知県(u23)、島根県(u32)、佐賀県(u41)である。

付図4は、マネタリーベースショックに対する都道府県別の就業者数のインパルス応答関数である。就業者数のインパルス応答の形状は分類できるほどの共通点は見られない。またマネタリーベースショックに対して有意にプラスの反応を示す時期も、例えば地方は早く、大都市圏は遅いというような傾向はなく、バラバラである。ただし、東京都(113)と福井(118)の就業者数はマネタリーベースショックに対して有意な反応が見られなかった。

マネタリーベースショックに対する都道府県の労働市場の反応をまとめて考えると、この非伝統的金融政策によって完全失業率と就業者数の両方ともに改善しない自治体は見当たらない。これは、細かい差異があるにせよ山本(2022a)、山本(2022b)と同一の結果である。

4.4 マネタリーベースショックに対する都道府県別のインフレ率の反応

付図5は、マネタリーベースショックに対する都道府県別のインフレ率のインパルス応答関数である。これらは、おおまかに2つのタイプに分類できる。1つ目のタイプは、付図1で示される全

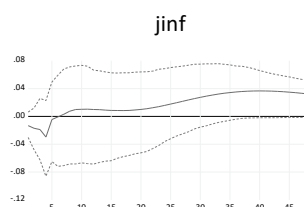


図 1. 全国レベルのインフレ率のインパルス応答関数

国レベルのインフレ率のインパルス応答関数と形状が似ており、緩やかな右上がりの曲線をしており、全国と同様に35期前後にインフレ率が有意にプラスの反応を示している。このタイプの自治体は、北海道 (inf1)、岩手県 (inf3)、宮城県 (inf4)、秋田県 (inf5)、山形県 (inf6)、福島県 (inf7)、埼玉県 (inf11)、千葉県 (inf12)、東京都 (inf13)、神奈川県 (inf14)、新潟県 (inf15)、富山県 (inf16)、石川県 (inf17)、福井県 (inf18)、山梨県 (inf19)、長野県 (inf20)、岐阜県 (inf21)、愛知県 (inf23)、三重県 (inf24)、滋賀県 (inf25)、兵庫県 (inf28)、和歌山県 (inf30)、島根県 (inf32)、岡山県 (inf33)、広島県 (inf34)、山口県 (inf35)、香川県 (inf37)、愛媛県 (inf38)、高知県 (inf39)、福岡県 (inf40)、佐賀県 (inf41)、大分県 (inf44)、宮崎県 (inf45)、鹿児島県 (inf46)、沖縄県 (inf47) である。

2つ目のタイプは、インパルス応答関数の曲線が上下しながらも傾きがほぼない曲線であり、ほぼ40期前後にインフレ率が有意にプラスの反応を示している。これは全国のインフレ率が有意な反応を示す時期より5期間程度遅れている。このタイプのインパルス応答関数を示す自治体は、青森県 (inf2)、茨城県 (inf8)、栃木県 (inf9)、群馬県 (inf10)、静岡県 (inf22)、京都府 (inf26)、大阪府 (inf27)、奈良県 (inf29)、鳥取県 (inf31)、徳島県 (inf36)、長崎県 (inf42)、熊本県 (inf43) である。

2つのタイプに含まれる自治体の属性にこれといった共通点はないと思われる。また、どちらのタイプにおいてもマネタリーベースショックに有意に反応する時期は35期後から40期後程度とかなり遅れているが、特に都道府県間で大きな差異が生じているとは言えないであろう。

5. 金融政策の波及経路

本節では前節までの結果を踏まえて各都道府県の実体経済に対する金融政策の波及経路を分析してゆく。金融政策の波及経路は多岐にわたるが、本節では金利経路として国内貸出約定平均金利ストックベース、銀行貸出経路として各都道府県の銀行貸出平均残高、株価、為替相場を金融政策の波及経路の候補とする。例えば、株価のインパルス反応が有意にプラスになる時期が、ある県の完全失業率のインパルス反応が有意に負の反応を示す時期よりも早ければ、株価は当該県の失業率に対して非伝統的金融政策の波及経路となっていると考える。

5.1 貸出約定平均金利のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

まず、ストックベースの貸出約定平均金利のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数を導出し、付図6に提示した。付図6には国内銀行、都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫におけるストックベースの総合、短期、長期金利のインパルス反応が描かれている。このうち、国内銀行総合金利（saa）、国内銀行短期金利（ssa）、国内銀行長期金利（sla）を見ると、saaとslaは0期後から有意に13期後程度まで有意に負の変動を示し、ssaは、1期後から10期後まで有意に負の反応を示している。総合的に考慮して、ストックベースの銀行貸出金利は0期後から有意に負の反応するものとする。

表1：都道府県のマクロ経済変数の反応時期と波及経路

	変数が有意に反応する時期			金融政策の波及経路							
	u	l	bl	株価（3期後+）		為替（0期後円安）		金利（0期後-）		銀行貸出（各都道府県別）	
	時期	時期	時期	u	l	u	l	u	l	u	l
1.北海道	1	20	15	X	○	○	○	○	○	X	○
2.青森	20	5	6	○	○	○	○	○	○	○	X
3.岩手	20	10	20	○	○	○	○	○	○	○	X
4.宮城	20	5	25	○	○	○	○	○	○	X	X
5.秋田	20	5	30	○	○	○	○	○	○	X	X
6.山形	20	10	5	○	○	○	○	○	○	○	○
7.福島	20	5	15	○	○	○	○	○	○	○	X
8.茨城	20	8	25	○	○	○	○	○	○	X	X
9.栃木	20	10	30	○	○	○	○	○	○	X	X
10.群馬	20	10	30	○	○	○	○	○	○	X	X
11.埼玉	25	5	15	○	○	○	○	○	○	○	X
12.千葉	2	25	9	X	○	○	○	○	○	X	○
13.東京	20	X	40	○	X	○	X	○	X	X	X
14.神奈川	20	25	20	○	○	○	○	○	○	○	○
15.新潟	20	2	30	○	X	○	○	○	○	X	X
16.富山	20	2	30	○	X	○	○	○	○	X	X
17.石川	20	8	35	○	○	○	○	○	○	X	X
18.福井	20	X	35	○	X	○	○	○	X	X	X
19.山梨	20	25	4	○	○	○	○	○	○	○	○
20.長野	20	6	9	○	○	○	○	○	○	○	X
21.岐阜	20	2	X	○	X	○	○	○	○	X	X
22.静岡	20	20	X	○	○	○	○	○	○	X	X
23.愛知	X	25	9	X	○	X	○	X	○	X	○
24.三重	20	10	15	○	○	○	○	○	○	○	X
25.滋賀	1	30	25	X	○	○	○	○	○	X	○
26.京都	1	0	20	X	X	○	○	○	○	X	X
27.大阪	25	25	15	○	○	○	○	○	○	○	○
28.兵庫	25	25	4	○	○	○	○	○	○	○	○
29.奈良	20	5	10	○	○	○	○	○	○	○	X
30.和歌山	1	35	15	X	○	○	○	○	○	X	○
31.鳥取	20	5	0	○	○	○	○	○	○	○	○
32.島根	X	5	4	X	○	X	○	X	○	X	○
33.岡山	20	0	15	○	X	○	○	○	○	○	X
34.広島	20	6	30	○	○	○	○	○	○	X	X
35.山口	20	10	25	○	○	○	○	○	○	X	X
36.徳島	10	6	9	○	○	○	○	○	○	○	X
37.香川	10	6	15	○	○	○	○	○	○	X	X
38.愛媛	10	7	40	○	○	○	○	○	○	X	X
39.高知	10	5	25	○	○	○	○	○	○	X	X
40.福岡	25	0	25	○	X	○	○	○	○	○	X
41.佐賀	X	30	20	○	X	○	X	○	X	○	X
42.長崎	1	10	20	X	○	○	○	○	○	X	X
43.熊本	20	0	9	○	X	○	○	○	○	○	X
44.大分	25	0	9	○	X	○	○	○	○	○	X
45.宮崎	20	8	20	○	○	○	○	○	○	○	X
46.鹿児島	20	10	9	○	○	○	○	○	○	○	○
47.沖縄	1	10	3	X	○	○	○	○	○	X	○

○は波及経路の可能性あり、Xは波及経路の可能性なし

5.2 各都道府県の銀行貸出平均残高のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

金融政策の波及経路の1つに銀行貸出経路が存在する。この都道府県経済における銀行貸出経路を銀行貸出平均残高の変動とみなして分析を行うために。各都道府県の銀行貸出平均金残高のインパルス応答関数を示したのが付図7である。岐阜県 (bl21) と静岡県 (bl22) の銀行貸出平均金残高以外は、みな有意にプラスの反応を示しているが、その時期はまちまちである。各都道府県の銀行貸出平均残高のインパルス反応が少なくとも統計的弱い意味で有意にプラスの反応を示した時期は表1に記述した。

5.3 各都道府県経済のマネタリーベース増大政策の波及経路

表1が都道府県のマクロ経済変数が有意に反応をする時期とマネタリーベースショックの波及経路を都道府県別にまとめた表である。ただしインフレ率についてはいずれも有意な反応を示す時期がかなり遅く、ここでは考察の対象とはしない。

株価は、日経平均 (stock)、TOPIX (topix)、TOPIX500 (topix500) は、付図1によればいずれもマネタリーベースショックの3期後に統計的弱い意味でプラスの反応を示している。外国為替は、米ドル (usd) は、0期後に有意に円安となり、その後も統計的弱い意味で円安の反応を示し、名目及び実質実効為替相場 (nfex, rfex) は、ともに0期後から5期後まで統計的弱い意味で円安の反応を示している。

株価は、京都府を除く都道府県の完全失業率が就業者数のどちらかの金融政策の波及経路となっている。為替相場に関しては、全ての都道府県の完全失業率が就業者数のどちらかの金融政策の波及経路となっている。

ストックベースの銀行貸出金利は前述したように0期後からマイナスの反応を示し、この金利経路は為替相場と同じく全く有効ではない都道府県は存在しない。それに対して、銀行貸出平均残高の変動による銀行貸出経路³は、完全失業率と就業者数に対して同時に波及経路ではない都道府県は、19に及び、逆に完全失業率と就業者数に対して同時に波及経路でありうる都道府県は、7でしかない⁴。よって、銀行貸出経路は、他の金融政策波及経路と比較して有効性は低いのかもしれない。

6. 結論

まずマネタリーベースショックに対する都道府県別鉱工業生産指数のインパルス応答関数は、概ね有意な反応を示さなかった。鉱工業生産指数をレベルで推計した山本 (2022a)、山本 (2022b) に

³ 金融政策の波及経路の一つに信用経路が存在するが、信用経路はさらにバランスシートチャネルと銀行貸出経路に分類される。銀行貸出経路とは銀行貸出額の変化を通じて経済に影響を与える金融政策の経路のことである。

⁴ 各都道府県の銀行貸出平均残高 bl がマネタリーベースショックに有意にプラスの反応を示す時期が、当該県の完全失業率が有意にマイナスの反応、就業者数が有意にプラスの反応を示す時期よりも早ければ、当該県で銀行貸出経路が有効であると考えられる。

見られるような継続的に有意にプラスの反応を示す都道府県は見いだせなかった。これは、本稿の推計では全ての都道府県別鉱工業生産指数に対して1階の階差をとったことが原因であるのかもしれない。Carlinio and Defina (1998)によれば、1階の階差をとることには、よく知られた問題がある。まず単位根検定の検定力は低い。また、レベルにて共和分関係がある変数に定常性を確保するために1階の階差をとると、システムの長期的なダイナミクスに関わる情報を無視してしまう可能性がある。この事が推定結果に影響をもたらしている可能性がある。

都道府県別の完全失業率と就業者数に関しては、マネタリーベースショックは各都道府県のどちらかの変数を改善させており、全く労働市場が改善しない都道府県は存在しない。この点は、山本(2022a)、山本(2022b)と細かい相違点はあるものの、同一の結果であろう。

都道府県別インフレ率は、マネタリーベースショックは、35期後から40期後程度とかなり遅れて有意にプラスの反応を示している。インフレ率に関しては、自治体間に相違点を見出すことはできない。

マネタリーベースショックに対して鉱工業生産指数は有意な反応を示さないの、全産業の活動水準を一定程度反映している完全失業率と就業者数のインパルス反応をもとに各都道府県別の金融政策の波及経路に関する考察を行った。その結果、株価が京都府の労働市場への波及経路になりえない事を例外とすれば、株価、為替相場、金利は、各都道府県の完全失業率と就業者数の少なくともどちらかへの波及経路になっている。しかしながら、都道府県別銀行貸出平均残高のインパルス反応を分析すると、銀行貸出平均残高の変動が完全失業率と就業者数に対して同時に波及経路とはみせない自治体は19ほど存在する。金融政策の銀行貸出経路は、本研究の推計においては、その他の金融市場の変数ほどの有効性は見いだせなかった。

本研究の残された課題は以下の3点である。①本研究においては、399系列の変数に対して単位根検定を行い、当該変数が非定常であることが棄却された変数であっても、単位根検定の検定力の問題から定常性を確保するために階差をとって推計を行った。しかしながら、特に都道府県別鉱工業生産指数においては、30系列がADF検定において非定常であることが棄却されている。よって、定常である可能性がある変数に階差を課さずにFAVARモデルにて推定を行う必要がある。②先行研究で用いられている変数において取得を試みたが断念した変数も少数ながら存在する。また、米国などの諸外国のマクロ経済変数を分析の対象に今回は加えなかった。これらの変数を取得して推定する必要がある。③本研究では推定期間を量的緩和政策が開始された2001年3月から新型コロナ禍直前の2019年12月に設定した。この期間中には金融政策のレジームチェンジが生じた期間が含まれており、マネタリーベースの増大が地方経済に与える効果をより正確に分析するためには推定期間の設定を十分考慮する必要がある。以上3点が残された課題である。

付表1：変数リスト

変換コード 政策変数への反応

1：変換なし F：速い変数

2：差分 S：遅い変数

3：対数差分

全国マクロ経済変数

鉱工業指数

通し番号	INDEX	説明	変換コード	反応時期
1	jy	鉱工業指数 生産 鉱工業	3	S
2	jyprf	鉱工業指数 生産 最終需要財	3	S
3	jypr	鉱工業指数 生産 投資財	3	S
4	jyprk	鉱工業指数 生産 資本財	3	S
5	jyprct	鉱工業指数 生産 建設財	3	S
6	jyprc	鉱工業指数 生産 消費財	3	S
7	jyprcd	鉱工業指数 生産 耐久消費財	3	S
8	jyprcnd	鉱工業指数 生産 非耐久消費財	3	S
9	jypppg	鉱工業指数 生産 生産財	3	S
10	jypppg	鉱工業指数 生産 鉱工業用生産財	3	S
11	jys	鉱工業指数 出荷 鉱工業	3	S
12	jysf	鉱工業指数 出荷 最終需要財	3	S
13	jysi	鉱工業指数 出荷 投資財	3	S
14	jysk	鉱工業指数 出荷 資本財	3	S
15	jysct	鉱工業指数 出荷 建設財	3	S
16	jysc	鉱工業指数 出荷 消費財	3	S
17	jyscd	鉱工業指数 出荷 耐久消費財	3	S
18	jyscnd	鉱工業指数 出荷 非耐久消費財	3	S
19	jyspg	鉱工業指数 出荷 生産財	3	S
20	jysipg	鉱工業指数 在庫 鉱工業用生産財	3	S
21	jyinv	鉱工業指数 在庫 鉱工業	3	F
22	jyinvf	鉱工業指数 在庫 最終需要財	3	F
23	jyinv	鉱工業指数 在庫 投資財	3	F
24	jyinvk	鉱工業指数 在庫 資本財	3	F
25	jyinvct	鉱工業指数 在庫 建設財	3	F
26	jyinvc	鉱工業指数 在庫 消費財	3	F
27	jyinvcd	鉱工業指数 在庫 耐久消費財	3	F
28	jyinvcnd	鉱工業指数 在庫 非耐久消費財	3	F
29	jyinvpg	鉱工業指数 在庫 生産財	3	F
30	jyinvipg	鉱工業指数 在庫 鉱工業用生産財	3	F
31	opr	稼働率指数 製造工業	3	S
32	oprst	稼働率指数 鉄鋼業	3	S
33	oprnm	稼働率指数 非鉄金属工業	3	S
34	oprme	稼働率指数 金属製品工業	3	S
35	opr	稼働率指数 輸送機械工業	3	S
36	oprce	稼働率指数 窯業・土石製品工業	3	S
37	oprche	稼働率指数 化学工業	3	S
38	oprpeco	稼働率指数 石油・石炭製品工業	3	S
39	oprpu	稼働率指数 バルブ・紙・紙加工品工業	3	S
40	oprte	稼働率指数 繊維工業	3	S
41	oprma	稼働率指数 機械工業	3	S
42	oprel	稼働率指数 電気機械工業（旧分類）	3	S
雇用関係変数				
43	neir	一般被保険 雇用保険 受給者実人員	3	S
44	twh	時間指数 総実労働時間指数 産業計（30人以上）	3	S
45	owh	時間指数 所定外労働時間指数 産業計（30人以上）	3	S
46	ju	労働力調査 完全失業率	2	S
47	jum	労働力調査 完全失業率（男）	2	S

48	juw	労働力調査 完全失業率（女）	2	S
49	nwall	名目賃金 賃金指数 contractual 全産業（30人以上）	3	S
50	nwim	名目賃金 賃金指数 contractual 製造業（30人以上）	3	S
51	rwiall	実質賃金指数調査産業計（30人以上）	3	S
52	rwim	実質賃金指数製造業（30人以上）	3	S
53	peall	常用雇用 常用雇用指数 産業計（30人以上）	3	S
54	pemanu	常用雇用 常用雇用指数 製造業（30人以上）	3	S
55	nnj	一般職業 新規求人数	3	S
56	nnjpt	一般職業 パートタイム 新規求人数	3	S
57	jl	全国就業者数	3	S
	金融市場変数			
58	ncpi42	日経商品 日経商品指数 42 種総合	3	F
59	stock	東証一部 日経平均株価 225 種 月末終値	3	F
60	topix	東証一部 東証株価指数	3	F
61	topix500	topix500	3	F
62	usd	円ドルレート	3	F
63	eur	円ユーロレート	3	F
64	GBP	円ポンドレート	3	F
65	CAD	円カナダドルレート	3	F
66	chf	円スイスフランレート	3	F
67	nfex	名目実効為替レート	3	F
68	rfex	実質実効為替レート	3	F
	国内銀行勘定			
69	CBLOAN	都市銀行・貸出金	3	F
70	CBDEPO	都市銀行・預金	3	F
71	CBNCD	都市銀行・譲渡性預金	3	F
72	CBBM	都市銀行・借入金	3	F
73	CBCMONEY	都市銀行・コールマネー	3	F
74	CBCASH	都市銀行・現金 資産	3	F
75	CBRESERVE	都市銀行・預け金 資産	3	F
76	CBCLOAN	都市銀行・コールローン 資産	3	F
77	CBSEC	都市銀行・有価証券 資産	3	F
78	LBLOAN	地方銀行・貸出金	3	F
79	LBDEPO	地方銀行・預金	3	F
80	LBNCD	地方銀行・譲渡性預金	3	F
81	LBBM	地方銀行・借入金	3	F
82	LBCMONEY	地方銀行・コールマネー	3	F
83	LBCASH	地方銀行・現金 資産	3	F
84	LBRESERVE	地方銀行・預け金 資産	3	F
85	LBCLOAN	地方銀行・コールローン 資産	3	F
86	LBSEC	地方銀行・有価証券 資産	3	F
87	CULOAN	信用金庫・貸出金	3	F
88	CUDEPO	信用金庫・預金	3	F
89	CUNCD	信用金庫・譲渡性預金	3	F
90	CUCASH	信用金庫・現金 資産	3	F
91	CURESERVE	信用金庫・預け金 資産	3	F
92	CUCLOAN	信用金庫・コールローン 資産	3	F
93	CUSEC	信用金庫・有価証券 資産	3	F
	貿易関係変数			
94	IMPI	輸入物価指数（円ベース）総平均	3	F
95	IMPI2	輸入物価指数（契約通貨ベース）総平均	3	F
96	TOT	円ベース 交易条件指数 輸出入物価ベース	3	F
97	EXQ	財務省 輸出数量指数 総合	3	S
98	IMQ	財務省 輸入数量指数 総合	3	S
99	EXTA	通関額 輸出総額（円）	3	S
100	IMTA	通関額 輸入総額（円）	3	S

	各種インフレ率	：インフレ率は消費税上昇分の8割を差し引いている		
101	JINFCG1	国内企業物価指数（消費税を含む）総平均からのインフレ率	1	F
102	JINFCG2	国内企業物価指数（消費税を含む）総平均工業製品からのインフレ率	1	F
103	INFCSPI1	企業向けサービス価格指数 総平均からのインフレ率	1	F
104	INFCSPI2	企業向けサービス価格指数・金融・保険からのインフレ率	1	F
105	JINFALL	全国 CPI 総合からのインフレ率	1	S
106	JINF	全国 CPI 生鮮食品を除く総合からのインフレ率	1	S
107	JINF2	全国 CPI 食料（酒類を除く）及びエネルギーを除く総合からのインフレ率	1	S
108	JINF3	全国 CPI 持家の帰属家賃を除く総合からのインフレ率	1	S
109	JINF4	全国 CPI 財からのインフレ率	1	S
110	JINF5	全国 CPI 生鮮食品を除く財からのインフレ率	1	S
111	JINF6	全国 CPI 耐久消費財からのインフレ率	1	S
112	JINF7	全国 CPI 非耐久消費財からのインフレ率	1	S
113	JINF8	全国 CPI サービスからのインフレ率	1	S
114	JINF9	全国 CPI 持家の帰属家賃を除くサービスからのインフレ率	1	S
115	JINF10	全国 CPI 生鮮食品からのインフレ率	1	S
	金融政策変数			
116	CALL	無担保コールレート・オーバーナイト	1	F
117	ODBR	基準貸付利率（公定歩合）（月次）	1	F
118	mb	マネタリーベース平均残高	3	F
119	m2	1998.04-2003.03M2+CD、以降 M2、月中平均	3	F
120	m3	1998.04-2003.03M3+CD- 金銭信託、以降 M3、月中平均	3	F
	その他			
121	supersale	大型販売額 販売額合計 スーパー	3	S
122	departsale	大型販売額 販売額合計 百貨店	3	S
123	rincome	家計調査 実質全国（勤労者）可処分所得	3	S
124	rsending	家計調査 実質全国（勤労者）消費支出	3	S
125	nhs	住宅着工 新設 戸数 新設住宅計	3	F
126	nriba	景気動向 住宅着工床面積 新設住宅	3	F
127	MAOR	機械受注総計	3	F
128	MAOR2	機械受注総計除く船舶	3	F
129	aiy	全産業活動指数	3	S
	金利			
130	NCDR	新規発行 国銀譲渡性預金平均金利 総合	2	F
131	naa	貸出約定平均金利・新規／総合／国内銀行	2	F
132	nac	貸出約定平均金利・新規／総合／都市銀行	2	F
133	nall	貸出約定平均金利・新規／総合／地方銀行	2	F
134	nal2	貸出約定平均金利・新規／総合／地方銀行Ⅱ	2	F
135	nas	貸出約定平均金利・新規／総合／信用金庫	2	F
136	nsa	貸出約定平均金利・新規／短期／国内銀行	2	F
137	nsc	貸出約定平均金利・新規／短期／都市銀行	2	F
138	ns1	貸出約定平均金利・新規／短期／地方銀行	2	F
139	ns12	貸出約定平均金利・新規／短期／地方銀行Ⅱ	2	F
140	nss	貸出約定平均金利・新規／短期／信用金庫	2	F
141	nla	貸出約定平均金利・新規／長期／国内銀行	2	F
142	n1c	貸出約定平均金利・新規／長期／都市銀行	2	F
143	n11	貸出約定平均金利・新規／長期／地方銀行	2	F
144	n12	貸出約定平均金利・新規／長期／地方銀行Ⅱ	2	F
145	n1s	貸出約定平均金利・新規／長期／信用金庫	2	F
146	saa	貸出約定平均金利・ストック／総合／国内銀行	2	F
147	sac	貸出約定平均金利・ストック／総合／都市銀行	2	F
148	sa1	貸出約定平均金利・ストック／総合／地方銀行	2	F
149	sa12	貸出約定平均金利・ストック／総合／地方銀行Ⅱ	2	F
150	sas	貸出約定平均金利・ストック／総合／信用金庫	2	F

151	ssa	貸出約定平均金利・ストック / 短期 / 国内銀行	2	F
152	ssc	貸出約定平均金利・ストック / 短期 / 都市銀行	2	F
153	ssl1	貸出約定平均金利・ストック / 短期 / 地方銀行	2	F
154	ssl2	貸出約定平均金利・ストック / 短期 / 地方銀行 II	2	F
155	sss	貸出約定平均金利・ストック / 短期 / 信用金庫	2	F
156	sla	貸出約定平均金利・ストック / 長期 / 国内銀行	2	F
157	slc	貸出約定平均金利・ストック / 長期 / 都市銀行	2	F
158	sll1	貸出約定平均金利・ストック / 長期 / 地方銀行	2	F
159	sll2	貸出約定平均金利・ストック / 長期 / 地方銀行 II	2	F
160	sls	貸出約定平均金利・ストック / 長期 / 信用金庫	2	F
161	r1	日本国債 1 年物月末終値	2	F
162	r5	日本国債 5 年物月末終値	2	F
163	r10	日本国債 10 年物月末終値	2	F
164	r30	日本国債 30 年物月末終値	2	F

都道府県データ

鉱工業生産指数		変換 コード	反応 時期			変換 コード	反応 時期
165	y1	北海道の鉱工業生産指数	3 S	189	y25	滋賀県の鉱工業生産指数	3 S
166	y2	青森県の鉱工業生産指数	3 S	190	y26	京都府の鉱工業生産指数	3 S
167	y3	岩手県の鉱工業生産指数	3 S	191	y27	大阪府の鉱工業生産指数	3 S
168	y4	宮城県の鉱工業生産指数	3 S	192	y28	兵庫県の鉱工業生産指数	3 S
169	y5	秋田県の鉱工業生産指数	3 S	193	y29	奈良県の鉱工業生産指数	3 S
170	y6	山形県の鉱工業生産指数	3 S	194	y30	和歌山県の鉱工業生産指数	3 S
171	y7	福島県の鉱工業生産指数	3 S	195	y31	鳥取県の鉱工業生産指数	3 S
172	y8	茨城県の鉱工業生産指数	3 S	196	y32	鳥根県の鉱工業生産指数	3 S
173	y9	栃木県の鉱工業生産指数	3 S	197	y33	岡山県の鉱工業生産指数	3 S
174	y10	群馬県の鉱工業生産指数	3 S	198	y34	広島県の鉱工業生産指数	3 S
175	y11	埼玉県の鉱工業生産指数	3 S	199	y35	山口県の鉱工業生産指数	3 S
176	y12	千葉県の鉱工業生産指数	3 S	200	y36	徳島県の鉱工業生産指数	3 S
177	y13	東京都の鉱工業生産指数	3 S	201	y37	香川県の鉱工業生産指数	3 S
178	y14	神奈川県の鉱工業生産指数	3 S	202	y38	愛媛県の鉱工業生産指数	3 S
179	y15	新潟県の鉱工業生産指数	3 S	203	y39	高知県の鉱工業生産指数	3 S
180	y16	富山県の鉱工業生産指数	3 S	204	y40	福岡県の鉱工業生産指数	3 S
181	y17	石川県の鉱工業生産指数	3 S	205	y41	佐賀県の鉱工業生産指数	3 S
182	y18	福井県の鉱工業生産指数	3 S	206	y42	長崎県の鉱工業生産指数	3 S
183	y19	山梨県の鉱工業生産指数	3 S	207	y43	熊本県の鉱工業生産指数	3 S
184	y20	長野県の鉱工業生産指数	3 S	208	y44	大分県の鉱工業生産指数	3 S
185	y21	岐阜県の鉱工業生産指数	3 S	209	y45	宮崎県の鉱工業生産指数	3 S
186	y22	静岡県の鉱工業生産指数	3 S	210	y46	鹿児島県の鉱工業生産指数	3 S
187	y23	愛知県の鉱工業生産指数	3 S	211	y47	沖縄県の鉱工業生産指数	3 S
188	y24	三重県の鉱工業生産指数	3 S				

インフレ率			変換 コード	反応 時期				変換 コード	反応 時期
212	inf1	北海道のインフレ率	1	S	236	inf25	滋賀県のインフレ率	1	S
213	inf2	青森県のインフレ率	1	S	237	inf26	京都府のインフレ率	1	S
214	inf3	岩手県のインフレ率	1	S	238	inf27	大阪府のインフレ率	1	S
215	inf4	宮城県のインフレ率	1	S	239	inf28	兵庫県のインフレ率	1	S
216	inf5	秋田県のインフレ率	1	S	240	inf29	奈良県のインフレ率	1	S
217	inf6	山形県のインフレ率	1	S	241	inf30	和歌山県のインフレ率	1	S
218	inf7	福島県のインフレ率	1	S	242	inf31	鳥取県のインフレ率	1	S
219	inf8	茨城県のインフレ率	1	S	243	inf32	島根県のインフレ率	1	S
220	inf9	栃木県のインフレ率	1	S	244	inf33	岡山県のインフレ率	1	S
221	inf10	群馬県のインフレ率	1	S	245	inf34	広島県のインフレ率	1	S
222	inf11	埼玉県のインフレ率	1	S	246	inf35	山口県のインフレ率	1	S
223	inf12	千葉県のインフレ率	1	S	247	inf36	徳島県のインフレ率	1	S
224	inf13	東京都のインフレ率	1	S	248	inf37	香川県のインフレ率	1	S
225	inf14	神奈川県	1	S	249	inf38	愛媛県のインフレ率	1	S
226	inf15	新潟県のインフレ率	1	S	250	inf39	高知県のインフレ率	1	S
227	inf16	富山県のインフレ率	1	S	251	inf40	福岡県のインフレ率	1	S
228	inf17	石川県のインフレ率	1	S	252	inf41	佐賀県のインフレ率	1	S
229	inf18	福井県のインフレ率	1	S	253	inf42	長崎県のインフレ率	1	S
230	inf19	山梨県のインフレ率	1	S	254	inf43	熊本県のインフレ率	1	S
231	inf20	長野県のインフレ率	1	S	255	inf44	大分県のインフレ率	1	S
232	inf21	岐阜県のインフレ率	1	S	256	inf45	宮崎県のインフレ率	1	S
233	inf22	静岡県のインフレ率	1	S	257	inf46	鹿児島県のインフレ率	1	S
234	inf23	愛知県のインフレ率	1	S	258	inf47	沖縄県のインフレ率	1	S
235	inf24	三重県のインフレ率	1	S					

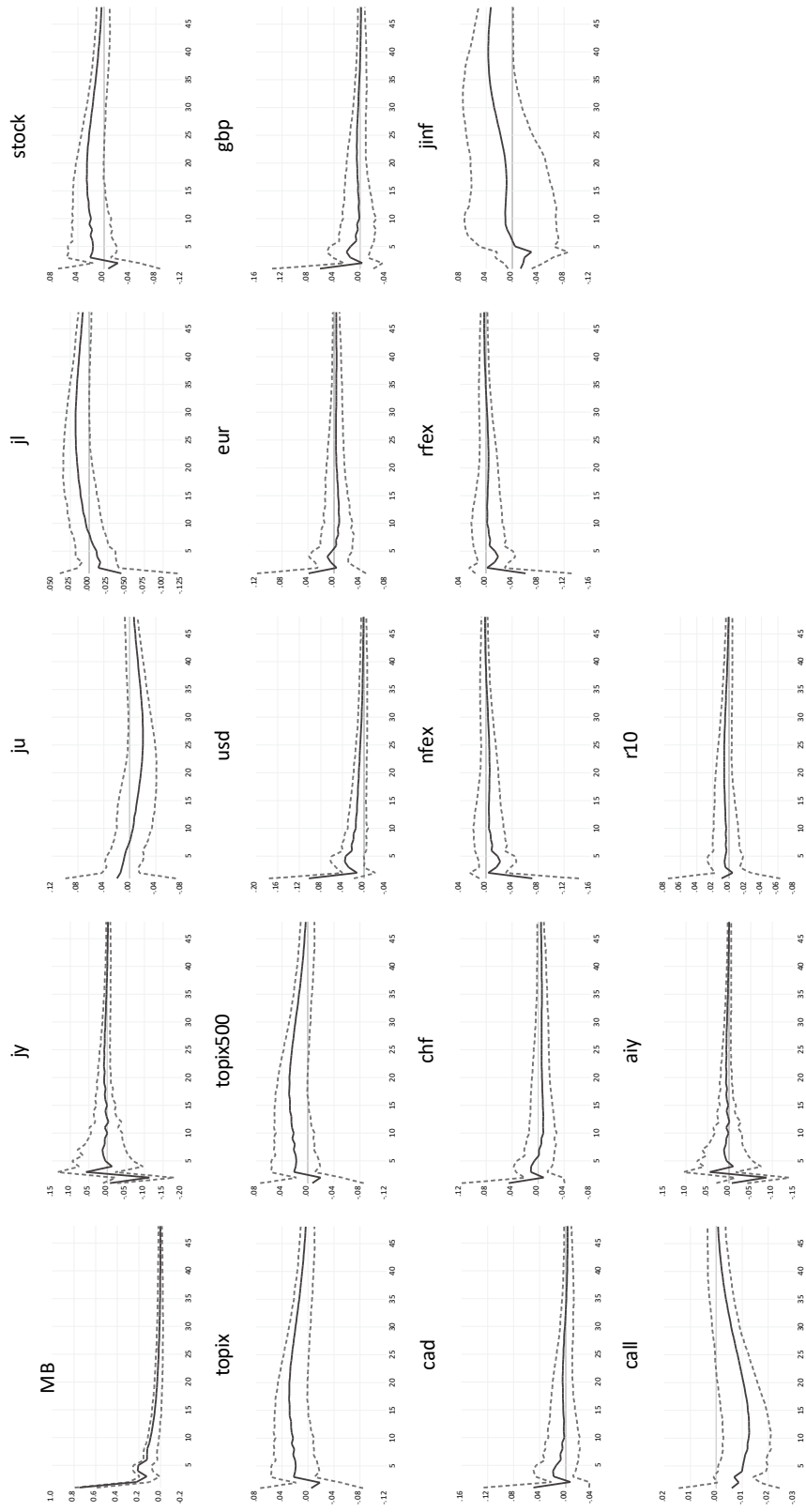
就業者数			変換 コード	反応 時期				変換 コード	反応 時期
259	l1	北海道の就業者数	3	S	283	l25	滋賀県の就業者数	3	S
260	l2	青森県の就業者数	3	S	284	l26	京都府の就業者数	3	S
261	l3	岩手県の就業者数	3	S	285	l27	大阪府の就業者数	3	S
262	l4	宮城県の就業者数	3	S	286	l28	兵庫県の就業者数	3	S
263	l5	秋田県の就業者数	3	S	287	l29	奈良県の就業者数	3	S
264	l6	山形県の就業者数	3	S	288	l30	和歌山県の就業者数	3	S
265	l7	福島県の就業者数	3	S	289	l31	鳥取県の就業者数	3	S
266	l8	茨城県の就業者数	3	S	290	l32	島根県の就業者数	3	S
267	l9	栃木県の就業者数	3	S	291	l33	岡山県の就業者数	3	S
268	l10	群馬県の就業者数	3	S	292	l34	広島県の就業者数	3	S
269	l11	埼玉県の就業者数	3	S	293	l35	山口県の就業者数	3	S
270	l12	千葉県の就業者数	3	S	294	l36	徳島県の就業者数	3	S
271	l13	東京都の就業者数	3	S	295	l37	香川県の就業者数	3	S
272	l14	神奈川県	3	S	296	l38	愛媛県の就業者数	3	S
273	l15	新潟県の就業者数	3	S	297	l39	高知県の就業者数	3	S
274	l16	富山県の就業者数	3	S	298	l40	福岡県の就業者数	3	S
275	l17	石川県の就業者数	3	S	299	l41	佐賀県の就業者数	3	S
276	l18	福井県の就業者数	3	S	300	l42	長崎県の就業者数	3	S
277	l19	山梨県の就業者数	3	S	301	l43	熊本県の就業者数	3	S
278	l20	長野県の就業者数	3	S	302	l44	大分県の就業者数	3	S
279	l21	岐阜県の就業者数	3	S	303	l45	宮崎県の就業者数	3	S
280	l22	静岡県の就業者数	3	S	304	l46	鹿児島県の就業者数	3	S
281	l23	愛知県の就業者数	3	S	305	l47	沖縄県の就業者数	3	S
282	l24	三重県の就業者数	3	S					

完全失業率

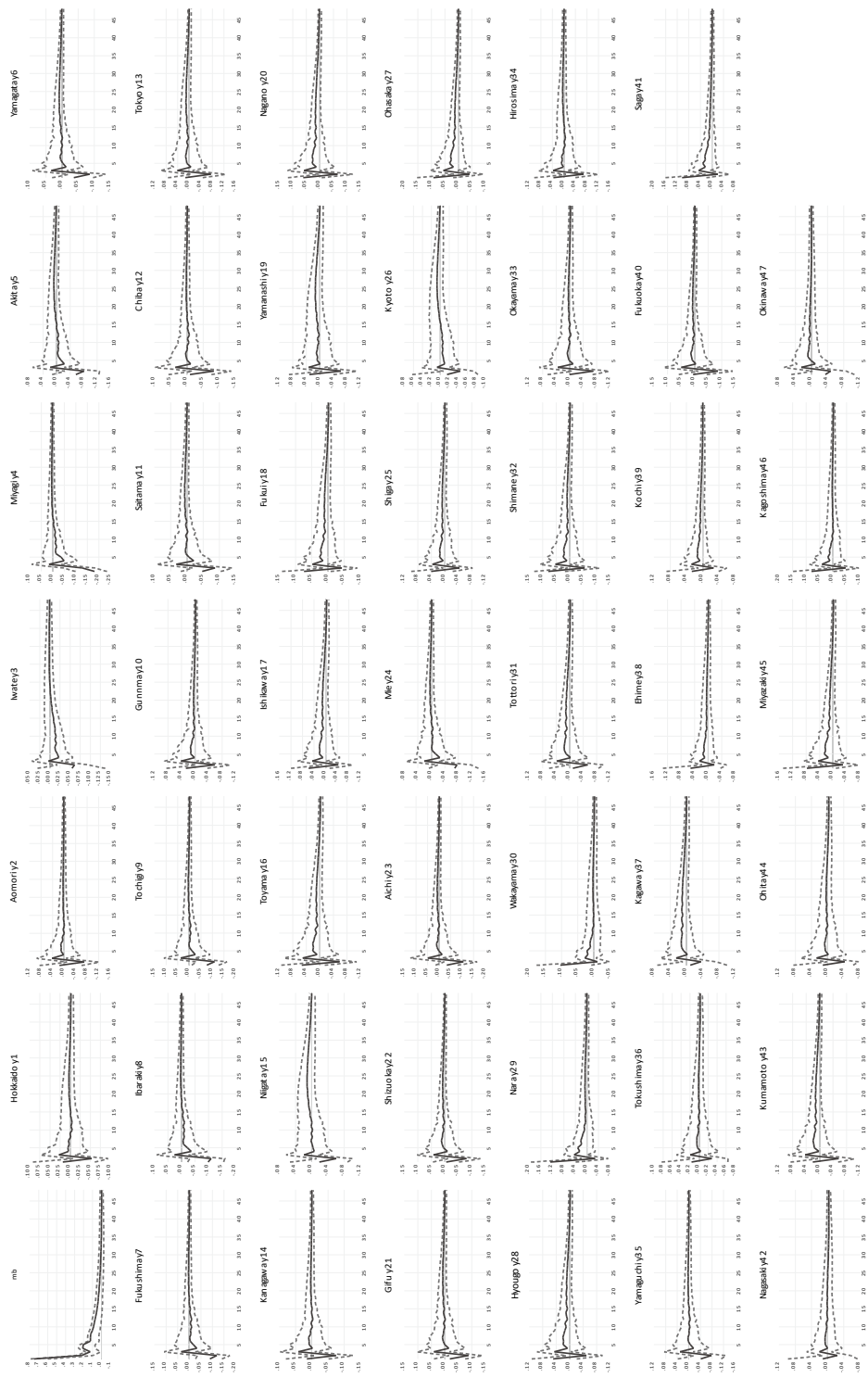
			変換 コード	反応 時期				変換 コード	反応 時期
306	u1	北海道の完全失業率	2	S	330	u25	滋賀県の完全失業率	2	S
307	u2	青森県の完全失業率	2	S	331	u26	京都府の完全失業率	2	S
308	u3	岩手県の完全失業率	2	S	332	u27	大阪府の完全失業率	2	S
309	u4	宮城県の完全失業率	2	S	333	u28	兵庫県の完全失業率	2	S
310	u5	秋田県の完全失業率	2	S	334	u29	奈良県の完全失業率	2	S
311	u6	山形県の完全失業率	2	S	335	u30	和歌山県の完全失業率	2	S
312	u7	福島県の完全失業率	2	S	336	u31	鳥取県の完全失業率	2	S
313	u8	茨城県の完全失業率	2	S	337	u32	鳥根県の完全失業率	2	S
314	u9	栃木県の完全失業率	2	S	338	u33	岡山県の完全失業率	2	S
315	u10	群馬県の完全失業率	2	S	339	u34	広島県の完全失業率	2	S
316	u11	埼玉県の完全失業率	2	S	340	u35	山口県の完全失業率	2	S
317	u12	千葉県の完全失業率	2	S	341	u36	徳島県の完全失業率	2	S
318	u13	東京都の完全失業率	2	S	342	u37	香川県の完全失業率	2	S
319	u14	神奈川県	2	S	343	u38	愛媛県の完全失業率	2	S
320	u15	新潟県の完全失業率	2	S	344	u39	高知県の完全失業率	2	S
321	u16	富山県の完全失業率	2	S	345	u40	福岡県の完全失業率	2	S
322	u17	石川県の完全失業率	2	S	346	u41	佐賀県の完全失業率	2	S
323	u18	福井県の完全失業率	2	S	347	u42	長崎県の完全失業率	2	S
324	u19	山梨県の完全失業率	2	S	348	u43	熊本県の完全失業率	2	S
325	u20	長野県の完全失業率	2	S	349	u44	大分県の完全失業率	2	S
326	u21	岐阜県の完全失業率	2	S	350	u45	宮崎県の完全失業率	2	S
327	u22	静岡県	2	S	351	u46	鹿児島県の完全失業率	2	S
328	u23	愛知県の完全失業率	2	S	352	u47	沖縄県の完全失業率	2	S
329	u24	三重県の完全失業率	2	S					

銀行貸出平均残高

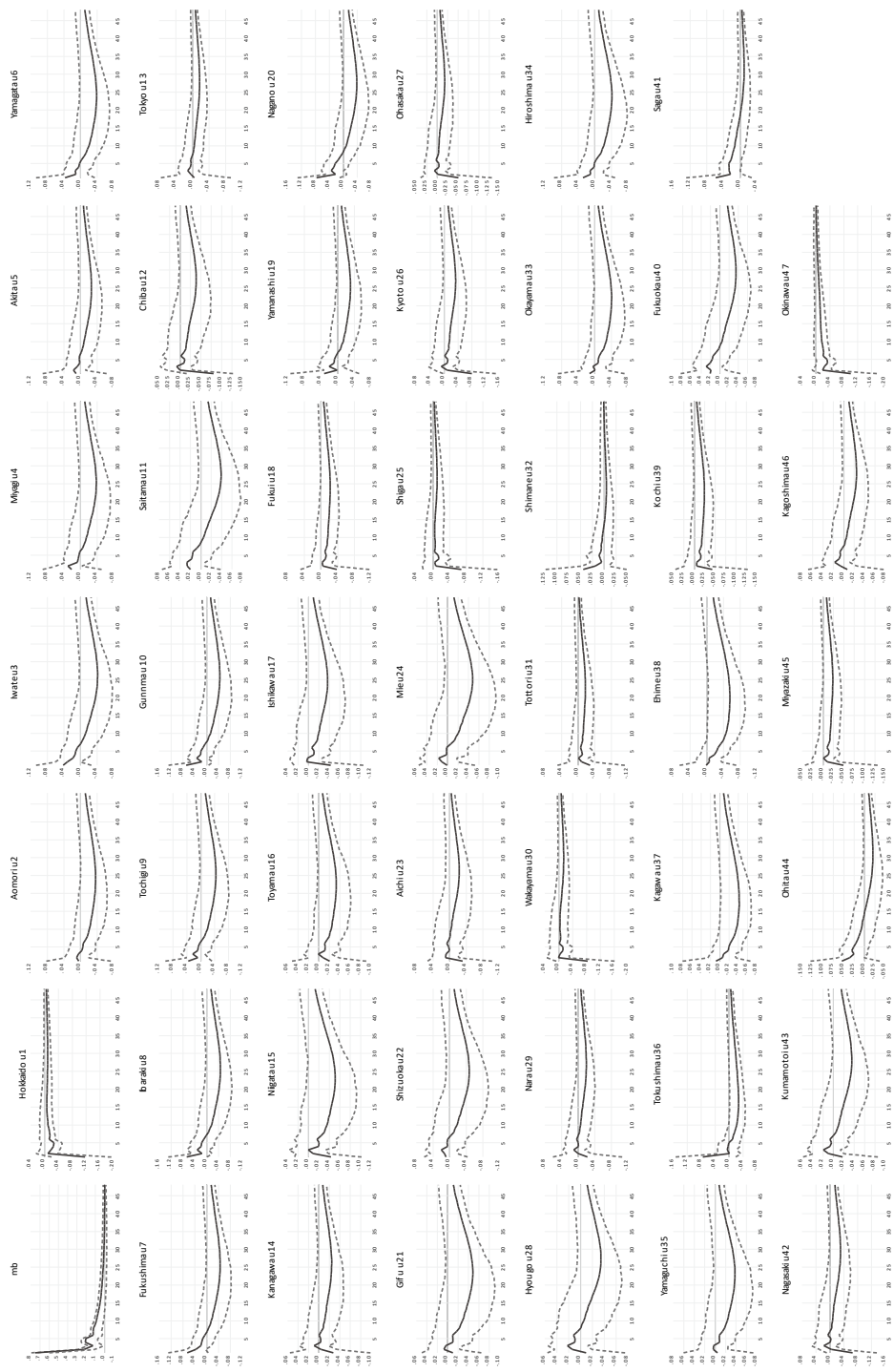
			変換 コード	反応 時期				変換 コード	反応 時期
353	bl1	北海道の銀行貸出平均残高	3	S	377	bl25	滋賀県の銀行貸出平均残高	3	S
354	bl2	青森県の銀行貸出平均残高	3	S	378	bl26	京都府の銀行貸出平均残高	3	S
355	bl3	岩手県の銀行貸出平均残高	3	S	379	bl27	大阪府の銀行貸出平均残高	3	S
356	bl4	宮城県の銀行貸出平均残高	3	S	380	bl28	兵庫県の銀行貸出平均残高	3	S
357	bl5	秋田県の銀行貸出平均残高	3	S	381	bl29	奈良県の銀行貸出平均残高	3	S
358	bl6	山形県の銀行貸出平均残高	3	S	382	bl30	和歌山県の銀行貸出平均残高	3	S
359	bl7	福島県の銀行貸出平均残高	3	S	383	bl31	鳥取県の銀行貸出平均残高	3	S
360	bl8	茨城県の銀行貸出平均残高	3	S	384	bl32	鳥根県の銀行貸出平均残高	3	S
361	bl9	栃木県の銀行貸出平均残高	3	S	385	bl33	岡山県の銀行貸出平均残高	3	S
362	bl10	群馬県の銀行貸出平均残高	3	S	386	bl34	広島県の銀行貸出平均残高	3	S
363	bl11	埼玉県の銀行貸出平均残高	3	S	387	bl35	山口県の銀行貸出平均残高	3	S
364	bl12	千葉県の銀行貸出平均残高	3	S	388	bl36	徳島県の銀行貸出平均残高	3	S
365	bl13	東京都の銀行貸出平均残高	3	S	389	bl37	香川県の銀行貸出平均残高	3	S
366	bl14	神奈川県	3	S	390	bl38	愛媛県の銀行貸出平均残高	3	S
367	bl15	新潟県の銀行貸出平均残高	3	S	391	bl39	高知県の銀行貸出平均残高	3	S
368	bl16	富山県の銀行貸出平均残高	3	S	392	bl40	福岡県の銀行貸出平均残高	3	S
369	bl17	石川県の銀行貸出平均残高	3	S	393	bl41	佐賀県の銀行貸出平均残高	3	S
370	bl18	福井県の銀行貸出平均残高	3	S	394	bl42	長崎県の銀行貸出平均残高	3	S
371	bl19	山梨県の銀行貸出平均残高	3	S	395	bl43	熊本県の銀行貸出平均残高	3	S
372	bl20	長野県の銀行貸出平均残高	3	S	396	bl44	大分県の銀行貸出平均残高	3	S
373	bl21	岐阜県の銀行貸出平均残高	3	S	397	bl45	宮崎県の銀行貸出平均残高	3	S
374	bl22	静岡県	3	S	398	bl46	鹿児島県の銀行貸出平均残高	3	S
375	bl23	愛知県の銀行貸出平均残高	3	S	399	bl47	沖縄県の銀行貸出平均残高	3	S
376	bl24	三重県の銀行貸出平均残高	3	S					



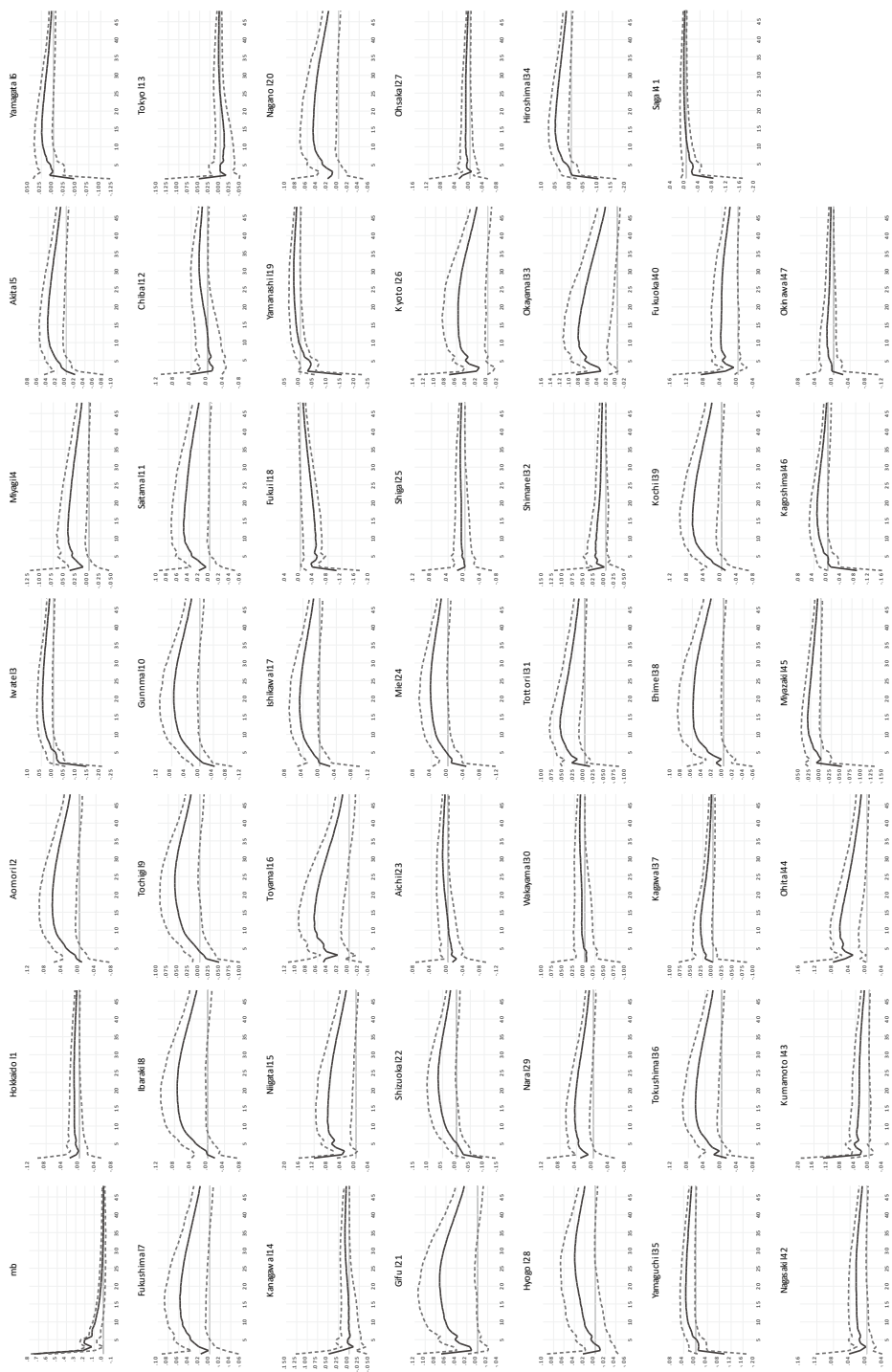
付図 1. 主要なマクロ経済変数のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



付図2. 都道府県別鉱工業生産指数のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



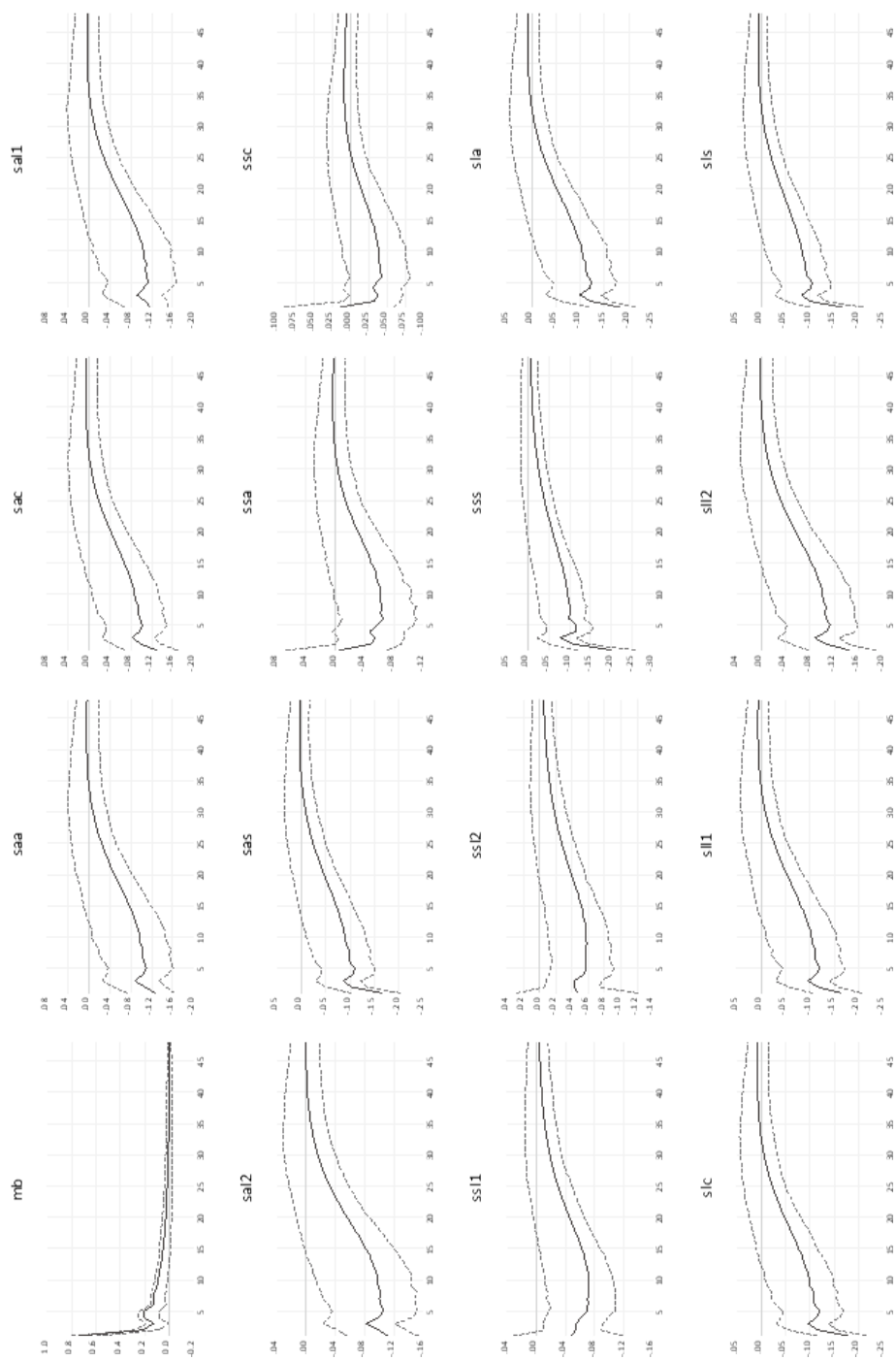
付図3. 都道府県別完全失業率のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



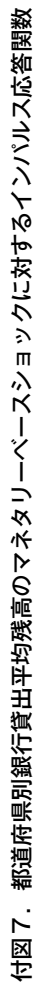
付図 4. 都道府県別就業者数のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



付図5. 都道府県別インフレ率のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



付図6. 貸出約定平均金利（ストックベース）のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



付図7. 都道府県別銀行貸出平均残高のマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数

参考文献

- 家森信善 (2002)「金融政策は各地域に異なった影響を与えるか?」『商経論叢』神奈川大学, Vol.38 (2), pp.1-16.
- 井口泰秀 (2009)「地域モデルのパラメータは不変性をもつか?—各地域への金融政策の影響—」『経済論叢』京都大学, Vol.183, No.2, pp.23-34.
- 大越利之 (2011)「日本における金融政策の効果の地域間相違: VECMの推計による実証分析」『麗澤経済研究』麗澤大学, Vol.19, No.1, pp.73-101.
- 山本康裕 (2018a)「非伝統的金融政策と青森県のマクロ経済—構造 VAR モデルによる検証—」『人文社会科学論叢』弘前大学, Vol.4, pp.137-174.
- 山本康裕 (2018b)「秋田県のマクロ経済と非伝統的金融政策—構造 VAR モデルによる検証—」『人文社会科学論叢』弘前大学, Vol.5, pp.183-219.
- 山本康裕 (2019a)「岩手県のマクロ経済と非伝統的金融政策」『人文社会科学論叢』弘前大学, Vol.6, pp.217-233.
- 山本康裕 (2019b)「北海道マクロ経済と非伝統的金融政策」『人文社会科学論叢』弘前大学, Vol.7, pp.153-177.
- 山本康裕 (2022a)「マネタリーベースの増大が地方の実体経済に与える効果 I: 東日本編」『人文社会科学論叢』弘前大学, Vol.12, pp.113-147.
- 山本康裕 (2022b)「マネタリーベースの増大が地方の実体経済に与える効果 I: 西日本編」『人文社会科学論叢』弘前大学, Vol.13, pp.229-260.
- Anagnostou, A., & Papadamou, S. (2014). The impact of monetary shocks on regional output: Evidence from four south Eurozone countries. *Région et Développement*, 39, 105-130.
- Beckworth, D. (2010). One nation under the fed? The asymmetric effects of US monetary policy and its implications for the United States as an optimal currency area. *Journal of Macroeconomics*, 32 (3), 732-746.
- Bernanke, B. S., Boivin, J., & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly journal of economics*, 120 (1), 387-422.
- Boivin, J., Giannoni, M. P., & Mojon, B. (2008). How has the euro changed the monetary transmission mechanism?. *NBER macroeconomics annual*, 23 (1), 77-126.
- Carlino, G., & DeFina, R. (1998). The differential regional effects of monetary policy. *Review of economics and statistics*, 80 (4), 572-587.
- Carlino, G., & DeFina, R. (1999). The differential regional effects of monetary policy: Evidence from the US states. *Journal of Regional science*, 39 (2), 339-358.
- Ciccarelli, M., Maddaloni, A., & Peydró, J. L. (2013). Heterogeneous transmission mechanism: monetary policy and financial fragility in the eurozone. *Economic Policy*, 28 (75), 459-512.
- Francis, N., Owyang, M. T., & Sekhposyan, T. (2011). *The Local Effects Of Monetary Policy*. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Serie, 2009-048D.
- Furceri, D., Mazzola, F., & Pizzuto, P. (2019). Asymmetric effects of monetary policy shocks across US states. *Papers in Regional Science*, 98 (5), 1861-1891.
- Galarotis, E., Makrichoriti, P., & Spyrou, S. (2018). The impact of conventional and unconventional monetary policy on expectations and sentiment. *Journal of Banking & Finance*, 86, 1-20.
- Georgiadis, G. (2015). Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model. *European Economic Review*, 75, 195-215.
- Guo, X., & Masron, T. A. (2017). Regional effects of monetary policy in China: evidence from China's provinces. *Bulletin of Economic Research*, 69 (2), 178-208.

- Jalali-Naini, A. R., & Hemati, M. (2012). The Effect of Monetary Shocks on Disaggregated Prices in a Data Rich Environment: a Bayesian FAVAR Approach1. *Money and Economy*, 27.
- Peersman, G. (2004). The transmission of monetary policy in the Euro Area: are the effects different across countries?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66 (3), 285–308.
- Pizzuto, P. (2020). Regional effects of monetary policy in the US: An empirical re-assessment. *Economics Letters*, 190, 109062.
- Rodriguez-Fuentes, C., & Dow, S. (2003). EMU and the regional impact of monetary policy. *Regional Studies*, 37 (9), 969–980.
- Shibamoto, M. (2007). An analysis of monetary policy shocks in Japan: a factor augmented vector autoregressive approach. *The Japanese Economic Review*, 58, 484–503.
- Vespignani, J. L. (2015). On the differential impact of monetary policy across states/territories and its determinants in Australia: Evidence and new methodology from a small open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 34, 1–13.