

【論文】

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II：西日本編¹

山本 康裕

1. はじめに

日本銀行は、1999年2月にゼロ金利政策を発動し、2001年3月には金融政策手段が短期金利ではなく日本銀行当座預金である量的緩和政策と呼ばれる非伝統的金融政策を実施した。2010年10月から2013年4月における包括的な金融緩和政策では再び短期金利が政策手段となり、その水準は実質ゼロであった。2013年4月からは量的・質的金融緩和政策が実施され、政策手段が再び短期金利ではなく数量であるマネタリーベースとなり、そのマネタリーベースは、2013年4月から急激に拡大している。

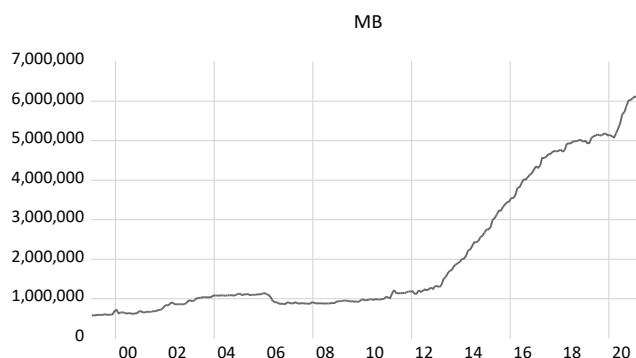


図1-1：マネタリーベース額の推移

山本康裕 (2022) では、このマネタリーベースの拡大が地方の実体経済に与える効果を東日本の都道府県に関して構造VARモデルにて計測した²。本研究では、西日本の都道府県である、25.滋賀県、26.京都府、27.大阪府、28.兵庫県、29.奈良県、30.和歌山県、31.鳥取県、32.島根県、33.岡山県、34.広島県、35.山口県、36.徳島県、37.香川県、38.愛媛県、39.高知県、40.福岡県、41.佐賀県、42.長崎県、43.熊本県、44.大分県、45.宮崎県、46.鹿児島県、47.沖縄県に関して同様の分

¹ 本研究は JSPS 科研費 21K01575 の助成を受けたものです。

² 分析対象となった都道府県は、1.北海道、2.青森県、3.岩手県、4.宮城県、5.秋田県、6.山形県、7.福島県、8.茨城県、9.栃木県、10.群馬県、11.埼玉県、12.千葉県、13.東京都、14.神奈川県、15.新潟県、16.富山県、17.石川県、18.福井県、19.山梨県、20.長野県、21.岐阜県、22.静岡県、23.愛知県、24.三重県である。

析を行う³。

マネタリーベースの増大ショックが、日本の実体経済に効果を発揮しているのかを分析した時系列分析の先行研究の結果は、推定期間や推定に用いた内生変数により異なっており、一致した結論は得られていない。特に、生産に関しては一致した結論は得られておらず、原田・増島 (2009)、本多・黒木・立花 (2010)、宮尾 (2016)、宮本 (2016)、Miyao and Okimoto (2017)、Matousek, Papadamou, Šević, and Tzeremes (2019) においては、マネタリーベースの増大ショックは生産を拡大させると結論付けているが、飯星・梅田・脇田 (2011)、得田 (2016) においては、その様な結果は得られていない。大田 (2019) は、推定期間である2008年9月から2019年6月を、(i) グローバル金融危機後：2008年9月-2013年3月、(ii) 包括的な金融緩和 (CME)：2010年10月-2013年3月、(iii) 量的質的金融緩和 (QQE)：2013年4月から2019年6月、(iv) QQE第2弾 (QQE II)：2014年11月20日-2019年6月に分割して、マネタリーベース、鉱工業生産指数、インフレ率、実質実効為替相場、金融変数 (株価・銀行貸出総額など) を含む複数のベイジアンVARモデルを計測している。このベイジアンVARモデルに基づいたインパルス応答分析と分散分解、各変数の1階階差を取った値によるグランジャーの因果性検定により、マネタリーベース増大ショックの緩和効果を詳細に分析している。その結果は、マネタリーベース増大ショックが生産、インフレ率に緩和効果を発揮しているのは、(i) グローバル金融危機後：2008年9月-2013年3月であり、マネタリーベースが急拡大した (iii) と (iv) のQQE期には、緩和効果が見られないと結論付けている。これらの先行研究の結果を前提にすると非伝統的金融政策の効果をVARモデルにて分析する際には、推定期間を分割する必要があるのかもしれない。本研究の分析には、マクロ経済変数の階差を取らずレベルでのVARモデルを採用する。レベルでのVARモデルの推定は、パラメーターの一致性と漸近的正規性を前提とするため大標本を用いる必要がある。よって、本研究においては大田 (2019) のような推定期間の分割は行わない。

マネタリーベースの増大が労働市場にもたらす効果に関する先行研究は、前川・小村・永田 (2015)、得田 (2016)、宮本 (2016) がある。前川・小村・永田 (2015) においては、マネタリーベースの増大ショックが有効求人場合率を上昇させ⁴、得田 (2016)、宮本 (2016) においては、完全失業率が低下する。本研究においては、各都道府県の完全失業率と就業者数に関して同様の分析を行う。

山本 (2022) では、東日本の24都道府県に関して、(全産業活動指数、全国のインフレ率、各自治体の鉱工業生産指数、各自治体のインフレ率、マネタリーベース、トレンドあり)、(全産業活動

³ 各都道府県には、経産省の地域別鉱工業生産指数に関するホームページ (<https://www.meti.go.jp/statistics/tyo/iip/chiiki/index.html>) に付されている番号と同一の番号を割り振った。

⁴ 前川 (2017) は、非ガウス型構造VARモデルを用いて、「マネタリーベースの増大→予想インフレ率→消費者物価指数→総合消費→有効求人倍率」という因果序列が成立することを示している。また前川は、非ガウス型構造VARモデルを用いて、宮尾 (2016) が提示した「マネタリーベースの増大→長期金利→名目為替相場→インフレ率→GDP」という因果序列を検出しているが、尤度比検定を用いると、この因果序列が採択されないことも示している。

指数、全国のインフレ率、各自治体の鉱工業生産指数、各自治体のインフレ率、マネタリーベース、トレンドなし)、(全産業活動指数、全国のインフレ率、各自治体の完全失業率、各自治体のインフレ率、マネタリーベース)、(全産業活動指数、全国のインフレ率、各自治体の就業者数、各自治体のインフレ率、マネタリーベース)の4つの構造VARモデルの結果を提示した。推定期間は、2001年3月から2019年12月である。その結果は、マネタリーベース増大ショックによって、鉱工業生産指数が上昇した可能性のある自治体は、青森県、岩手県、秋田県、群馬県、石川県、福井県、長野県の7県のみであった。大越(2011)、Matousek, Papadamou, Šević, and Tzeremes(2019)は、地方における金融政策の波及経路に、①地方銀行の非健全性と②地方銀行の規模が小さい、ことを挙げている。地方銀行が健全ではなかったり、規模が小さければ、当該銀行の資金調達金利にはリスクプレミアムが発生する。このリスクプレミアムは、金融緩和政策により低下する。このことは貸出供給の増加をもたらす、景気に対してプラスの効果を持ちうるであろう。また、労働者一人当たりの民間資本ストックが小さければ、金融緩和政策は設備投資につながり生産の増加をもたらすであろう。上記の7県は、この様な属性のいくつかを備えていた。

東日本自治体の労働市場に関しては、構造VARモデルにトレンドを含む場合と含まない場合の両方を考慮すると、マネタリーベース増大ショックにより、全ての自治体において完全失業率か就業者数のいずれかが改善した。この結果は、鉱工業生産指数とは対照的な結果であった。

東日本のVARモデル分析において、全国のインフレ率は、マネタリーベース増大ショック後から2から3期遅れて上昇している。東京近郊の自治体(宮城県、茨城県、栃木県、千葉県、東京都、山梨県)のインフレ率は、金融政策ショック発生直後に有意に上昇しており、これは全国のそれよりも早い。関東近郊ではない秋田県のインフレ率は、全国よりも遅く、金融政策ショック発生の4期後に有意に上昇している。山形県、群馬県、埼玉県、富山県、福井県、岐阜県、愛知県では、マネタリーベース増大ショックに対してインフレ率が有意な反応を示していない。

東日本の都道府県における分析をまとめると、鉱工業生産指数、雇用統計、インフレ率の全てにおいて改善傾向が見て取れる自治体は、青森県、岩手県、秋田県、石川県である。東日本24の都道府県において量的緩和政策の有効性が高い自治体は大都市圏ではなく、非大都市圏の自治体の一部であることが伺える。また労働市場は改善したが、鉱工業生産指数は増大していない自治体が24自治体中17もある。これは、マネタリーベースの増大が物価を上昇させ、実質賃金が低下、雇用が増大し、生産が上昇し、その結果、実質賃金が増大するという好循環のサイクルが、東日本のマクロ経済に生じていない可能性を示唆している。本研究では、同様の枠組みで西日本の23都道府県におけるマネタリーベースの増大が、生産、インフレ率、労働市場にもたらす効果を分析する。

2. 推定式とデータ

2.1 推定式

本節では、山本(2022)と同様に以下の4つの推定式を用いて、各都道府県におけるマネタリー

ベース増大ショックが各自治体の実体経済に与える効果を計測する。本稿では、紙上の制約のため金融政策の波及経路を特定しないVARモデルを用いることとする。

モデル1：各都道府県の鉱工業生産指数 Y_i とインフレ率 INF_i に関するVARモデル

$$B_0 X_{it} = c + trend + dum1 + dum2 + B(L) X_{it} + \varepsilon_{it} \quad X_{it} = \begin{bmatrix} AIY_t \\ JINF_t \\ Y_i \\ INF_i \\ MB_t \end{bmatrix} \quad (1)$$

モデル2：各都道府県の鉱工業生産指数 Y_i とインフレ率 INF_i に関するVARモデル（トレンド項なし）

$$B_0 X_{it} = c + dum1 + dum2 + B(L) X_{it} + \varepsilon_{it} \quad X_{it} = \begin{bmatrix} AIY_t \\ JINF_t \\ Y_i \\ INF_i \\ MB_t \end{bmatrix} \quad (2)$$

モデル3：各都道府県の完全失業率 Uai とインフレ率に関するVARモデル

$$B_0 X_{it} = c + trend + dum1 + dum2 + B(L) X_{it} + \varepsilon_{it} \quad X_{it} = \begin{bmatrix} AIY_t \\ JINF_t \\ Uai \\ INF_i \\ MB_t \end{bmatrix} \quad (3)$$

モデル4：各都道府県の就業者数 Lai とインフレ率に関するVARモデル

$$B_0 X_{it} = c + trend + dum1 + dum2 + B(L) X_{it} + \varepsilon_{it} \quad X_{it} = \begin{bmatrix} AIY_t \\ JINF_t \\ Lai \\ INF_i \\ MB_t \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix}, \quad B_k = \begin{bmatrix} b_{11,k} & b_{12,k} & b_{13,k} & b_{14,k} & b_{15,k} \\ b_{21,k} & b_{22,k} & b_{23,k} & b_{24,k} & b_{25,k} \\ b_{31,k} & b_{32,k} & b_{33,k} & b_{34,k} & b_{35,k} \\ b_{41,k} & b_{42,k} & b_{43,k} & b_{44,k} & b_{45,k} \\ b_{51,k} & b_{52,k} & b_{53,k} & b_{54,k} & b_{55,k} \end{bmatrix} \quad (5)^5$$

t は時点である。 $i(=25, \dots, 47)$ は西日本23都道府県の番号を表す。各都道府県の番号は、経産省の地域別鉱工業指数のホームページにて各都道府県に付されている番号に従った。 X_{it} は時点 t の第 i 都道府県の内生変数ベクトルである。内生変数は5つあり、行列 B_0 によりリカーシブ制約をかけている。これは日本銀行が全国の生産活動水準 AIY_t とインフレ率 $JINF_t$ 、各都道府県の生産活動水

⁵ 行列 B_0 と B_k の各要素は、モデル及び自治体ごとに異なる値をとる。

準 Y_t 、完全失業率 U_{it} 、就業者数 L_{it} 及びインフレ率 INF_{it} を観測後、金融政策を決定していると仮定し、マネタリーベースショックを識別することを意味する。 MB_t はマネタリーベースである。この4つのVARモデルにトレンドを導入したのは多くの自治体で就業者数が下方トレンドを持つためであるが、鉱工業生産指数にはそのようなトレンドはないので、生産に関してはトレンド項 (trend) を含まないモデルも推定を行う。本稿では金融政策の波及経路を特定しないので、 MB_t の後に金融変数を含めなかった。また、全てのVARモデルのラグ次数は、山本 (2022) における全国レベルの推計により4に設定した。 C は定数項、 $dum1$ と $dum2$ は、2014年4月と2019年10月の消費税率引き上げ後1年間を1とするダミー変数である。

本研究のVARモデル推計は、全て階差を取らずレベルにて推定を行った。これは、データが単位根を有していても、全てレベルにて推定を行えば、VARモデルのパラメーターのOLS推定量が一致性と漸近的正規性を有することを根拠としている。この一致性と漸近的正規性を確保するため推定期間を長期間にわたる2001年3月から2019年12月に設定した。

2.2 時系列データ

推定期間の始点は、量的緩和政策が開始された2001年3月とし、終点は、新型コロナウイルス

表2-1：滋賀県時系列データ ($i=25$)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y25：滋賀県の生産高	滋賀県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。 2010年基準のデータは2013年1月から3月のデータにて2015年基準に接続させた。	滋賀県総合企画部 統計課
U25a：滋賀県の完全失業率	滋賀県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、 当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L25a：滋賀県の就業者数	滋賀県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、 当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF25：滋賀県の物価上昇率	滋賀県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12- ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-2：京都府時系列データ ($i=26$)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y26：京都府の生産高	京都府鉱工業生産指数	1995年基準、2000年基準、2005年基準の季節調整済みデータを京都府提供の接続係数にて2010年基準に変換し、その後、2013年1月から3月のデータにて2015年基準の季節調整済みデータに接続させた。	京都府政策企画部 企画統計課
U26a：京都府の完全失業率	京都府完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、 当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L26a：京都府の就業者数	京都府就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、 当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF26：京都府の物価上昇率	京都府消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12- ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-3：大阪府時系列データ (i=27)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y27：大阪府の生産高	大阪府鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準のデータに接続させた。	大阪府総務部統計課 情報企画グループ
U27a：大阪府の完全失業率	大阪府完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L27a：大阪府の就業者数	大阪府就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF27：大阪府の物価上昇率	大阪府消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-4：兵庫県時系列データ (i=28)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y28：兵庫県の生産高	兵庫県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2000年、2005年、2010年基準のデータは、兵庫県庁が提供する接続係数を用いて2015年基準のデータに接続させた。	兵庫県企画県民部 ビジョン局 統計課政策統計班
U28a：兵庫県の完全失業率	兵庫県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L28a：兵庫県の就業者数	兵庫県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF28：兵庫県の物価上昇率	兵庫県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-5：奈良県時系列データ (i=29)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y29：奈良県の生産高	奈良県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年基準と2000年基準のデータは、1998年の値を用いて接続した。2000年、2005年、2010年基準のデータは、県庁の提供する接続係数を用いて2015年基準のデータに接続させた。	奈良県庁総務部 知事公室 統計分析課
U29a：奈良県の完全失業率	奈良県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L29a：奈良県の就業者数	奈良県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF29：奈良県の物価上昇率	奈良県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-6：和歌山県時系列データ (i=30)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y30：和歌山県の生産高	和歌山県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2005年、2010年基準のデータは、2008年と2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準のデータに接続させた。	和歌山県企画部 企画政策局 調査統計課分析班
U30a：和歌山県の完全失業率	和歌山県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L30a：和歌山県の就業者数	和歌山県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF30：和歌山県の物価上昇率	和歌山県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-7：鳥取県時系列データ (i=31)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y31：鳥取県の生産高	鳥取県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準のデータに接続させた。	鳥取県 令和新時代創造本部 統計課
U31a：鳥取県の完全失業率	鳥取県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L31a：鳥取県の就業者数	鳥取県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF31：鳥取県の物価上昇率	鳥取県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-8：島根県時系列データ (i=32)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y32：島根県の生産高	島根県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年基準と2000年基準のデータは、1998年の値を用いて接続した。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	島根県政策企画局 統計調査課
U32a：島根県の完全失業率	島根県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L32a：島根県の就業者数	島根県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF32：島根県の物価上昇率	島根県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-9：岡山県時系列データ (i=33)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y33：岡山県の生産高	岡山県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	岡山県総合政策局 統計分析課
U33a：岡山県の完全失業率	岡山県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L33a：岡山県の就業者数	岡山県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF33：岡山県の物価上昇率	岡山県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-10：広島県時系列データ (i=34)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y34：広島県の生産高	広島県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2005年、2010年基準のデータは、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	広島県統計課 産業統計グループ
U34a：広島県の完全失業率	広島県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L34a：広島県の就業者数	広島県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF34：広島県の物価上昇率	広島県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-11：山口県時系列データ (i=35)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y35：山口県の生産高	山口県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年基準と2000年基準のデータは、1998年の値を用いて接続した。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	山口県統計分析課
U35a：山口県の完全失業率	山口県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L35a：山口県の就業者数	山口県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF35：山口県の物価上昇率	山口県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-12：徳島県時系列データ (i=36)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y36：徳島県の生産高	徳島県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2005年、2010年基準のデータは、2008年と2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	徳島県政策創造部 統計データ課 統計情報担当
U36a：徳島県の完全失業率	徳島県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L36a：徳島県の就業者数	徳島県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF36：徳島県の物価上昇率	徳島県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-13：香川県時系列データ (i=37)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y37：香川県の生産高	香川県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2000年基準、2005年基準、2010年基準のデータは、県庁提供の接続係数により2015年基準に変換した。	香川県政策部 統計調査課
U37a：香川県の完全失業率	香川県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L37a：香川県の就業者数	香川県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF37：香川県の物価上昇率	香川県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-14：愛媛県時系列データ (i=38)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y38：愛媛県の生産高	愛媛県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年、2000年、2005年基準のデータは、2001年、2006年、2008年のデータを用いて2015年基準に接続させた。	愛媛県企画振興部 統計課経済統計係
U38a：愛媛県の完全失業率	愛媛県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L38a：愛媛県の就業者数	愛媛県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF38：愛媛県の物価上昇率	愛媛県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-15：高知県時系列データ (i=39)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y39：高知県の生産高	高知県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年基準、2000年基準、2005年基準、2010年基準のデータは、県庁提供の接続係数により2015年基準に接続させた。	高知県総務部 統計分析課
U39a：高知県の完全失業率	高知県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L39a：高知県の就業者数	高知県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF39：高知県の物価上昇率	高知県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-16：福岡県時系列データ (i=40)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y40：福岡県が生産高	福岡県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年基準のデータは、2000年のデータを用いて2000年基準に変換した。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	福岡県企画・ 地域振興部 調査統計課
U40a：福岡県の完全失業率	福岡県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L40a：福岡県の就業者数	福岡県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF40：福岡県の物価上昇率	福岡県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-17：佐賀県時系列データ (i=41)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y41：佐賀県が生産高	佐賀県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年基準、2000年基準、2005年基準、2010年基準のデータは、県庁提供の接続係数により2015年基準に接続させた。	佐賀県政策部 統計分析課
U41a：佐賀県の完全失業率	佐賀県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L41a：佐賀県の就業者数	佐賀県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF41：佐賀県の物価上昇率	佐賀県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-18：長崎県時系列データ (i=42)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y42：長崎県が生産高	長崎県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。1995年基準と2000年基準のデータは、1998年の値を用いて接続した。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	長崎県県民生活環境部 統計課 商工勤労統計班
U42a：長崎県の完全失業率	長崎県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L42a：長崎県の就業者数	長崎県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF42：長崎県の物価上昇率	長崎県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-19：熊本県時系列データ (i=43)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y43：熊本県の生産高	熊本県鉱工業生産指数	2015年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。	熊本県企画振興部 統計調査課課 情報解析班
U43a：熊本県の完全失業率	熊本県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L43a：熊本県の就業者数	熊本県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF43：熊本県の物価上昇率	熊本県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-20：大分県時系列データ (i=44)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y44：大分県の生産高	大分県鉱工業生産指数	2015年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。 2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	大分県企画振興部 統計調査課
U44a：大分県の完全失業率	大分県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L44a：大分県の就業者数	大分県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF44：大分県の物価上昇率	大分県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-21：宮崎県時系列データ (i=45)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y45：宮崎県の生産高	宮崎県鉱工業生産指数	2015年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。 2000年基準、2005年基準、2010年基準のデータは、県庁提供の接続係数により2015年基準に接続させた。	宮崎県総合政策部 統計調査課 企画分析担当
U45a：宮崎県の完全失業率	宮崎県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L45a：宮崎県の就業者数	宮崎県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF45：宮崎県の物価上昇率	宮崎県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-22：鹿児島県時系列データ (i=46)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y46：鹿児島県の生産高	鹿児島県鉱工業生産指数	2015年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2000年基準と2005年基準のデータは、県庁提供の接続係数により接続させた。2005年、2010年基準のデータは、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	鹿児島県総合政策部 統計課
U46a：鹿児島県の完全失業率	鹿児島県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L46a：鹿児島県の就業者数	鹿児島県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF46：鹿児島県の物価上昇率	鹿児島県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-23：沖縄県時系列データ ($i=47$)

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y47：沖縄県の生産高	沖縄県鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。2000年、2005年、2010年基準のデータは、2003年、2008年、2013年の1月から3月のデータを用いて2015年基準に接続させた。	沖縄県企画部 統計課 企画分析班
U47a：沖縄県の完全失業率	沖縄県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
L47a：沖縄県の就業者数	沖縄県就業者数	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、当該期間3か月は同一の値を用いる。	総務省統計局
INF47：沖縄県の物価上昇率	沖縄県消費者物価指数	2015年基準・生鮮食料品を除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局

表2-24：全国時系列データ

変数名	使用するデータ	説明	出所
AIY：全国生産高	全産業活動指数	2010年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。	経済産業省大臣官房 調査統計グループ 経済解析室
JY：全国の鉱工業生産指数	鉱工業生産指数	2015年=100、X-12-ARIMAにて季節調整済み。	同上
JU：全国の完全失業率	完全失業率	X-12-ARIMAにて季節調整済み。	総務省統計局
JL：全国就業者数	就業者数	X-12-ARIMAにて季節調整済み。	総務省統計局
JINF：全国物価上昇率	消費者物価指数	2015年基準・食料品とエネルギーを除く総合CPIにX-12-ARIMAにて季節調整を行い変化率を算出した。	総務省統計局
MB：マネタリーベース	マネタリーベース 平均残高（月次）	X-12-ARIMAにて季節調整済み。	日本銀行

流行が経済に影響を及ぼす以前の2019年12月に設定した。使用したデータの説明は上記の表に記述した。

完全失業率とインフレ率以外のデータは、X-12-ARIMAにて季節調整を施した後、対数化し100を乗じている⁶。インフレ率は、まず消費者物価指数(CPI)をX-12-ARIMAにて季節調整を施した後、この季節調整済みデータを用いて、対前年同月比として算出している。全国レベルのインフレ率 $JINF_t$ は、生鮮食料品とエネルギーを除く総合CPIをもとに算出したが、各都道府県のインフレ率 $INFi_t$ は、県庁所在地の生鮮食料品を除く総合CPIをもとに算出している。これは、県庁所在地の生鮮食料品とエネルギーを除く総合CPIが2015年1月からしか取得できないことに起因する。各都道府県別の完全失業率と就業者数は、四半期データしか存在しない。これらは、四半期データにX-12-ARIMAにて季節調整を行い当該3か月は同一の値として使用した。

3. 推定結果

本節では、前節で提示したモデル1からモデル4によるVARモデルの推定結果を記述してゆく。

⁶ 京都府の鉱工業生産指数は季節調整済みデータで取得した。よって、このデータに関しては、取得したデータをそのまま対数化し100を乗じている。

都道府県ごとのインパルス応答関数は、紙上の制約によりマネタリーベース増大ショックに関する結果のみを付図25-1から付図47-4にて提示する。付図の番号は、都道府県に割り振られた番号*i*に対応している。モデル1の内生変数は、 $(AIY_t, JINF_t, Y_t, INF_t, MB_t)$ であり、モデル2のそれは、同じく $(AIY_t, JINF_t, Y_t, INF_t, MB_t)$ であるが、トレンド項を含んでいない。モデル1と2は、マネタリーベース増大ショックが、各自治体の生産とインフレ率に与える効果を計測している。モデル3の内生変数は、 $(AIY_t, JINF_t, Uia_t, INF_t, MB_t)$ であり、モデル4の内生変数は、 $(AIY_t, JINF_t, Lia_t, INF_t, MB_t)$ である。モデル3と4は、マネタリーベース増大ショックが、各自治体の労働市場とインフレ率に与える効果を計測している。各付図は、マネタリーベース増大ショックに対するインパルス応答関数が上から、全産業活動指数 AIY_t 、全国レベルのインフレ率 $JINF_t$ 、各自治体の実物変数（鉱工業生産指数 Y_t 、完全失業率 Uia_t 、就業者数 Lia_t ）、各自治体のインフレ率 INF_t 、マネタリーベース MB_t の順番に並んでいる。グラフには3本の線が描かれおり、真ん中の線がインパルス応答関数の点推定値であり、上の線が上限値、下の線が下限値である。この上限値と下限値の線は、2標準偏差の信頼区間を表している。信頼区間の推定は、モンテカルロ・シミュレーションの1000回繰り返し計算により行った。

マネタリーベース増大ショックが各自治体の内生変数に如何なる効果を与えたかを示すインパルス応答分析の結果は、付表25から付表47に提示した。付表には参考までにAIC基準による最適ラグ次数を記述している。

全産業活動指数 AIY_t は、都道府県ごとの推計では一部の例外を除いて有意な反応を示してはいない⁷。全国のインフレ率 $JINF_t$ は、各都道府県のモデル1から4にて、マネタリーベース増大ショック後、2期から3期後に有意にプラスの反応を示した後、10期後前後にその有意な反応を終えている場合が多い。

鉱工業生産指数 Y_t において、マネタリーベース増大ショックに有意な反応を示す自治体は、島根県、山口県、福岡県、熊本県、沖縄県である。ただし山口県と福岡県では、トレンドを含まないモデル2においては、有意な反応を示しておらず。この2県に関しては、頑健な結果ではなかろう。また沖縄県以外では、生産が有意に反応する時期がマネタリーベース増大ショックの20期後以降であり、遅れて反応している。山本 (2018)、大越 (2011) 及び Matousek, R., Papadamou, S. T., Šević, A., & Tzeremes, N. G. (2019) からマネタリーベース増大ショックが生産を拡大させる波及経路は以下のように考えられる。金融緩和策が実行されると規模の小さい銀行や健全性の低い銀行が資金調達する際に求められるリスクプレミアムが低下する。このことによって、貸出供給が増加し、資本が不足している自治体において、より大きく設備投資が促され、同時に生産活動が活発化する。よって、マネタリーベース増大ショックが生産を拡大させるような自治体は、仮説1「就業

⁷ ただし、 AIY_t は、多くの自治体の推計で30期程度以降、統計的に弱い意味でプラスの反応を示している。また、全産業活動指数 AIY_t は、山本 (2022) において計測した全国レベルの変数のみのVARモデルにおいては、マネタリーベース増大ショックに対して有意にプラスの反応を示している。

表3-1：仮説1、仮説2及び仮説3の検討結果

自治体番号	全国平均	就業者一人当たり 民間資本ストック全国比	製造業就業者一人当たり 資本ストック全国比	仮説1	不良債権 比率	仮説2	第一地銀の 平均預金額	第二地銀の 平均預金額	仮説3
	全国平均	100%	100%		1.70%		43,290	17,030	
32	島根県	88.6%	75.3%	○	1.82%	○	39,278	3,893	○
35	山口県	144.8%	214.1%	×	1.06%	×	49,856	15,229	△
40	福岡県	81.9%	103.9%	△	1.57%	×	52,520	4,599	△
43	熊本県	80.4%	93.6%	○	1.73%	○	45,800	14,381	△
47	沖縄県	61.5%	65.8%	○	1.81%	○	21,409	6,914	○

単位：第一、第二地銀の預金額の単位は、億円

者一人当たりの民間資本ストックが全国平均より小さい⁸、仮説2「当該自治体に本店をおく地方銀行の不良債権比率が全国平均より大きい」⁹、仮説3「当該自治体に本店をおく地方銀行の規模（預金額）が全国平均より小さい」¹⁰、のいずれかが当てはまるであろう。上記の5県に関して仮説1から仮説3を分析した結果が上記の表3-1である。山口県と福岡県は、仮説1から3をあまり満たしていない。ただし、この2県は、モデル2においては、生産は有意には反応していないので、もともと頑健な結果とはいえない。島根県と沖縄県は、仮説1から3を全て満たしている。熊本県は、仮説3の第一地銀の規模のみ仮説を満たしていない。この島根県、熊本県、沖縄県においては、仮説で予想した通りの属性を有している。東日本においてモデル1とモデル2の両方で生産が有意な反応を示したのは全く大都市圏ではない青森県と秋田県のみであった。西日本においてモデル1と2において生産が有意な反応を示したのは、同じく大都市圏ではない島根県、熊本県、沖縄県である。この点は全国共通の結果と言えよう。

次にマネタリーベース増大ショックが各都道府県の完全失業率と就業者数に与える効果をインパルス応答分析により提示する。結論から述べると、マネタリーベース増大ショックが全く雇用情勢を改善していないと言い切れる自治体は存在しない。これは、鉱工業生産指数の結果と比較して対照的である。まずトレンド項を含むモデル3と4において、マネタリーベース増大ショックが完全失業率と就業者数の両方を改善させていない自治体は、滋賀県、和歌山県、島根県、佐賀県の4県

⁸ 就業者一人当たりの民間資本ストック額の全国平均は、内閣府が2009年度まで推計していた「都道府県別民間資本ストック」における2009年度の製造業と非製造業の民間資本ストック総計を労働力調査における2010年3月の全就業者数から公務を差し引いた値で除して算出した。5県の就業者一人当たりの資本ストック額は、「都道府県別民間資本ストック」における当該県の製造業と非製造業の2009年度総計を2009年度の県民経済計算の付表にある就業者数から公務を差し引いた値で除して算出し、全国平均と比較した。製造業就業者一人当たりの民間資本ストックについても同様の手順で5県と全国の値を比較した。ただし、製造業就業者数は県民経済計算の付表にある値をそのまま用いており、公務を差し引いてはいない。

⁹ 金融庁は、「都道府県別の中小・地域金融機関情報一覧」にて、各県ごとに当該県に本店をおく銀行の貸出額と不良債権比率を公開しており、それをもとに銀行ごとに不良債権額を算出後、それを総計し、第一・第二地銀の総貸出額で除して県別の不良債権比率を算出した。

¹⁰ 第一地銀と第二地銀の平均預金額は、全国及び各自治体の単純平均を算出・記載した。

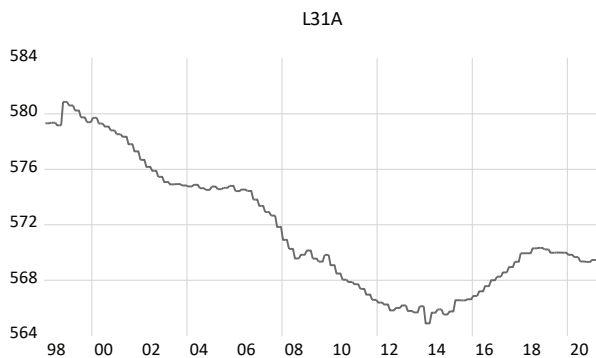


図3-1：鳥取県の就業者数の推移

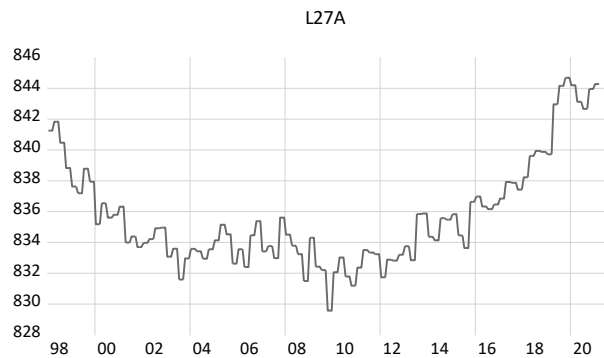


図3-2：大阪府の就業者数の推移

である。モデル3と4においてトレンド項を含めたのは、非大都市圏では、就業者数にトレンドが見られるからであるが、大都市圏ではトレンドが見られないことが多い。よって、モデル3と4からトレンド項を取り除いて、VARモデルの推定を行ったところ、この4県の全てにおいて完全失業率が改善されることが確認できた¹¹。よって、マネタリーベース増大ショックが全く雇用情勢を改善していないと言い切れる自治体は存在しない。

各都道府県のインフレ率でマネタリーベースの増大にモデル1からモデル4の3つ以上にて有意に反応していない自治体は、島根県、愛媛県、佐賀県、熊本県、沖縄県の5県である。この5県のうち、島根県、熊本県、沖縄県においては、前述したようにモデル1と2の両方において、非伝統的金融政策ショックに生産高が有意に増大している。この3県については、インフレにならなくとも、生産が上昇したことになる。マネタリーベースの増大が景気を回復させる波及経路のひとつに、「物価上昇→実質賃金の低下→雇用の増大→生産高の上昇→実質賃金の上昇→」、という好循環が考えられるが、生産が増大したこの3県に、このような好循環は見られないことになる。この3県の生産の拡大の原因は、前述した地方銀行を介した波及メカニズムなのかもしれない。

全国レベルのインフレ率は、この西日本23都道府県のモデル1から4において、マネタリーベース増大ショック後、2期から3期後に有意にプラスの反応を示した後、10期前後にその有意な反応を終えている場合が多い。それに対して、京都府、奈良県、和歌山県、鳥取県、福岡県、大分県、宮崎県のインフレ率は、非伝統的金融政策ショック直後から有意にプラスの反応を示している。インフレ率が、全国と同時期に有意に反応する自治体は、大阪府、岡山県、高知県、長崎県である。インフレ率が、全国と比較して遅れて有意に反応する自治体は、滋賀県、広島県、山口県である。いずれにも分類できない自治体¹²は、兵庫県、徳島県、香川県、鹿児島県が存在する。インフレ率が有意に反応しない自治体は、前述したように島根県、愛媛県、佐賀県、熊本県、沖縄県である。

¹¹ このトレンド項を含まないモデル3と4のインパルス応答関数とその分析結果は、紙上の制約のため付図と付表には含めなかった。

¹² インフレ率は有意に上昇したが、その反応する時期が、全国と同一、反応が遅い、反応早いという結果が、モデル1から4に混在していて、3つのカテゴリーに分類できない自治体を指す。

西日本の自治体においては、東日本で観察された「東京都とその近郊の大都市圏でインフレ率が上昇するのが早く、非大都市圏ではそれは遅い」という傾向は見られない。

最後にまとめると、マネタリーベース増大ショックにて、鉱工業生産指数、完全失業率、就業者数が、モデル1から4にて全て改善したのは沖縄県のみであった。東日本に関する分析で同じことが言えるのは、青森県と秋田県のみであることを考えると興味深い。ただし、沖縄県では青森県、秋田県とは異なり、インフレ率は、マネタリーベース増大ショックに有意な反応を示していない。

4. 結論

本研究は、山本(2022)と同じ枠組みで、マネタリーベース増大ショックが、西日本23都道府県の鉱工業生産指数、完全失業率、就業者数、インフレ率を改善させているのかを金融政策の波及経路を特定しない構造VARモデルにて検証した。生産高に関してトレンドを含むモデル1と含まないモデル2の両方のVARモデルにて鉱工業生産指数が拡大したと頑健な結果を示したのは島根県、熊本県、沖縄県のみである。山口県と福岡県は、モデル1のみで鉱工業生産指数が有意にプラスの反応を示している。この2県を含めても鉱工業生産指数が有意にプラスの反応を示したのは5県のみである。

完全失業率と就業者数に関しては、モデル3と4にてトレンドを含むVARモデルと含まないVARモデルの両方を分析した場合、マネタリーベース増大ショックが全く労働市場を改善していないことが当てはまる自治体は存在しない。

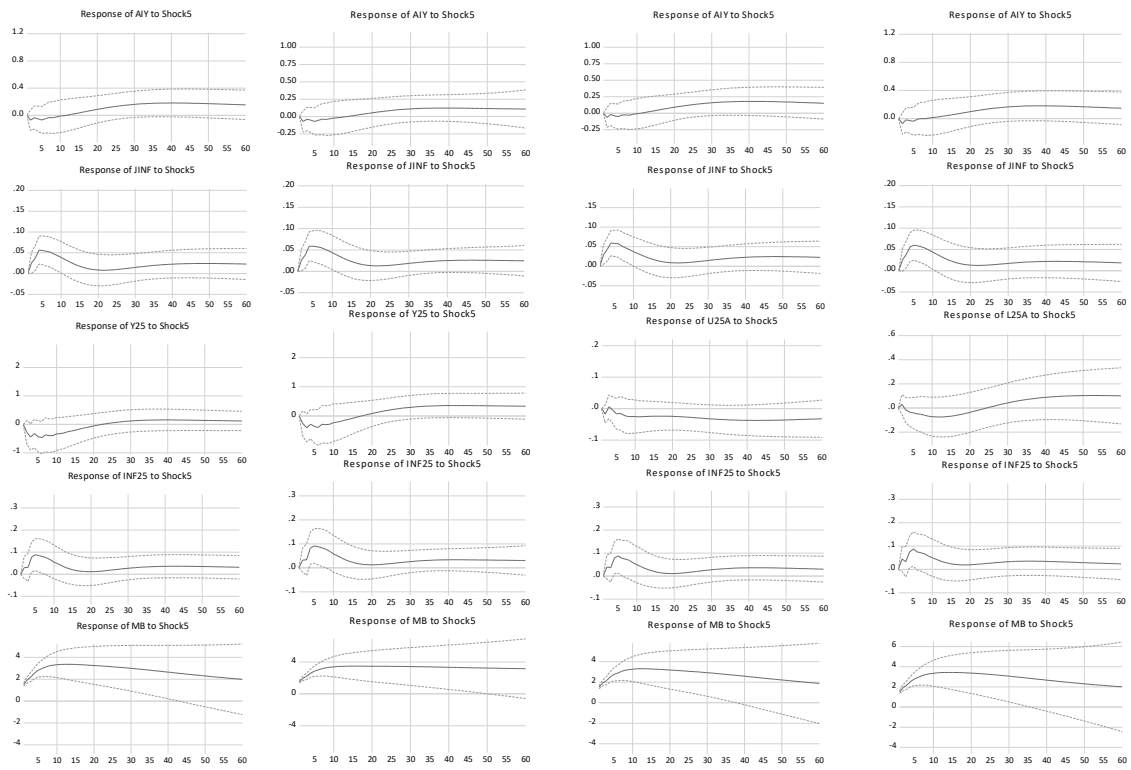
インフレ率に関しては、モデル1から4にて3つ以上のモデルにて、非伝統的金融政策に有意な反応を示していないのは、島根県、愛媛県、佐賀県、熊本県、沖縄県の5県であった。残りの19の自治体では、インフレ率は概ね有意に上昇している。インフレ率が上昇する時期に関しては、東日本で見られたような大都市圏の自治体で全国よりも早くインフレ率が上昇するという傾向は西日本では存在していない。

以上をまとめると、マネタリーベースの増大は、西日本の自治体では、概ねインフレ率を上昇させ、労働市場を改善させるが、生産高は上昇させていない、と言えよう。これは、マネタリーベースの増大が、「物価上昇→実質賃金の低下→雇用の増大→生産高の上昇→実質賃金の上昇→」、という好循環を発生させるには至っていないと東日本と同じ結果が示唆される。またマネタリーベースの増大に対して、鉱工業生産指数が増大したと頑健な結果を示した島根県、熊本県、沖縄県においては、インフレ率が有意な反応を示していない。これは、非伝統的金融政策の発動においてデフレを止めることが、経済の改善につながるという政策担当者の目論見とは異なっている。この3県においては、当該県に本店を置く地方銀行の規模が全国平均よりも小さく、不良債権比率が高く、就業者一人当たりの民間資本ストックも全国平均よりも小さい、という属性を有している。この3県においては、マネタリーベースの増大が地銀の資金調達金利に課されているリスクプレミアムを低下させることが、金融政策の波及経路になっている可能性がある。この結果は、小規模か、又は不

良債権比率の高い地方銀行の貸出供給と証券保有の増大が、非伝統的金融政策の波及経路であると
する Matousek, R., Papadamou, S. T., Šević, A., & Tzeremes, N. G. (2019) と整合的な結果である
が、この波及経路はオーソドックスなものではなからう。

東日本と西日本における分析を合わせて考えると、マネタリーベース増大が生産を有意に拡大さ
せる効果がモデル1とモデル2のいずれかで観測された自治体は、青森県、岩手県、秋田県、群馬
県、石川県、福井県、長野県、島根県、山口県、福岡県、熊本県、沖縄県の12県である。モデル
1と2の両方にて、生産高がプラスの反応を示したのは青森県、秋田県、島根県、熊本県、沖縄県
の5県のみである。またモデル1から4において、生産高、完全失業率、就業者数の全てが改善し
たのは、青森県、秋田県、沖縄県のみである。ただし、青森県、秋田県のインフレ率は、マネタ
リーベース増大ショックに有意にプラスの反応を示すが、沖縄県では、インフレ率が有意な反応を
示していない。よって、マネタリーベース増大ショックが、モデル1から4にて、生産高、労働市
場、インフレ率を全て改善させた自治体は、北日本の2県（青森県、秋田県）のみである。非伝統
的金融政策は全ての自治体で労働市場を改善させる効果はあったが、生産が改善した自治体は大都
市圏ではなく経済規模の小さい自治体である。よって、マネタリーベースの増大にて、インフレ率
を上昇させ、日本のGDPを拡大させるという政策に大きな期待を懸けるのは避けたほうがよいと
考えられる。

残された課題は、推定期間が長期にわたるため、構造変化の可能性が有ることと、各自治体を個
別のVARモデルにて分析することにより、全国レベルのデータのインパルス応答関数が自治体の
モデルごとに異なってしまう難点に対処することである。

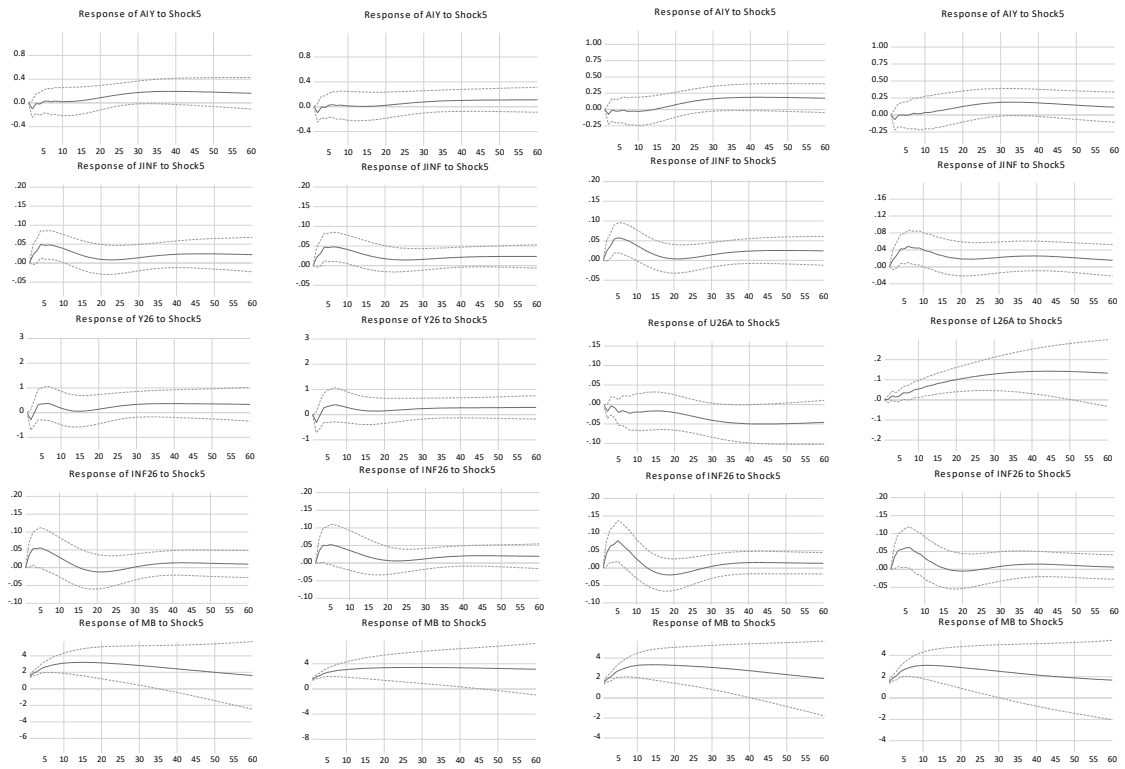


付図25-1 滋賀県のモデル1

付図25-2 滋賀県のモデル2

付図25-3 滋賀県のモデル3

付図25-4 滋賀県のモデル4

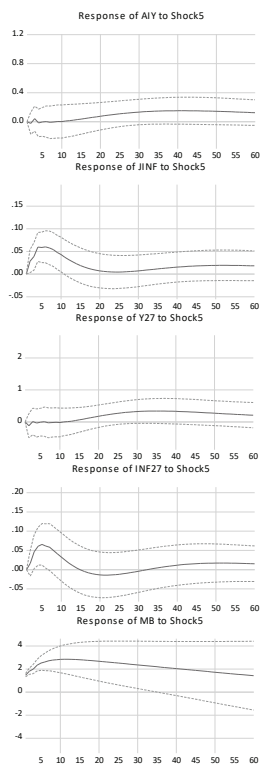


付図26-1 京都府のモデル1

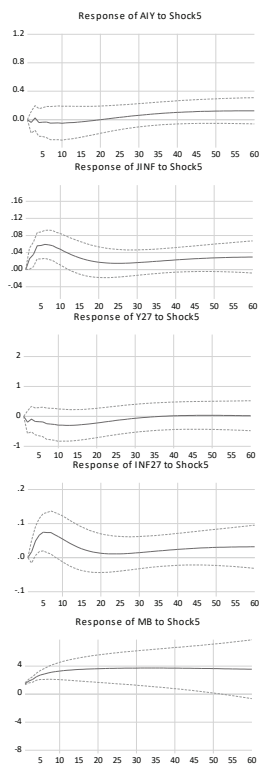
付図26-2 京都府のモデル2

付図26-3 京都府のモデル3

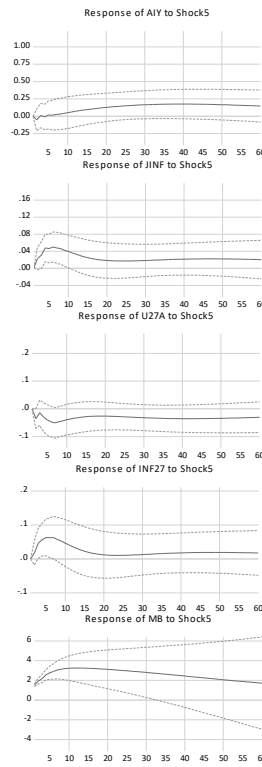
付図26-4 京都府のモデル4



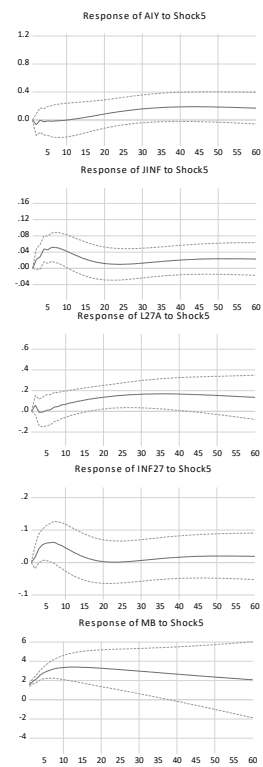
付図27-1 大阪府のモデル1



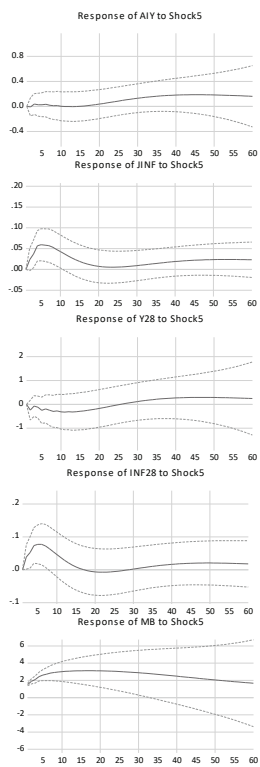
付図27-2 大阪府のモデル2



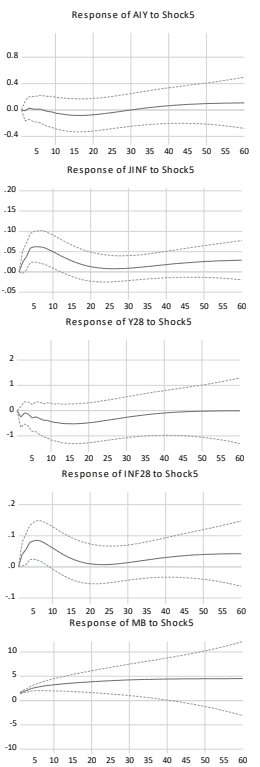
付図27-3 大阪府のモデル3



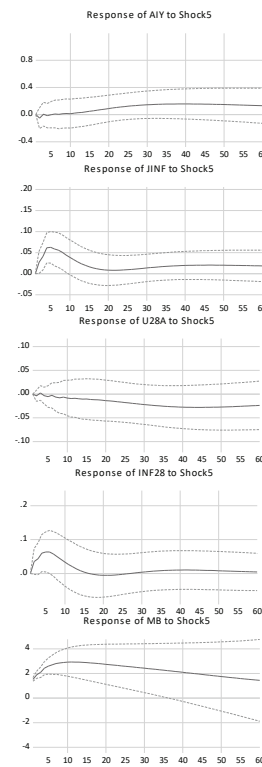
付図27-4 大阪府のモデル4



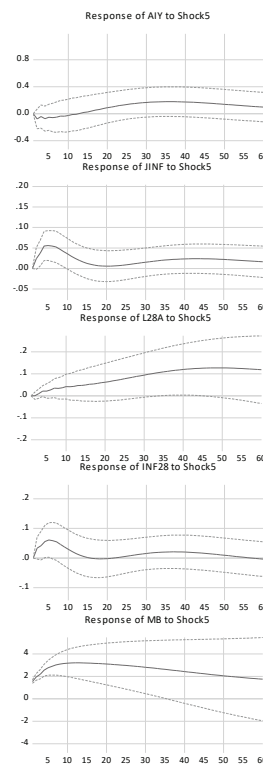
付図28-1 兵庫県モデル1



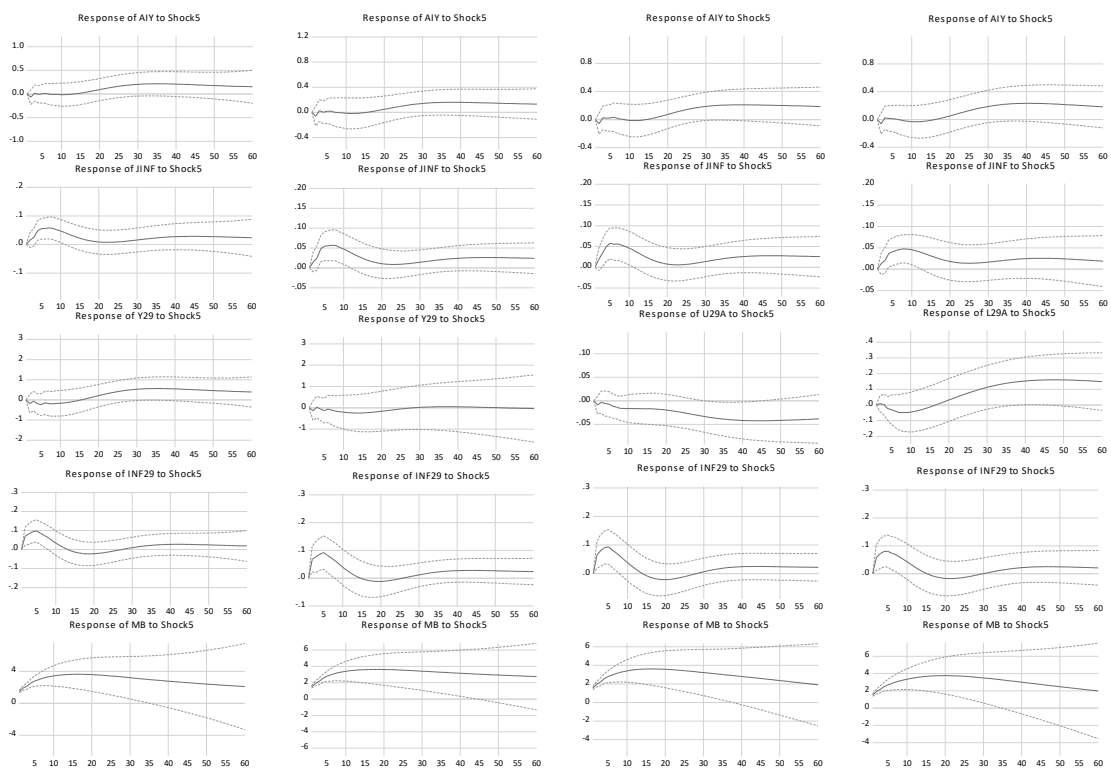
付図28-2 兵庫県モデル2



付図28-3 兵庫県モデル3



付図28-4 兵庫県モデル4

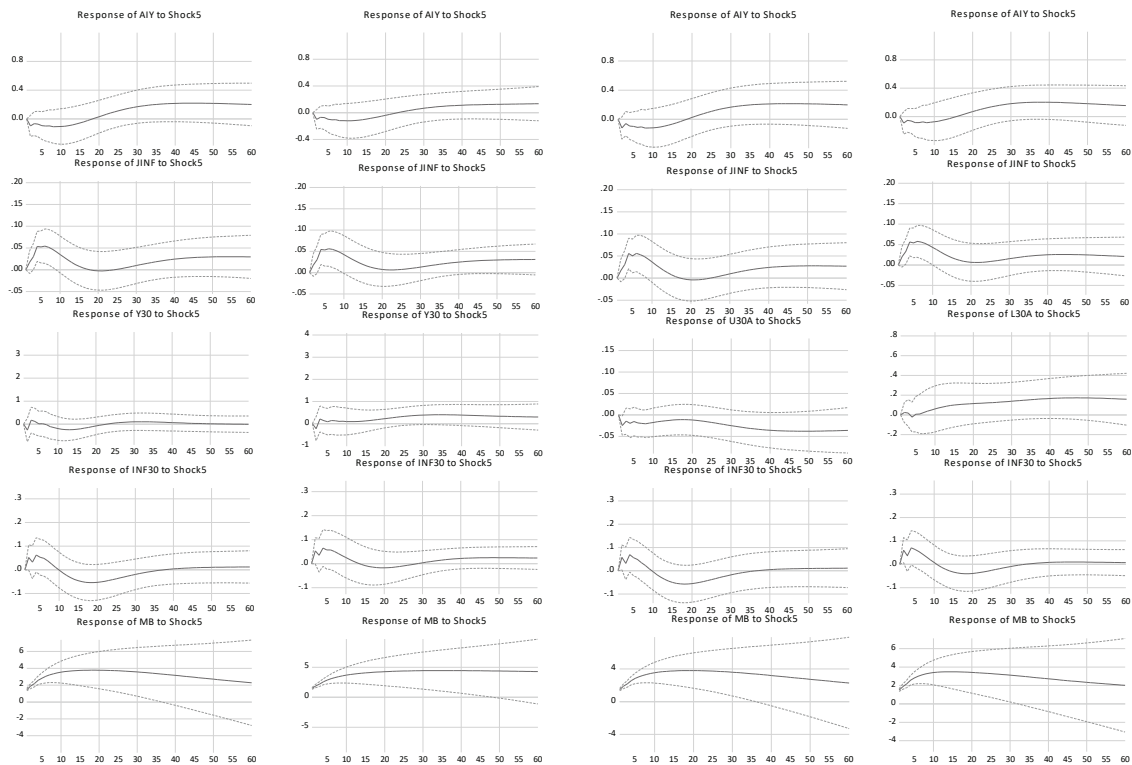


付図29-1 奈良県のモデル1

付図29-2 奈良県のモデル2

付図29-3 奈良県のモデル3

付図29-4 奈良県のモデル4

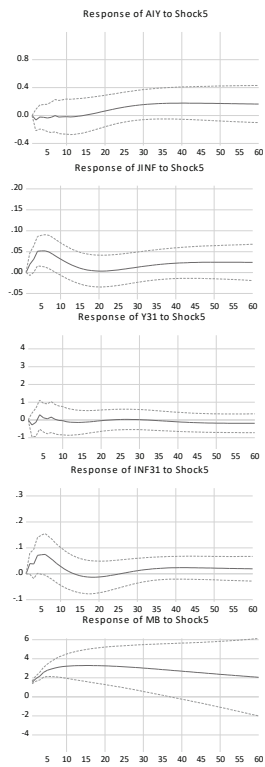


付図30-1 和歌山県のモデル1

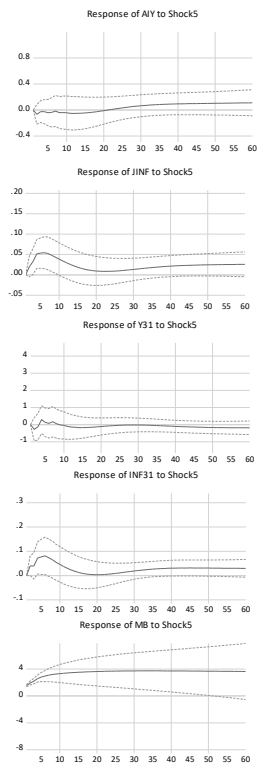
付図30-2 和歌山県のモデル2

付図30-3 和歌山県のモデル3

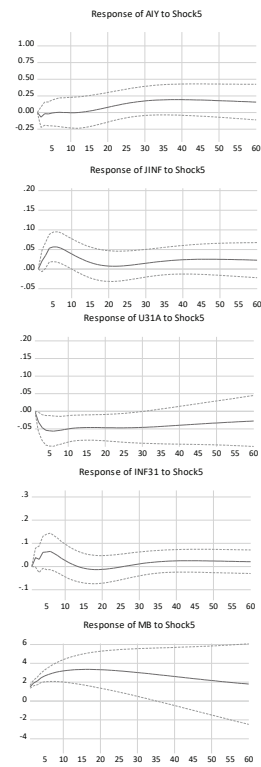
付図30-4 和歌山県のモデル4



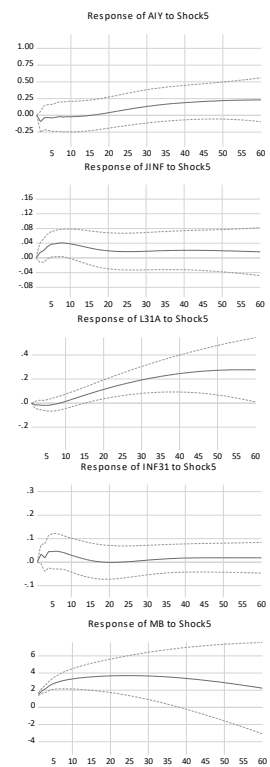
付図31-1 鳥取県のモデル1



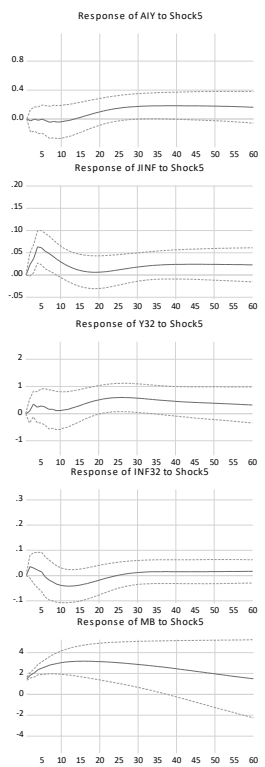
付図31-2 鳥取県のモデル2



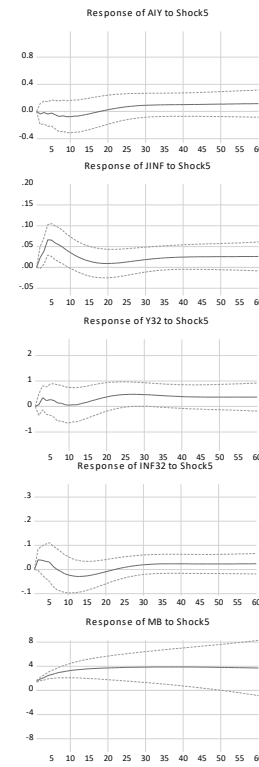
付図31-3 鳥取県のモデル3



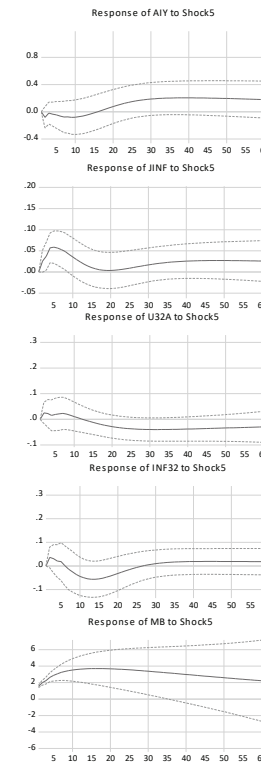
付図31-4 鳥取県のモデル4



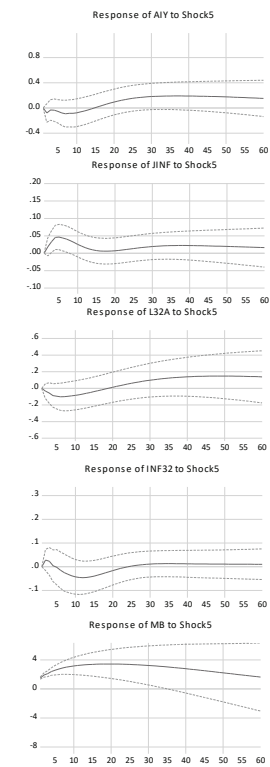
付図32-1 島根県のモデル1



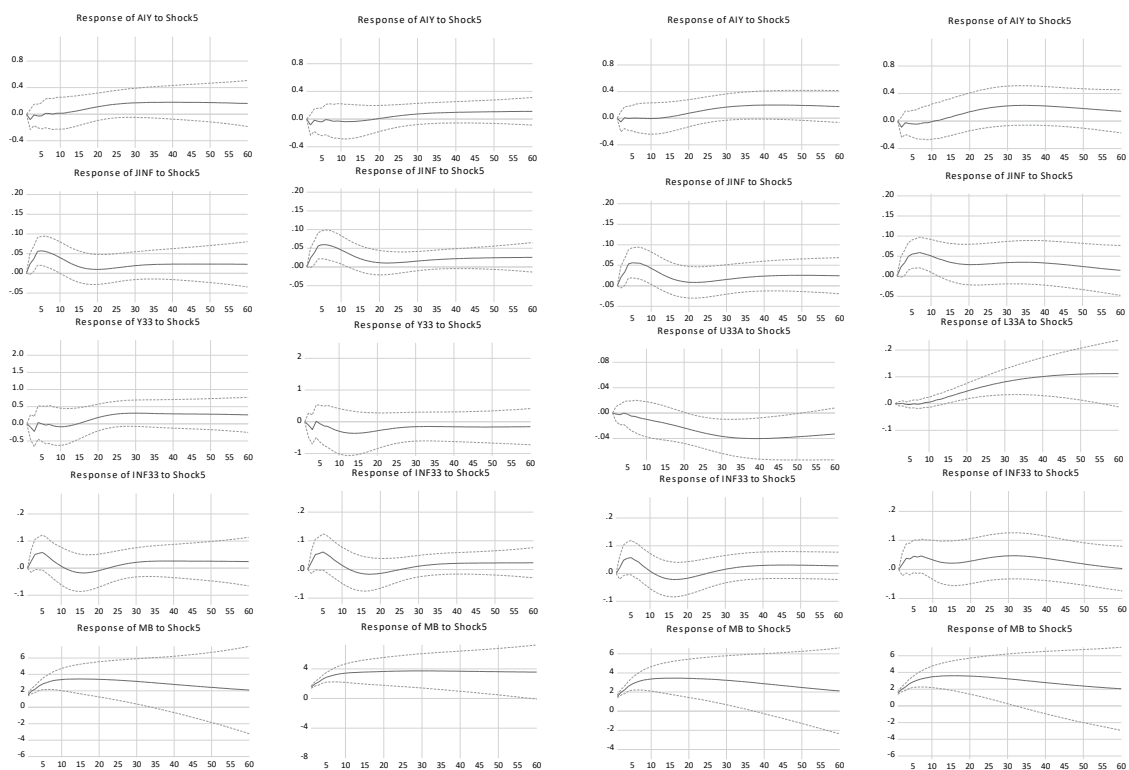
付図32-2 島根県のモデル2



付図32-3 島根県のモデル3



付図32-4 島根県のモデル4

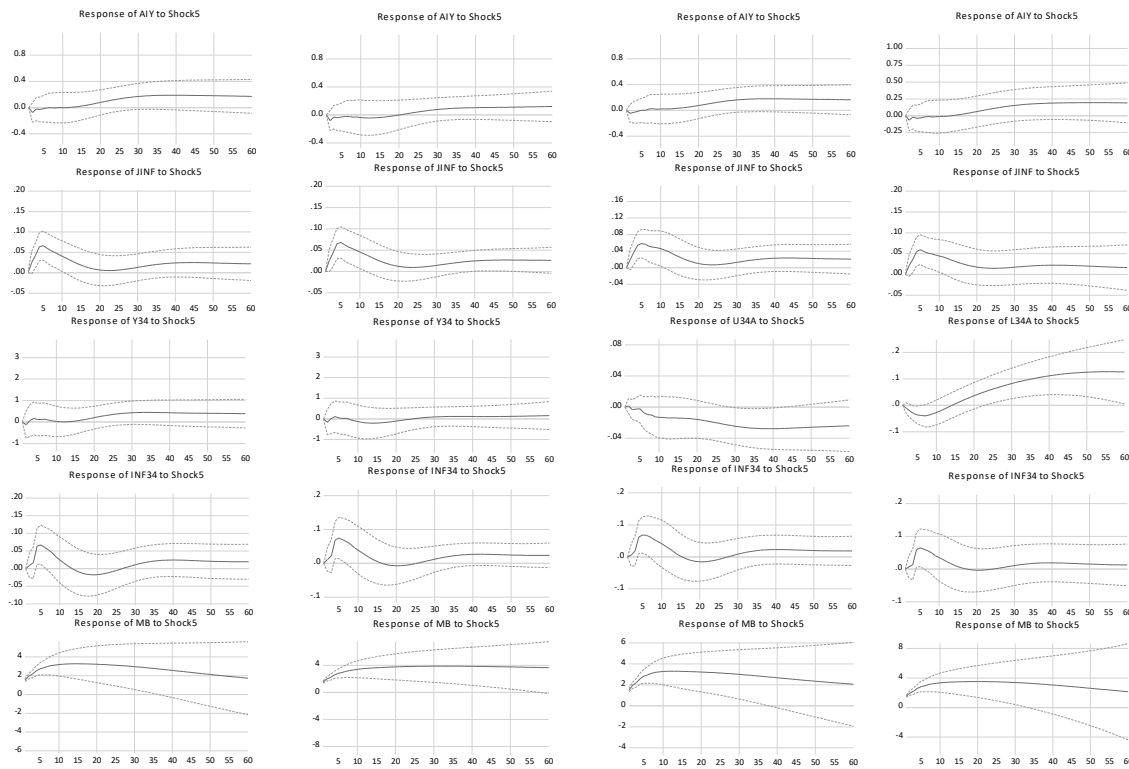


付図33-1 岡山県のモデル1

付図33-2 岡山県のモデル2

付図33-3 岡山県のモデル3

付図33-4 岡山県のモデル4

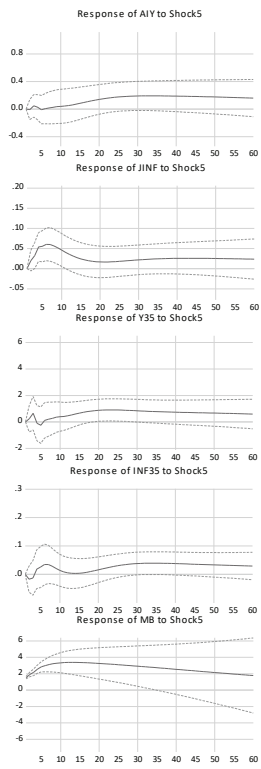


付図34-1 広島県のモデル1

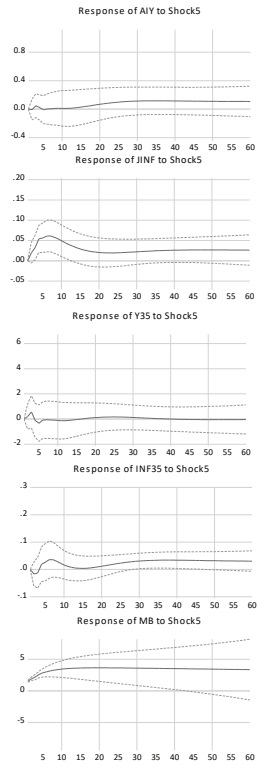
付図34-2 広島県のモデル2

付図34-3 広島県のモデル3

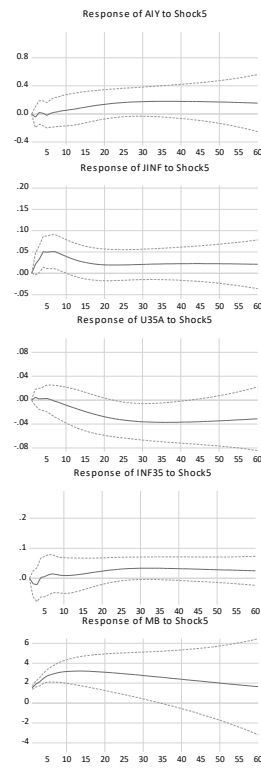
付図34-4 広島県のモデル4



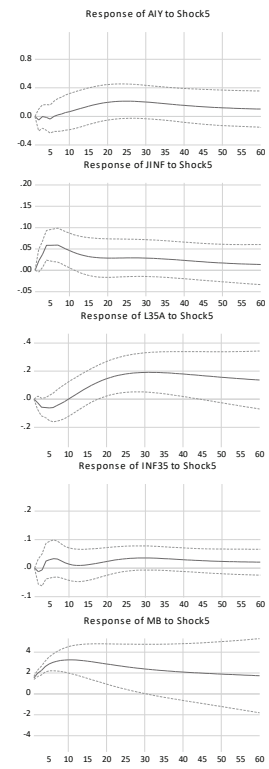
付図35-1 山口県のモデル1



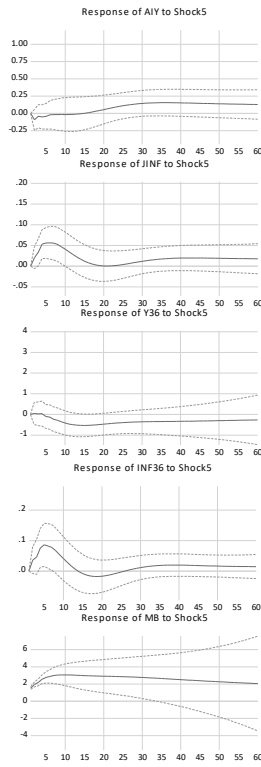
付図35-2 山口県のモデル2



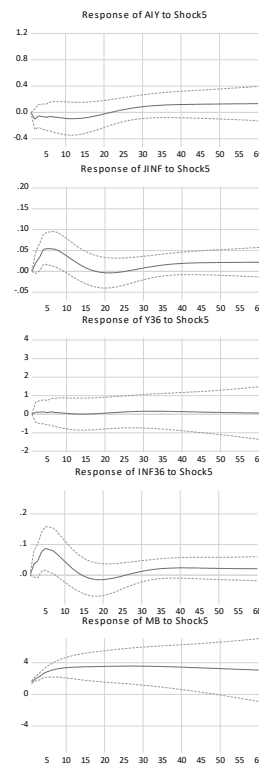
付図35-3 山口県のモデル3



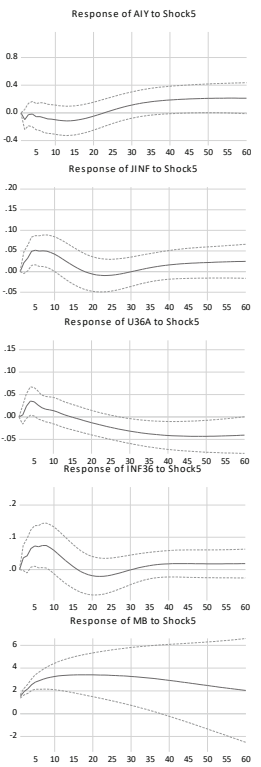
付図35-4 山口県のモデル4



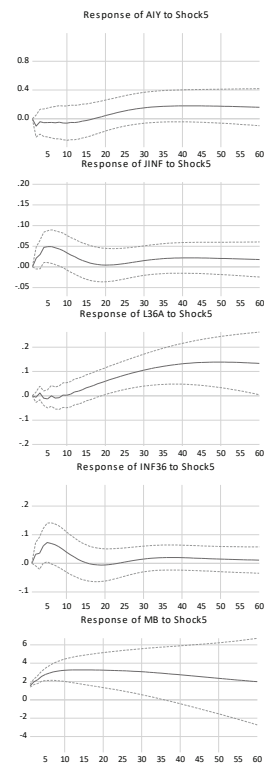
付図36-1 徳島県のモデル1



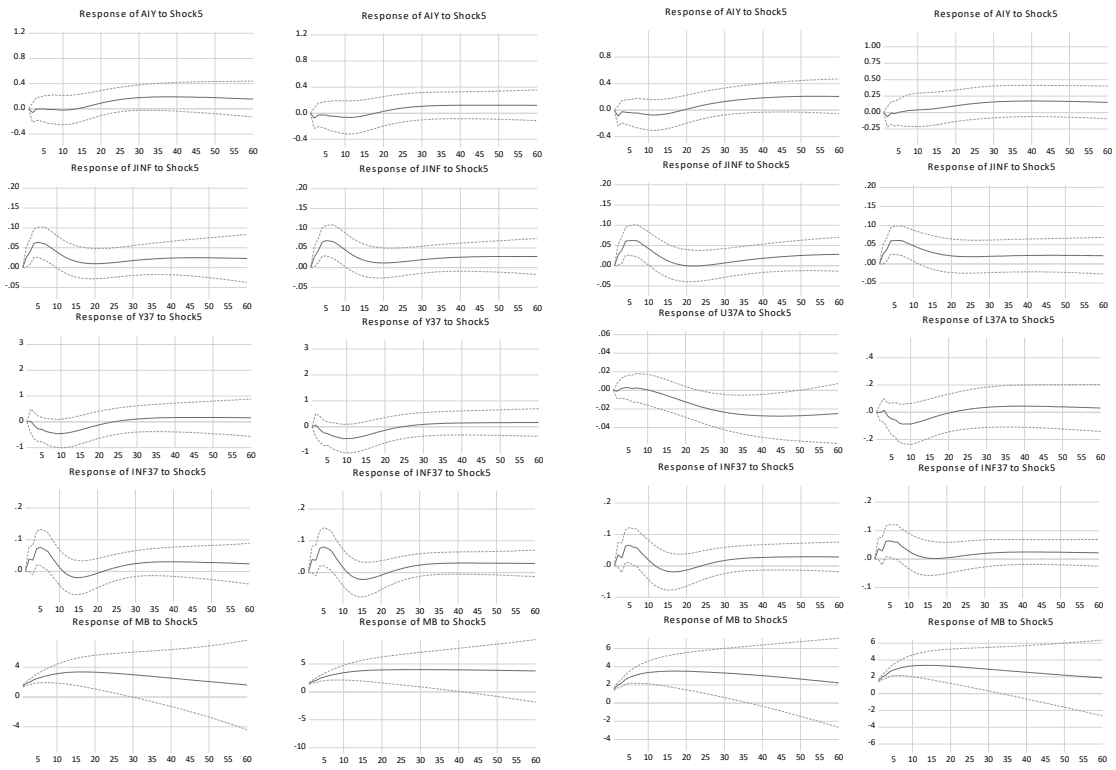
付図36-2 徳島県のモデル2



付図36-3 徳島県のモデル3



付図36-4 徳島県のモデル4

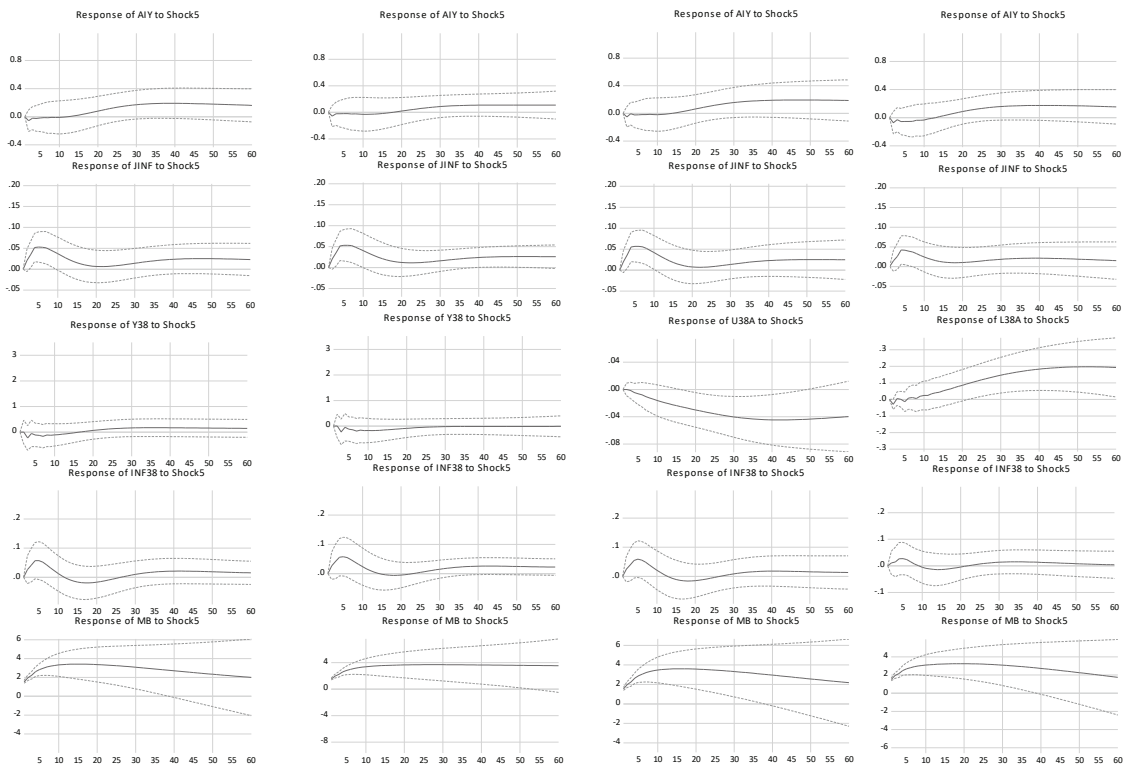


付図37-1 香川県のモデル1

付図37-2 香川県のモデル2

付図37-3 香川県のモデル3

付図37-4 香川県のモデル4

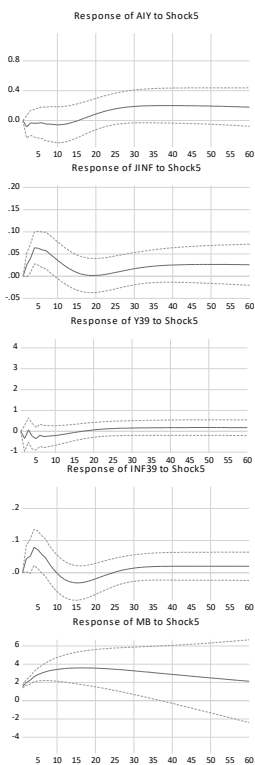


付図38-1 愛媛県のモデル1

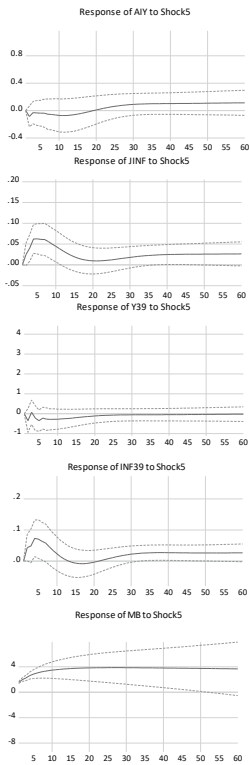
付図38-2 愛媛県のモデル2

付図38-3 愛媛県のモデル3

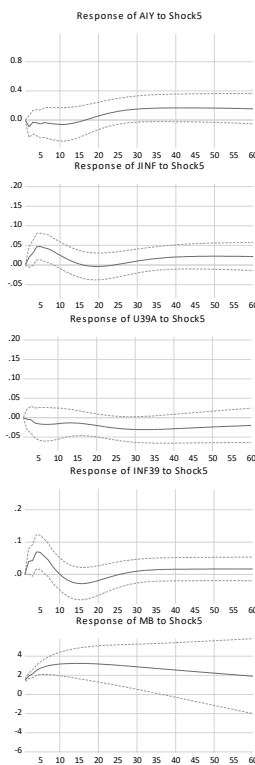
付図38-4 愛媛県のモデル4



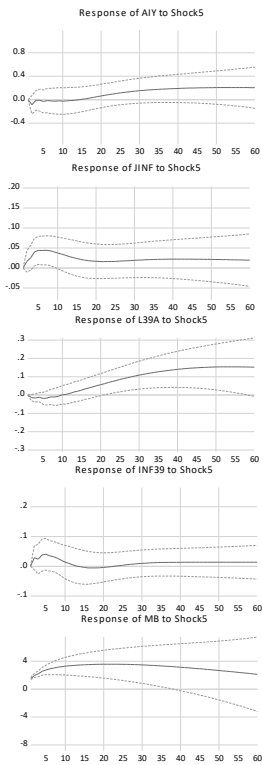
付図39-1 高知県のモデル1



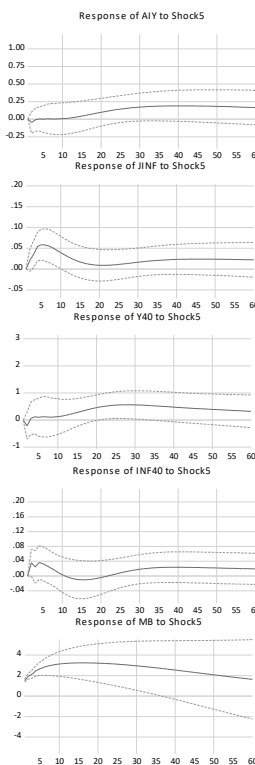
付図39-2 高知県のモデル2



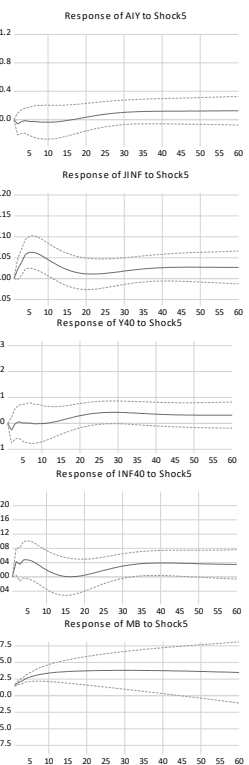
付図39-3 高知県のモデル3



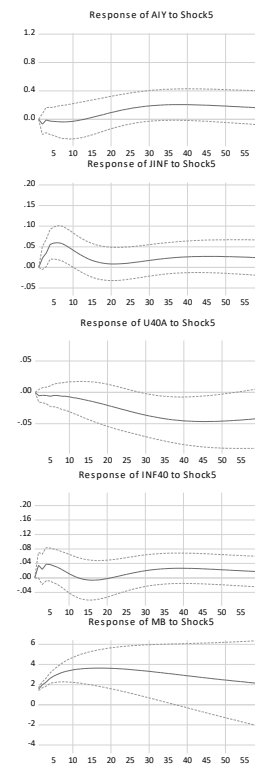
付図39-4 高知県のモデル4



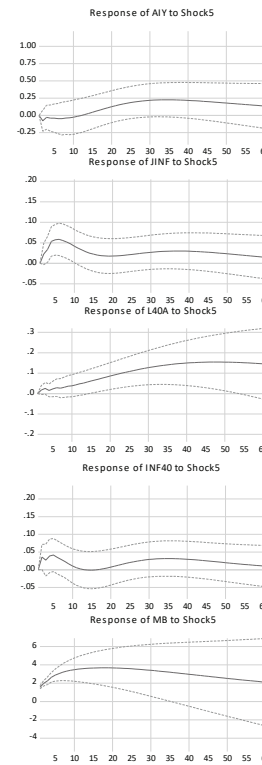
付図40-1 福岡県のモデル1



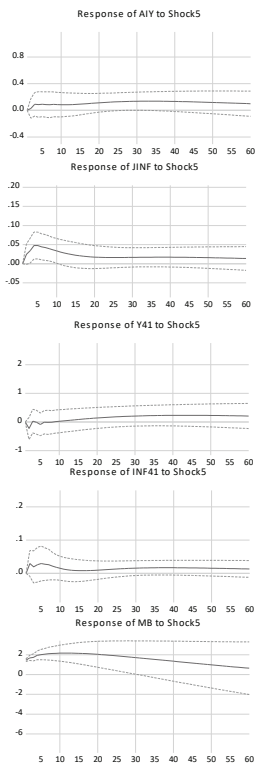
付図40-2 福岡県のモデル2



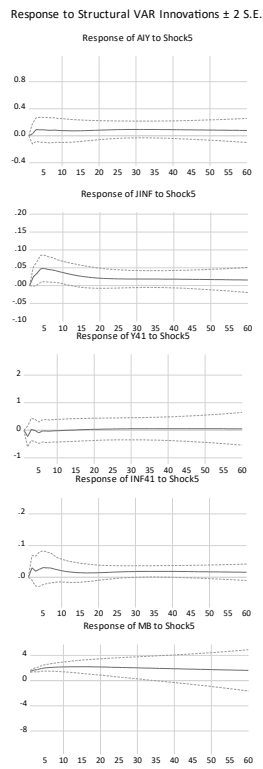
付図40-3 福岡県のモデル3



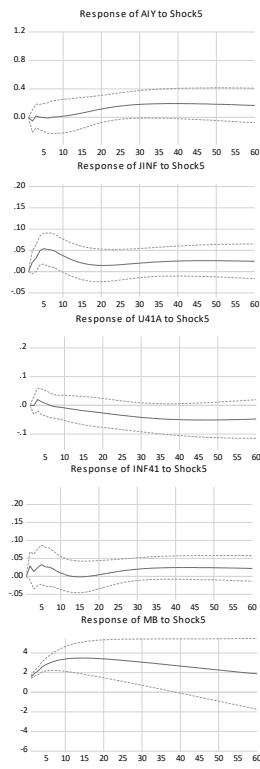
付図40-4 福岡県のモデル4



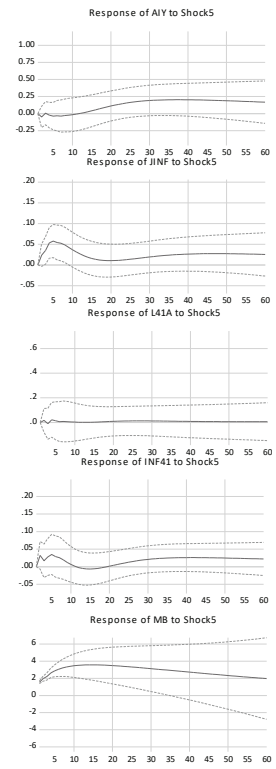
付図41-1 佐賀県のモデル1



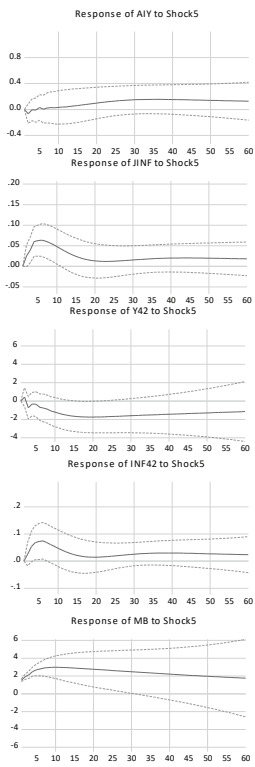
付図41-2 佐賀県のモデル2



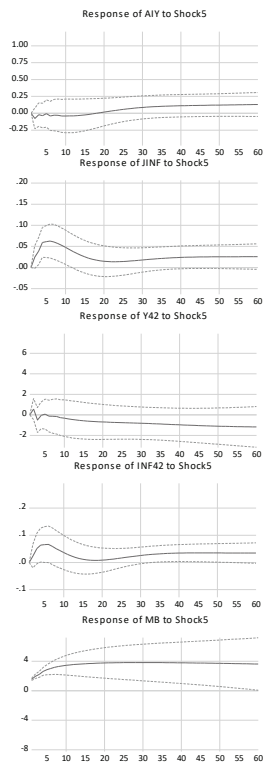
付図41-3 佐賀県のモデル3



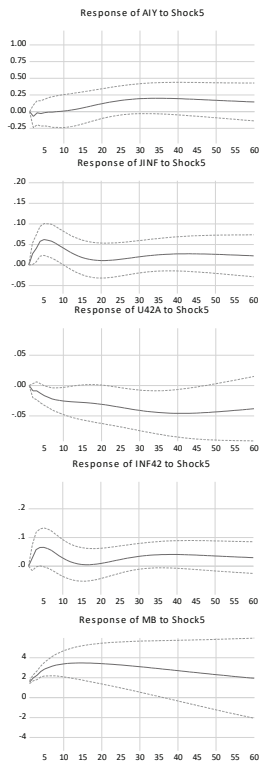
付図41-4 佐賀県のモデル4



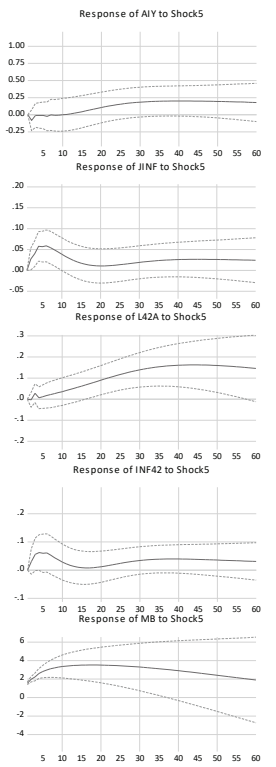
付図42-1 長崎県のモデル1



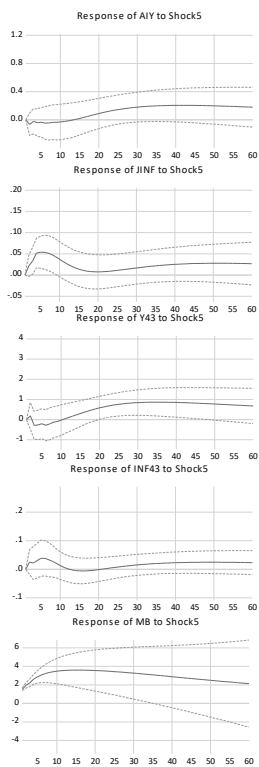
付図42-2 長崎県のモデル2



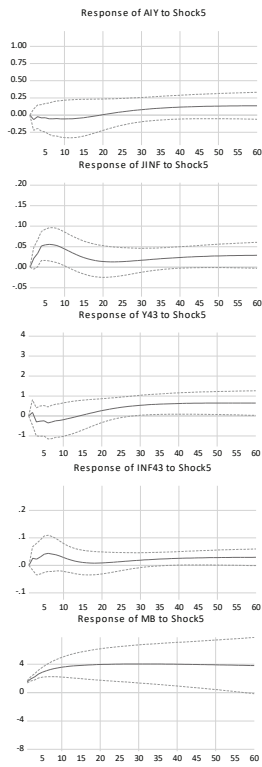
付図42-3 長崎県のモデル3



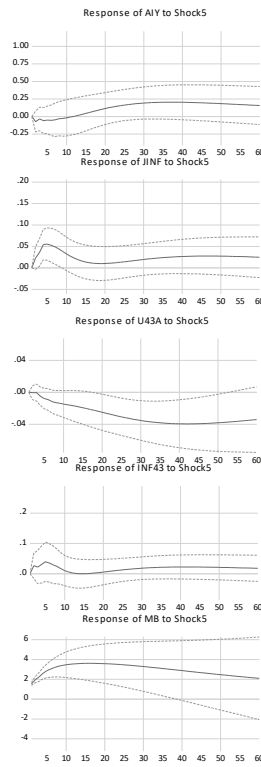
付図42-4 長崎県のモデル4



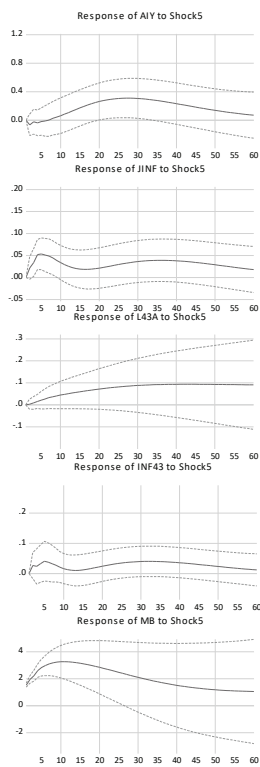
付図43-1 熊本県のモデル1



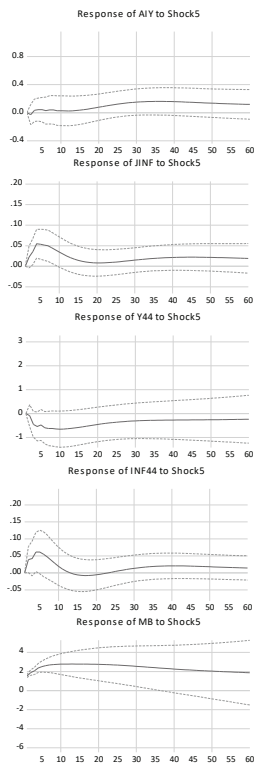
付図43-2 熊本県のモデル2



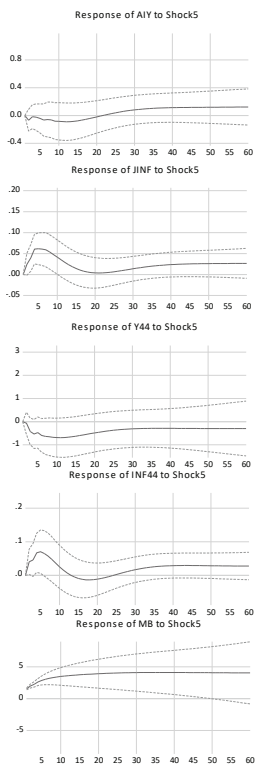
付図43-3 熊本県のモデル3



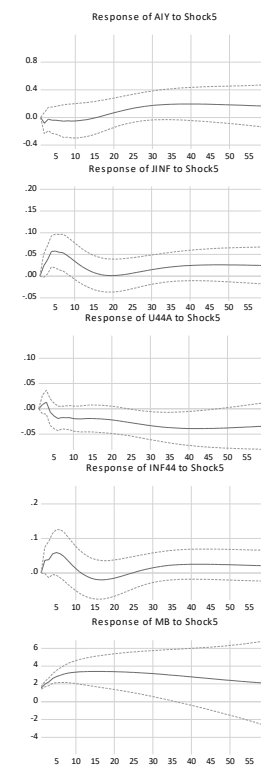
付図43-4 熊本県のモデル4



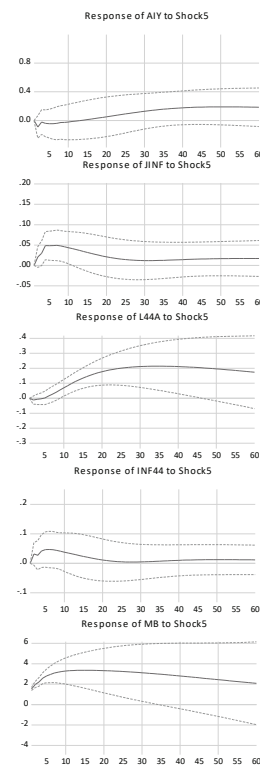
付図44-1 大分県のモデル1



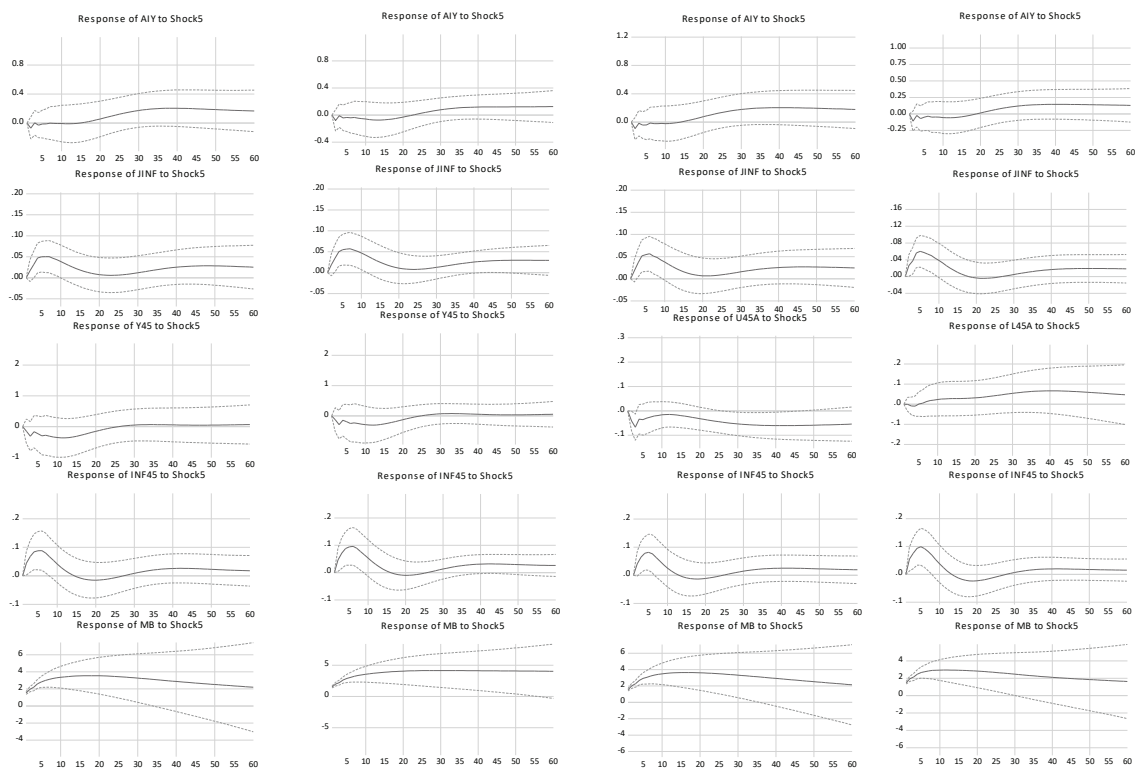
付図44-2 大分県のモデル2



付図44-3 大分県のモデル3



付図44-4 大分県のモデル4

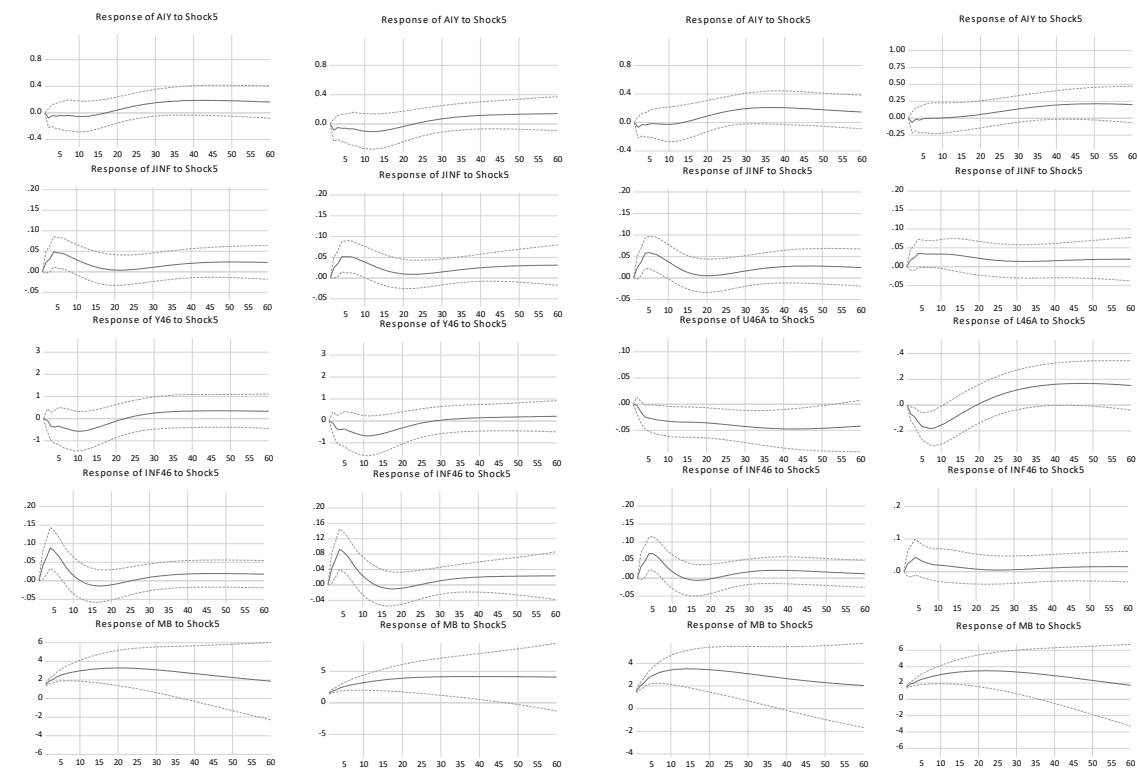


付図45-1 宮崎県のモデル1

付図45-2 宮崎県のモデル2

付図45-3 宮崎県のモデル3

付図45-4 宮崎県のモデル4

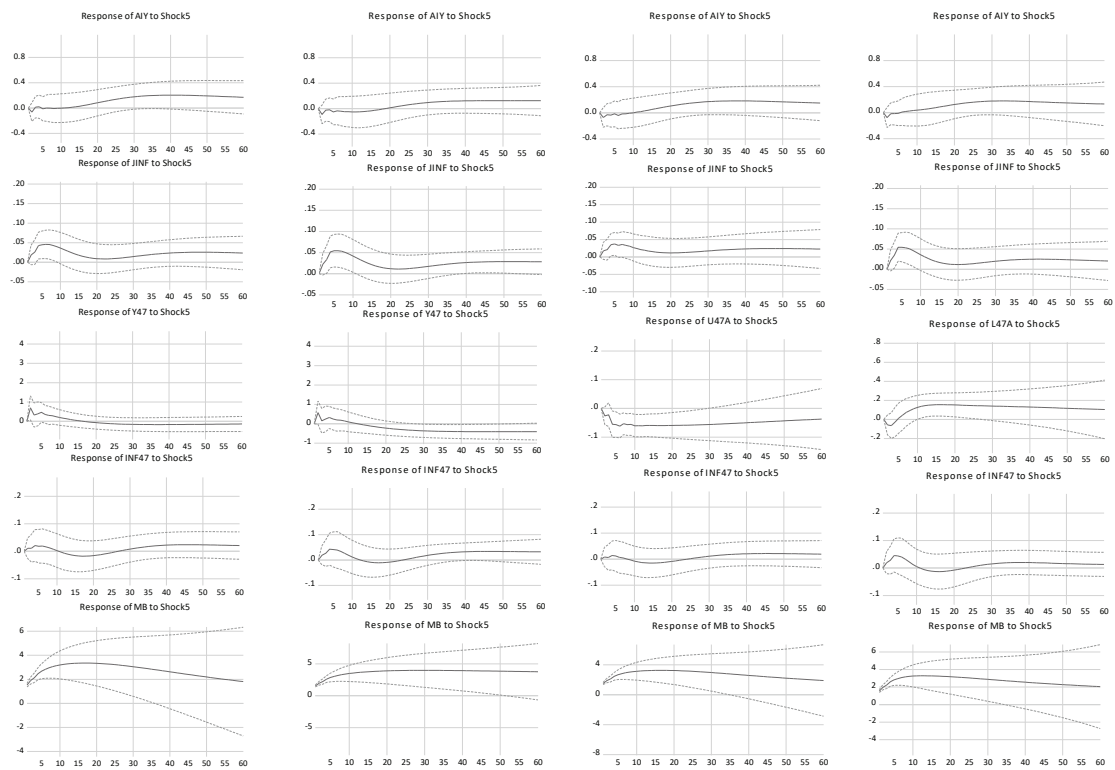


付図46-1 鹿児島県のモデル1

付図46-2 鹿児島県のモデル2

付図46-3 鹿児島県のモデル3

付図46-4 鹿児島県のモデル4



付図47-1 沖縄県のモデル1 付図47-2 沖縄県のモデル2 付図47-3 沖縄県のモデル3 付図47-4 沖縄県のモデル4

付表25：滋賀県のマクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y25 or U25a or L25a	INF25	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	2-10期有意にプラス	Y25：有意ではない	4-8期有意にプラス	4
モデル2	有意ではない	2-11期有意にプラス	Y25：有意ではない	4-8期有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	0-10期有意にプラス	U25a：有意ではない	4-6期有意にプラス	2
モデル4	有意ではない	2-11期有意にプラス	L25a：有意ではない	4-6期有意にプラス	2

付表26：京都府マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y26 or U26a or L26a	INF26	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-11期有意にプラス	Y26：有意ではない	0-5期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	3-12期有意にプラス	Y26：有意ではない	0-4期有意にプラス	2
モデル3	有意ではない	2-10期有意にプラス	U26a：32-45期統計的に弱くマイナス	0-7期有意にプラス	2
モデル4	有意ではない	3-10期有意にプラス	L26a：7-50期有意にプラス	0-6期有意にプラス	7

付表27：大阪府マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y27 or U27a or L27a	INF27	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	1-11期有意にプラス	Y27：有意ではない	3-7期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	2-12期有意にプラス	Y27：有意ではない	3-8期有意にプラス	2
モデル3	有意ではない	3-10期有意にプラス	U27a：有意ではない	3-7期有意にプラス	2
モデル4	有意ではない	3-11期有意にプラス	L27a：17-44期有意にプラス	3-7期有意にプラス	2

付表28：兵庫県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y28 or U28a or L28a	INF28	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-11期有意にプラス	Y28：有意ではない	0-8期有意にプラス	3
モデル2	有意ではない	3-12期有意にプラス	Y28：有意ではない	0-9期有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	2-9期有意にプラス	U28a：有意ではない	3-8期有意にプラス	4
モデル4	有意ではない	2-10期有意にプラス	L28a：33-46期有意にプラス	4-5期有意にプラス	4

付表29：奈良県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y29 or U29a or L29a	INF29	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-12期有意にプラス	Y29：有意ではない	0-8期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	3-12期有意にプラス	Y29：有意ではない	0-8期有意にプラス	3
モデル3	30-40期統計的に弱い意味でプラス	3-11期有意にプラス	U29a：30-45期有意にマイナス	0-8期有意にプラス	2
モデル4	有意ではない	4-13期有意にプラス	L29a：有意ではない	0-8期有意にプラス	2

付表30：和歌山県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y30 or U30a or L30a	INF30	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-9期有意にプラス	Y30：有意ではない	0-2期統計的に弱くプラス	3
モデル2	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y30：有意ではない	0-2期統計的に弱くプラス	3
モデル3	有意ではない	3-9期有意にプラス	U30a：有意ではない	0-2期有意にプラス	4
モデル4	有意ではない	3-10期有意にプラス	L30a：有意ではない	0-2期有意にプラス	3

付表31：鳥取県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y31 or U31a or L31a	INF31	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-9期有意にプラス	Y31：有意ではない	0-6期概ね有意にプラス	3
モデル2	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y31：有意ではない	0-7期概ね有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	3-10期有意にプラス	U31a：2-30期有意にマイナス	0-2期有意にプラス	3
モデル4	有意ではない	4-9期有意にプラス	L31a：15期以降有意にプラス	0-2期有意にプラス	3

付表32：島根県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y32 or U32a or L32a	INF32	ラグ AIC
モデル1	30期以降統計的に弱くプラス	2-9期有意にプラス	Y32：20-35期程度有意にプラス	有意ではない	5
モデル2	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y32：26-35期有意にプラス	0-2期有意にプラス	5
モデル3	有意ではない	2-9期有意にプラス	U32a：有意ではない	有意ではない	2
モデル4	有意ではない	3-8期有意にプラス	L32a：有意ではない	有意ではない	2

付表33：岡山県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y33 or U33a or L33a	INF33	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y33：有意ではない	3-5期統計的に弱くプラス	3
モデル2	有意ではない	2-12期有意にプラス	Y33：有意ではない	3-5期統計的に弱くプラス	3
モデル3	有意ではない	3-11期有意にプラス	U33a：20-50期有意にマイナス	3-5期統計的に弱くプラス	2
モデル4	有意ではない	3-12期有意にプラス	L33a：15-55期有意にプラス	3-7期統計的に弱くプラス	4

付表34：広島県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y34 or U34a or L34a	INF34	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	2-11期有意にプラス	Y34：有意ではない	4-6期有意にプラス	3
モデル2	有意ではない	2-12期有意にプラス	Y34：有意ではない	4-7期有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	2-11期有意にプラス	U34a：30-45期有意にマイナス	4-7期有意にプラス	4
モデル4	有意ではない	2-11期有意にプラス	L34a：23期以降有意にプラス	4-6期有意にプラス	2

付表35：山口県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y35 or U35a or L35a	INF35	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-11期有意にプラス	Y35：20-30期有意にプラス	30-40期統計的に弱くプラス	3
モデル2	有意ではない	3-12期有意にプラス	Y35：有意ではない	29-45期有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	3-10期有意にプラス	U35a：22-43期有意にマイナス	30-40期統計的に弱くプラス	2
モデル4	有意ではない	3-11期有意にプラス	L35a：18-45期有意にプラス	25-40期統計的に弱くプラス	4

付表36：徳島県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y36 or U36a or L36a	INF36	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y36：有意ではない	3-7期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	3-9期有意にプラス	Y36：有意ではない	3-8期有意にプラス	2
モデル3	40期から統計的に弱くプラス	3-10期有意にプラス	U36a：4-5期有意にプラス	4-8期有意にプラス	4
モデル4	有意ではない	3-8期有意にプラス	L36a：30期以降有意にプラス	4-6期有意にプラス	5

付表37：香川県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y37 or U37a or L37a	INF37	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	2-10期有意にプラス	Y37：有意ではない	3-7期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	2-10期有意にプラス	Y37：有意ではない	3-8期有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	2-10期有意にプラス	U37a：25-50期有意にマイナス	4-7期有意にプラス	2
モデル4	有意ではない	2-12期有意にプラス	L37a：有意ではない	4-7期有意にプラス	2

付表38：愛媛県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y38 or U38a or L38a	INF38	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y38：有意ではない	有意ではない	2
モデル2	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y38：有意ではない	有意ではない	2
モデル3	有意ではない	3-11期有意にプラス	U38a：16-50期有意にマイナス	有意ではない	2
モデル4	有意ではない	4-7期有意にプラス	L38a：21期以降有意にプラス	有意ではない	4

付表39：高知県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y39 or U39a or L39a	INF39	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	2-9期有意にプラス	Y39：有意ではない	3-6期有意にプラス	3
モデル2	有意ではない	2-11期有意にプラス	Y39：有意ではない	3-7期有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	3-8期有意にプラス	U39a：有意ではない	3-6期有意にプラス	3
モデル4	有意ではない	3-10期有意にプラス	L39a：20期以降有意にプラス	有意ではない	7

付表40：福岡県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y40 or U40a or L40a	INF40	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y40：20-35期有意にプラス	0-2期有意にプラス	3
モデル2	有意ではない	2-11期有意にプラス	Y40：有意ではない	0-2期有意にプラス	2
モデル3	有意ではない	3-10期有意にプラス	U40a：29-53期有意にマイナス	0-2期有意にプラス	4
モデル4	有意ではない	3-11期有意にプラス	L40a：15-55期有意にプラス	0-2期有意にプラス	2

付表41：佐賀県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y41 or U41a or L41a	INF41	ラグ AIC
モデル1	26-35統計的に弱くプラス	3-10期有意にプラス	Y41：有意ではない	有意ではない	2
モデル2	有意ではない	3-12期有意にプラス	Y41：有意ではない	35-45期統計的に弱くプラス	2
モデル3	30-40統計的に弱くプラス	3-10期有意にプラス	U41a：有意ではない	有意ではない	2
モデル4	有意ではない	3-9期有意にプラス	L41a：有意ではない	有意ではない	2

付表42：長崎県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y42 or U42a or L42a	INF42	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	2-11期有意にプラス	Y42：有意ではない	3-7期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	2-12期有意にプラス	Y42：有意ではない	3-6期有意にプラス	2
モデル3	有意ではない	2-10期有意にプラス	U42a：5-47期概ね有意にマイナス	3-5期統計的に弱くプラス	2
モデル4	有意ではない	2-10期有意にプラス	L42a：16-58期有意にプラス	3-4期統計的に弱くプラス	2

付表43：熊本県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y43 or U43a or L43a	INF43	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-9期有意にプラス	Y43：20-50期有意にプラス	有意ではない	2
モデル2	有意ではない	3-11期有意にプラス	Y43：28期以降有意にプラス	36期以降有意にプラス	2
モデル3	有意ではない	3-8期有意にプラス	U43a：18-54期有意にマイナス	有意ではない	2
モデル4	20-35期有意にプラス	3-9期有意にプラス	L43a：有意ではない	有意ではない	2

付表44：大分県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y44 or U44a or L44a	INF44	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-9期有意にプラス	Y44：有意ではない	0-5期お概ね有意にプラス	3
モデル2	有意ではない	2-10期有意にプラス	Y44：有意ではない	0-6期お概ね有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	2-9期有意にプラス	U44a：24-49期有意にマイナス	0-2期有意にプラス	5
モデル4	有意ではない	3-11期有意にプラス	L44a：9-45期有意にプラス	有意ではない	2

付表45：宮崎県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y45 or U45a or L45a	INF45	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-10期有意にプラス	Y45：有意ではない	0-8期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	3-11期有意にプラス	Y45：有意ではない	0-9期有意にプラス	2
モデル3	有意ではない	3-9期有意にプラス	U45a：27-45期有意にマイナス	2-7期有意にプラス	3
モデル4	有意ではない	2-10期有意にプラス	L45a：有意ではない	0-8期有意にプラス	4

付表46：鹿児島県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y46 or U46a or L46a	INF46	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-8期有意にプラス	Y46：有意ではない	0-7期有意にプラス	2
モデル2	有意ではない	2-10期有意にプラス	Y46：有意ではない	0-8期有意にプラス	3
モデル3	有意ではない	2-10期有意にプラス	U46a：4-55期有意にマイナス	3-7期有意にプラス	3
モデル4	有意ではない	4-8期弱くプラス	L46a：0-10期以降有意にマイナス 40-50期統計的に弱くプラス	有意ではない	2

付表47：沖縄県マクロ経済のマネタリーベースショックに対するインパルス反応

	AIY	JINF	Y47 or U47a or L47a	INF47	ラグ AIC
モデル1	有意ではない	3-9期有意にプラス	Y47：0-2期有意にプラス	有意ではない	3
モデル2	有意ではない	3-11期有意にプラス	Y47：0-2期有意にプラス	有意ではない	3
モデル3	有意ではない	4-8期有意にプラス	U47a：4-30期有意にマイナス	有意ではない	4
モデル4	有意ではない	3-9期有意にプラス	L47a：10-27期有意にプラス	有意ではない	3

参考文献

- 飯星博邦・梅田雅信・脇田成 (2011)「量的緩和—レジーム・スイッチ VAR からみた2つの政策効果」浅子和美・飯塚信夫・宮川努編『世界同時不況と景気循環分析』東京大学出版会, pp.201-220.
- 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.
- 大田英明 (2019)「世界金融危機後における日本銀行の金融緩和政策の再評価」『立命館国際研究』, 立命館大学国際関係学会, Vol.32, No.2, pp.87-127.
- 金融庁 (2021)「都道府県別の中小・地域金融機関情報一覧」金融庁、閲覧日2021年8月25日、(<https://www.fsa.go.jp/policy/chusho/shihyou.html>)
- 得田雅章 (2016)「QQE (量的・質的金融緩和) と実体経済に関する時系列分析」滋賀大学経済学部附属リスク研究センター Discussion Paper No.J-59, pp.1-17.
- 全国銀行協会・パブリック・リーレーション部 (2020)「全国銀行預金・貸出金等速報 (2020年3月末)」全国銀行協会、更新日2020年4月9日、(<https://www.zenginkyo.or.jp/stats/month1-01/15423/15849/>)
- 原田泰・増島稔 (2009)「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」吉川洋編集・内閣府経済社会総合研究所企画・監修『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策2 デフレ経済と金融政策』慶応義塾大学出版会, pp.233-275.
- 本多祐三・黒木祥弘・立花実 (2010)「量的緩和政策—2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析—」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所, Vol.99, pp.59-81.
- 前川功一・小村衆統・永田修一 (2015)「VARモデルによる日本の金融緩和政策効果の検証: 2009年~2014年の期間について」『広島経済大学経済研究論集』広島経済大学, Vol.38, No.2, pp.1-20.
- 前川功一 (2017)「非ガウス型構造 VARモデルによる因果序列の探索—日本の量的金融緩和政策の分析を事例として—」『広島経済大学創立五十周年記念論文集』広島経済大学、上巻, pp.25-62.
- 宮尾龍蔵 (2016)「第3章 非伝統的金融政策に効果はあるのか (II) 実証的な証拠」『非伝統的金融政策—政策当事者としての視点』有斐閣, pp.89-120.
- 宮本弘曉 (2016)「量的緩和政策と労働市場」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.16-J-3, pp.1-44.
- 内閣府経済社会総合研究所 (2010)「都道府県別民間資本ストック (平成12年暦年価格、国民経済計算ベース、平成23年3月時点)」内閣府、閲覧日2021年8月25日、(https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_h21stock.html)
- 山本康裕 (2018)「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』弘前大学人文社会科学部, Vol.4, pp.137-174.
- 山本康裕 (2022)「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』弘前大学人文社会科学部, Vol.12, pp.113-147.
- Matousek, R., Papadamou, S. T., Šević, A., & Tzeremes, N. G. (2019). The effectiveness of quantitative easing: Evidence from Japan. *Journal of International Money and Finance*, 99, pp.1-15.
- Miyao, R. and Okimoto, T. (2017). The Macroeconomic Effects of Japan's Unconventional Monetary Policies. RITIE Discussion Paper Series, 17-E-065, pp.1-26.