

## 【論文】

# 岩手県のマクロ経済と非伝統的金融政策

山本 康裕

## 1. はじめに

ゼロ金利政策に端を発した非伝統的金融政策が開始されてから20年弱の時間が経過した。この非伝統的金融政策が効果を発揮しているかを分析した実証分析は大きく分けて2つのタイプに分類される。一つ目は、非伝統的金融政策が金融変数に影響を与えているかを分析するタイプの実証分析である。具体的には、ゼロ金利政策やマネタリーベースの増大が、長短期金利の低下を促しているかなどを分析対象としている。二つ目は、非伝統的金融政策が、生産、物価、為替相場、輸出額などの実体経済のマクロ変数に効果を与えているかを分析した実証研究である。前者のタイプの研究には翁・白塚(2003)などがあり、非伝統的金融政策が、長短金利のイールド・カーブを全体として下にシフトさせていることを確認している。このタイプの研究は、概ねゼロ金利政策や量的緩和が金融変数に緩和的な効果を発揮していると結論付けている。それに対して、二つ目のタイプの研究においては、非伝統的金融政策が実体経済、特に生産に対して効果を発揮しているかどうかは、推定期間や内生変数に依るマクロ経済変数を選択するかで結論が異なっている。マネタリーベースの増大が生産に効果を発揮しているという先行研究は、本多・黒木・立花(2010)、原田・増島(2009)、宮尾(2016)などがある。逆に生産に対して効果はないという先行研究には飯星・梅田・脇田(2011)、得田(2016)などがある。

本研究は、二つ目のタイプの研究であるが、分析対象は日本国のマクロ経済ではなく、地方経済であり、マネタリーベースの増大が、岩手県の生産、物価、失業率に如何なる効果をもたらしているかを分析の目的とする。金融政策が地方経済に如何なる効果を与えているか、という先行研究は多くはない。地方ごとに景気の状態や経済構造は異なっているため、全国一律に実行される金融政策の効果は、地方ごとに全国とは異なることは自明であることがその原因であろう。よって、伝統的金融政策と地方経済の関係を分析した家森(2002)、大越(2011)においても、非伝統的金融政策と地方経済の関係を分析した井口(2009)においても、特定の県を分析対象とはしていない。その中で、大越(2011)は、地域間の金融政策に対する反応の相違を確認し、その原因を分析している。もし、各県の金融政策に対する反応が全国と異なるのであれば、当該県のマクロ変数が金融政策に対して、素早く反応するのか遅れて反応するのか、その反応の大きさはどれくらいなのか、金融政策の波及経路は何か、といった当該県の「クセ」を確認しておくことは、各県の政策担当者にとっ

て一定の政策含意があると思われる。

マネタリーベースの拡大が、実体経済のマクロ変数にいかなる効果を与えたかという先行研究に本多など(2010)がある。この先行研究では、2001年3月から2006年2月の量的緩和政策期を推定期間として<sup>1</sup>、鉱工業生産指数、消費者物価指数、日銀当預目標額、金融変数(日経平均、長期金利、為替相場、銀行貸出)などから構成される3から5変数の構造VARモデルを推定し、日銀当預目標額の正のショックが生産にプラスの効果を与え、物価には効果を与えないことを提示している。また、その波及経路は、伝統的な金利経路ではなく、株価の上昇であると結論付けている。

宮尾(2016)は、量的緩和政策が開始された2001年3月から2015年3月を推定期間として、季節調整済みGDP、消費者物価指数に基づくインフレ率、マネタリーベース、長期金利(国債10年物利回り)、日経平均または名目実効為替相場からなる5変数VARモデルを推定している。その分析から宮尾は、金融政策ショックに対して、生産とインフレ率は正の反応を示し、この金融政策の波及経路は、長期金利、株価、為替相場であると結論付けている。本稿では、この宮尾(2016)と本多・黒木・立花(2010)を参考に、岩手県マクロ経済がマネタリーベースショックにいかん反応するかを構造VARモデルにて分析を行う。

論文の構成は以下のとおりである。2章では、推定に用いる構造VARモデルとデータの説明をする。3章では、非伝統的金融政策が、岩手県の実体経済にいかなる影響を与えたかを5変数のVARモデルで推計する。その結果を、山本(2018b)で導出された全国の推定結果と比較し、岩手県の特徴を分析する。4章、5章では、変数に金融変数を加えることで、岩手県における非伝統的金融政策の波及経路を明らかにし、6章で結論を述べる。

## 2. 構造VARモデルとデータ

### 2.1 推定式

本稿では、岩手県の生産及び物価水準が、マネタリーベースの外生的ショックにどの様に反応するかを考察するために、下記の様な構造VARモデルを推定する。

$$A_0 X_t = c + dum + B(L) X_t + \varepsilon_t$$

$$X_t = \begin{bmatrix} AIY_t \\ JCPI_t \\ Y_t(U_t) \\ CPI_t \\ MB_t \\ FV_t \end{bmatrix} \quad A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \quad B_k = \begin{bmatrix} b_{11,k} & b_{12,k} & b_{13,k} & b_{14,k} & b_{15,k} & b_{16,k} \\ b_{21,k} & b_{22,k} & b_{23,k} & b_{24,k} & b_{25,k} & b_{26,k} \\ b_{31,k} & b_{32,k} & b_{33,k} & b_{34,k} & b_{35,k} & b_{36,k} \\ b_{41,k} & b_{42,k} & b_{43,k} & b_{44,k} & b_{45,k} & b_{46,k} \\ b_{51,k} & b_{52,k} & b_{53,k} & b_{54,k} & b_{55,k} & b_{56,k} \\ b_{61,k} & b_{62,k} & b_{63,k} & b_{64,k} & b_{65,k} & b_{66,k} \end{bmatrix} \quad (1)$$

<sup>1</sup> 量的緩和政策の終点は2006年3月9日であるが、この3月早々に政策が終了したため、本多・黒木・立花(2010)では、推定期間の終点を2006年2月に設定している。

$t$ は時点である。 $X_t$ は内生変数ベクトルであり、 $AIY_t$ は全国の経済活動水準、 $JCPI_t$ は全国の物価、 $Y_t$ は岩手県の生産（または、 $U_t$ は岩手県の完全失業率）、 $CPI_t$ は岩手県の物価、 $MB_t$ はマネタリーベース、 $FV_t$ は金融変数ベクトルであり、長期金利、実質及び名目実効為替相場、株価である。 $FV_t$ に複数の金融変数が入る場合は、同時点係数行列 $A_0$ と $B_k$ の次数は変数の数に応じて増大する。 $A_0$ は同時点係数行列であり、リカーシブ制約を表す。 $B_k$ は各時点の係数行列、 $L$ はラグオペレータ、 $k$ はラグ次数、 $c$ は定数項である。 $dum$ は、2011年3月以降を1とする東日本大震災ダミーである。 $\varepsilon_t$ はイノベーションベクトルであり、各要素は互いに無相関である。変数の順番を全国の経済活動水準と物価水準、岩手県の生産高（失業率）と物価水準、マネタリーベース、金融変数と並べ、リカーシブ制約を課す事は、①日本銀行が、全国及び岩手県の生産高と物価を観測後にマネタリーベースを決定する事、②金融政策の外生的ショックが、1期遅れて实体经济に影響を及ぼすという2点を仮定している事を意味する。また、金融変数（株価、長期金利、実質及び名目実効為替相場）をマネタリーベースの後に配置したのは、③金融市場が金融政策の変更にすぐに反応することを意味する。この3つの仮定は、金融政策を構造VARモデルで分析する際の標準的な仮定である。

## 2.2 時系列データ

推定期間は、宮尾（2016）を参考に量的緩和政策が開始された2001年3月から2017年12月とする。使用するデータは月次データであり、その詳細は下記の表1となる。

表1：時系列データ

変数名	使用するデータ	説明	出所
AIY：日本経済の活動水準	全産業活動指数	農業分門を除き、2010年 = 100、季節調整済み	経済産業省
JY：全国の生産高	鉱工業生産指数	2010年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	経済産業省
JCPI：全国の物価水準	消費者物価指数	生鮮食料品を除く総合、2015年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	総務省統計局
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
Y：岩手県の生産高	岩手県鉱工業生産指数	2010年 = 100、2003年1月以前の値は、2003年の値により接続させた。X-12-ARIMAにて季節調整済み	岩手県政策地域部調査統計課
U：岩手県の失業率	岩手県完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整をかけ、その値に線形補間を施して月次データを導出した。	総務省統計局
CPI：岩手県の物価水準	消費者物価指数（盛岡市）	生鮮食料品を除く総合、2015年 = 100、盛岡市の値、X-12-ARIMAにて季節調整済み	総務省統計局
MB：金融政策変数	マネタリーベース	X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本銀行
STOCK：株価	日経平均	X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本経済新聞社
R10：長期金利	日本国債10年物利回り	月末終値、X-12-ARIMAにて季節調整済み	Investing.com 日本
RFX：実質実効為替相場	実質実効為替相場	2010年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本銀行
NFX：名目実効為替相場	名目実効為替相場	2010年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済み	日本銀行

失業率と長期金利以外の変数は、季節調整後の値を対数化し100を乗じている。岩手県の生産高には鉱工業生産指数を用いるが、この指数は全産業の生産をカバーしてはいない。よって、岩手県の全産業の生産活動を表す代理変数として完全失業率も推定に用いることにする。ただし、この変数は、総務省統計局による四半期データ推定値であり、この点に留意が必要である。本稿では、この四半期データの失業率に線形補間を適用し月次データに変換した。

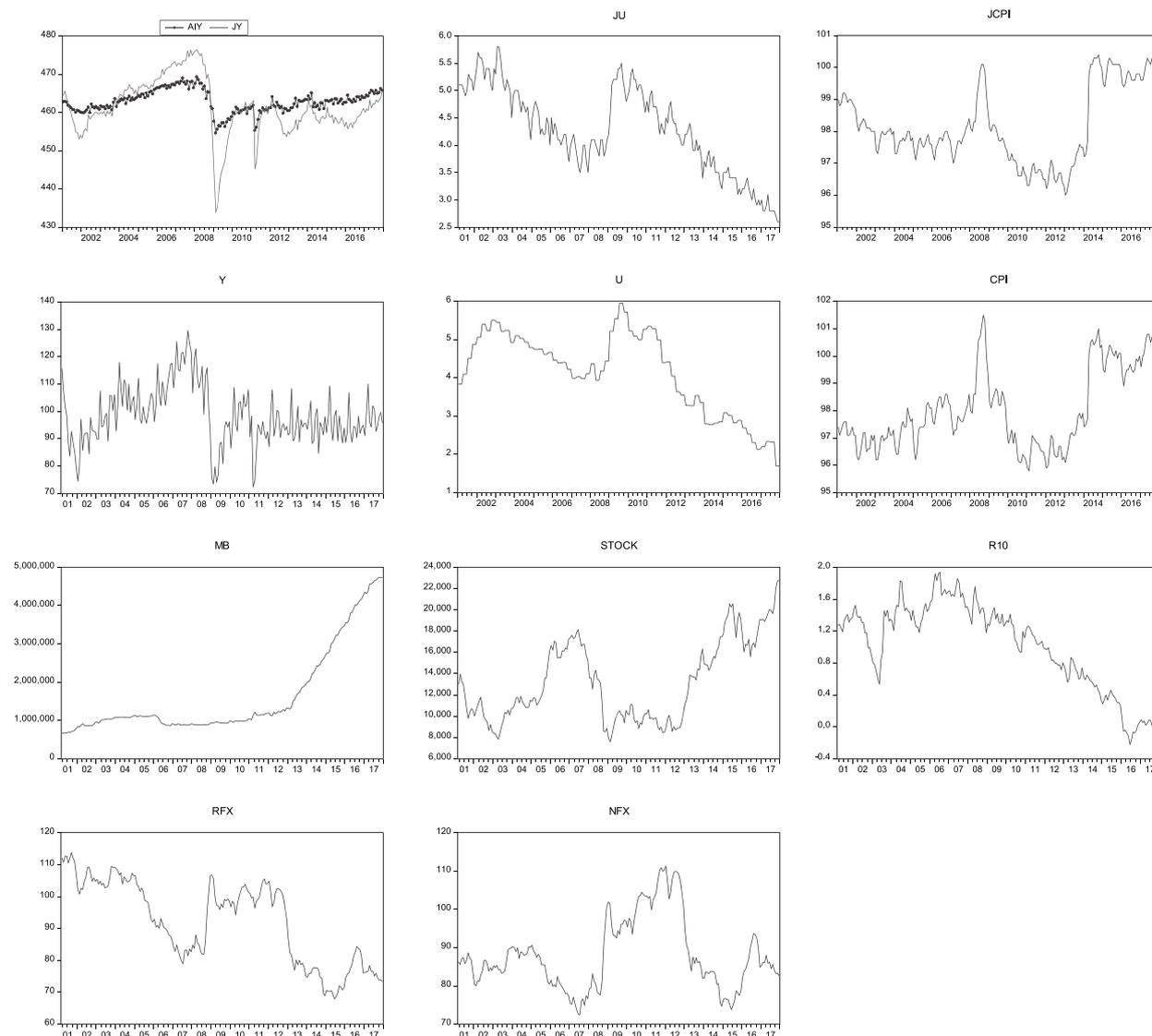


図1. 時系列データ<sup>2</sup>

### 3. 金融政策ショックに対する岩手県マクロ経済の反応 (5変数VARモデル)

まず、最初に、全国の経済活動水準、全国の物価、岩手県の生産又は失業率、岩手県の物価、マ

<sup>2</sup> 図1は、全て原データを表示している。

ネタリーベースの5変数VARモデル推定する。その推定をもとに、マネタリーベースショックに対する全国と岩手県の生産と物価のインパルス応答を提示する<sup>3</sup>。

### 3.1 生産を含むモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答

まずは、(AIY, JCPI, Y, CPI, MB) の5変数VARモデルにおける金融政策ショックに対する岩手県の生産と物価のインパルス応答と (JY, JCPI, MB) の3変数VARモデルにおける金融政策ショックに対する全国の生産と物価のインパルス応答を提示する<sup>4</sup>。推定期間は、2001年3月から2017年12月である。全国及び岩手県のモデルのラグ次数はAICにより3を選択する。

下記の図2の左の列が全国の金融政策ショックに対する生産 (JY) と物価 (JCPI) のインパルス応答、右の列が岩手の生産 (Y) と物価 (CPI) のインパルス応答である。列の上段が生産の、下段が物価の反応である<sup>5</sup>。生産に関しては全国の反応は有意ではない。岩手県は約6か月後から11か月後程度までは弱い有意性があるかもしれないが、全体として有意とは言えないであろう。物価は、全

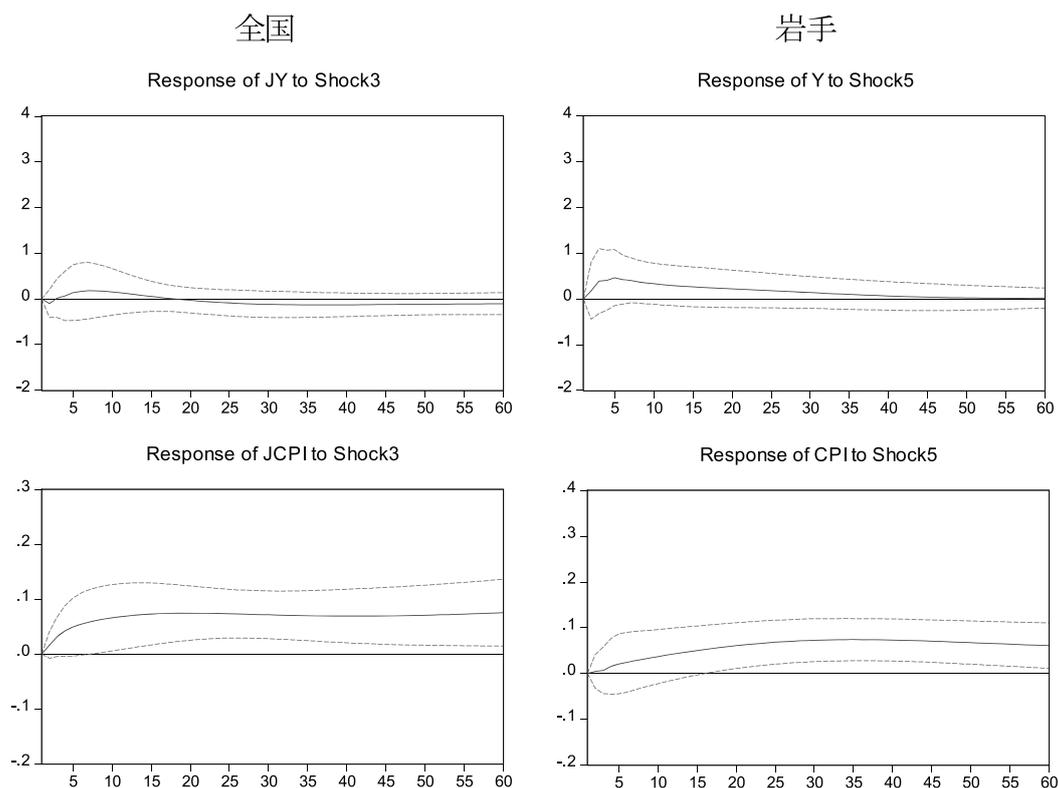


図2. 全国と岩手県の金融政策ショックに対する生産と物価のインパルス応答

<sup>3</sup> 以下のインパルス応答分析における各ショックの大きさは、全て残差の1標準偏差である。

<sup>4</sup> 全国のリカーシブ制約を課した構造VARモデルには東日本大震災ダミーを入れていない。

<sup>5</sup> 各グラフにおける3本の曲線の真ん中は、金融政策ショックに対するインパルス反応の点推定値である。上下の破線は、概ね95%の信頼区間を表す。

国においては、金融政策ショックの発生直後から弱い意味で有意にプラスの反応を示しているが、岩手では、15か月後程度から有意にプラスの反応を示しており、全国よりも遅れて反応する。

これは参考であるが、全国、岩手、青森、秋田県の金融政策ショックに対する生産のインパルス応答の形状を比較するために、単純にそれらを同一グラフに書き込むと、下記の図3のようになる<sup>6</sup>。マネタリーベースショック発生から5か月後では、上から秋田、岩手、全国、青森の順番に並んでいる。35語か月後では、上から青森、岩手、秋田、全国の順番に並んでいる。インパルス応答の形状は、全国、秋田、岩手は似ており、10か月後までにピークを迎え、下落してゆく。ただし、全国と岩手のインパルス応答は有意ではない。青森県は、約5か月後から生産が継続的に増大しており、全国や他県とインパルス応答の形状は異なっている。

岩手県が生産がマネタリーベースショックに対して如何なる反応をするかは、推定期間を量的緩和政策期である2001年3月から2006年3月、量的・質的金融緩和期の2013年4月から2017年12月に変更して同様の5変数VARモデルで推定したが、いずれの期間においても岩手県が生産、さらには物価も、マネタリーベースショックに対して明確には有意な反応は示さない。よって、この生産を含むモデルにおいて岩手県経済に対する金融政策の波及経路の分析結果の提示は行わない<sup>7</sup>。

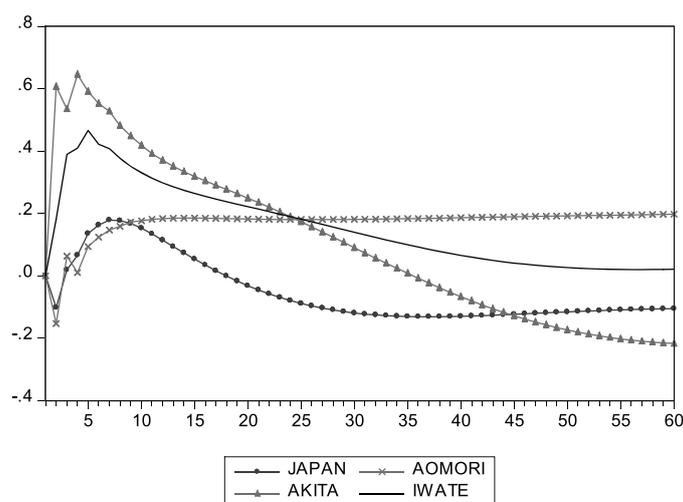


図3. 全国、岩手、秋田、青森県の金融政策ショックに対する生産のインパルス応答の形状

<sup>6</sup> 秋田、青森のインパルス応答は、山本(2018b)で導出した結果を用いている。全国及び各県の推定期間は同一であるが、金融政策ショックは、全国及び各県の推定にて個別に識別している性質上、厳密に言えば金融政策ショック(の大きさ)は同一ではない。この点には留意する必要がある。

<sup>7</sup> ただし、全期間において、(AIY, JCPI, Y, CPI, MB, STOCK)の6変数VARモデルでは、金融政策ショックに対するYのインパルス応答に弱い有意性を認めれば、株価が生産に対する金融政策の波及経路になっていることが、インパルス応答分析とGrangerの因果性検定の両方において、成立する。

### 3.2 失業率を含むモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答

岩手県経済の (AIY, JCPI, U, CPI, MB) の5変数VARモデルにおける金融政策ショックに対する岩手県の失業率と物価のインパルス応答と全国マクロ経済の (AIY, JCPI, JU, MB) の4変数VARモデルにおける金融政策ショックに対する全国の失業率と物価のインパルス応答を提示する<sup>8</sup>。推定期間は、2001年3月から2017年12月である。全国のモデルのラグ次数はAICにより3、岩手県のモデルのラグ次数はAICにより2を選択する。

下記の図4の左の列が全国の、右の列が岩手県の金融政策ショックに対するインパルス応答である。上段が失業率の、下段が物価の金融政策ショックに対するインパルス応答である。失業率に関しては、全国では、マネタリーベースショック発生直後から有意にマイナスの反応をしている。岩手県においては、約13か月後からマネタリーベースショックに対して有意にマイナスの反応をしている。岩手県の失業率は金融政策ショックに対して全国よりも遅れて反応する。物価に関しては、全国では、金融政策ショックに対してすぐに弱い有意性でプラスの反応を示すが、岩手県においては、約10か月後から有意にプラスの反応を示す。物価に関しても岩手県では全国と比較して、遅れて有意な反応が生じている。

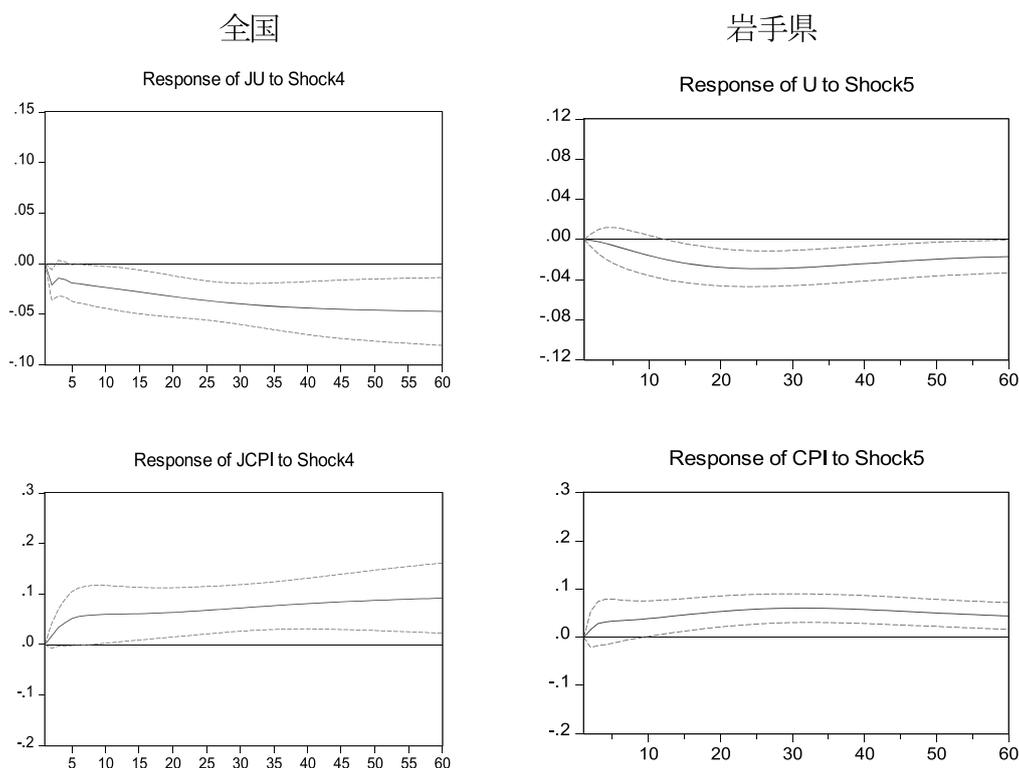


図4. 全国と岩手県の金融政策ショックに対する失業率と物価のインパルス応答

<sup>8</sup> 全国のリカーシブ制約を課した構造VARモデルには東日本大震災ダミーを入れていない。

次に、これも参考であるが、金融政策ショックに対する失業率のインパルス応答の形状を全国、岩手、秋田、青森県間で比較するため、単純にそれらを同一のグラフに書き込むと、下記の図5となる。30か月後では、上から岩手、青森、秋田、全国の順番に並んでいる<sup>9</sup>。生産のそれとは異なり、失業率のインパルス応答の形状には大きな隔たりはないと思われるが、岩手県の失業率がピークを付けるのがやや早いように見受けられる。その意味では、岩手県における金融政策ショックの効果は収束するのが早いのかもかもしれない。ただし、金融政策ショックは、全国及び各県の推定で個別に識別している性質上、厳密には同一ではないことに注意が必要である。

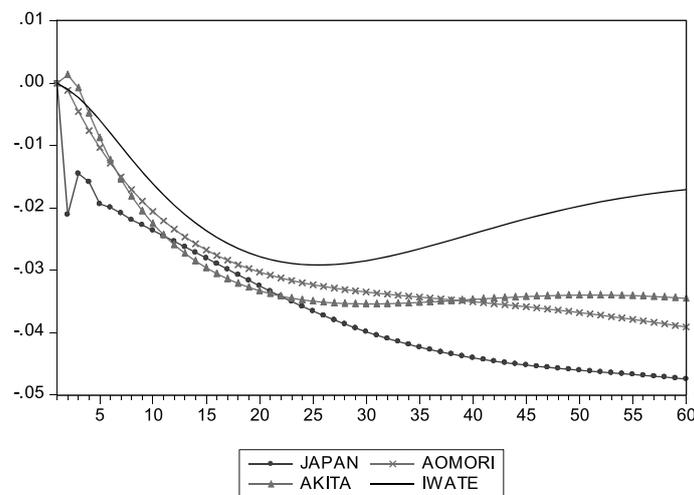


図5. 全国、岩手、秋田、青森県の金融政策ショックに対する失業率のインパルス応答の形状

推定期間を量的緩和政策期、量的・質的金融緩和期に変更して同様のモデルを推定したが、サンプル数が少ないためか、最適ラグ次数が想定する最大ラグ次数により大きく変動する。よって、推定結果の提示は行わない。

以上の分析から非伝統的金融政策ショックに対する岩手県の生産、失業率、物価の反応についてまとめると、まず生産は金融政策ショックに有意な反応は示さない。失業率は、金融政策ショックに対して、有意ではあるが、(全国よりも)約13か月遅れてマイナスの反応をしている。物価は、マネタリーベースショックに対して、(全国よりも)約10から約15か月遅れてプラスの反応を示している。

次章では、失業率を含むVARモデルを用いて、岩手県経済における非伝統的金融政策の波及経路がどの様なものであるかを分析する。

<sup>9</sup> 青森県と秋田県の失業率のインパルス応答は、山本(2018b)で推定した結果を用いている。推定方法は本稿と同一である。ただし、推定式に東日本震災ダミーを導入してはいない。岩手県の失業率には線形補間を施しているが、青森県と秋田県の失業率には線形補間を実行してはいない。青森県においては、失業率に線形補間を実行したデータにより同様の推定を行ったが、そのインパルス応答に大きな差は生じなかった。

#### 4. 岩手県経済における非伝統的金融政策の波及経路 I : 6 変数 VAR モデル

本章では、失業率を含むモデル (AIY, JCPI, U, CPI, MB, FV) を用いて、岩手県経済における非伝統的金融政策の波及経路を探っていく。想定する波及経路は、長期金利 R10、株価 STOCK、実質実効為替相場 RFX、名目実効為替相場 NFX である。これらが、VAR モデルにおける金融変数 FV に個別に適用される。

##### 4.1 金融変数の金融政策ショックに対するインパルス応答

本節では、(AIY, JCPI, U, CPI, MB, R10)、(AIY, JCPI, U, CPI, MB, STOCK)、(AIY, JCPI, U, CPI, MB, RFX)、(AIY, JCPI, U, CPI, MB, NFX) の 4 通りの構造 VAR モデルを推定した。この構造 VAR モデルにおける長期金利、株価、実質実効為替相場、名目実効為替相場のマネタリーベースショックに対するインパルス応答は下記となる。VAR モデルのラグ次数は AIC により全てのケースで 2 である。

図 6 の 1 行 1 列目のグラフによると、長期金利は金融政策ショックに対して約 15 か月後から弱い意味で有意にマイナスの反応を示している。1 行 2 列目のグラフから、株価は、約 9 か月後から弱い意味で、かつ 14 か月後から有意にプラスの反応を示している。2 行目の 2 つのグラフからは、為替相場が金融政策ショックに対して有意に反応しないことがわかる。よって、次節では有意性の

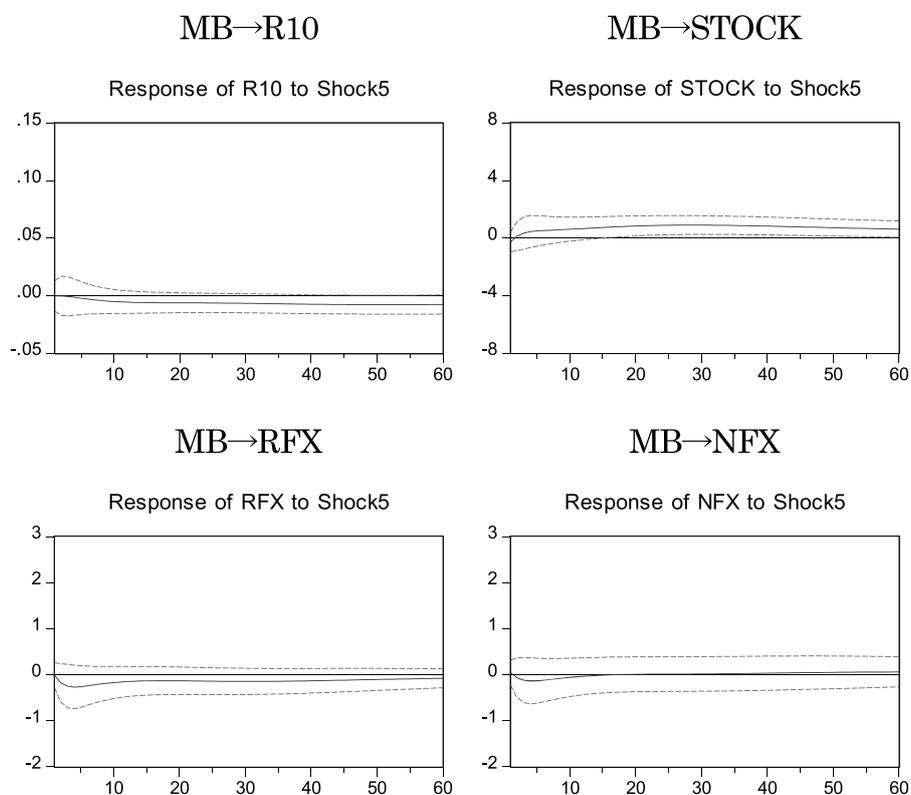


図 6. R10、STOCK、RFX、NFX の金融政策ショックに対するインパルス応答

高さから金融政策の波及経路に株価を想定し、株価を含む6変数VARモデルの推定結果を提示する<sup>10</sup>。

#### 4.2 株価を含む6変数VARモデルにおけるGrangerの因果性検定

株価を含む6変数VARモデル(AIY, JCPI, U, CPI, MB, STOCK)におけるGrangerの因果性検定の結果は、下記の表2となる<sup>11</sup>。

Grangerの因果性検定の有意水準を10%とすると、岩手県の失業率と物価へのマネタリーベースショックからの波及経路は、「MB→STOCK→AIY→U」、「MB→STOCK→CPI→AIY→U」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→STOCK→AIY→CPI」の4つの経路が挙げられる。次節では、この経路が成立するかをインパルス応答分析にて確認する。

表2：6変数VARモデルのGrangerの因果性検定のp値

原因変数	結果変数					
	AIY	JCPI	U	CPI	MB	STOCK
AIY	—	0.4751	0.0253	0.0284	0.026	0.172
JCPI	0.1246	—	0.5832	0	0.0482	0.0207
U	0.2803	0.6736	—	0.22	0.2618	0.0631
CPI	0.0215	0.6549	0.6956	—	0.0158	0.7096
MB	0.2491	0.6219	0.0639	0.543	—	0.0107
STOCK	0.0003	0.1311	0.2485	0.0003	0.3504	—

#### 4.3 株価を含む6変数VARモデルにおけるインパルス応答分析

6変数VARモデル(AIY, JCPI, U, CPI, MB, STOCK)におけるマネタリーベースショックに対する各変数のインパルス応答は下記となる。ラグ次数は、AIC基準により2を選択した。

図7の2行3列目のグラフにおいて、株価STOCKは、金融政策ショックに対して、弱い意味で約9か月後から有意にプラスの反応をしている。図7の1行1列目のグラフでは、全産業活動指数AIYが、統計的に弱い意味で約15か月後から有意にプラスの反応を示している。図7の1行3列目のグラフでは、岩手県の失業率Uが17か月後に有意にマイナスの反応を示し、図7の2行1列目では、岩手県の物価CPIが12か月後に有意にプラスの反応を示している。マネタリーベースショックに対して、各変数が反応している前後を考慮すると、前節で確認された金融政策の波及経路のうち、

<sup>10</sup> 金融変数に長期金利、実質実効為替相場、名目実効為替相場を用いたVARモデルを推定し、Grangerの因果性検定とインパルス応答分析を行った結果、これらの金融変数が金融政策の波及経路になっているケースは確認できなかった。よって、これらの分析結果の提示は割愛する。

<sup>11</sup> この6変数VARモデルのラグ次数はAIC基準により2を選択した。この6変数の最大和分次数は1であったので、Toda and Yamamoto (1995)の方法に従いラグ次数3のVARモデルを推定し、Grangerの因果性検定を実行する。

「MB→STOCK→AIY→U」と「MB→STOCK→CPI」はインパルス応答分析でも成立する。また、下記の図8の1行1列目と2列目では、株価ショックが全国の経済活動水準AIYと岩手県の物価CPIを有意に引き上げている期間が存在する。図8の2行1列目では、AIYの正のショックが失業率Uを有意に引き下げている期間がある。この3点も、この2つの経路が存在することを示唆している。

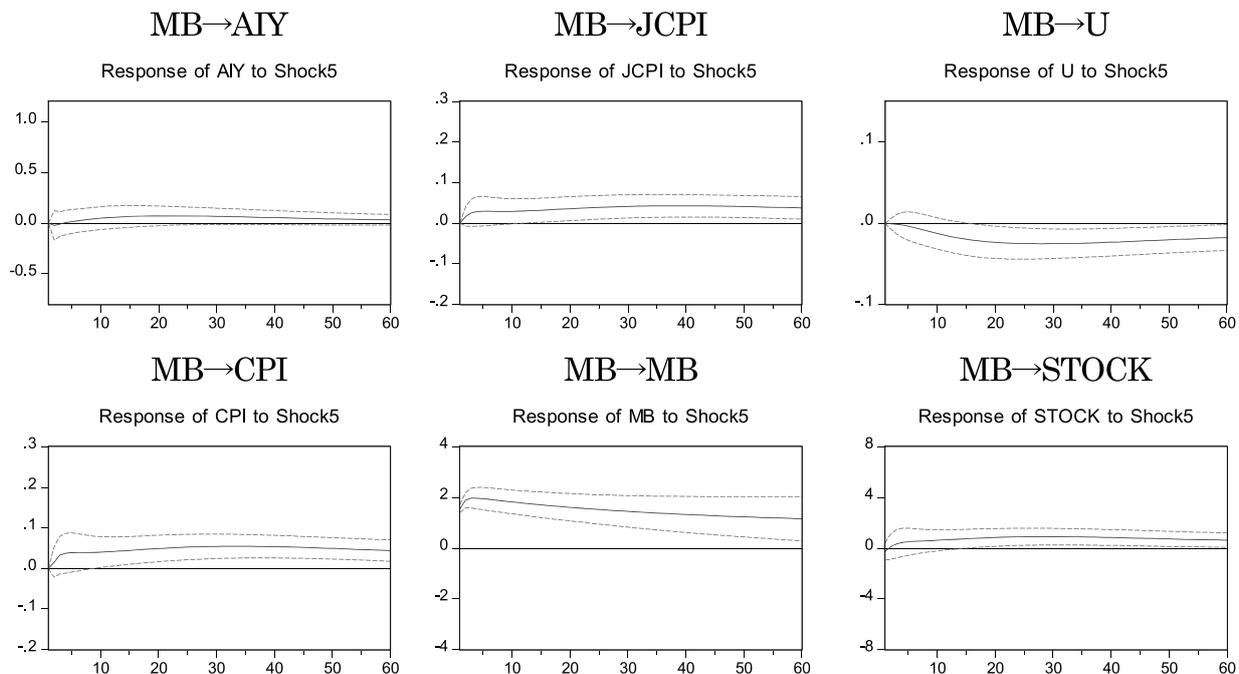


図7. 株価を含む6変数VARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答

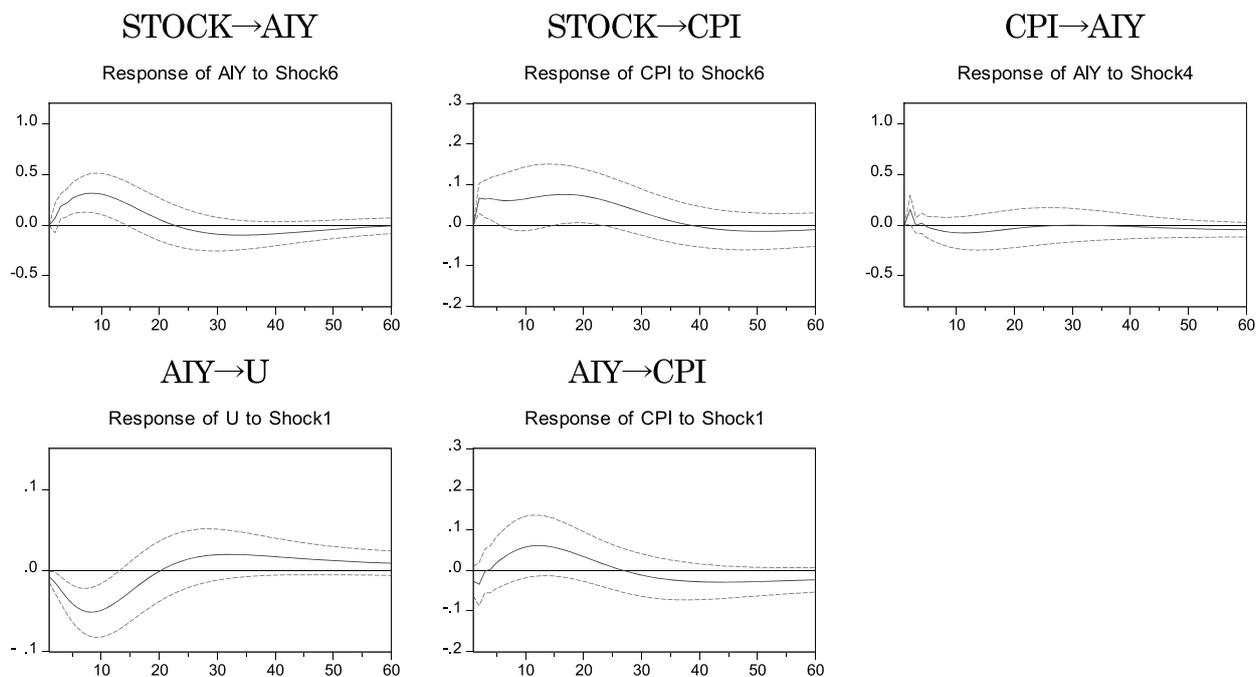


図8. 株価を含む6変数VARモデルにおけるその他のインパルス応答

一方で、「MB→STOCK→CPI→AIY→U」という波及経路は、図8の1行3列目のグラフにおいてCPIショックがAIYに概ね有意な反応を与えていないことから成立しないと考えられる。「MB→STOCK→AIY→CPI」という波及経路は、まずAIYのマネタリーベースショックに対して有意に反応する時期がCPIのそれよりも遅いこと、図8の2行2列目のグラフにてAIYショックがCPIに概ね有意な反応を与えていないことから成立しないと考えられる。

以上の分析から、Grangerの因果性検定とインパルス応答分析の両方で支持される金融政策の波及経路は、「MB→STOCK→AIY→U」と「MB→STOCK→CPI」である<sup>12</sup>。よって、岩手県の実体経済は、非伝統的金融政策による株価STOCKと全国の経済活動水準AIYの上昇を通じて改善していることが読み取れる。

## 5. 岩手県経済における非伝統的金融政策の波及経路Ⅱ：7変数VARモデル

本章では、マネタリーベースショックが株価STOCKと全国の経済活動水準AIYを通じて、岩手県の実体経済を改善するという推定結果の頑健性を検討する。前章の分析で、マネタリーベースショックに対して長期金利のインパルス反応は、弱い有意性を示していた。よって、金融変数に長期金利と株価をあてる7変数VARモデルを推定し、非伝統的金融政策の波及経路を再考する。

### 5.1 長期金利・株価を含む7変数VARモデルにおけるGrangerの因果性検定

長期金利・株価を含む7変数VARモデル(AIY, JCPI, U, CPI, MB, R10, STOCK)におけるGrangerの因果性検定の結果は、下記の表3となる。

Grangerの因果性検定の有意水準を10%とすると、岩手県の失業率と物価へのマネタリーベースショックからの波及経路は、「MB→STOCK→AIY→U」、「MB→STOCK→CPI→AIY→U」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→STOCK→AIY→CPI」の4つの経路が挙げられる。また、株価

表3：7変数VARモデルのGrangerの因果性検定のp値

原因変数	結果変数						
	AIY	JCPI	U	CPI	MB	R10	STOCK
AIY	—	0.4952	0.0206	0.0498	0.0401	0.362	0.1806
JCPI	0.1414	—	0.4152	0	0.1996	0.3672	0.072
U	0.29	0.732	—	0.2668	0.7109	0.1692	0.0804
CPI	0.0257	0.6908	0.6757	—	0.0347	0.1639	0.8495
MB	0.5288	0.7007	0.8902	0.7007	—	0.0799	0.0413
R10	0.882	0.8736	0.3312	0.9411	0.0085	—	0.4446
STOCK	0.0046	0.278	0.1059	0.0028	0.5587	0.0792	—

<sup>12</sup> この2つの金融政策の波及経路は、残差にコレスキー分解を施した無制約VARモデル(MB, STOCK, AIY, JCPI, U, CPI)のインパルス応答分析においても成立する。

STOCKから失業率Uへの因果性検定のp値は0.1059である。有意水準を若干緩和して、この関係に有意性を認めれば、「MB→STOCK→U」という波及経路が成立する。次節では、これらの経路が成立するかをインパルス応答分析にて確認する。

## 5.2 長期金利・株価を含む7変数VARモデルにおけるインパルス応答分析

7変数VARモデル(AIY, JCPI, U, CPI, MB, R10, STOCK)におけるマネタリーベースショックに対する各変数のインパルス応答は下記の図9である。図10は、その他の関連するインパルス応答である。ラグ次数は、AIC基準により2を選択した。

図9の3行1列目のグラフにおいて、株価STOCKは、金融政策ショックに対して、弱い意味で約15か月後から、かつ18か月後から有意にプラスの反応をしている。図9の1行1列目のグラフでは、全産業活動指数AIYが、統計的に弱い意味で約20か月後から有意にプラスの反応を示している。図9の1行3列目のグラフでは、岩手県の失業率Uが22か月後に有意にマイナスの反応を示し、

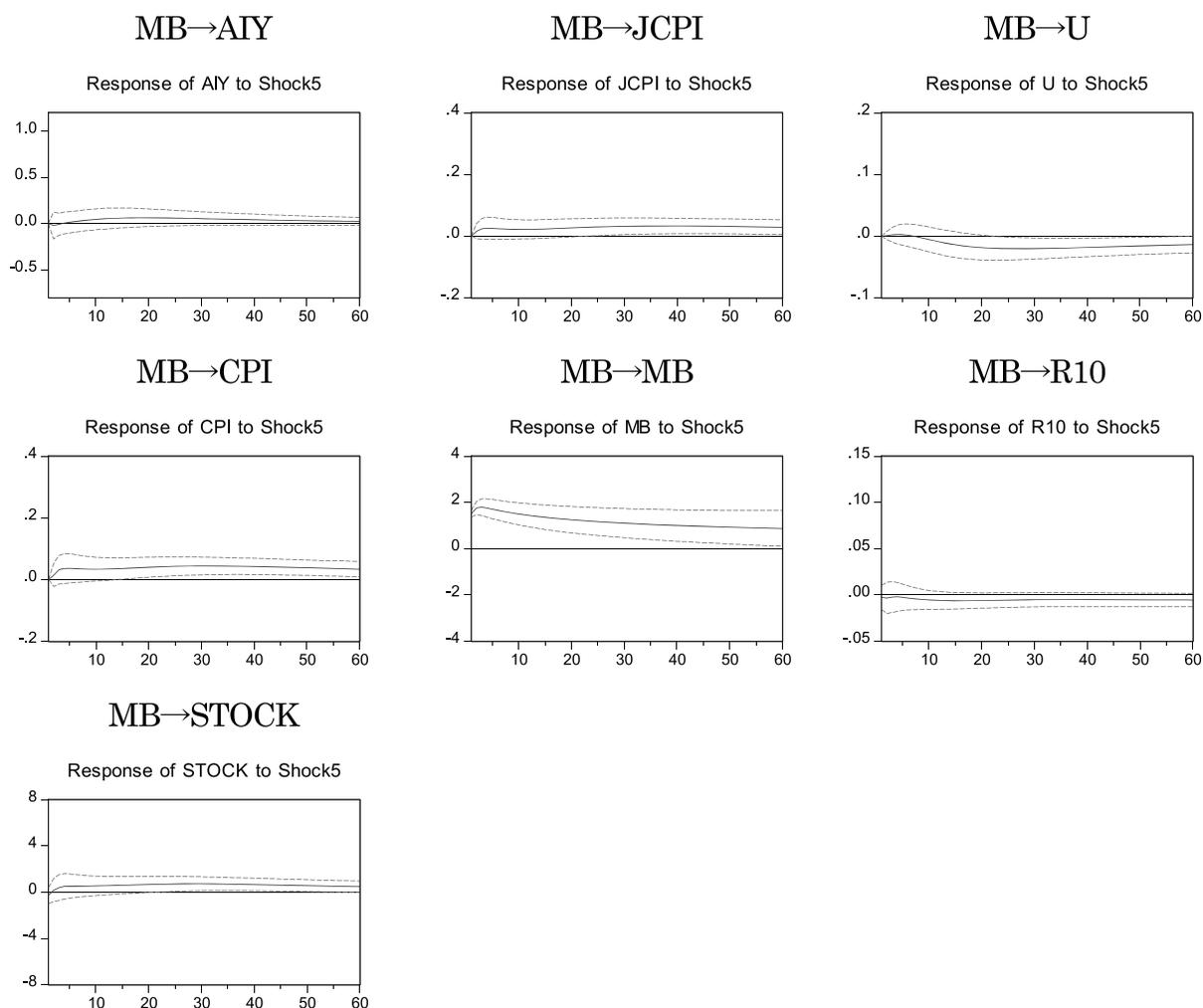


図9. 長期金利・株価を含む7変数VARモデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答

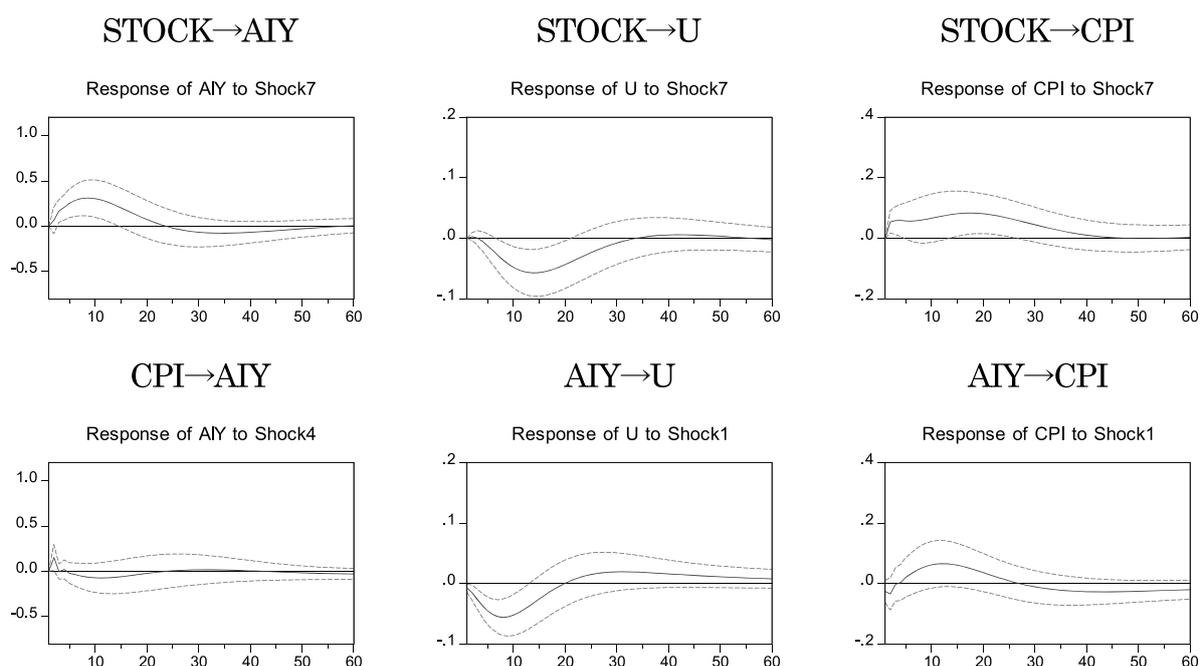


図10. 長期金利・株価を含む7変数VARモデルにおけるその他のインパルス応答

図9の2行1列目では、岩手県の物価CPIが18か月後に有意にプラスの反応を示している。マネタリーベースショックに対して、各変数が反応している前後を考慮すると、前節で確認された金融政策の波及経路のうち、「MB→STOCK→U」、「MB→STOCK→AIY→U」と「MB→STOCK→CPI」はインパルス応答分析でも成立する。また、図10の1行目では、株価ショックが全国の経済活動水準AIYと岩手県の物価CPIを有意に引き上げ、失業率Uを有意に引き下げている期間が存在する。図10の2行2列目では、AIYの正のショックが失業率Uを有意に引き下げている期間がある。この4点の結果も、この3つの経路が存在することを示唆している。

また、「MB→STOCK→CPI→AIY→U」という波及経路は、図10の2行1列目のグラフにおいてCPIショックがAIYに概ね有意な反応を与えていないことから成立しないと考えられる。「MB→STOCK→AIY→CPI」という波及経路は、まずAIYのマネタリーベースショックに対して有意に反応する時期がCPIのそれよりも遅いこと、図10の2行3列目のグラフにてAIYショックがCPIに概ね有意な反応を与えていないことから成立しないと考えられる。

この7変数モデルでGrangerの因果性検定とインパルス応答分析の両方の観点から支持される非伝統的金融政策の波及経路は、「MB→STOCK→U」、「MB→STOCK→AIY→U」、「MB→STOCK→CPI」である<sup>13</sup>。この事は、前章の分析から得られた、株価の上昇と全国の景気回復を通

<sup>13</sup> この3つの金融政策の波及経路は、脚注12と同じく、残差にコレスキー分解を施した無制約VARモデル(MB, R10, STOCK, AIY, J CPI, U, CPI)のインパルス応答分析においても成立する。この変数の順番は、原田・増島(2009)を参考とした。この枠組みは、マネタリーベースショックが、即座に实体经济を変動させるという仮定になっており、本論の仮定とは異なっている。この異なる仮定の下でも、この3つの金融政策の波及経路は成

じて、非伝統的金融政策が岩手県経済の実体経済を改善するという結論を再び支持することになる<sup>14</sup>。

## 6. 結論

3章の生産を含む5変数VARモデルの分析では、岩手県の実体経済は、金融政策ショックに対して有意な反応を示さない。これは、全国の実体経済と同様の結果である。山本(2018b)では同様の枠組みで青森県と秋田県の実体経済の金融政策ショックに対するインパルス応答分析を行っている。その結果は、青森県、秋田県の実体経済は共にプラスの反応を示しており、岩手県とは対照的な結果となっている。この意味では、岩手県においては非伝統的金融政策の効果があるとは言い難い。

失業率を含む5変数VARモデルにおいては、金融政策ショックに対して岩手県の完全失業率は有意にマイナスの反応を示している。この失業率の低下は、全国では金融政策ショック直後に低下しているが、岩手県では、約13か月後に有意に低下しており、遅れを伴っている。この事は、青森県、秋田県と同様の傾向である<sup>15</sup>。ただし、そのインパルス反応の形状を全国、青森県、秋田県と比較すると岩手県ではピークを迎えるのがやや早い。これは、東日本大震災以降、岩手県では、震災復興の公共事業などにより失業率は、全国及び青森県、秋田県に比べて低く、金融政策ショックに対してもともと低下する余地が小さいことを反映しているのかもしれない<sup>16</sup>。

物価に関しては、生産を含む5変数VARモデル、失業率を含む5変数VARモデルにおいても、全国と比較して約10か月から約15か月遅れてプラスの反応を示している。失業率と物価のインパルス反応を合わせて考慮すると、岩手県においても青森県と秋田県と同様に非伝統的金融政策の効果は全国と比較して遅れて生じている<sup>17</sup>。

4章と5章の分析からは、岩手県においては、マネタリーベースショックが株価と全国の実体経済活動水準を上昇させることを通じて、岩手県の失業率の低下と物価の上昇をもたらしていることが伺える。よって、岩手県における非伝統的金融政策の波及経路は、株価と全国の実体経済水準である。この事と岩手県における金融政策ショックに対する生産のインパルス応答の形状が全国と似通っていることを合わせて考慮すると、岩手県のマクロ経済は、秋田県や特に青森県と比較して、全国との連動性が大きいのかかもしれない。

---

立する。

<sup>14</sup> (AIY, JCPI, U, CPI, MB, STOCK, R10), (U, CPI, AIY, JCPI, MB, R10, STOCK), (U, CPI, AIY, JCPI, MB, STOCK, R10) など変数の順番を入れ替えた7変数VARモデルも推定してみたが、結果に本質的な差は生じていない。

<sup>15</sup> 山本(2018a)、山本(2018b)

<sup>16</sup> 2012年第1四半期から2017年第4四半期までの失業率の平均は、全国3.5%、青森県4.4%、秋田県3.6%、岩手県2.9%であり、岩手県の失業率が最小である。ただし、3章2節で述べたように全国及び各県の推定における金融政策ショックに非同一性があることに一定の留意をおく必要がある。

<sup>17</sup> 山本(2018a)、山本(2018b)

岩手県における製造業の付加価値構成比は、輸送用機械器具製造業のシェアが第一位で17%、食料品製造業が16%で第二位のシェアを占めている<sup>18</sup>。輸送用機械器具製造業に関しては、岩手県庁が当該県において自動車関連産業の集積を政策的に促進している。岩手県にはトヨタ自動車の組み立て工場があり、自動車関連の部品を生産する企業も多く存在する。トヨタ自動車は上場企業であり、その活動は株価に左右されるであろうし、自動車産業は日本経済の主力産業であるので、その活動は日本経済全体の活動量と連動すると考えられる。この事は、岩手県における非伝統的金融政策の波及経路が株価STOCKと日本経済の活動量AIYである事と整合的である。また、食料品製造業の生産が、日本経済の景気に左右されると言えるなら、この事も岩手県における非伝統的金融政策の波及経路が株価STOCKと日本経済の活動量AIYである事と矛盾はしない。

以上の分析から岩手県経済と非伝統的金融政策に関する結論は下記となる。

- ①岩手県の生産は、マネタリーベースショックに有意に反応しない。
- ②岩手県の失業率は、金融政策ショック発生後、そのショックに対して約13か月以上経過した後にマイナスの反応を示す。これは全国と比較して遅れて生じている。
- ③岩手県の物価は、マネタリーベースショックに対して、約10か月以上経過後、プラスの反応を示す。物価も全国と比較して遅れて上昇する。
- ④岩手県の非伝統的金融政策の波及経路は、株価の上昇と全国の経済活動水準の上昇である。

残された課題は、推定期間が長期間であるため、岩手県や日本経済の構造変化を考慮すべきかもしれない。東日本大震災による構造変化は、ダミー変数で考慮したが、推定期間内に量的緩和政策期と量的・質的金融緩和政策期を含むため金融政策による構造変化を考慮すべきかもしれないし、消費税率変更による財政政策の変更も考慮すべきかもしれない。また、金融政策ショックは、全国及び各県の推定にて個別に識別する性質上、各推定間で非同一性が存在してしまう。この非同一性を低減させる必要性もあるかもしれない。これらは残された課題といたしたい。

## 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.

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, No.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」

<sup>18</sup> 経済産業省 地域経済産業グループ 地域経済産業調査室 (2015)

- 『麗澤経済研究』麗澤大学, Vol.19, No.1, pp.73-101.
- 翁邦雄・白塚重典 (2003)「コミットメントが期待形成に与える効果：時間軸効果の実証的検証」  
『金融研究』日本銀行, Vol.22, No.4, pp.255-292.
- 経済産業省 地域経済産業グループ 地域経済産業調査室 (2015)「岩手県の地域経済分析」  
経済産業省、[http://www.meti.go.jp/policy/local\\_economy/bunnseki/47bunseki/03iwate.pdf](http://www.meti.go.jp/policy/local_economy/bunnseki/47bunseki/03iwate.pdf)、  
更新日：2015年3月23日
- 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.
- 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.
- 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.
- 山本康裕 (2018a)「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』弘前大学人文社会科学部, Vol.5, pp.183-219.
- 山本康裕 (2018b)「青森県マクロ経済は、非伝統的金融政策にいかに関与するか？」Mimeo, p.1-11.  
(李永俊・飯島裕胤編『人口80万人時代の青森を考える—経済学の視点から—』)
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995) "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics*, Vol.66, pp.225-250.