

## 【論文】

# 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—

山本 康裕

### 1. はじめに

金融政策が地方経済にもたらす効果を分析した先行研究は多くはない。中央銀行は地域間の経済構造や経済状況の相違を認識していようが、一国全体のマクロ経済変数をもとに全国一律に金融政策を行うしかない。中央銀行の伝統的な金融政策手段は、短期金利、日本においてはコールレートであるが、このコールレートを景気の良い地域では、上昇させ、景気の停滞している地域では引き下げることはできない。従って、金融政策の効果は、全国一律ではなく、非対称であるのは自明であり、この事がこのテーマが分析されてこなかった理由と思われる。しかしながら、各県ごとに金融政策の効果異なるのであれば、各県の政策担当者は、当該県の金融政策に対する反応の「クセ」を認識しておくのは有益であると思われる。山本（2018）では、この様な発想から、非伝統的な金融政策であるマネタリーベースの増大が、青森県の実体経済にいかなる効果を与えるかを、量的緩和政策が導入された2001年3月から2017年6月までを推定期間として、構造VARモデルにて分析した。青森県と日本国全体で比較すると、青森県では、金融政策の効果が統計的に有意に観測されるのは、全国より1年から1年半遅れて生じ、その金融政策の波及経路は、長期金利のみで、全国とは異なり、株価は金融政策の波及経路であるとは確定できないという特徴が得られた。本稿の目的は、秋田県における非伝統的金融政策に対する反応の「クセ」を探求してゆくことである。

伝統的金融政策と地方経済の関係を分析した先行研究に家森（2002）と大越（2011）がある。前者は、まず全国の鉱工業生産指数と消費者物価指数上昇率から日本銀行の政策反応関数を推定している。そして、この政策反応関数に全国8地域の鉱工業生産指数と消費者物価指数上昇率を代入し、地域ごとに短期金利の理論値を算出し、実際の短期金利と算出された短期金利の理論値との差を導出している。この差を地域間で比較すると、全国一律の金融政策が適切である地域と適切ではない地域が明らかになる。後者の大越（2011）は、金融政策手段をコールレートとした6変数VECMモデルを都道府県ごとに推定し、コールレートショックが都道府県ごとに異なり、その原因は地価の上昇率の差にあることを明らかにしている。非伝統的金融政策と地方経済の関係を分析した先行研究に井口（2009）がある。ただし井口は、金融政策の効果が、地域ごとに異なるのは、経済構造が地域間で異なるので自明であり、分析の目的を、マネタリーベースの変化が、地域の鉱工業生産指数のパラメータに構造変化を生じさせているかどうか置いており、全国8地域ごとの金融政策

の効果そのものを観測することを目的とはしていない。

マネタリーベースの拡大が、マクロ経済変数を改善させるかどうかを分析した先行研究の嚆矢に、本多・黒木・立花（2010）がある。彼らは、鉱工業生産指数、消費者物価指数、日銀当座預金目標額、金融変数（日経平均、長期金利、為替相場、銀行貸出）から構成される3から5変数のVARモデルを推定し、日銀当座預金目標額の正のショックは、鉱工業生産指数を上昇させ、物価は反応しないことを提示した。そして、この効果の波及経路は株価であると、インパルス反応分析、グラujanジャーの因果性検定、分散分解を用いて結論付けている。

宮尾（2016）は、推定期間の出発点を量的金融緩和政策が開始された2001年3月に設定し、終点は2015年3月として、季節調整済みGDP、消費者物価指数上昇率、マネタリーベース、日本国債10年物利回り、日経平均又は為替相場の5変数VARモデルを推定している。その結果は、マネタリーベースの正のショックは、GDPとインフレ率を上昇させ、この金融政策の波及経路は、長期金利、株価、為替相場であるとしている。宮尾（2006）では、（伝統的）金融政策の限界を指摘していたが、宮尾（2016）では、（非伝統的）金融政策の効果を認めている。金融政策が効果を取り戻したのは、2000年代において企業のバランスシート調整と銀行の不良債権処理が完了したことが原因であると宮尾（2016）は指摘している。山本（2018）の青森県に関する分析においても金融政策の波及経路は、長期金利であり、これは伝統的金利経路の復活を示唆している<sup>1</sup>。本稿における推定は、本多・黒木・立花（2010）と宮尾（2016）をベンチマークモデルとして行ってゆく。

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、秋田県の実体経済にいかなる影響を与えたかを3変数のVARモデルで推計する。その結果を、山本（2018）で導出された全国及び青森県の推定結果と比較し、秋田県の特徴を分析する。4章、5章、6章では、変数に金融変数を加えることで、秋田県における非伝統的金融政策の波及経路を明らかにし、7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、秋田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。

<sup>1</sup> ただし、青森県においては80年代後半のバブル経済は生じておらず、青森県の金融機関の不良債権問題は、全国と比較して小さいものであった可能性があり、金利経路は90年代以降も存在していたのかもしれない。また、山本（2018）では、全国を対象としたVARモデル分析では、宮尾（2016）とは異なり、長期金利は金融政策の波及経路とは確定できていない。これは、宮尾（2016）が生産に関するデータにGDPを使用したのが、山本（2018）では鉱工業生産指数を使用しており、この違いが推定結果の相違を生じさせているのかもしれない。

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

$$X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ CPI_t \\ MB_t \\ FV_t \end{bmatrix} \quad A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \quad B_k = \begin{bmatrix} b_{11,k} & b_{12,k} & b_{13,k} & b_{14,k} \\ b_{21,k} & b_{22,k} & b_{23,k} & b_{24,k} \\ b_{31,k} & b_{32,k} & b_{33,k} & b_{34,k} \\ b_{41,k} & b_{42,k} & b_{43,k} & b_{44,k} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$t$ は時点である。 $X_t$ は内生変数ベクトルであり、 $Y_t$ は生産高、 $CPI_t$ は物価水準、 $MB_t$ はマネタリーベース、 $FV_t$ は金融変数で、株価、長期金利、実質実効為替相場であり、複数の変数が入る場合は、 $FV_t$ は変数の数に対応したベクトルになる<sup>2</sup>。 $A_0$ 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。 $\varepsilon_t$ 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。変数の順番を生産高、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、日本銀行がマネタリーベースを決定する際には、生産高と物価を観測している事と、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、実質実効為替相場）をマネタリーベースの後に配置したのは、金融市場が金融政策の変更にすぐに反応する事を意味する。この様な仮定は、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、量的緩和政策が発動された2001年3月から2017年12月であり、使用するデータは全て月次データである。使用するデータは下記の表1にまとめた。

表1：時系列データ

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y：生産高	秋田県鉱工業生産指数	2010年 = 100、X-12-ARIMAにて季節調整済	秋田県庁調査統計課
U：失業率	完全失業率	四半期データをX-12-ARIMAにて季節調整を施し、当該四半期は一定の値として使用した。	総務省統計局
CPI：物価水準	消費者物価指数	生鮮食料品を除く総合、2015年 = 100、秋田市の値、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	日本銀行
STOCK：株価	日経平均	X-12-ARIMAにて季節調整	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	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	日本銀行
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としてX-12-ARIMAにて季節調整	経済産業省

<sup>2</sup>  $FV_t$ がベクトルの場合は、 $A_0$ 、 $B_k$ の次数は増大する。

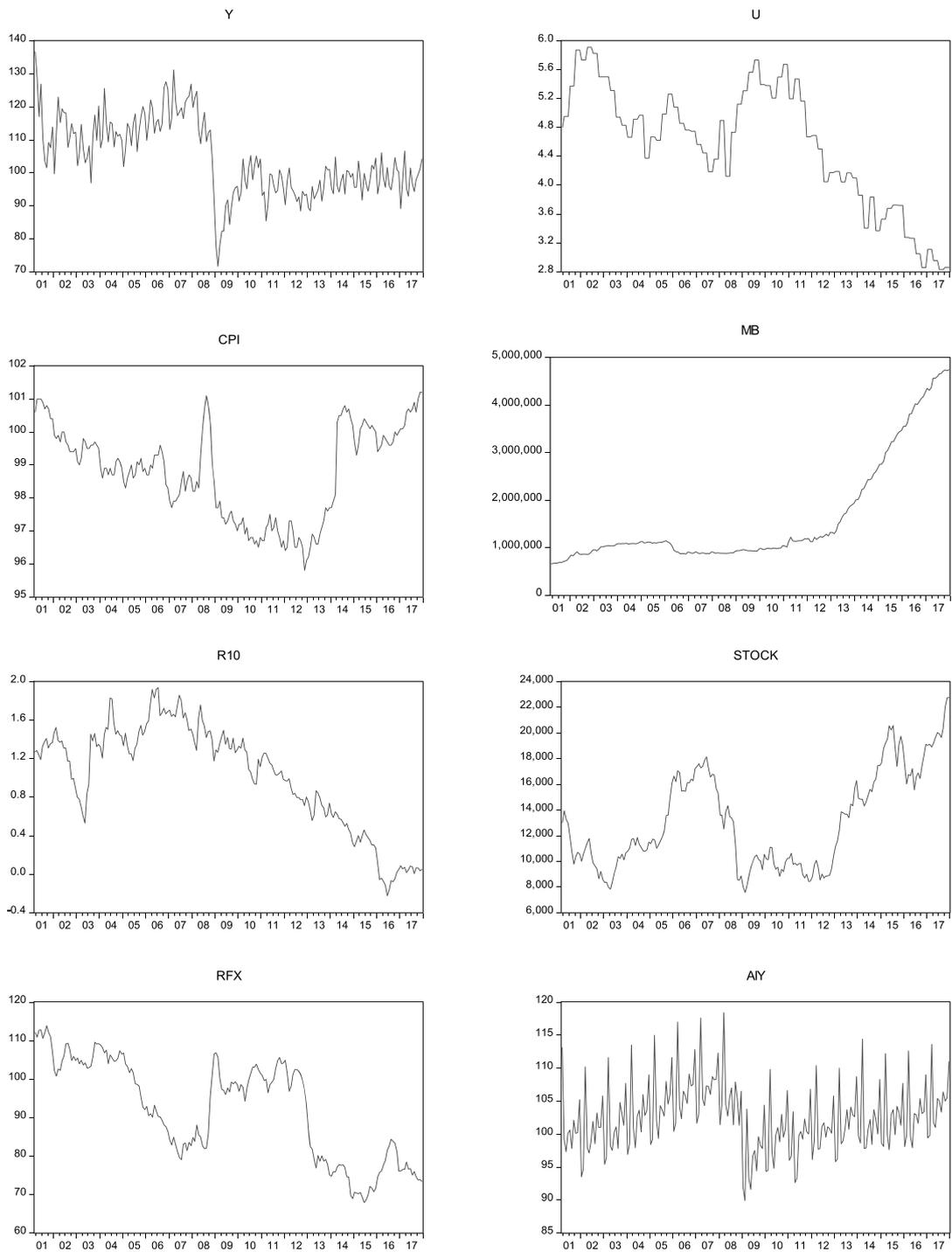


図1. 時系列データ<sup>3</sup>

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。秋田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、秋田県

<sup>3</sup> グラフで表示したデータは全て原データである。

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、総務省統計局の推定値であり、また四半期データである。四半期データを線形補間などで月次データに変換することは可能であるが、推定値をもとに変換することには問題が生じる可能性があり、当該四半期の3カ月間は一定の完全失業率を用いることにする。生産高には実質GDPを用いることが理想であるが、県別の実質GDPは年データでしか公表されていない。

### 3. マネタリーベースショックに対する秋田県マクロ経済の反応（3変数VARモデル）

まず、最初に生産又は失業率、物価、マネタリーベースの3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（MBショック）に対する全国、青森県、秋田県の生産と物価のインパルス応答関数を提示する。

#### 3.1 全期間（2001年3月から2017年12月）におけるインパルス応答関数

まず、秋田県における生産、物価、マネタリーベースの3変数VARモデルの推定を行う。ラグ次数はAICにより3とした<sup>4</sup>。この結果を山本（2018）における全国と青森の結果と比較する。ただ

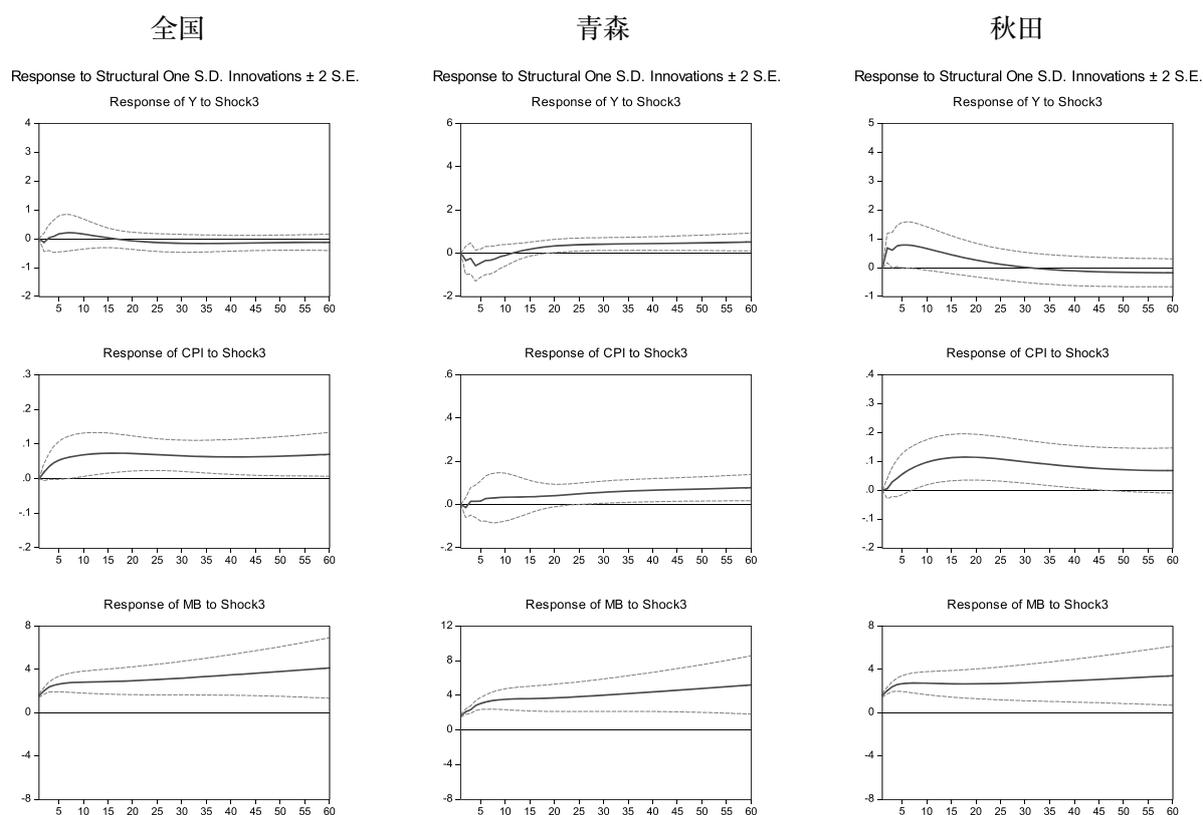


図2：3変数VARモデル（Y CPI MB）におけるマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数（全期間）

<sup>4</sup> ラグ次数の選択には、AIC、SIC、LR、HQの4つの基準を参考とするが、先行研究に従いAIC基準を優先する。

し、全国と青森県の推定期間は、2001年3月から2017年6月である<sup>5</sup>。

図2の1列目が全国におけるマネタリーベースショックに対する、上から生産Y、物価CPI、マネタリーベースMBのインパルス応答関数である。2列目が青森県、3列目が秋田県のインパルス応答関数になる。全国においては、生産はマネタリーベースショックに対して統計的に有意な反応を示していない。物価は、5か月後に有意にプラスの反応を示している。青森県においては、生産は20か月後に有意にプラスの反応を示し、その後プラスの反応を維持している。物価は、22か月後に有意にプラスの反応を示している。秋田県においては、鉱工業生産指数は、マネタリーベースショックに対して即座に反応するが、7か月後には（点推定値では30か月後までプラスであるが）、有意ではなくなっている。青森県と比較して反応はすぐに生じるが終息するのも早いことに特徴がある。秋田県の物価は、マネタリーベースショックに対して、7か月後には有意にプラスとなり、そのプラスの反応を維持する。このモデルにおいては、青森県と比較して、早い反応で全国よりも少し遅れて物価は上昇することになる。

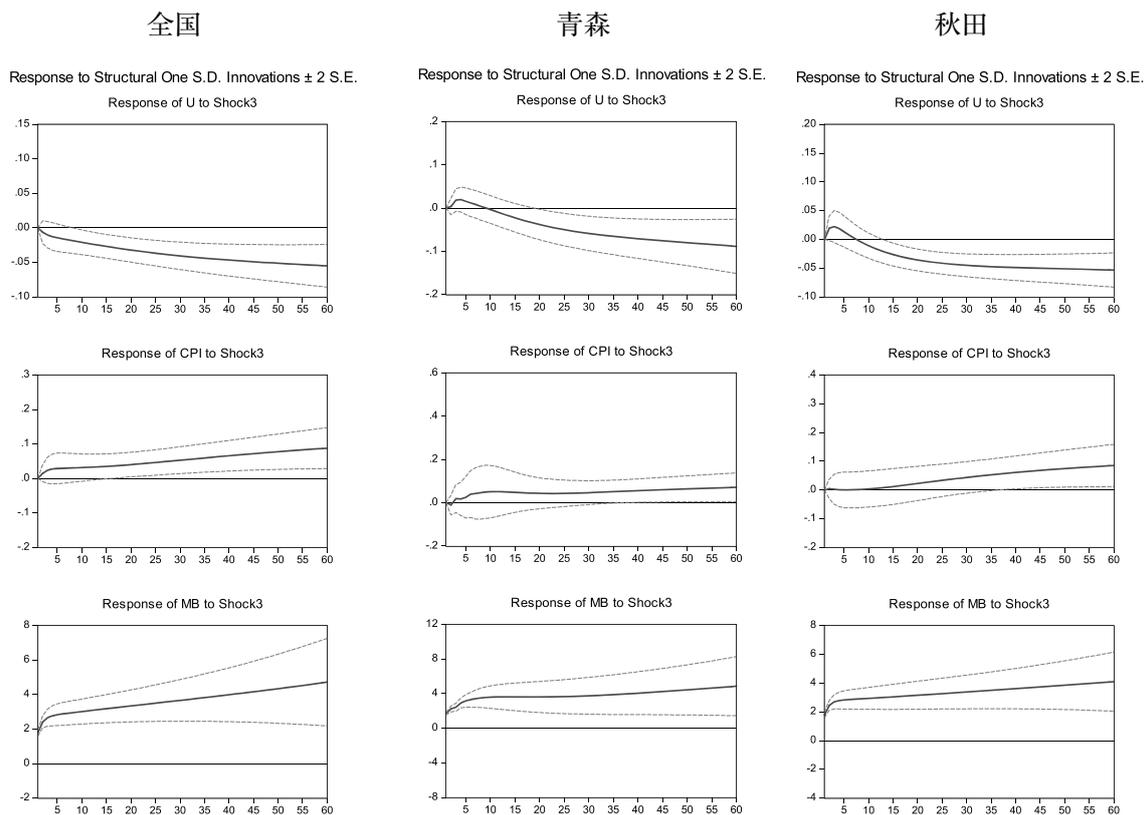


図3：3変数VARモデル(U CPI MB)におけるマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数(全期間)

ただし、ラグ次数が一致しない場合、他のラグ次数のモデルも推定している。推定結果に本質的な差が生じた場合は、その結果も報告する。

<sup>5</sup> 以降の青森県と全国に関する分析は、山本(2018)の推定結果を用いている。秋田県に関しては、推定期間を2017年6月までとした結果も推定し、2017年12月までの結果と本質的に結果が異なることを確認している。

次に、失業率、物価、マネタリーベースのVARモデルにおける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提示する。秋田県のVARモデルのラグ次数は、AICより2である。

前頁の図3も全国の結果が第1列、青森県が第2列、秋田県が第3列である。マネタリーベースショックに対するインパルス応答を上から、失業率U、物価CPI、マネタリーベースMBに関して提示した。全国においては、MBショックに対して、失業率は9か月後に有意に低下し、物価は15か月後に有意にプラスの反応を示している。青森においては、失業率は20か月後に有意に低下し、物価は33か月後に有意にプラスの反応を示している。秋田県においては、MBショックに対して、失業率は13か月後に有意にマイナスの反応を示し、物価は34か月後に有意にプラスの反応を示している。この失業率のモデルにおいては、生産のモデルと異なり、青森県と秋田県の失業率と物価のインパルス反応は似通っており、失業率の改善と物価の上昇は全国に比べて遅れて生じる。

### 3.2 量的緩和政策期（2001年3月から2006年3月、QE期）におけるインパルス応答関数

ここでは、前節と同じく、秋田県における生産、物価、マネタリーベースの3変数VARモデルを推定し、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求める。その結果を全国と青森県の結果と比較する。秋田県における分析モデルのラグ次数はAICにより2とする。

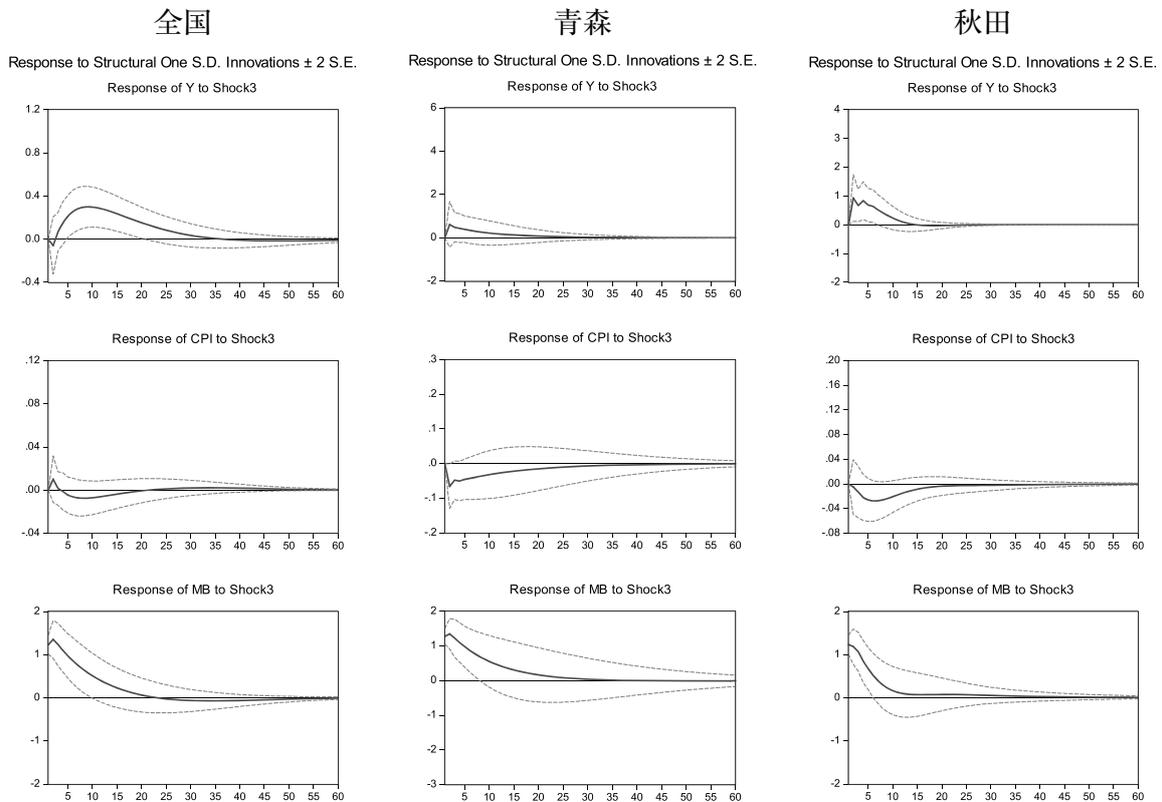


図4：3変数VARモデル(Y CPI MB)におけるマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数(QE期)

2列目の青森県のインパルス反応からは、マネタリーベースショックが生産にも物価にも有意な効果を生じてさせているとは考えられない。全国においては、生産は、5か月後から20か月後は有意にプラスの反応を示し、物価はマネタリーベースショックに有意な反応をしていない。秋田県のインパルス反応においては、生産は全国よりも早く0か月直後からプラスの反応を示し、7か月後には統計的に有意な反応を終えている。物価は、有意な反応を示していない。秋田県の実産は、マネタリーベースショックに対して、全期間、QE期においてすぐに反応し、効果が統計的に有意でなくなるのが、全国よりも早いことが特徴である。

次に、QE期における失業率、物価、マネタリーベースの3変数VARモデルにおけるインパルス応答関数を提示する。秋田県において、ラグ次数は、AIC、SICを基準にすると1であるが、ラグ次数に1を選択すると、1か月前までの情報しか考慮しないことになるので、ラグ次数には2を選択する。結果は下記となる。

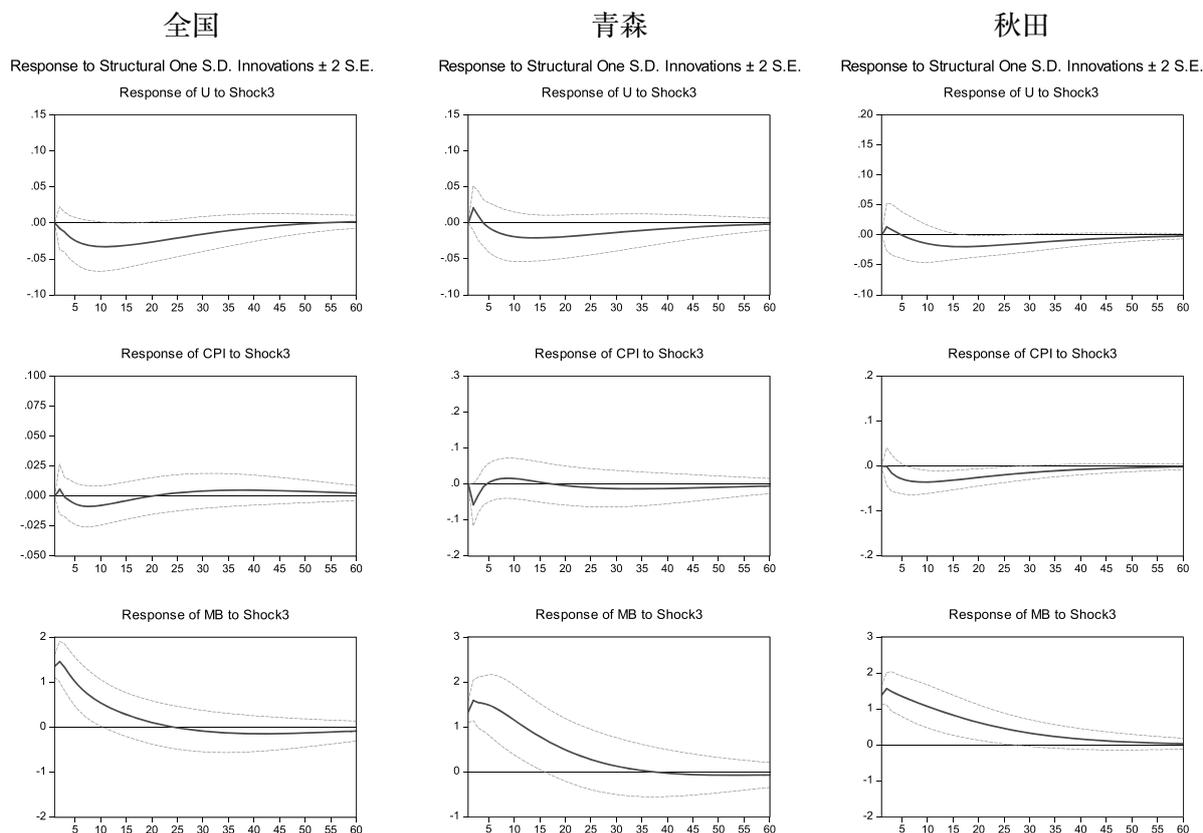


図5：3変数VARモデル(U CPI MB)におけるマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数(QE期)

失業率に関しては、MBショックに対して、全国では統計的に弱い有意性で10か月後から18か月後までマイナスの反応を示している。青森県では、有意な反応を示さず、秋田県では、17か月後から27か月後に統計的に弱い有意性でマイナスの反応を示している。物価に関しては、全国と

青森では有意な反応は示さず、秋田県では有意にマイナスの反応を示している期間がある。

QE期のインパルス応答関数からは、マネタリーベースショックに対して、生産と失業率は全国と秋田県で有意に改善する効果を読みとれるが、青森県では有意な反応はない。物価は、全てのケースにおいて、金融政策ショックに対して有意にプラスの反応を示していない。よって、秋田県では、QE期の金融政策は、経済活動水準に関しては有効に作用している。青森県では、QE期に金融政策が有効であるという確証は得られない。

### 3.3 量的・質的金融緩和期（2013年4月から2017年12月、QQE期）におけるインパルス応答関数<sup>6</sup>

まず、QQE期における生産、物価、マネタリーベースの3変数VARモデル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の結果を提示する。秋田県の推定において、ラグ次数はAIC及びSICによれば1であるが、前項と同一の理由でラグ次数は2として推定を行った。ここでは、インパルス反応を明瞭に捉えるため、累積インパルス応答関数を提示する。

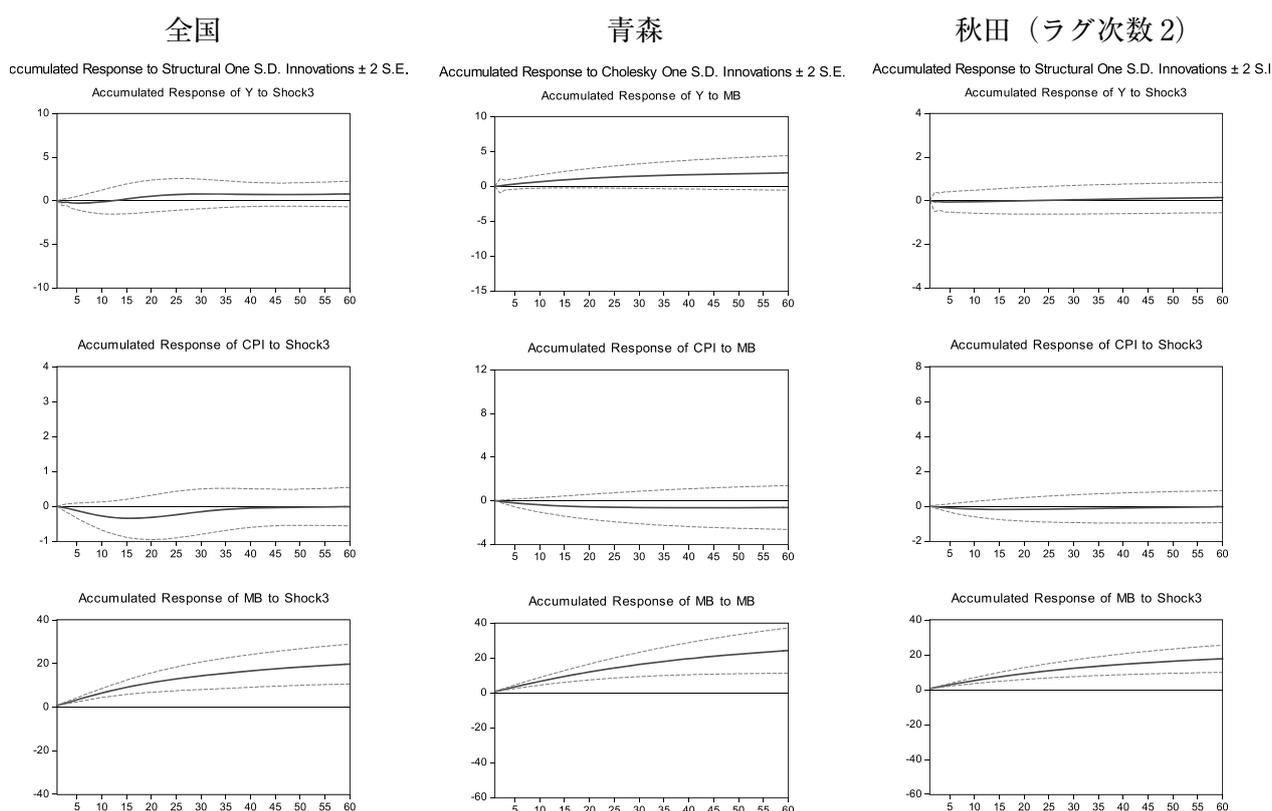


図6-1:3変数VARモデル(Y CPI MB)におけるマネタリーベースショックに対する累積インパルス応答関数(QQE期)

<sup>6</sup> 全国と青森県の推定期間は、2013年4月から2017年06月である。秋田県に関しては、推定期間の終了が2017年6月とした推定も行い、終了時点が2017年12月である推定結果と比較し、両者に本質的に差がないことを確認している。

Accumulated Response to Structural One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

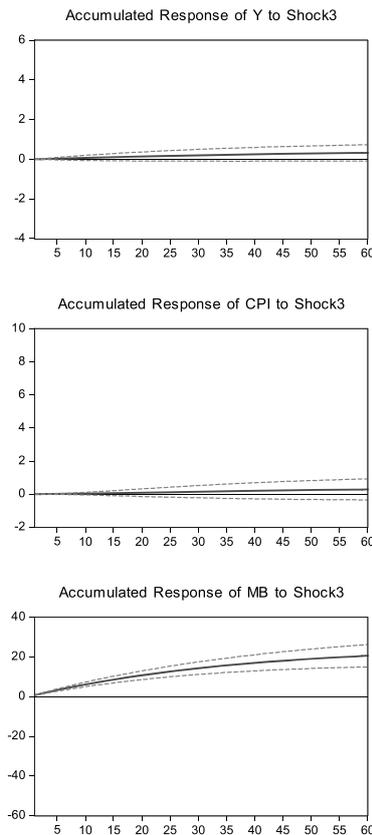


図6-2：秋田（ラグ1、累積インパルス応答関数）（QQE期）

全国と秋田では、生産と物価について有意な反応は得られない。ただし、秋田については、ラグ次数を1として累積インパルス応答関数を求めると、上記の図の様に生産に関して統計的に弱い意味でごく微弱なプラスの反応が示される。青森県においては、生産に関してのみプラスの反応が読み取れる。

次に失業率、物価、マネタリーベースのVARモデルを推定する。秋田県について、前項の失業率のモデルと同様の理由でラグ次数を2として推定を行う。

全国においては、失業率がマネタリーベースショックに対して、3か月以降、統計的に有意だが、わずかにマイナスの反応を示している。青森県においては、20か月後に有意に失業率がマイナスの反応を示している。秋田県では、マネタリーベースショックに対して、失業率は0か月から3か月後に有意にプラスの反応を示し、その後、マイナスの反応に転じ、10か月後から24か月後にはわずかだが、弱い有意性でマイナスの反応を示している。秋田県の失業率は、通期で考慮すると、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示していない。物価はいずれのケースも有意な反応は示していない。

QQE期についてまとめると、全国においては、マネタリーベースショックに対して、生産には

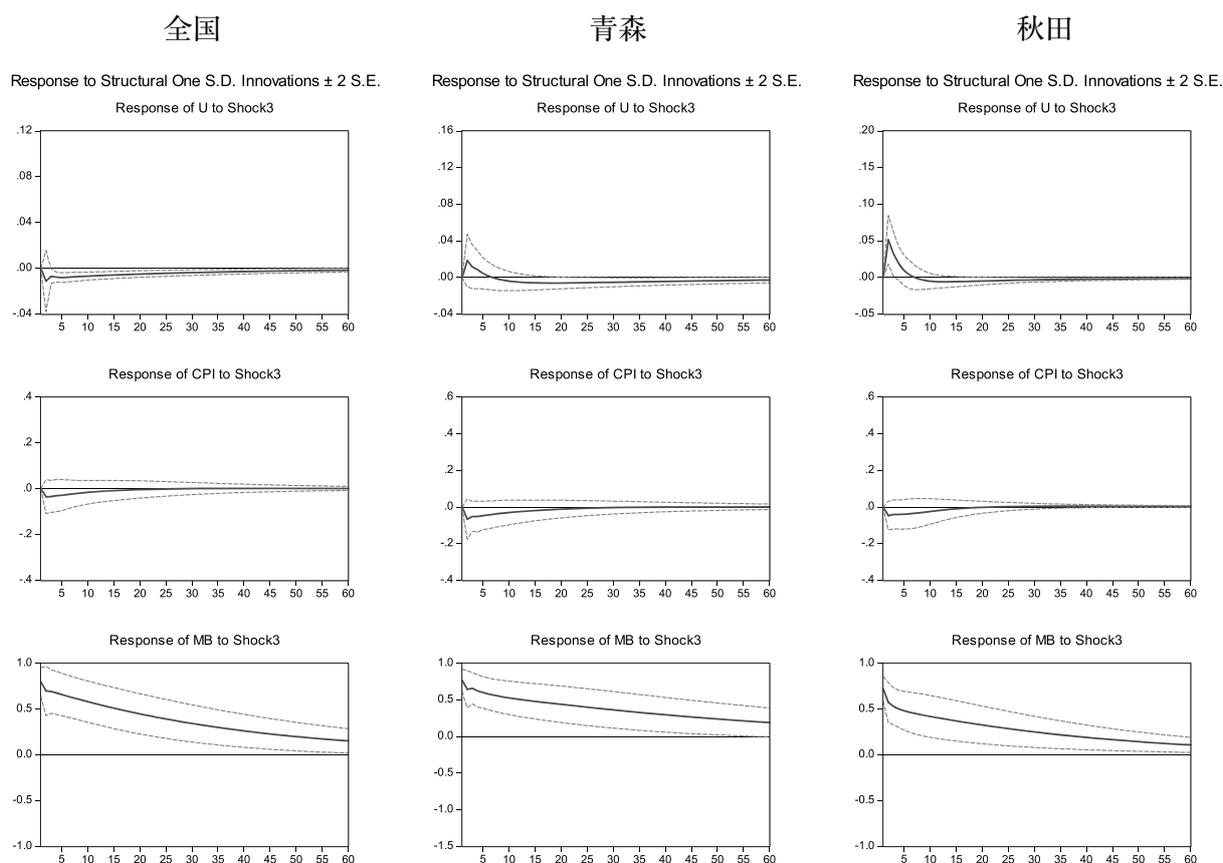


図7: 3変数VARモデル(U, CPI, MB)におけるマネタリーベースショックに対するインパルス応答関数(QQE期)

効果は生じていないが、失業率はマイナスの反応を示している。青森県においては、QQEによって生産と失業率の改善が観測される。秋田県においては、生産と失業率に明確な改善は観測できない。秋田県においては、全期間やQE期と異なり、QQE期のマネタリーベースショックは、効果があったとしてもごくわずかであり、明確に实体经济を改善しているとは言えないようである。物価に関しては、QQE期のマネタリーベースショックは、全てのケースで統計的に有意にプラスの効果を持たない。

本章の結果をまとめると下記の表2となる。表2から読み取れることは、生産を含むモデルは、全国、青森県、秋田県間で相違点があるが、失業率を含むモデルにおいては、全国と青森県、全国と秋田県間では相違点は少ないが、青森県と秋田県間では相違点があることである。

上記の議論から、秋田県経済のマネタリーベースショックに対する反応の特徴は下記となる。

- ①全期間及びQE期にて生産が有意にプラスの反応をする。
- ②生産の反応は、MBショック発生後、即座に生じ、その有意な反応は7か月後には終息する。
- ③QQE期のMBショックが有効に作用していないことが示唆される。
- ④MBショックに対する失業率の低下は、青森県と同様に全国と比較して遅れて生じる。

表2. 3変数VARモデルにおけるMBショックに対するインパルス反応

	Y CPI MB モデル		U CPI MB モデル	
	全国			
期間	生産	物価	失業率	物価
全期間 (2001年3月-2017年6月)	×	+	-	+
量的緩和期 (2001年3月-2006年3月)	+	×	-	×
QQE期 (2013年4月-2017年6月)	×	×	-	×
青森県				
期間	生産	物価	失業率	物価
全期間 (2001年3月-2017年6月)	+	+	-	+
量的緩和期 (2001年3月-2006年3月)	×	×	×	×
QQE期 (2013年4月-2017年6月)	+	×	-	×
秋田県				
期間	生産	物価	失業率	物価
全期間 (2001年3月-2017年12月)	+	+	-	+
量的緩和期 (2001年3月-2006年3月)	+	×	-	×
QQE期 (2013年4月-2017年12月)	×	×	×	×

×は統計的に有意ではないことを表す。

- ⑤MBショックに対する物価の上昇は、生産を含むモデルでは、全国と比較して少し遅れて生じるが、失業率のモデルでは、青森県と同じく全国と比較して1年半ほど遅れて生じる。

以下では、秋田県における非伝統的金融政策の波及経路を解明して行く。先行研究において非伝統的金融政策の波及経路は、長期金利、株価、為替相場とされているが、その波及経路のうち、秋田県で有効な波及経路は、生産のインパルス反応の早さから、比較的効果の発揮が早い波及経路だと予想される。

#### 4. 秋田県マクロ経済における非伝統的金融政策の波及経路I－4変数VARモデル

前章の分析において、全期間及びQE期において、マネタリーベースショックが秋田県のマクロ経済を改善させていることが確認できた。本章においては、この2つの期間に関して、金融政策の波及経路を解明してゆく<sup>7</sup>。先行研究においては、主に長期金利、株価、為替相場を非伝統的金融政

<sup>7</sup> 秋田県において、QQEは効果を発揮していないので、QQE期は以降の分析対象から外す。

策の波及経路の候補として分析を行っている。本稿では、長期金利R10には、10年物国債利回り、株価STOCKには、日経平均、為替相場RFXには、実質実効為替相場を用いる。

#### 4.1 長期金利

本節では、非伝統的金融政策の波及経路を長期金利として、生産を含むVARモデル（Y CPI MB R10）及び失業率を含むモデル（U CPI MB R10）の推定を行う。

##### 4.1.1 生産を含むモデル

まず全期間における生産を含むVARモデル（Y CPI MB R10）を推定すると、そのインパルス応答関数は下記となる。ラグ次数はAICにより2を選択した。図8の左からShock1、2、3、4の列は、各々、Yのショック、CPIのショック、MBのショック、R10ショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。よって、マネタリーベースショックが与えるインパルス応答を表すのは、3列目のグラフとなる。3列目の上から1番目が生産Yのインパルス応答関数であり、

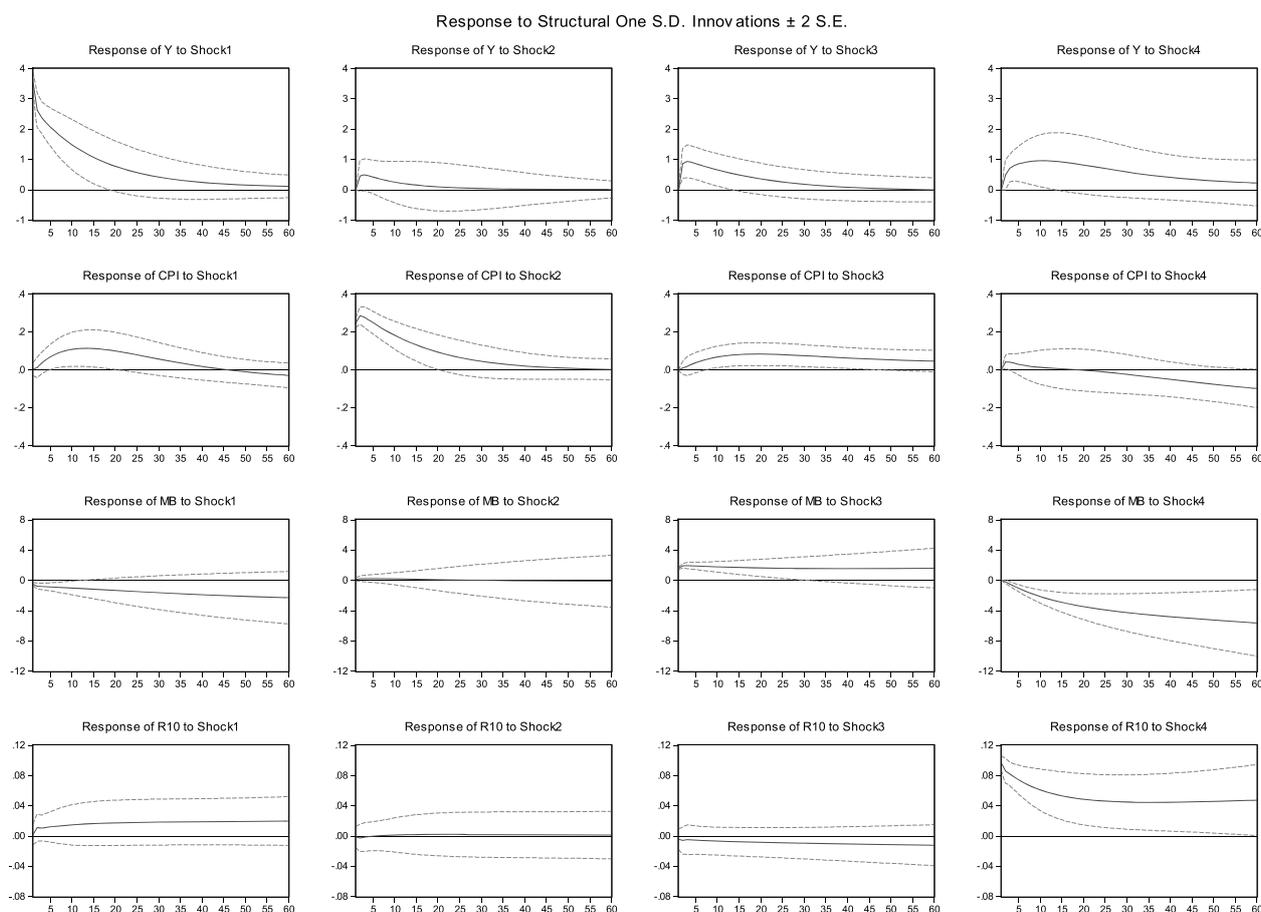


図8：(Y CPI MB R10)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

2番目が物価CPI、3番目がマネタリーベースMB、4番目が長期金利R10のインパルス応答関数である。生産Yは金融政策ショックに0か月から13か月後まで有意にプラスの反応をしている。物価CPIは、8か月後から44か月後まで有意にプラスの反応をしている。長期金利R10は、統計的に有意な反応をしていない。よって、このモデルにおいて、マネタリーベースショックは、秋田県のマクロ経済を改善しているが、長期金利がその波及経路であるとは言えない。

QE期においても同様の分析を行った。結果は、3章の表2に見られるように、マネタリーベースショックに生産はプラスの反応を示し、物価は有意な反応を示さない結果であった。また、長期金利はQE期のモデルでも同様にマネタリーベースショックに有意な反応を示さないという結果であり、インパルス応答関数の提示は省略する。

以上から生産を含むモデルにおいては、長期金利は非伝統的金融政策の波及経路とは言えない。

#### 4.1.2 失業率を含むモデル

次に全期間における失業率を含むVARモデル(U CPI MB R10)を推定する。そのインパルス応答関数は下記となる。ラグ次数はAICにより2を選択した。

図9の左からShock1、2、3、4の列は、各々、Uのショック、CPIのショック、MBのショック、R10ショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。3列目がマネタリーベースショックに対する上から失業率U、物価CPI、マネタリーベースMB、長期金利R10のインパルス反応である。マネタリーベースショックに対して、失業率は14か月後から有意に負の反応を示し、物価は38か月後から弱い有意性で正、長期金利は14か月以降、弱い有意性で負の反応を示している。よって、このモデルでは長期金利が非伝統的金融政策の波及経路であると読み取れる。

また図9の1行4列目のグラフにおいて長期金利のプラスのショックは、失業率を悪化させ、2行4列目のグラフでは、長期金利のプラスのショックは、かなり遅れるが物価に負の効果を与えている。この事も長期金利が金融政策の波及経路であることを示唆している。

このモデルにおいてToda and Yamamoto(1995)の方法に基づいてGrangerの因果性検定を行う。まずMBからR10への因果性については、因果性なしという帰無仮説のp値が0.3236であるため、因果性はないという帰無仮説が採択される。R10からUへの因果性なしという帰無仮説のp値は0.7121であり、R10からUへの因果性はない。R10からCPIへの因果性なしという帰無仮説のp値は0.0833より、R10からCPIへは因果性存在する。総合すると「MB→R10→U」「MB→R10→CPI」は、有意水準10%にてGrangerの意味で因果性は有さない<sup>8</sup>。

よって、全期間の失業率を含むモデルではインパルス応答分析のみで、長期金利が非伝統的金融政策の波及経路であると言える。

次に量的緩和政策期における失業率を含むVARモデルの推定を行う。そのインパルス応答関数

<sup>8</sup> 以降のGrangerの因果性検定の有意水準は全て10%として検定を行う。

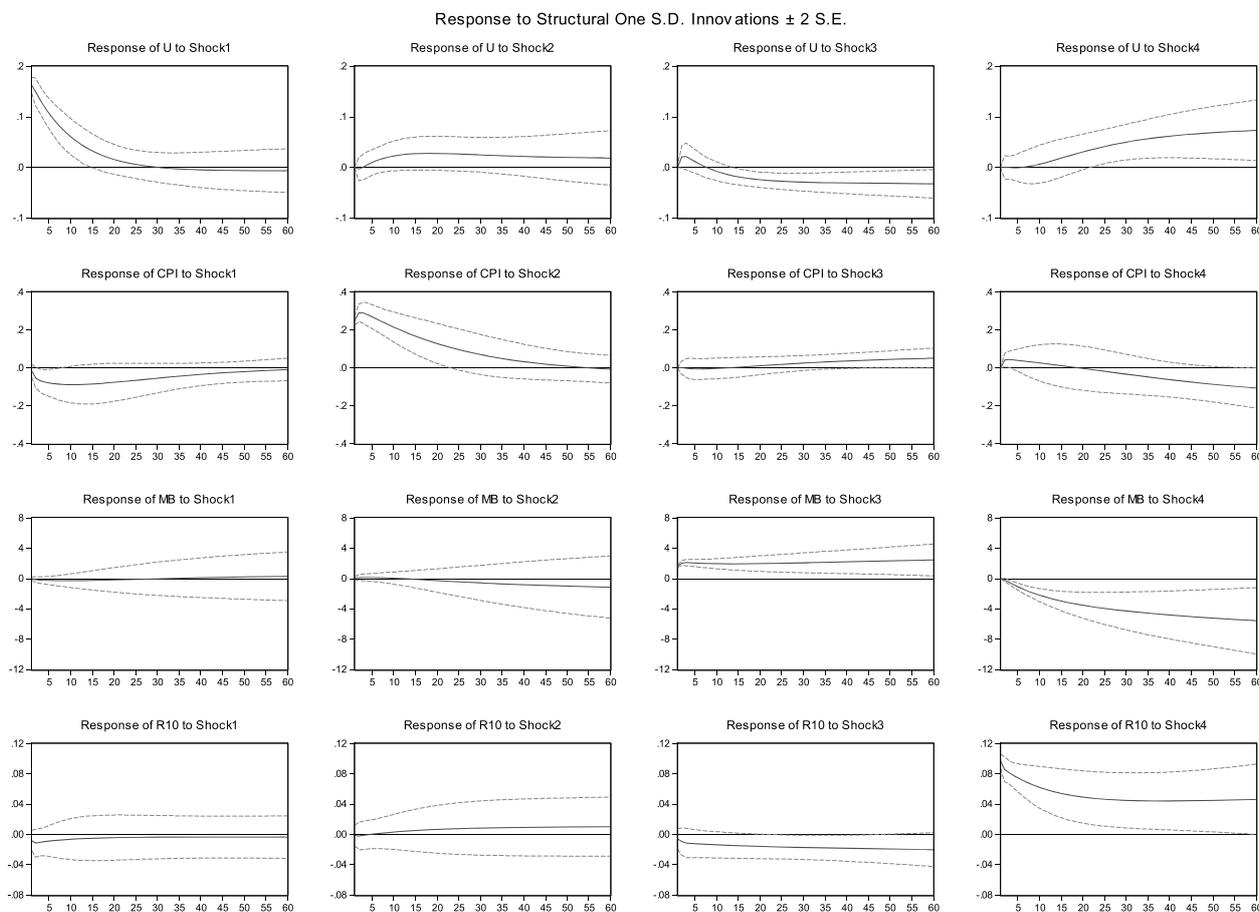


図9：(U CPI MB R10)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

は下記となる。ラグ次数は、AIC、SICによれば1であるが、3章の分析と同一の理由で、ラグ次数を2として推定を行う。

図10の3列4行目のグラフを見ると、長期金利はMBショックに有意な反応を示していない。

生産を含むモデル及び失業率を含むモデルにおいて、長期金利が非伝統的金融政策の波及経路であると示唆されるのは、全期間の完全失業率を含むモデルのインパルス応答分析のみであるが、これはGrangerの因果性検定では支持されない。以上の分析から長期金利は、秋田県における非伝統的金融政策の波及経路の候補から外すことにする<sup>9</sup>。

<sup>9</sup> 長期金利が波及経路であるかは、本章以降の分析枠組み、(Y CPI MB R10 STOCK) (U CPI MB R10 STOCK) (Y CPI MB R10 RFX) (U CPI MB R10 RFX) (AIY Y CPI MB R10) (AIY U CPI MB R10) (AIY Y CPI MB R10 STOCK) (AIY U CPI MB R10 STOCK)においても分析したが、インパルス応答分析及びGrangerの因果性検定の両方の観点から波及経路となっているケースは見出せなかった。

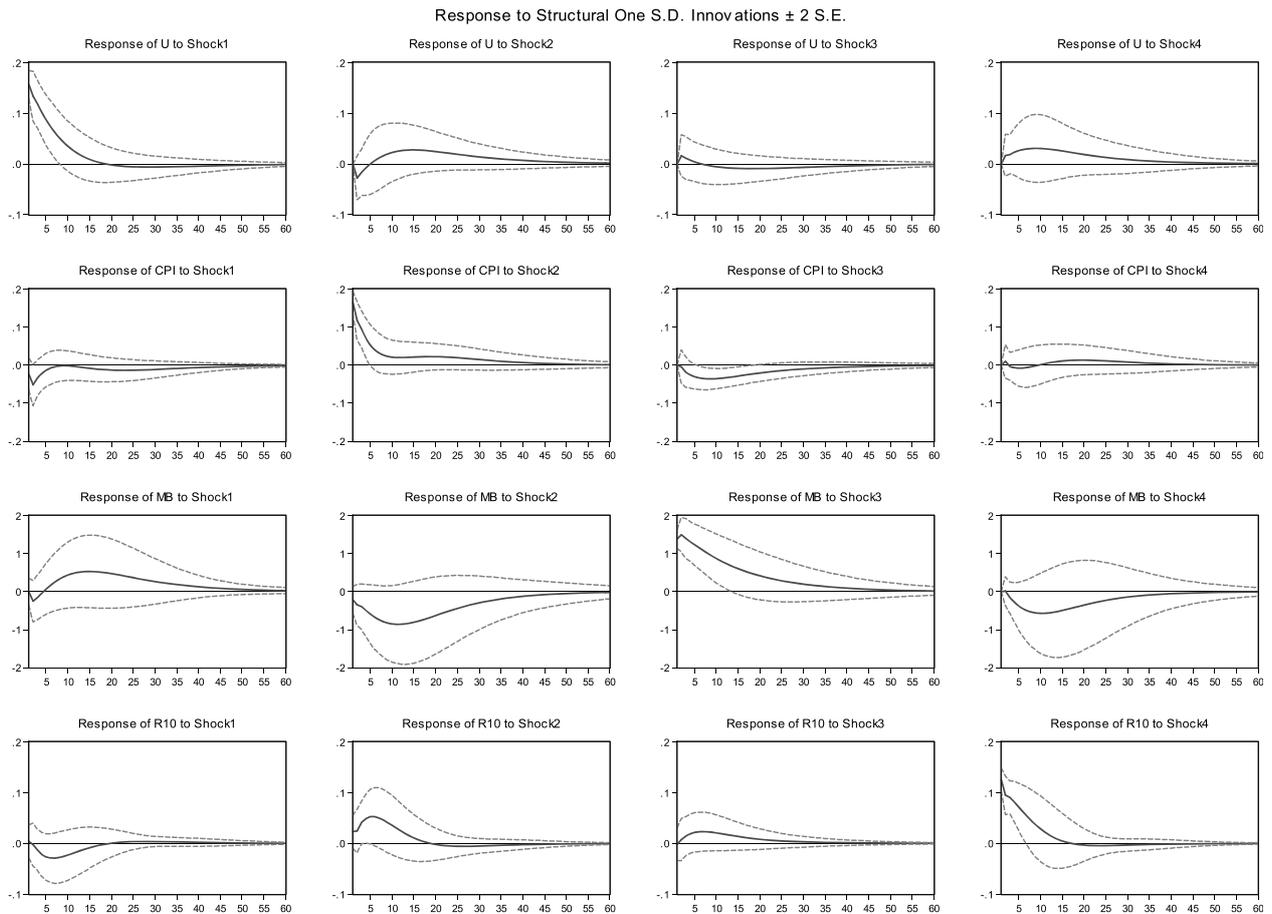


図10：(U CPI MB R10)モデルにおけるインパルス応答関数 (QE期)

## 4.2 株価

本節では、非伝統的金融政策の波及経路を株価として、生産を含むモデル及び失業率を含むモデルの推定を行う。

### 4.2.1 生産を含むモデル

まず全期間における生産を含むVARモデル (Y CPI MB STOCK) を推定すると、そのインパルス応答関数は下記となる。ラグ次数はLRにより3を選択した。

図11の左からShock1、2、3、4の列は、各々、Yのショック、CPIのショック、MBのショック、STOCKのショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。3列目がMBショックに対するインパルス応答関数である。1行3列のグラフから点推定値では生産は、0か月から22か月後までプラスの反応をしている (統計的に弱く有意なのは0か月から6か月後までである)。2行3列目のグラフから、物価は、7か月以降、有意にプラスの反応をしている。4行3列目のグラフから、株価は、MBショックに対して、点推定値では、2か月後からプラスの反応をしているが、

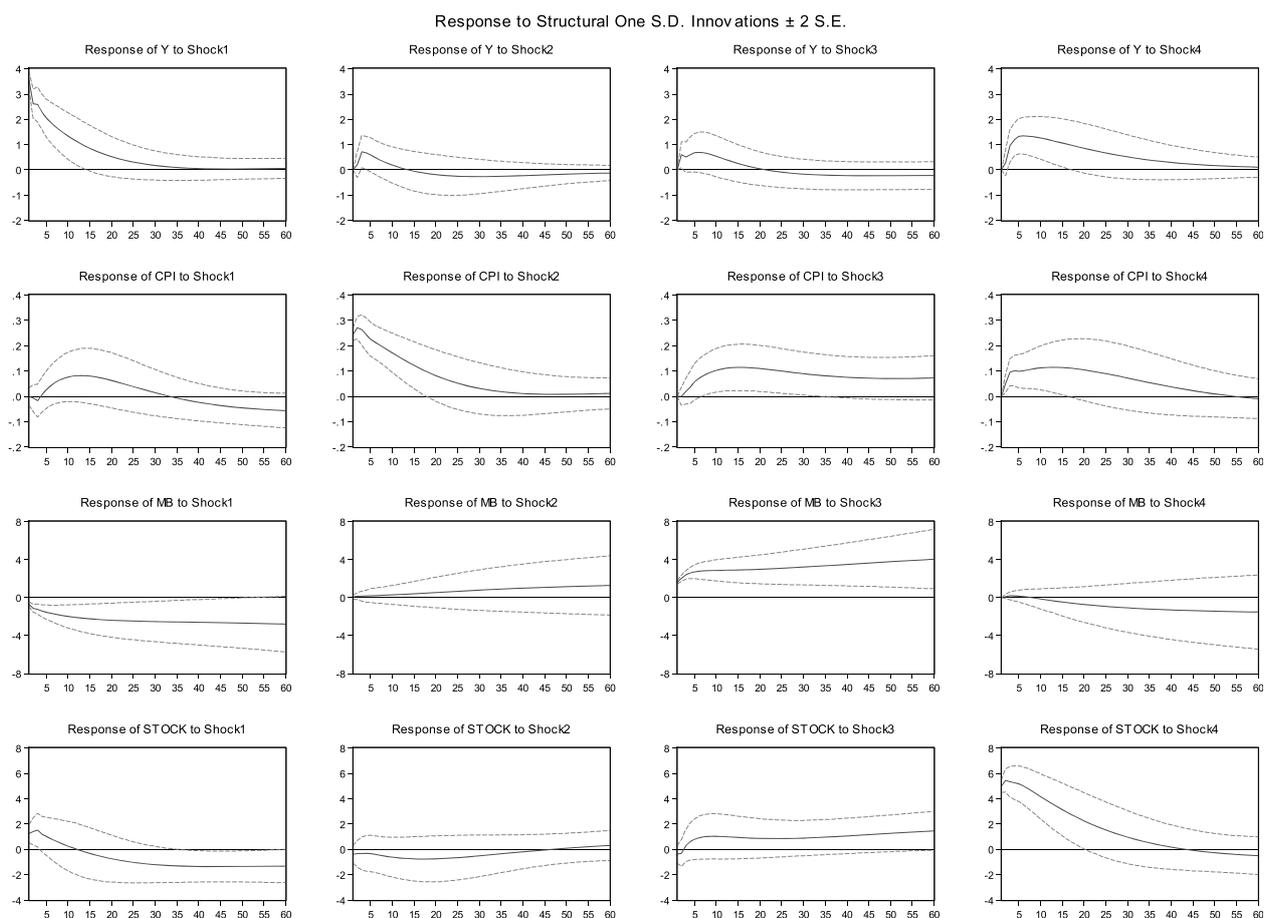


図11：(Y CPI MB STOCK)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

統計的に弱く有意になるのは53か月後である。点推定値で判断すれば、株価は生産と物価に対して波及経路になっている。統計的に有意であるかを考慮すると、この事は成立しない。1行4列目と2行4列目のグラフからは、株価ショックが、ショックの発生直後から17か月後まで、生産と物価に統計的に有意にプラスの反応をもたらしている。この事は株価経路が存在する可能性を示唆する。

このモデルにおいてGrangerの因果性検定を行う。MBからSTOCKへの因果性がないという帰無仮説のp値は0.0679であり、棄却される。STOCKからYへの因果性がないという帰無仮説のp値は0.0379であり、棄却される。STOCKからCPIへの因果性がないという帰無仮説のp値は0.0116であり、棄却される。よって、「MB→STOCK→Y」「MB→STOCK→CPI」は因果性を有する。よって、インパルス応答関数とGrangerの因果性検定の両方を考慮すると株価が生産と物価に対する金融政策の波及経路である可能性はある<sup>10</sup>。

<sup>10</sup> ただし、ラグ次数をAICにより2と選択すると、インパルス応答関数の結果には本質的な差は生じないが、Grangerの因果性検定では、MBからSTOCKへは因果性を有さないという結果となる。

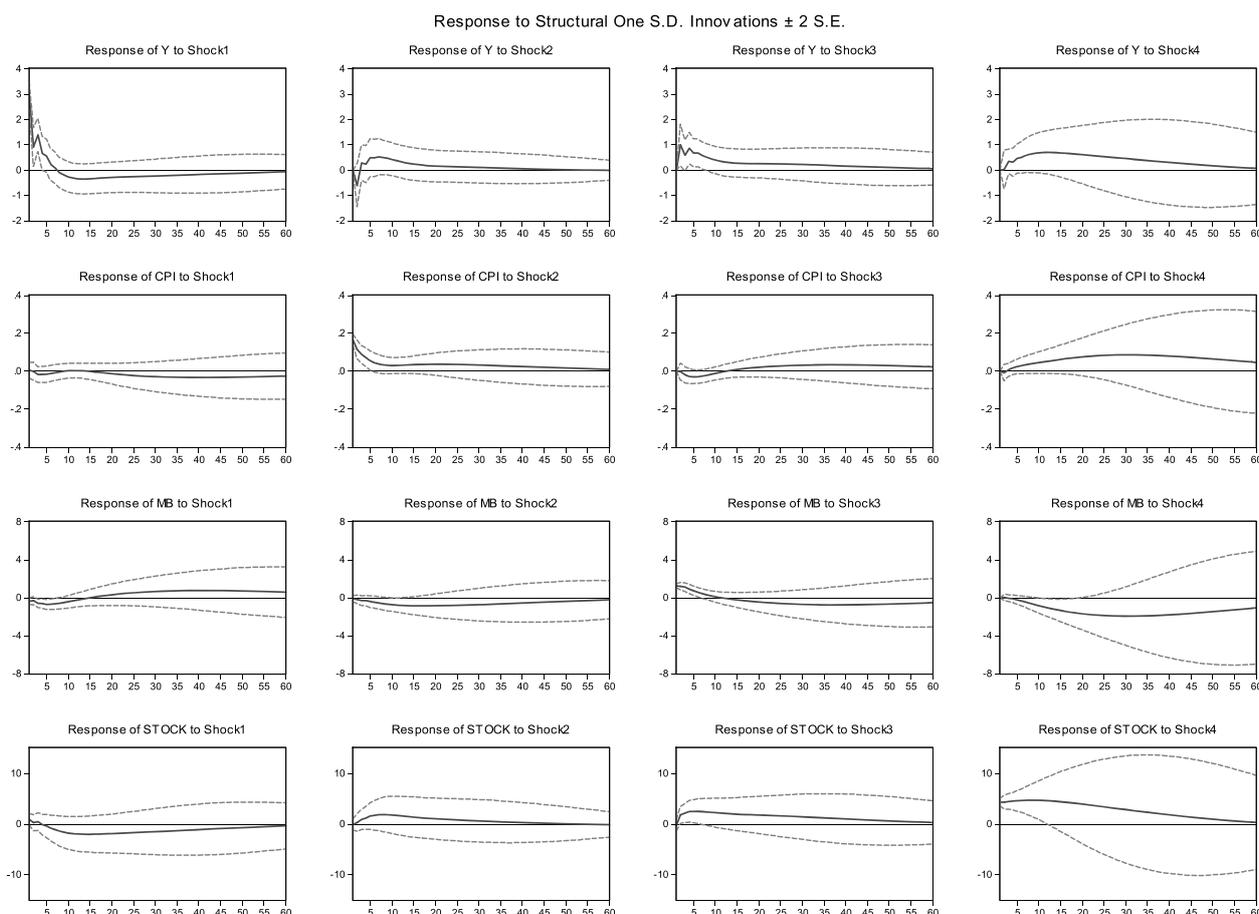


図12：(Y CPI MB STOCK)モデルにおけるインパルス応答関数(QE期)

次にQE期に関して生産を含むVARモデルの推定を行う。ラグ次数はAICに従い2である。

図12の1行3列目のグラフでは、MBショックに対して、生産は0か月から7か月後まで有意にプラスの反応をしている（点推定値では60か月後までプラスの反応である）。2行3列目のグラフでは、物価は、3章の分析と同じく有意に反応していない。4行3列目のグラフでは、MBショックに対して株価は0か月から8か月後まで統計的に有意にプラスの反応をしている（点推定値では0か月からプラスの反応維持をしている）。このことから、株価が生産に対して、MBショックの波及経路になっていると考えられる。また、1行4列目のグラフでは、株価ショックに対して、生産が3か月後から10か月後まで弱い有意性でプラスの反応をしており、生産に対して株価経路が存在することが示唆される。「MB→STOCK→Y」に関してGrangerの因果性検定を行うと、MBからSTOCKへの因果性がないという帰無仮説は、p値が0であり棄却される。STOCKからYへの因果性がないという帰無仮説は、p値が0.1270であり、採択される。インパルス反応分析から「MB→STOCK→Y」という経路は成立するが、Grangerの因果性検定では支持されない。

全期間及びQE期の分析を総合的に考慮すると、株価が生産と物価に対して非伝統的金融政策の波及経路である可能性を排除することはできない。

#### 4.2.2 失業率を含むモデル

次に全期間における失業率を含むVARモデルを推定する。そのインパルス応答関数は下記となる。ラグ次数はAICにより2を選択して推定を行った。

図13の左からShock1、2、3、4の列は、各々、Uのショック、CPIのショック、MBのショック、STOCKのショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。1行3列目のグラフでは、マネタリーベースショックに対して、失業率は14か月後から有意にマイナスの反応をしている。2行3列目のグラフでは、物価が40か月後から有意にプラスの反応をしている。4行3列目のグラフでは株価が29か月後に有意にプラスの反応をしている。よって、失業率と物価の29か月以降の反応は、株価を経由していると考えられるが、1行4列目のグラフで株価ショックに対して失業率は有意に反応していない。このことは、失業率がマネタリーベースショックに対して株価を経由し低下するということを支持していない。2行4列目のグラフでは、株価ショックが物価に対して0か月から19か月後まで有意にプラスの効果を与えている。この事は、物価に対して株価経路が存在することを示唆する。よって、インパルス応答分析では、「MB→STOCK→CPI」という波及経路が成立する。

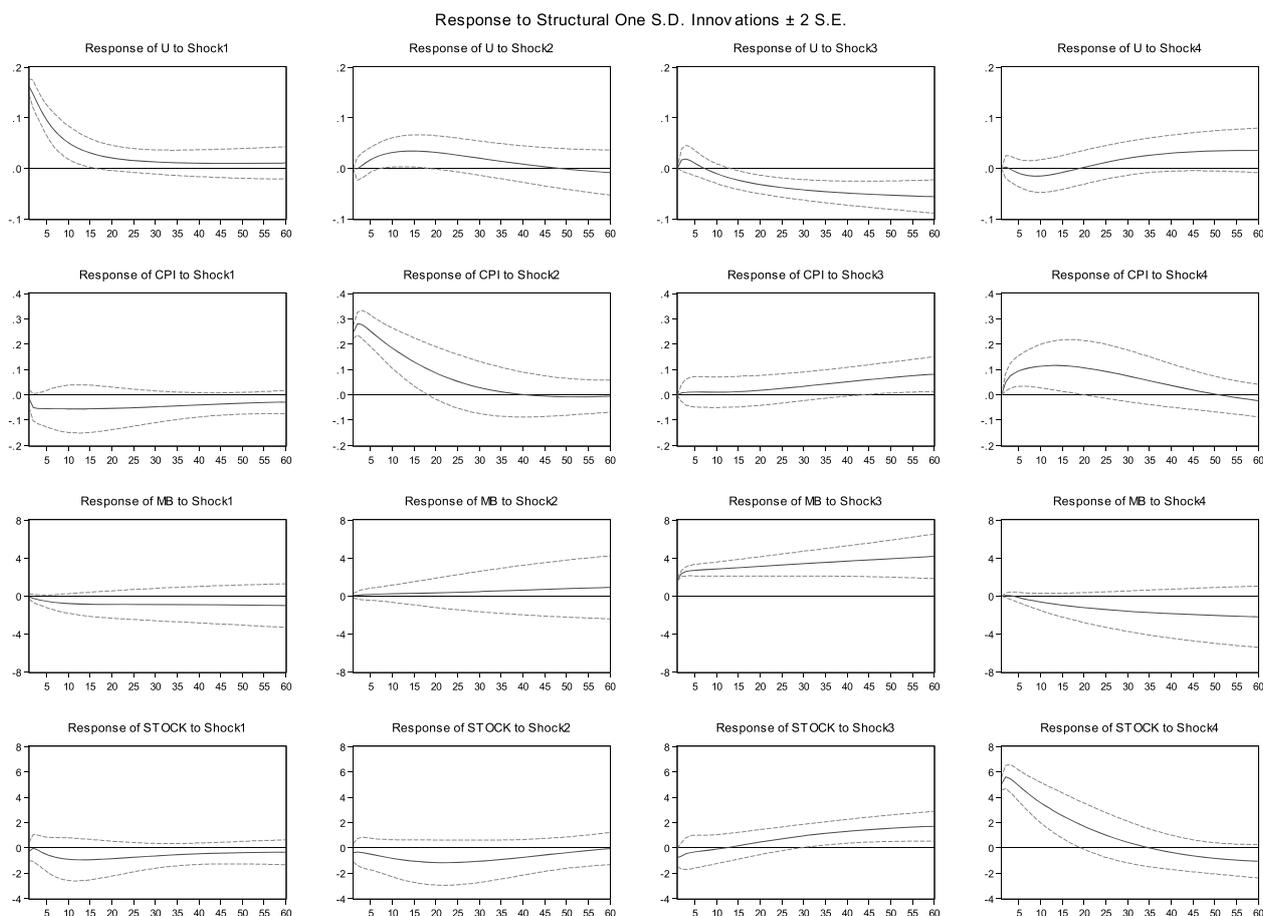


図13：(U CPI MB STOCK)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

このモデルにおいてGrangerの因果性検定を行う。MBからSTOCKへの因果性がないという帰無仮説は、p値が0.3798であり採択される。STOCKからUへの因果性がないという帰無仮説は、p値が0.7178であり、採択される。STOCKからCPIへの因果性がないという帰無仮説は、p値が0.0073であり、棄却される。よって、Grangerの因果性検定において、「MB→STOCK→U」「MB→STOCK→CPI」はGrangerの因果性を有さない。この点とインパルス応答分析の結果を総合して考えると、この失業率を含むモデルでは、MBショックの波及経路が株価とは言えない。

この失業率を含むモデルをQE期に関して推定すると、インパルス応答分析において、失業率と物価がマネタリーベースショックに対して有意に反応していないので、分析は省略する。

以上の株価に関する分析をまとめると、生産を含むモデルにおいて、株価が生産と物価に対して非伝統的金融政策の波及経路である可能性は否定できない。失業率に関しては、株価は波及経路とは言えないと考えられる。

### 4.3 実質実効為替相場

本節では、非伝統的金融政策の波及経路を実質実効為替相場RFXとして、生産を含むモデル及び失業率を含むモデルの推定を行う。

#### 4.3.1 生産を含むモデル

まず全期間における生産を含むVARモデルを推定すると、そのインパルス応答関数は下記となる。ラグ次数はSIC及びHQにより2を選択した<sup>11</sup>。

図14の左からShock1、2、3、4の列は、各々、Yのショック、CPIのショック、MBのショック、RFXのショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。1行3列目のグラフでは、マネタリーベースショックに対して、Yが0か月から10期後まで有意にプラスの反応を示している。2行3列目のグラフでは、物価が7か月以降、有意にプラスの反応を維持している。4行3列目のグラフでは、RFXが0か月から20か月後まで統計的に弱い有意性で、円安の反応を示している<sup>12</sup>。よって、この為替相場は、生産と物価に対する波及経路になっていると考えられる。また、1行4列目と2行4列目のグラフでは、RFXの円高ショックは、即座に生産と物価に有意にマイナスの効果を与えている。これは、生産と物価に対して為替相場経路が存在することを示唆する。

よって、このインパルス反応分析によると、実質為替相場が、マネタリーベースショックに対する生産と物価の波及経路になっている。

このVARモデルに基づき、「MB→RFX→Y」「MB→RFX→CPI」に関してGrangerの因果性

<sup>11</sup> ラグ次数をAIC、LRに従い4として推定すると、自由度が低下するためか、MBショックに対するインパルス反応が第3章のそれと乖離してしまう。また実質実効為替相場がMBショックに有意な反応を示さない。よって、ここでは、ラグ次数を2とした場合の結果を報告する。

<sup>12</sup> 実質実効為替相場は、その値が大きくなると円高、小さくなると円安を意味する。

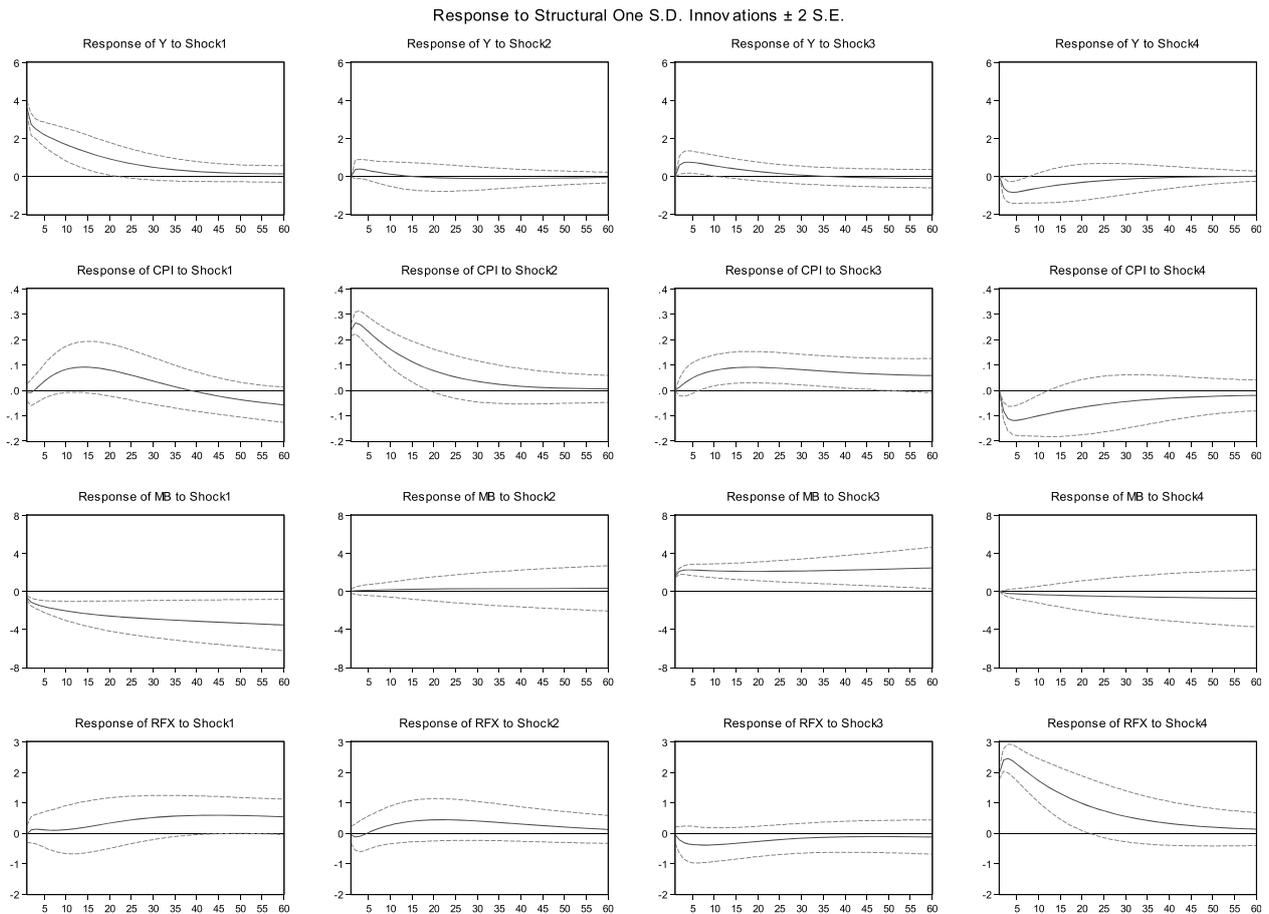


図14：(Y CPI MB RFX) モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

検定を行う。MBからRFXにGrangerの因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.3292であり、この関係に因果性は存在しない。RFXからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0270であり、この関係に因果性が存在する。RFXからCPIにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0であり、この関係に因果性が存在する。よって、「MB→RFX→Y」「MB→RFX→CPI」という経路は、Grangerの因果性検定により支持されない。

QE期における生産を含むVARモデルを推定すると、RFXはマネタリーベースショックに有意な反応を示さないため、分析結果の報告は割愛する。

#### 4.3.2 失業率を含むモデル

まず全期間における失業率を含むVARモデルを推定すると、そのインパルス応答関数は下記となる。ラグ次数はAICにより2を選択した。

図15の左からShock1、2、3、4の列は、各々、U、CPI、MB、RFXのショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。1行3列目のグラフでは、失業率がマネタリーベースショックに対して、14期以降、有意にマイナスの反応を示している。2行3列目のグラフでは、物

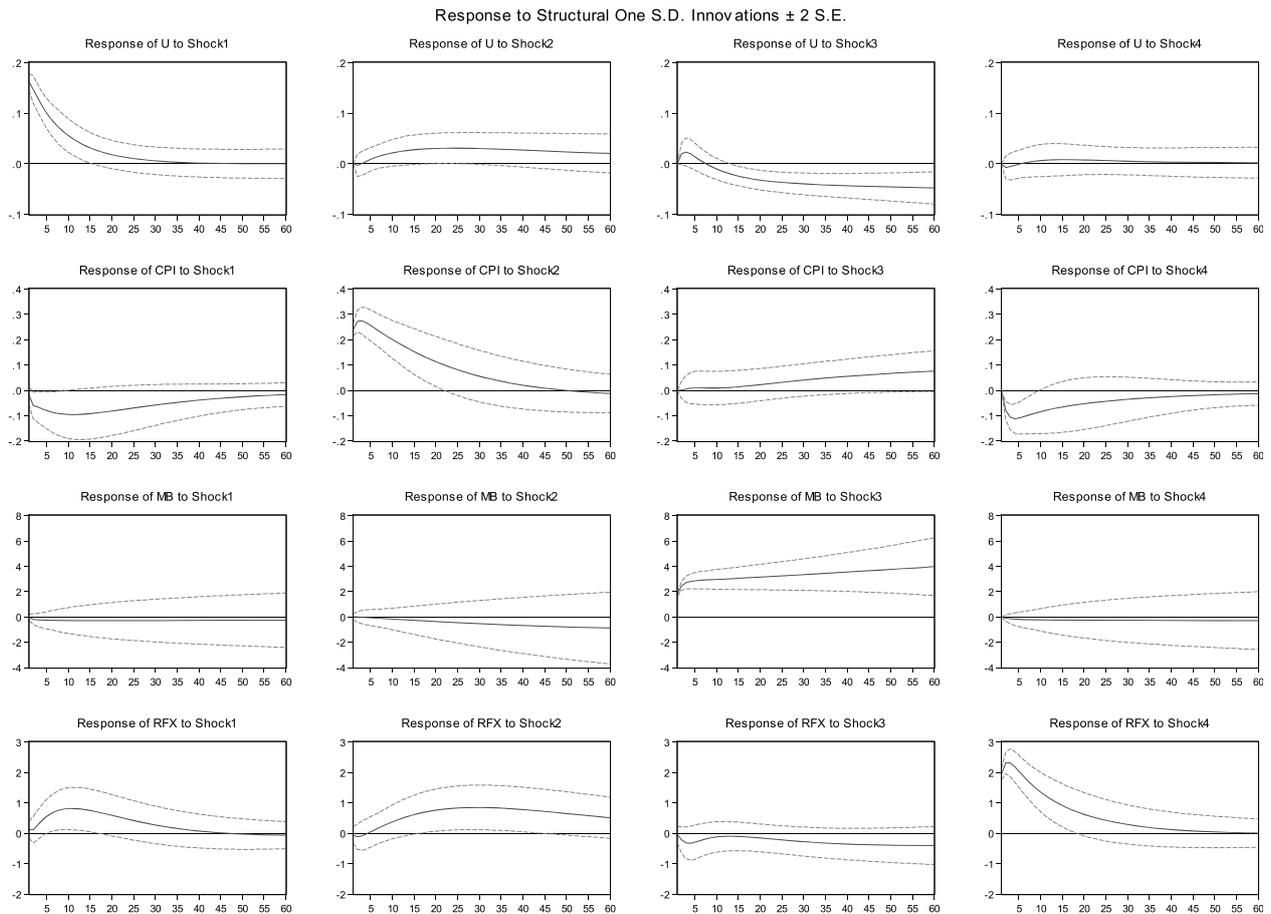


図15：(U CPI MB RFX) モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

価が50期以降、弱い有意性で上昇している（点推定値では、0か月からプラスの反応を維持している）。為替相場は、35期以降、統計的に弱い有意性で円安の反応を示している（点推定値では、0か月から円安の反応をしている）。よって、為替相場が失業率と物価の金融政策の波及経路になっている可能性がある。ただし、1行4列目のグラフでは、円高ショックに対して、失業率は有意に反応していない。この事は失業率に対する金融政策の波及経路が為替相場であることをサポートしない。2行4列目のグラフでは、円高ショックに対して、物価は有意に負の反応をしているので、物価に関しては為替相場が波及経路であることがサポートされる。

このモデルにおいて、「MB→RFX→CPI」に関して、Grangerの因果性検定を行う。MBからRFXにGrangerの因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.5327であり、この関係に因果性は存在しない。RFXからCPIにGrangerの意味での因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0であり、この関係に因果性が存在する。よって、「MB→RFX→CPI」という経路は、Grangerの意味で因果性は存在しない。

QE期については、失業率を含むモデルでは、想定する最大ラグ次数の値によって、AICによる最適ラグ次数が変動してしまうため、ラグ次数を決定できない。よって、分析は行わない。

ここで、RFXを波及経路に想定する生産を含むモデルと失業率を含むモデルに関する分析結果をまとめる。2つのモデルにおいてインパルス応答分析では、「MB→RFX→CPI」という関係は成立する。しかし、Grangerの意味での因果性は有さない。経済活動の水準を表すYとUに関しては、Yについてのみインパルス応答分析から為替相場が波及経路であることが支持される。しかし、この関係もGrangerの意味での因果性は有さない。ただし、この2つのモデルにおいて、インパルス応答分析で物価に関して為替相場が波及経路であることが示唆される。よって、実質為替相場が物価に対する波及経路であることは排除できない。

#### 4.4 まとめ

以上の4変数VARモデルの推定結果をまとめると下記の表3になる。ただし、全期間における推定結果である。

マネタリーベースショックの波及経路を、長期金利、株価、実質実効為替相場として、分析を実行したが、インパルス応答分析とGrangerの因果性検定の両方の観点から、波及経路であると確定できる変数は存在しない。ただし、生産に関しては株価、物価に関しては株価と実質実効為替相場が波及経路であることは排除できない。この様に波及経路を確定できないのは、秋田県経済において、これらの金融変数以外に考慮すべき波及経路が存在するからかもしれない。地方経済は、金融緩和により、日本国全体の経済活動水準が上昇すれば、その影響を受けると考えられる。よって、

表3. 4変数VARモデルのインパルス反応分析および因果性検定の結果(全期間)

波及経路：長期金利 (R10)	インパルス反応分析	因果性検定
生産を含むモデル		
MB→R10→Y	×	×
MB→R10→CPI	×	×
失業率を含むモデル		
MB→R10→U	○	×
MB→R10→CPI	○	×
波及経路：株価 (STOCK)	インパルス反応分析	因果性検定
生産を含むモデル		
MB→STOCK→Y	△	△
MB→STOCK→CPI	△	△
失業率を含むモデル		
MB→STOCK→U	×	×
MB→STOCK→CPI	○	×
波及経路：実質為替相場 (RFX)	インパルス反応分析	因果性検定
生産を含むモデル		
MB→RFX→Y	○	×
MB→RFX→CPI	○	×
失業率を含むモデル		
MB→RFX→U	×	×
MB→RFX→CPI	○	×

△は、統計的有意性及びモデルのラグ回数などの条件付きで成立することを表す。

次章では非伝統的金融政策の波及経路に日本経済の活動水準を加えて分析を行う。日本国の活動水準を表す代理変数には、全産業活動指数AIYを用いることにする<sup>13</sup>。

## 5. 非伝統的金融政策の波及経路II－5変数VARモデル

本章では、全産業活動指数AIYを加えた5変数VARモデルである生産を含むモデル（AIY Y CPI MB 金融変数）と失業率を含むモデル（AIY U CPI MB 金融変数）を推定することで、引き続き秋田県マクロ経済における非伝統的金融政策の波及経路を求めてゆく。金融変数は、4章の結果から株価を用いる<sup>14</sup>。

### 5.1 株価

本節では、金融政策の波及経路を全産業活動指数AIYと株価STOCKとする生産を含むVARモデル（AIY Y CPI MB STOCK）と失業率を含むVARモデル（AIY U CPI MB STOCK）の推定を行う。

#### 5.1.1 生産を含むモデル

まず全期間において生産を含むVARモデル（AIY Y CPI MB STOCK）を推定する<sup>15</sup>。ラグ次数はAICに従い3を選択した。このモデルのインパルス応答関数は下記となる。

図16の左からShock1、2、3、4、5の列は、各々、AIY、Y、CPI、MB、STOCKのショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。2行4列目のグラフにおいて、秋田の生産は、マネタリーベースショックに対して、0か月から7か月まで統計的に弱い有意性でプラスの反応をしている（点推定値では、22か月後までプラスである）。3行4列目のグラフにおいて、物価は6か月後以降、統計的に有意にプラスの反応をしている。1行4列目のグラフにおいて、全産業活動指数AIYは、マネタリーベースショックに対して、6か月後から11か月後まで、統計的に弱い有意性でプラスの反応をしている（点推定値では0か月からプラスの反応を維持している）。5行4列目のグラフにおいて、株価は、4か月後以降、統計的に弱い有意性でプラスの反応をしている（点推定値では2か月後からプラスの反応を維持している）。マネタリーベースショックに対して、Y及びCPIとAIY及びSTOCKの上昇するタイミングを考慮すると、マネタリーベースショックに対するYとCPIの上昇をAIY及びSTOCKの上昇にて説明できよう。また、図16の2行5列目と3行5列目のグラフにおいて、株価ショックは、生産と物価を有意に引き上げている。この事は、

<sup>13</sup> 日本経済の活動水準を最も表しているのは実質GDPであろうが、これは月次データが存在しない。その他の指標として、日本国全体の鉱工業生産指数も考えられるが、これは全産業をカバーしていない。月次データが存在し、全産業の活動をカバーすることから、日本経済の活動水準に全産業活動指数を用いた。

<sup>14</sup> 金融政策の波及経路を全産業活動指数と実質実効為替相場とするVARモデルを推定したが、これらが生産と失業率に関して波及経路となる結果は得られなかったため、分析を割愛する。

<sup>15</sup> 変数の順番を（Y CPI AIY MB STOCK）としたモデルも推定したが結果は同一であった。

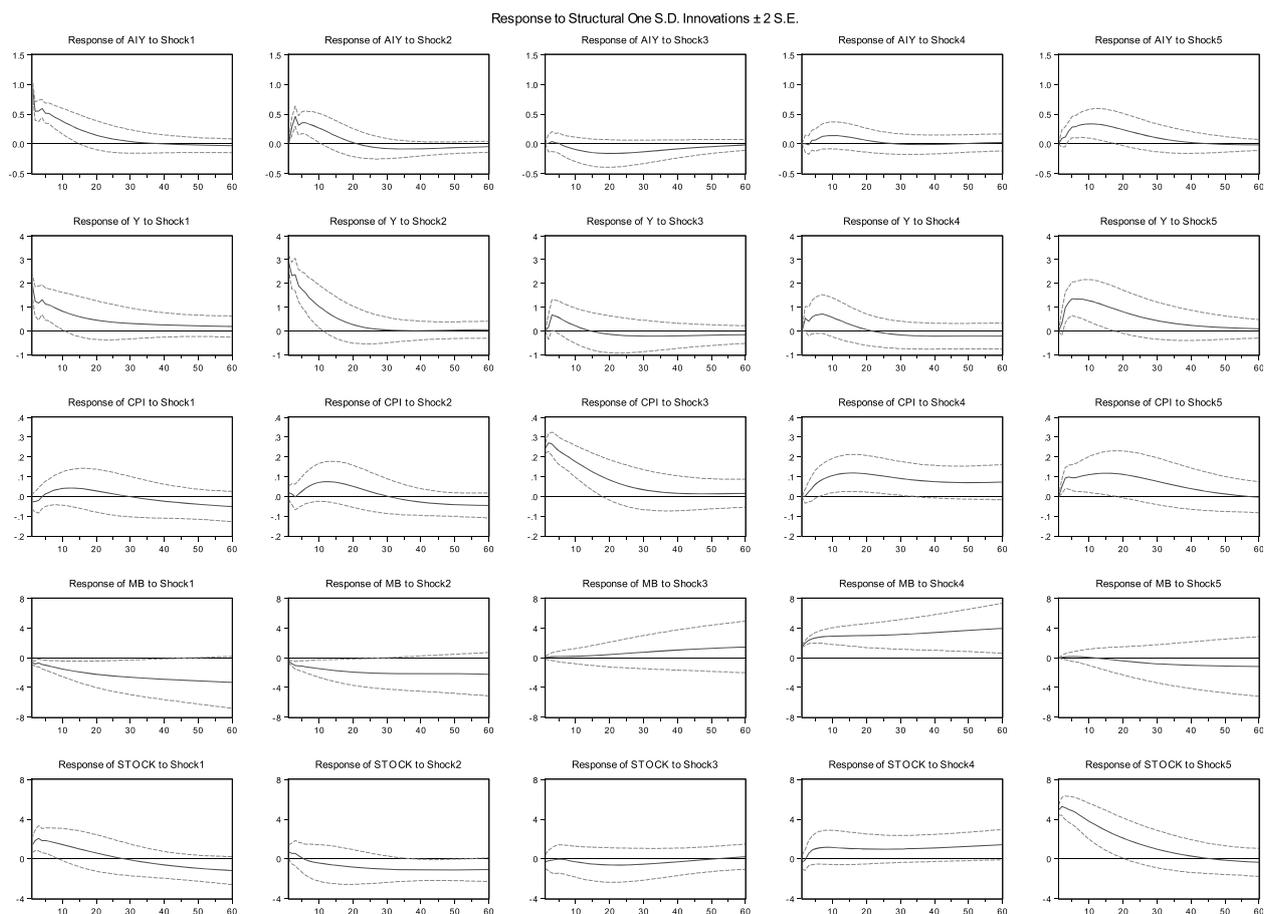


図16：(AIY Y CPI MB STOCK)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

株価経路の存在を示唆する。2行1列目のグラフにおいては、AIYのショックが秋田の生産にプラスの効果を与えている。この事は、全国の生産活動を表すAIYが秋田県の生産への金融政策の波及経路になっていることをサポートする。3行1列目のグラフでは、物価がAIYショックに有意な反応を示していない。よって、物価に関してAIYが波及経路になっていることは支持されない。以上のインパルス応答分析から、「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→AIY→Y」という波及経路が確認できた<sup>16</sup>。

次に、インパルス応答分析で得られた「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→AIY→Y」という波及経路に関してGrangerの因果性検定を行う。MBからSTOCKにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0718であり、この関係に因果性が存在する。STOCKからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0262であり、この関係に因果性が存在する。STOCKからCPIにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0229であり、この関係に因果性が存在する。従って、「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」

<sup>16</sup> 「MB→AIY→STOCK→Y or CPI」という経路も成立するかもしれないが、Grangerの意味での因果性は有さない。

という関係は、Grangerの意味で因果性も有する。それに対して、MBからAIYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.1092であり、採択される。AIYからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.7038であり、この関係に因果性は存在しない。よって、「MB→AIY→Y」はGrangerの意味で因果性を有さない。

株価がマネタリーベースショックの生産と物価への波及経路であると言う仮説は、インパルス応答関数とGrangerの因果性検定にて支持されるので、頑健性が高いと言えよう。

QE期における生産を含むVARモデルも推定したが、想定する最大ラグ次数の値によって、AICによる最適なラグ次数が変動し、ラグ次数を決定できない。よって、分析の結果の報告は行わない。

### 5.1.2 失業率を含むモデル

まず全期間において失業率を含むVARモデル（AIY U CPI MB STOCK）を推定する。ラグ次数はAICに従い2を選択した。このモデルのインパルス応答関数は下記となる。

図17の左からShock1、2、3、4、5の列は、各々、AIY、U、CPI、MB、STOCKのショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。2行4列目のグラフでは、マネタリーベースショックに対して、失業率が8か月後に有意にマイナスの反応をしている。3行4列目のグラフでは、物価が0か月後以降、弱い有意性でプラスの反応をしている。5行4列目のグラフでは、株価が24か月以降、統計的に有意にプラスの反応をしている（点推定値では、2か月以降、プラスの反応をしている）。よって、マネタリーベースショックによる株価の上昇で失業率の改善と物価の上昇を説明可能かもしれない。しかし、2行5列目のグラフでは、株価ショックに対して失業率は有意な反応を示していない。3行5列目のグラフでは、株価ショックに対して物価は有意にプラスの反応をしている。これらのことから、株価は、マネタリーベースショックに関して物価に対してのみ波及経路となっている。また、1行4列目のグラフでは、全産業活動指数が金融政策ショックに有意に反応していない。よって、このモデルでは、AIYは金融政策の波及経路として機能していない。以上のインパルス応答分析から「MB→STOCK→CPI」のみ金融政策の波及経路の可能性がある<sup>17</sup>。

この関係を、このVARモデルを前提としたGrangerの因果性検定を行う。まず、MBからSTOCKにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.3801であり、この関係に因果性は存在しない。STOCKからCPIにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0228であり、この関係に因果性が存在する。よって、このモデルでは、「MB→STOCK→CPI」の関係はGrangerの意味で因果性を有さない。

ここでもQE期における失業率を含むVARモデルを推定したが、AICにより最適なラグ次数を決定できない。よって、分析の結果の報告は行わない。

<sup>17</sup> 変数の順番を（U CPI AIY MB STOCK）としたモデルも推定したが結果は同一であった。

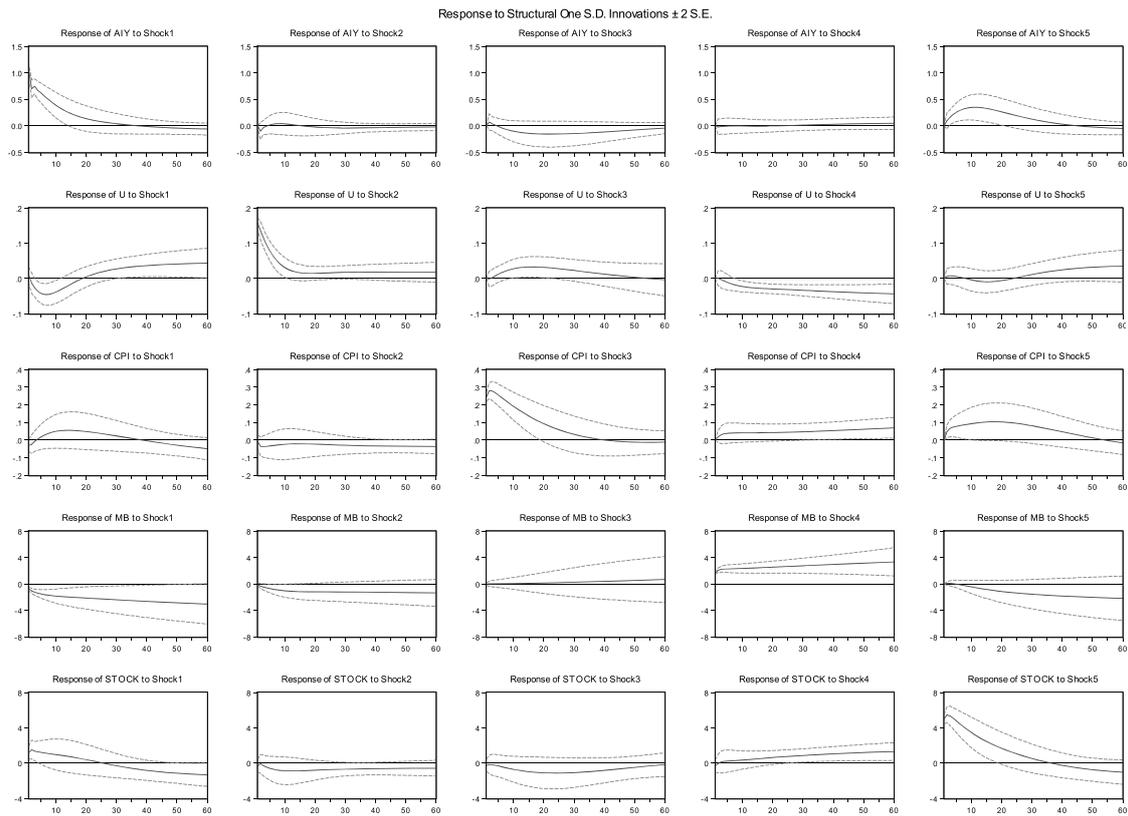


図17：(AIY U CPI MB STOCK)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間)

## 5.2 まとめ

金融政策の波及経路に全産業活動指数AIYと株価STOCKを考慮した2つのVARモデルを推定した結果は、生産を含むモデルにおいて、株価がマネタリーベースショックに対する生産と物価への波及経路となっているというものであった。これは、インパルス応答分析とGrangerの因果性検定の両方により支持される一定の頑健性を有する結果である。失業率に関しては金融政策の波及経路は見出すことはできなかった。

表4. 5変数VARモデルのインパルス反応分析および因果性検定の結果(全期間)

波及経路：AIY、STOCK	インパルス反応分析	因果性検定
生産を含むモデル		
MB → STOCK → Y	○	○
MB → STOCK → CPI	○	○
MB → AIY → Y	○	×
MB → AIY → CPI	×	×
失業率を含むモデル		
MB → STOCK → U	×	×
MB → STOCK → CPI	○	×
MB → AIY → U	×	×
MB → AIY → CPI	×	×

## 6. 非伝統的金融政策の波及経路 III - 6 変数 VAR モデル

本章では、生産を含む5変数VARモデルから得られた推定結果の頑健性を検討するために、4章で得られた実質実効為替相場が物価への金融政策波及経路である可能性を鑑み、5変数VARモデルに実質実効為替相手を付け加えた生産を含むVARモデル (AIY Y CPI MB RFX STOCK)<sup>18</sup>を推定する。

### 6.1 ラグ次数3モデルの推定

ここで、生産を含む6変数VARモデルを推定する。ラグ次数は、AIC、LR基準により3を選択する。推定期間は、全期間であるとする<sup>19</sup>。

図18の左からShock1、2、3、4、5、6の列は、各々、AIY、Y、CPI、MB、RFX、STOCKのショックが内生変数に与えるインパルス応答関数を表示している。2行4列目のグラフでは、生産がマネタリーベースショックに対して0か月から7か月後まで統計的に有意にプラスの反応をしている（点推定値では、0か月以降プラスの反応を維持している）。3行4列目のグラフでは、物価が7か月後以降、有意にプラスの反応をしている。金融政策の波及経路と想定される株価は、6行4列目のグラフによると、4か月以降、弱い有意性でマネタリーベースショックにプラスの反応をしている（点推定値では0か月以降、プラスの反応を維持している）。5行4列目のグラフでは、実質為替相場RFXが0か月から4か月まで統計的に弱い有意性でマイナス（円安）の反応を示している（点推定値では、0か月以降、マイナスの反応である）。1行4列目のグラフでは、全産業活動指数が3か月後から8か月まで弱い有意性でプラスの反応を示している（点推定値では、3か月以降、プラスの反応である）。これらのマネタリーベースショックが生じた際に各変数が反応したタイミングを考慮すると、株価、実質為替相場、全産業活動指数は、共に生産と物価への金融政策波及経路でありうる。2行6列目と3行6列目のグラフにおいて、生産と物価は株価ショックに有意にプラスの反応をしている。よって、株価経路の存在が示唆される。2行5列目と3行5列目のグラフにおいて、生産と物価は、円高ショックに有意にマイナスの反応をしている。よって、為替相場経路の存在が示唆される。2行1列目と3行1列目のグラフにおいて、AIYショックに対して生産は有意にプラスの反応をし、物価は有意に反応していない。よって、生産にのみAIYが金融政策波及経路であることが示唆される。

以上のインパルス応答分析から、「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→RFX→Y」、「MB→RFX→CPI」、「MB→AIY→Y」という金融政策の波及経路が存在すると考えられる<sup>20</sup>。こ

<sup>18</sup> 変数の順番を (Y CPI AIY MB RFX STOCK)、(Y CPI AIY MB STOCK RFX)、(AIY Y CPI MB STOCK RFX) としたモデルも推定したが結果は同一であった。

<sup>19</sup> QE期についても推定したが、変数が増大したためか、AIC基準による最適ラグ次数が、想定する最大ラグ次数により大きく変動するので、ここでは分析結果は割愛する。

<sup>20</sup> 「MB→STOCK→AIY→Y」、「MB→RFX→AIY→Y」という波及経路も考えられるが、いずれも Granger の意味での因果性を有さない。

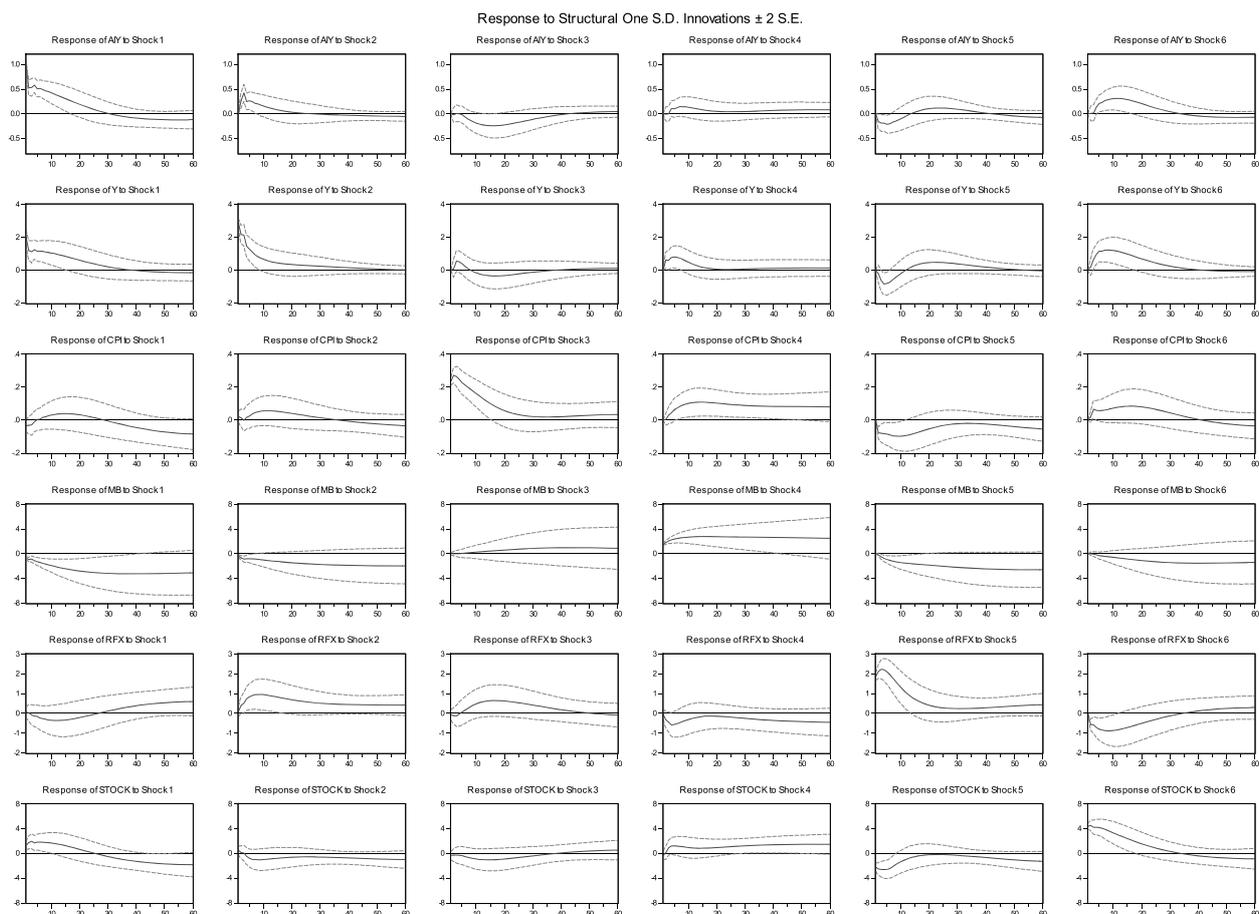


図18：(AIY Y CPI MB RFX STOCK)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間、ラグ次数3)

の関係に対してGrangerの因果性検定を行う。MBからSTOCKにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0591であり、この関係には因果性が存在する。STOCKからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.2202であり、この関係に因果性は存在しない。STOCKからCPIにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.3910であり、この関係に因果性は存在しない。よって、「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」はGrangerの意味で因果性は有さない。次に、MBからAIYにGrangerの意味での因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0285であり、この関係には因果性が存在する。AIYからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.8327であり、この関係に因果性は存在しない。よって、「MB→AIY→Y」は、Grangerの意味で因果性を有さない。MBからRFXにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.1167であり、この帰無仮説は10%水準で採択される。RFXからCPIにGrangerの意味での因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0003であり、この関係は因果性を有する。よって、「MB→RFX→CPI」という関係は、Grangerの意味で因果性を有さない。また、RFXからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.2628であり、この関係は因果性を有さない。よって、「MB→RFX→Y」

は、Grangerの意味で因果性を有さない。

インパルス応答分析とGrangerの因果性検定の2つの観点から支持される金融政策の波及経路は、存在しない。この事は、株価が、生産と物価への非伝統的金融政策の波及経路であるという5章における推定結果に留意点を与えることを意味する。

## 6.2 ラグ次数2モデルの推定

この生産を含む6変数VARモデルは、HQ基準（Hannan-Quinn information criterion）に従うとラグ次数は2が選択される。よって、ラグ次数が2であるVARモデルの推定を行う。このモデルのインパルス応答関数は図19となる。推定期間は前項と同じく全期間である。

図19の2行4列目のグラフでは、生産がマネタリーベースショックに対して0か月から6か月後まで統計的に有意にプラスの反応をしている（点推定値では、0か月以降プラスの反応を維持している）。3行4列目のグラフでは、物価が5か月後以降、有意にプラスの反応をしている。金融政策の波及経路と想定される株価は、6行4列目のグラフによると、24か月以降、金融政策ショックに弱い有意性でプラスの反応をしている（点推定値では0か月以降、プラスの反応を維持している）。5行4列目のグラフでは、実質為替相場RFXが、1から3か月後には弱い有意性でマイナスの反応を示し、また25か月以降においても統計的には弱い有意性でマイナス（円安）の反応を示している（点推定値では、0か月以降、マイナスの反応である）。1行4列目のグラフでは、全産業活動指数が4か月後から9か月まで弱い有意性でプラスの反応を示している（点推定値では、3か月以降、プラスの反応である）。これらのマネタリーベースショックが生じた際に各変数が点推定値として反応したタイミングを考慮すると、株価、実質為替相場、全産業活動指数は、共に生産と物価への金融政策波及経路でありうる。ただし、株価は、統計的に有意になるタイミングが遅いという問題が生じている。2行6列目と3行6列目のグラフにおいて、生産と物価は株価ショックに有意にプラスの反応をしている。よって、株価経路の存在が示唆される。2行5列目と3行5列目のグラフにおいて、生産と物価は、円高ショックに有意にマイナスの反応をしている。よって、為替相場経路の存在が示唆される。2行1列目と3行1列目のグラフにおいて、AIYショックに対して生産は有意にプラスの反応をし、物価は有意に反応していない。よって、生産にのみAIYが金融政策波及経路であることが示唆される。

以上のインパルス応答分析から、「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→RFX→Y」、「MB→RFX→CPI」、「MB→AIY→Y」という金融政策の波及経路が存在する可能性がある<sup>21</sup>。この関係に対してGrangerの因果性検定を行う。MBからSTOCKにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0370であり、この関係には因果性が存在する。STOCKからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0475であり、こ

<sup>21</sup> 「MB→STOCK→AIY→Y」、「MB→RFX→AIY→Y」という波及経路も考えられるが、いずれもGrangerの意味で因果性を有さない。

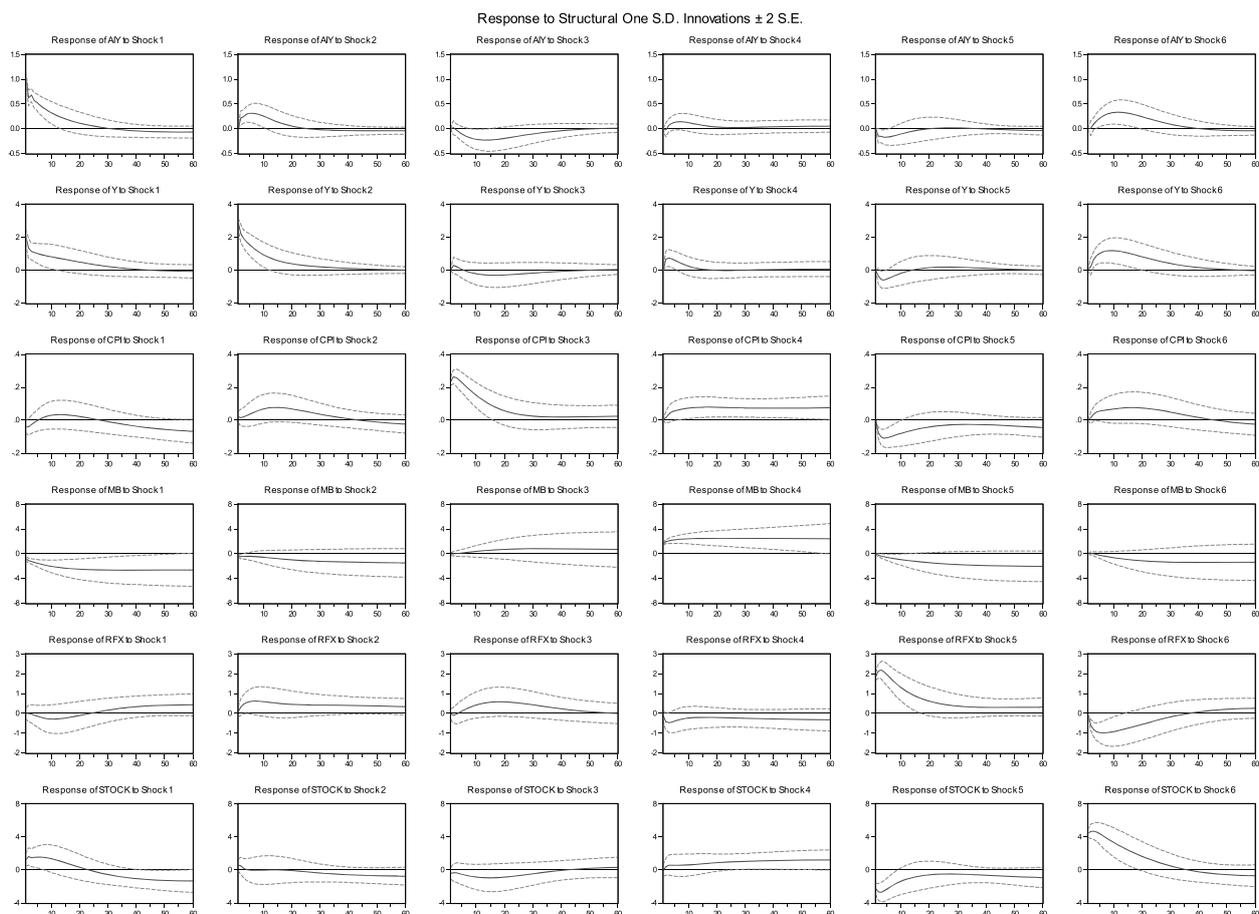


図19：(AIY Y CPI MB RFX STOCK)モデルにおけるインパルス応答関数(全期間、ラグ次数2)

の関係に因果性が存在する。STOCKからCPIにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.3680であり、この関係に因果性は存在しない。よって、「MB→STOCK→Y」はGrangerの意味で因果性を有し、「MB→STOCK→CPI」はGrangerの意味で因果性は有さない。次に、MBからAIYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0442であり、この関係には因果性が存在する。AIYからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.7012であり、この関係に因果性は存在しない。よって、「MB→AIY→Y」という関係は因果性を有さない。MBからRFXにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0571であり、この関係は因果性を有する。RFXからYにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.0575であり、この関係は因果性を有する。RFXからCPIにGrangerの意味で因果性が存在しないという帰無仮説のp値は0.016であり、この関係も因果性を有する。よって、「MB→RFX→Y」、「MB→RFX→CPI」という関係は、Grangerの意味で因果性を有する。

上記のインパルス応答分析とGrangerの因果性検定の両方を考慮すると、「MB→STOCK→Y」、「MB→RFX→Y」、「MB→RFX→CPI」という金融政策の波及経路は成立する可能性がある。

以上の6変数VARモデルの推定結果と5章の5変数VARモデルの推定結果を合わせて検討すると、株価が生産に対して、金融政策の波及経路であることは頑健性を有する。5章のみの結果で考えると株価が物価への波及経路である可能性も存在する。また、ラグ次数2の6変数VARモデルにおいて、「MB→RFX→Y」、「MB→RFX→CPI」という波及経路は、支持される。また、4章における生産又は失業率と実質実効為替相場を含む4変数VARモデルのインパルス応答分析の結果でも、実質為替相場は物価への波及経路となっている。よって、実質為替相場が特に物価への波及経路になっている可能性は排除できない<sup>22</sup>。よって、この「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」、「MB→RFX→Y」、「MB→RFX→CPI」という4点を検討するため、この6変数VARモデルに関して次項で分散分解を行う。

表5. 6変数VARモデルのインパルス反応分析および因果性検定の結果(全期間)

	インパルス反応分析	因果性検定
ラグ次数3モデル		
MB→STOCK→Y	○	×
MB→STOCK→CPI	○	×
MB→RFX→Y	○	×
MB→RFX→CPI	○	×
MB→AIY→Y	○	×
MB→AIY→CPI	×	×
ラグ次数2モデル		
MB→STOCK→Y	△	○
MB→STOCK→CPI	△	×
MB→RFX→Y	○	○
MB→RFX→CPI	○	○
MB→AIY→Y	○	×
MB→AIY→CPI	×	×

△は条件付きで成立することを表す。

### 6.3 6変数VARモデルの分散分解

この6変数構造VARモデル(AIY Y CPI MB RFX STOCK)をラグ次数3として、分散分解を行った。生産と物価に関する結果を提示する。

秋田県の生産Yの予測誤差の分散を、6か月先では、全国の経済活動水準であるAIYのショックで25.30%、株価STOCKのショックで9.46%説明できる<sup>23</sup>。MB、RFX、STOCKという金融変数全体のショックで説明できるYの予測誤差の分散の割合は20.80%である。この値は、時間ともに増大し、12か月先では、AIYにより説明できる割合を超え、18か月先ではY自身のショックで説

<sup>22</sup> ラグ次数3の6変数VARモデルにおいて、「MB→RFX」の帰無仮説のp値は0.1167で、Grangerの意味での因果性を有さない。もし、MBからRFXにGrangerの意味での因果性検定における有意水準を若干緩和して、この因果性を認めれば、「MB→RFX→CPI」という波及経路はインパルス応答分析とGrangerの意味での因果性検定で支持される。

<sup>23</sup> 生産Yのマネタリーベースショックによる変動を説明するものではない事に注意。

表6. 生産Yに関する分散分解

	AIY	Y	CPI	MB	RFX	STOCK	金融変数総計
6か月先	25.3	52.02	1.86	6.06	5.27	9.46	20.8
12か月先	27.48	39.83	1.5	6.89	4.59	19.69	31.18
18か月先	28.4	34.96	2.11	6.08	4.67	23.76	34.5

注) 小数点3以下を切り捨てているので、6変数の寄与度を合計しても100にはならない。金融変数総計は、MB、RFX、STOCKの寄与分の合計である。

表7. 物価CPIに関する分散分解

	AIY	Y	CPI	MB	RFX	STOCK	金融変数総計
6か月先	0.72	0.71	84.11	2.99	7.96	3.48	14.44
12か月先	1.03	2.65	69.49	9.2	11.72	5.88	26.81
18か月先	1.67	3.65	59.14	14.17	12.58	8.76	35.52
24か月先	1.87	3.93	53.31	17.84	12.22	10.81	40.87

注) 小数点3以下を切り捨てているので、6変数の寄与度を合計しても100にはならない。金融変数総計は、MB、RFX、STOCKの寄与分の合計である。

明できる割合とほぼ同じ割合になっている。その中でもっとも大きな比重を占めるのは株価のショックである<sup>24</sup>。この事は、前項までの分析による「株価が秋田県の生産Yへの非伝統的金融政策の波及経路である」という結果と整合的である。また、この6変数VARモデルでラグ次数2を選択したモデルでは、「MB→RFX→Y」という関係が支持されるが、生産の予測誤差の分散に対する実質実効為替相場の寄与度は時間を通じて小さいので、RFXがYへの波及経路であることは排除できる<sup>25</sup>。また、マネタリーベースショックにて、直接、生産Yの予測誤差の分散を説明できる割合は、時間を通じて6から7%程度であり大きいとは言えない。

秋田県の物価の予測誤差の分散は、上記の表7によると6カ月後から24か月後を通じて、自身のショックで一番大きく説明される。金融変数総計の寄与度は、14.44%、26.81%、35.52%、40.87%と時間を通じて拡大してゆく。その中で12カ月先まで、一番寄与度の高い変数が実質実効為替相場である。この事は前項で記した「秋田県の物価へのマネタリーベースショックの波及経路は実質実効為替相場である可能性がある」という推量と整合的な結果である。また、物価に関して、「MB→STOCK→CPI」という波及経路は、前章の生産を含む5変数VARモデルでは、インパルス応答関数及びGrangerの因果性検定の両方で支持されたが、この6変数VARモデルでは、インパルス応答関数では支持されたが、Grangerの因果性検定では支持されなかった。しかし、この分

<sup>24</sup> ラグ次数2のケースでの生産Yに関する分散分解では、RFXの寄与度はラグ次数3の場合より小さく、STOCKのそれは大きくなる。18か月先では、STOCKの寄与度はAIYのそれを上回り、株価が、Y自身のショックを除けば、Yの予測誤差の分散を一番説明できる変数となっている。

<sup>25</sup> 全産業活動指数AIYショックのYの予測誤差の分散への寄与度は大きい。しかし、AIYがマネタリーベースショックの波及経路であることを、インパルス応答分析とGrangerの因果性検定の両方の観点から支持されるケースは、AIYを含む5変数、6変数VARモデルのいずれにおいても生じていない。

散分解によれば、株価の寄与度は、時間を通じて上昇し、24か月後では、10.81%と実質為替相場RFXと大差のない水準となっている。生産を含むモデルのインパルス応答分析によれば物価は、マネタリーベースショックに対して、6か月程度後以降、プラスの反応を維持する。よって、24か月後の株価の寄与度が高いことには意味がある。株価がマネタリーベースショックに対する物価への波及経路であることは排除できない。また、MBショックのCPIの予測誤差の分散に対する寄与度は、24か月先で、CPI自身の寄与度を除けば、最大となっている。

以上の分析から、秋田県経済への非伝統的金融政策の波及経路は、生産に対しては株価である。物価に対しては株価、及び一定の留意が必要であるが実質実効為替相場である可能性がある。ただし、マネタリーベースショックによって説明できる生産Yの予測誤差の分散の割合は大きいとは言えない。よって、非伝統的金融政策のマネタリーベースショックが秋田県の実質生産に与える効果は限定的であることが示唆される。

## 7. 結論

マネタリーベースショックに対する秋田県マクロ経済の反応に関する分析をまとめると下記となる。

- ①マネタリーベースショックに対して全期間及びQE期にて、生産のインパルス応答関数は統計的に有意にプラスの反応を示す。全期間において、生産がプラスの反応を示すという意味で、秋田県においては全国よりも非伝統的金融政策の効果は大きい。
- ②その生産の反応は、全国よりも早く、マネタリーベースショック直後に生じ、その有意な反応は7か月後程度で終息する（ただし、点推定値では20か月又は30か月程度までプラスの反応を示す）。青森県のように遅れて生じない。
- ③失業率を含む3変数VARモデルにおいて、マネタリーベースショックに対する失業率の改善は、青森県と同様に、全国と比較して遅れて生じる。
- ④秋田県においては、マネタリーベースショックによる物価の上昇は、生産を含むモデルでは、全国と比較して少し遅れて生じるが、失業率を含むモデルでは、青森県と同様にかなり遅れて生じる。
- ⑤QQE期のマネタリーベースショックは、全国、青森県とは異なり、秋田では、生産、失業率、物価の改善は観察できない。
- ⑥生産を含む5変数VARモデルにおいて、株価が、生産と物価に対して非伝統的金融政策の波及経路であることは、インパルス応答分析とGrangerの因果性検定の両方の観点から支持される。生産に関しては、6変数VARモデル分析においても支持され、頑健性を有する結論である。
- ⑦生産を含む5変数VARモデルに実質実効為替相場を加えた6変数VARモデルにおいて、インパルス応答関数とGrangerの因果性検定から金融政策の波及経路であると考えられる関係は、「MB→STOCK→Y」、「MB→RFX→Y」、「MB→RFX→CPI」である。
- ⑧6変数VARモデルの分散分解における生産Yの予測誤差の分散に対する各変数の寄与度を見

ると、金融変数によって説明できる割合は、時間を通じて増大し、その中で株価の寄与度は最大である。また、実質実効為替相場の寄与度は低い。よって、インパルス応答関数、Grangerの因果性検定、分散分解を総合して考慮すると、秋田県におけるマネタリーベースショックに対する生産Yへの波及経路は株価STOCKである。ただし、マネタリーベースショックにて、直接生産Yの予測誤差の分散を説明できる割合は大きいとは言えない。よって、秋田県の実体経済に対して非伝統的金融政策が与える効果は、分散分解の視点からは限定的であることが示唆される。

⑨物価に関しては、生産を含む5変数VARモデルにおいては、「MB→STOCK→CPI」が、6変数VARモデルにおいては「MB→RFX→CPI」の関係が、インパルス応答関数、Grangerの因果性検定にて支持される。6変数VARモデルにおける物価CPIの分散分解において、CPI自身のショックを除けば、実質実効為替相場RFXと株価STOCKの寄与度は大きい。よって、インパルス応答関数、Grangerの因果性検定、分散分解を総合して考慮すると、秋田県におけるマネタリーベースショックに対する物価CPIへの波及経路は実質実効為替相場RFXと株価STOCKである可能性は排除できない。ただし、実質実効為替相場については、ラグ次数2の6変数VARモデルのみ波及経路として成立する、という意味で一定の留意が必要である。

⑩失業率に関しては、非伝統的金融政策の波及経路は見出せなかった。

以上が、本稿の結論である。山本（2018）の結論の1つが、青森県の非伝統的金融政策の波及経路は、その効果に一定のタイムラグが生じる金利経路である、であった。それに対して、秋田県の実体経済と物価への波及経路は、金融政策の波及経路のうち、比較的早く、その効果が発動される株価と為替相場である。この事は、生産を含むモデルにおいて、秋田県の実体経済と物価の反応が、マネタリーベースショックに対して素早く生じている事と整合的である。また、この結果から秋田県と青森県は、経済構造が異なっている可能性があることが示唆される。東北経済産業局（2017）によれば、秋田県の製造品出荷額等の業種別構成比率（2014年）において、電子製品・デバイス・電子回路が全体の26.2%を占めており、東北他県と比較して突出している<sup>26</sup>。また、電子製品・デバイス・電子回路は、秋田県の製造品出荷額等において、最大のシェアを占めている。これは、秋田県にはTDKの製造拠点が存在することが原因であろう。TDKは上場企業であり、電子製品等は、輸出財である。よって、TDK及びその関連企業の生産は株価や為替相場の影響を受けると考えられる。この事が、秋田県の実体経済がマネタリーベースショックに対して株価と為替相場を通じて反応することの原因であると推量される。また、秋田県においては、青森県と異なり、長期金利は金融政策の波及経路として検出できなかったが、これは秋田県の銀行業において不良債権問題が青森県よりも大きいことが背景にあるのかもしれない。2017年3月時点の不良債権比率を秋田県と青森県

<sup>26</sup> 東北経済産業局（2017）のp42によれば、東北他県の電子製品・デバイス・電子回路の製造品出荷額等におけるシェアは、青森県9.4%、岩手9.2%、宮城12.0%、山形15.7%、福島6.8%である。

で比較すると、秋田県の内訳は、「秋田銀行2.18%、北都銀王1.57%、秋田信用金庫5.34%、羽後信用金庫20.78%、秋田県信用組合7.50%」であり、青森県の内訳は、「青森銀行1.48%、みちのく銀行1.46%、東奥信用金庫3.01%、青い森信用金庫10.09%、青森信用組合12.42%」であり、比較的シェアの低いであろう信用組合を除いて、秋田県の地銀と信用金庫の不良債権比率は、青森県のそれより高い<sup>27</sup>。この事は、秋田県において伝統的金融政策の波及経路である金利経路が、青森県と比較して有効に作用できていない可能性を示唆している。

残された課題は、全期間における推定期間は長期に亘るため、消費税率の上昇などの財政政策の変更<sup>28</sup>やQE期やQQE期の金融政策の変更などにより秋田県などの実体経済に構造変化が生じている可能性がある。この事を考慮するべきかもしれない。また、失業率に関して、金融政策の波及経路を発見できなかった。本稿にて取り扱った金融変数は、日本国全体で決定される変数である。これは、本稿の目的が、全国画一的に行われる金融政策が地方経済に如何なる効果を生じさせるかを分析することにあるので不適切ではない。しかし、分析に銀行貸出額や貸出金利など秋田県の金融市場で決定される金融変数を含め、あるいは、金融政策変数をマネタリーベースから秋田県の金融機関の準備金などに置き換えて分析の枠組みを変更すれば<sup>29</sup>、失業率に関する波及経路が明確になるかもしれない。この事も今後の課題といたしたい。

## 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.

東北経済産業局(2017)「東北経済のポイント 平成29年版」経済産業省東北経済産業局、<http://www.tohoku.meti.go.jp/cyosa/tokei/point/point.html>

<sup>27</sup> 金融庁 HP、「都道府県別の地域・中小金融機関情報一覧」<https://www.fsa.go.jp/policy/chusho/shihyou.html>

<sup>28</sup> 宮尾(2016)では、2014年4月の消費税率の上昇は、外生的ショックとして考慮されているが、推定期間に2014年4月以降を含んでいる宮本(2016)や得田(2016)などの先行研究では、この事は考慮されていない。山本(2018)と本研究において、推定期間全体では、全国、青森、秋田の物価は、MBショックに対してプラスの反応を示しているが、これは、先行研究と同様の結果である。ただし、この結果は、QQE期のマネタリーベースの増大と消費税率の上昇が同時期に生じたことを反映している可能性がある。一方で、推定期間をQQE期に限定すると、MBショックに対して、CPIは有意な反応を示していない。以上の理由から、消費税率アップの影響を考慮することは、残された課題といたしたい。

<sup>29</sup> 分析の枠組みの変更としては、内生変数をAIY、全国のCPI、Y or U、CPI、MBとしたモデルの推定も行った。このモデルにおけるMBショックに対する秋田県の生産と物価のインパルス応答は、本稿の3変数VARモデルのそれと本質的な差はないことを確認している。このモデルにて金融政策の波及経路を確認することは、変数が増大するため自由度の問題に直面する可能性がある。よって、この観点からの分析は見送った。この事も今後の課題である。

- 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.
- 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.
- 宮本弘暁 (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.
- 宮尾龍蔵 (2006) 「第2章 金融政策の効果」『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社, pp.11-68.
- 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 (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, No.4, pp.137-174.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995) "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", Journal of Econometrics, Vol.66, pp.225-250.