

【論文】

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—

山 本 康 裕

1. はじめに

金融政策は、一国の経済が安定することを目的としており、中央銀行が金融政策を決定する際には、全国の支店から集められた地方経済の状況を考慮するであろうが、やはり一国全体のマクロ経済指標を用いて、意志決定を行っている。また、中央銀行が政策手段として用いているコールレートなどは、地域ごとに市場があるわけではなく、一国全体で一つの市場である。よって、例えば、東京では景気が過熱気味で、東北地方では、需給ギャップが生じている場合に、日本銀行は、東京ではコールレートを引き上げて、東北地方ではコールレートを引下げるとすることはできず、全国一律でコールレートを決定するしかない。よって、全国一律の金融政策が、ある地域には適切で、ある地域では緩和しすぎていたり、緩和不足であったりすることは、当然である。この様な理由から、地方経済と金融政策の関係を分析した先行研究は多くはない。

家森（2002）は、金融政策が一国全体を対象に行われていることを踏まえつつ、全国を8地域に分け、各地域にとって適切なコールレートと実際のコールレートにどれほどの差が生じているかを求め、全国一律の金利政策による地域ごとの社会的損失関数を導出している¹。大越（2011）は、都道府県ごとに、生産量、物価、コールレート、マネタリーベース、都道府県別生産量、国内銀行貸出金の6変数のVECMモデルを推計している。その結果は、コールレートによる金融政策ショックは、都道府県間で非対称な効果を生じさせることを提示し、その原因は、地価の上昇率の差であることを明らかにしている²。この2つの先行研究は、伝統的金融政策を分析の対象としている。井口（2009）は、金融政策は全国一律の手段で行われるので、経済構造や経済状況は地域間で異なるのであるから、政策の効果が地域ごとに異なることは当然であるとしている。問題は、金融政策の効果（金融政策変数のパラメータ）の大きさの違いだけではなく、いくつかの地域では、金融政策の変更により、金融政策変数のパラメータの値自体が変わってしまう構造変化が生じる地域とそう

¹ 推定期間は、1980年1月から、ゼロ金利政策発動時直前の1998年12月である。

² 大越（2011）は、地価（担保価値）の上昇率が低い都道府県は、金利ショックによる生産への負の影響が大きいことを見出している。これは地価の下落が銀行のエージェンシー・コストとモニタリング・コストの増大を生じさせ、金利の上昇がより大きく銀行貸出額を低下させることが原因である。推定期間は、1998年1月から2008年4月である。

ではない地域の両方があることだとしている。井口は、全国を北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州地方に分け、マネタリーベースの変化（金融政策の変更）が、各地域の鉱工業生産指数を如何に変化させるかを計測した³。その結果、金融政策の変更により、北海道、四国及び九州において、マネタリーベースのパラメータが構造変化を生じていることを導出した。東北地方では、構造変化は生じていない。

日本の金融政策は、1999年2月にゼロ金利政策を導入し、2001年3月からは、金融政策の手段が短期金利ではなく、日銀当座預金残高に変更され、量的緩和政策が開始された。

表1：日本銀行の政策推移の概略

日付	無担保コールO/N金利目標	決定事項
1999年2月12日	0.15%	ゼロ金利政策開始
2000年8月11日	0.25%	ゼロ金利政策解除
	目標：日銀当座預金残高	
2001年3月19日	5兆円程度	量的緩和政策開始：金融政策手段を日銀当預に変更
2001年8月14日	6兆円程度	
2001年12月19日	10兆円から15兆円程度	日銀当預残高目標の増大の開始
2004年4月9日	30兆円から35兆円程度	
	目標：無担保コールO/N金利	
2006年3月9日	概ねゼロ	量的緩和政策解除
2006年7月14日	0.25%	ゼロ金利政策解除
2008年10月31日	0.30%	補完当座預金制度（付利0.1%）の導入
2008年12月19日	0.10%	長期国債買入額増大 年間14.4兆円から16.8兆円に増額
2010年10月28日	0.0%～0.10%	資産買入等の基金、総額35兆円に決定
2011年10月27日	0.0%～0.10%	資産買入基金増額、総額55兆円
2012年2月14日	0.0%～0.10%	資産買入基金増額、総額65兆円
2013年1月22日	0.0%～0.10%	政府・日銀共同声明、物価安定目標をCPI前年比2% オープンエンド方式の資産買入導入
	目標：マネタリーベースの年間増加額	
2013年4月7日	約60～70兆円	量的・質的金融緩和政策導入、政策手段をマネタリーベースに変更
2014年10月31日	80兆円	マネタリーベース年間増加額を引き上げ
2016年1月29日	80兆円	マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策導入

ゼロ金利政策は、あくまで政策手段が無担保コール・オーバーナイト金利であったことから、異例の対応ではあるが伝統的金融政策の範疇であると言えるであろう。よって、本研究では、非伝統的金融政策の開始時期は、量的緩和政策導入時の2001年3月であるとする。量的緩和政策は、2006年3月に解除され、2013年4月の量的・質的金融緩和政策（以後、QQE）を開始するまでの期間中、日本銀行は伝統的金融政策に回帰したとも言えるが、その期間中、コールレートは、ゼロ近傍にあり、長期国債買入額の増大などの新たな金融政策は、マネタリーベースの増大を伴ってお

³ 推定期間は、1998年1月から2008年4月である。

り、実際はQQE開始以前も非伝統的金融政策が行われていたとみなすことができよう。よって、非伝統的金融政策は、現時点で16年間ほど実施されたことになる。

この事は、政策手段が金利ではなく貨幣量である非伝統的金融政策の効果がどれほどであったのかを計測するには十分なデータが揃ったといえよう。

非伝統的金融政策が一国全体に与えた効果をVARモデルにて推計した先行研究は、色々行われていようが、地方経済に与えたインパクトを扱った先行研究はまだ存在しない。本研究は、日本経済全体と青森県を対象とし、それらを同一のVARモデルで推計し、その推計結果を比較することで、非伝統的金融政策が青森県経済に与えた影響とその特徴を明らかにすることを目的とする。

非伝統的金融政策に関する先駆的実証分析に本多・黒木・立花（2010）がある⁴。この研究は、推定期間を量的緩和政策が実行されていた2001年3月から2006年2月に設定し、生産（鉱工業生産指数）、物価（コア消費者物価指数）、日銀当座預金目標額の3変数のVARモデルを推計し、日銀当座預金目標額の正のショックが、生産を増大させ、物価には影響しないことを示した。また、生産、物価、日銀当座預金、金融変数（日経平均、長期金利、銀行貸出、為替相場など）の4変数のVARモデルを推計することで、量的緩和が生産を増加させた金融政策の波及経路を明らかにすることを試みた。その結果、日銀当座預金目標額の増大は、株価の上昇をもたらし、株価の上昇は資産効果を通じて消費額を増大させ、かつTobinのqの上昇が企業投資を増大させることで、生産額を増大させると結論付けた。この研究は、非伝統的金融政策の実体経済への効果が確認された嚆矢となった。原田・増島（2008）も生産（全産業活動指数）、物価、マネタリーベース、資産価格（日経平均、マンション価格）、金融変数（日銀の長期国債購入額、長期金利、為替相場など）などの5変数から7変数のVARモデルを量的緩和政策期を推定期間として推計している。結論としては、本多等と同様に、量的緩和政策によるマネタリーベースの正のショックは、資産価格の上昇を通じて、生産を増大させるとしている。この研究の特色は、VARモデルのインパルス反応分析において、マネタリーベース・ショックは、長期金利を上昇させる結果が出ており、量的緩和政策の時間軸効果、特にシグナル効果⁵の存在を疑問視していることである。

反対に、2000年代の金融緩和政策の限界を指摘した実証研究に白塚・寺西・中島（2010）がある。ただし、分析対象としているのは、金融政策における数量的政策ではなく、伝統的な金利政策である。彼らは、インフレ率、GDP、コールレート、家計の暮らし向きに関する期待の4変数のVARモデルを、1977年第1四半期から2007年第4四半期において推計している。その結果、コールレートのショックが、1999年以降、物価とGDPに対して影響を持たなくなっていることを提示している。この事をもって、2000年代の金融政策が実体経済に影響を与えたとしても限界があったと彼

⁴ この論文は、当初、量的緩和政策が終了した直後の2007年にワーキング・ペーパーとして発行され、議論を呼んだ。

⁵ シグナル効果とは、日銀が将来に亘って、低金利を継続するという時間軸効果を、日銀当座預金の増加により、民間に認めさせる効果のことである。

らは結論付けている。しかし、2000年代はコールレートがゼロ近傍に至ってしまい、単に金利政策に限界があったと考えるべきで、非伝統的金融政策が実体経済に影響しないとは言えないであろう。彼らのインパルス反応分析においても、物価ショックとGDPショックがコールレートを変動させず、これをゼロ金利制約の限界としている⁶。

1990年代末までの金融政策を時系列分析によって、詳細に分析した先行研究に宮尾（2006）がある。この研究において、宮尾は、コールレート、生産（鉱工業生産指数）、物価（消費者物価指数）、マネタリーベース、名目実効為替相場の5変数からなるVARモデルを推計している。推計期間は、1975年1月から1998年4月である。この推計期間は、非伝統的金融政策が実行される以前であるので、金融政策手段は、コールレートということになる。宮尾は、推定期間を全期間、前半期間（1975年1月から1993年4月）、後半期間（1990年1月から1998年4月）に分けて推計を行っている。その理由は、1990年代前半に不良債権問題が生じており、この時期に金融市場において構造変化が生じているからである。推定の結果は、全期間と前半期間では、コールレートのプラスのショックは、物価と生産を統計的に有意に引き下げることを確認しているが、後半期間では、この関係が認められない、というものである。この事は、1990年代以降は、伝統的な金利政策では、日本銀行が物価をコントロールすることは極めて困難であったことを示している。宮尾は、この理由を不良債権問題が、金融政策を波及させる金利経路と銀行貸出経路の機能を低下させていることに求めている。

宮尾は、宮尾（2016）において、2000年代の非伝統的金融政策の効果を時系列分析によって考察している。推定期間は、量的緩和政策が開始された2001年3月から2015年3月であり、VARモデルの変数は、生産（季節調整済み実質GDP）、インフレ率〔（食料品、エネルギーを除く）消費者物価指数の対前年比上昇率〕、マネタリーベース、長期金利（10年物国債利回り）、株価（日経平均）である。宮尾（2006）からの変更点は、金融政策手段をマネタリーベースにしていることにある。結論は、マネタリーベースの正のショックは、生産を増大させる、である。この金融政策の実体経済への波及経路は、下記となる。日本銀行による長期国債の買い入れは、まず長期金利の低下とマネタリーベースの増大を生じさせる。このマネタリーベースの増大は、ポートフォリオ・リバランス効果をもたらし株価を上昇させる。この長期金利の低下と株高は、家計の消費とTobinのqの上昇による設備投資の増大を生じさせ、生産の拡大につながる。宮尾（2006）とは、対照的で、かつ本多等（2010）と同様な結論となっているが、宮尾は、（非伝統的）金融政策が有効性を取り戻したのは、2000年代に入り、企業部門のバランスシート調整と銀行部門の不良債権問題が解消したことが理由であるとしている。

本研究は、本多等（2010）と宮尾（2016）を念頭に 構造VARモデルを用いて、非伝統的金融政策の青森県における効果と、もし非伝統的金融政策が青森県において効果があるのであれば、日本

⁶ 伝統的金融政策の範疇に関する見解の相違とも言えよう。

経済全体と如何なる違いが生じているのかを確認する。推定期間は、量的緩和政策が開始された2001年3月から2017年6月であり、これは、本多等(2010)よりも推定期間が長い(データが多い)分析となっているのが特徴である。

論文の構成は以下のとおりである。2章では、分析手法と推計に用いるデータを説明する。3章では、非伝統的金融政策が、全国及び青森県の実体経済にいかなる影響を与えたかを3変数のVARモデルでの推計によって考察する。4章、5章では、変数に金融変数を加えることで、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. 分析手法とデータ

2.1 分析手法

本研究では、本多等(2010)をベンチマークモデルとして、青森県における非伝統的金融政策の効果をベクトル自己回帰(VAR)モデルにて推計を行う。青森県における特徴を把握するために全国を対象とした推計も補助的に実行する。本論の目的は、量的な金融緩和政策の効果を計測することであり、動学的確率的一般均衡モデルのようなマクロモデルを構築して、それを推定することではない。金融政策に関わる実証分析の様々な先行研究では、この様な趣旨から、生産、物価、金融政策変数(コールレート又はマネタリーベース)、金融変数(株価、長期金利、為替相場など)からなる3変数、多くても7変数からなるVARモデルを構築し分析している。

本研究の分析ではまず、本多等(2010)にならい、生産高、物価、マネタリーベースの3変数VARモデルを推計し、マネタリーベース・ショックが、生産高と物価に如何なる影響を与えるかをインパルス反応分析によって提示する。マネタリーベース・ショックを識別するために、同時点の変数間にリカーシブ制約を掛ける。このリカーシブ制約は、最も簡潔な制約で、多くの時系列分析において使用されている。3変数のVARモデルは下記となる。

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

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

X_t は内生変数ベクトル、 t は時点、 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 は定数項ベクトル、 ε_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。内生変数の Y_t は生産高、 CPI_t は物価、 MB_t はマネタリーベースである。3変数VARを生産高、物価、金融政策変数という順番に並べたのは、日銀がマネタリーベースを決定する時には、生産高と物価を観測しており、この金融政策ショックは、1期遅れて生産と物価に伝わるという仮定を置いていることを意味する。

この3変数VARモデルを推計し金融政策の効果を確認した後、この金融政策がいかなる波及経路で、实体经济に影響を及ぼすのかを、4変数と5変数のVARモデルを推定することで明らかにする。これらのVARモデルにおいてもリカーシブ制約を課す。変数の順番は、生産高、物価、マネタリーベース、波及経路としての金融変数（長期金利、株価）である。金融変数を最後に置いたのは、金融市場がマネタリーベース・ショックにすぐに反応すると仮定したことになる。宮尾(2010)、本多等(2010)においても、金融変数は最後に置かれている。

本研究の推定は、変数の水準を用いて行う。過去にはマクロ経済変数を用いてVARモデルで推定する際には、単位根検定を行い、その結果、データが非定常である場合には、階差をとり定常性を確保したうえで、推定を行っていた。現在は、全ての変数についてレベルで推定するなら、得られるパラメータの推定値は一致性が確保されることが根拠となって、レベルで推定する研究が多くなっている。

2.2 時系列データ

一国レベルの推計に用いる時系列データは下記の表2となる。推定期間は、2001年3月から2017年6月であるので、使用するデータは全て月次データある。

表2：全国の時系列データ

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y：生産高	鉱工業生産指数	2010年 = 100、季節調整済	経済産業省
U：失業率	完全失業率	季節調整済	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	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	日本銀行
STOCK：株価	日経平均	季節調整済	日本経済新聞社
R10SA：長期金利	日本国債10年物利回り	X-12-ARIMAにて季節調整 月末終値	Investing.com 日本
		X-12-ARIMAにて季節調整	

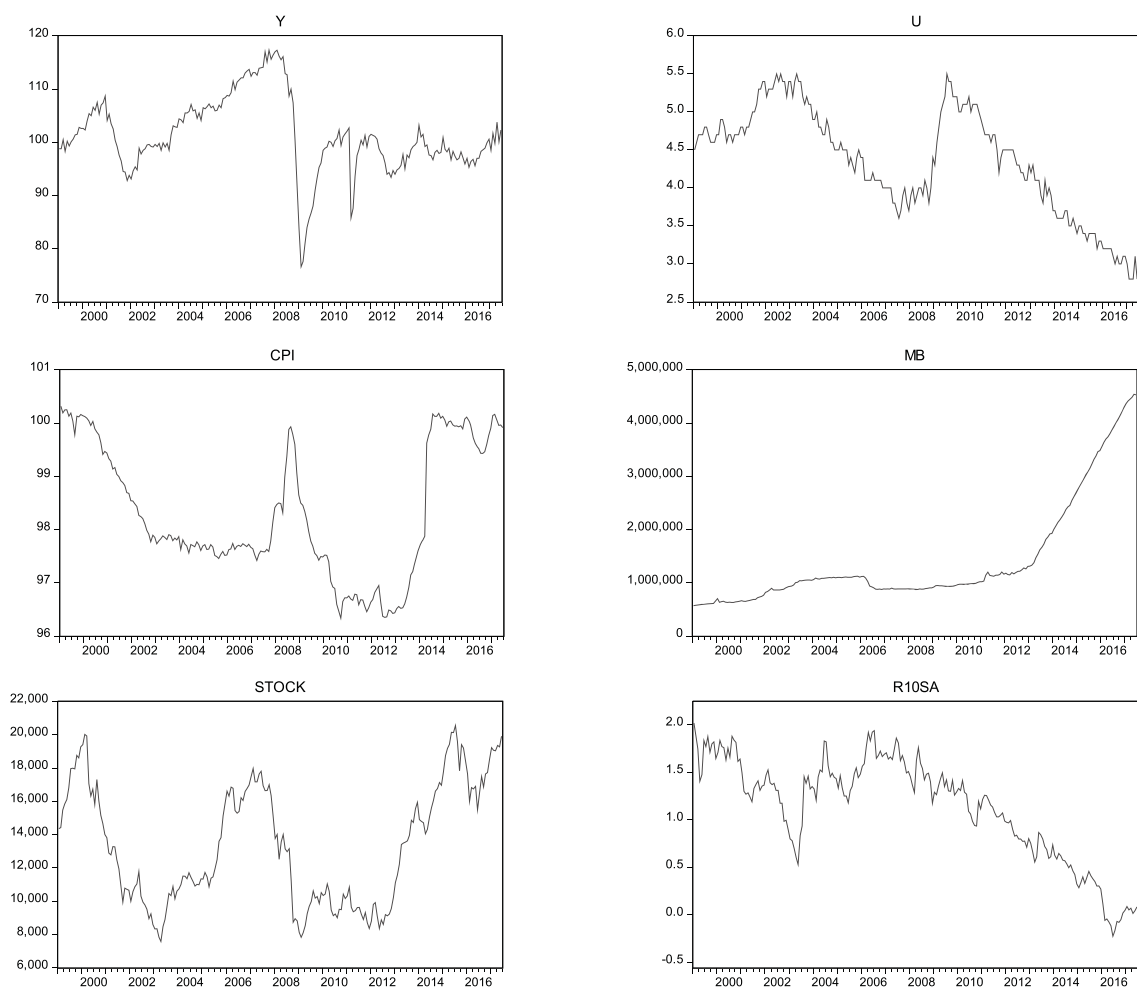


図1. 全国の時系列データ

(注) 推定期間の開始時期は、2001年3月であるが、VARモデルはラグを伴うので、グラフの開始時点は、1999年1月とした。株価 (STOCK) の縦軸の単位は、円、金融政策変数 (MB) の縦軸の単位は、1億円である。

失業率と長期金利以外は、対数化し、その値に100を乗じて使用する。それらを以後、生産高はY、物価はCPI、金融政策変数はMB、株価はSTOCKと表記する。

青森県の推定に用いる時系列データは下記の表3となる。

表3：青森県の時系列データ

変数名	使用するデータ	説明	出所
Y：生産高	鉱工業生産指数	2010年＝100、1999年1月から2007年の値は、2003年、2008年の値をもとに接続させた X-12-ARIMAにて季節調整	青森県企画政策部統計分析課
U：失業率	完全失業率	四半期データの値を当該四半期3か月間は一定値として使用した。 X-12-ARIMAにて季節調整	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、青森市の値 X-12-ARIMAにて季節調整	青森県企画政策部統計分析課

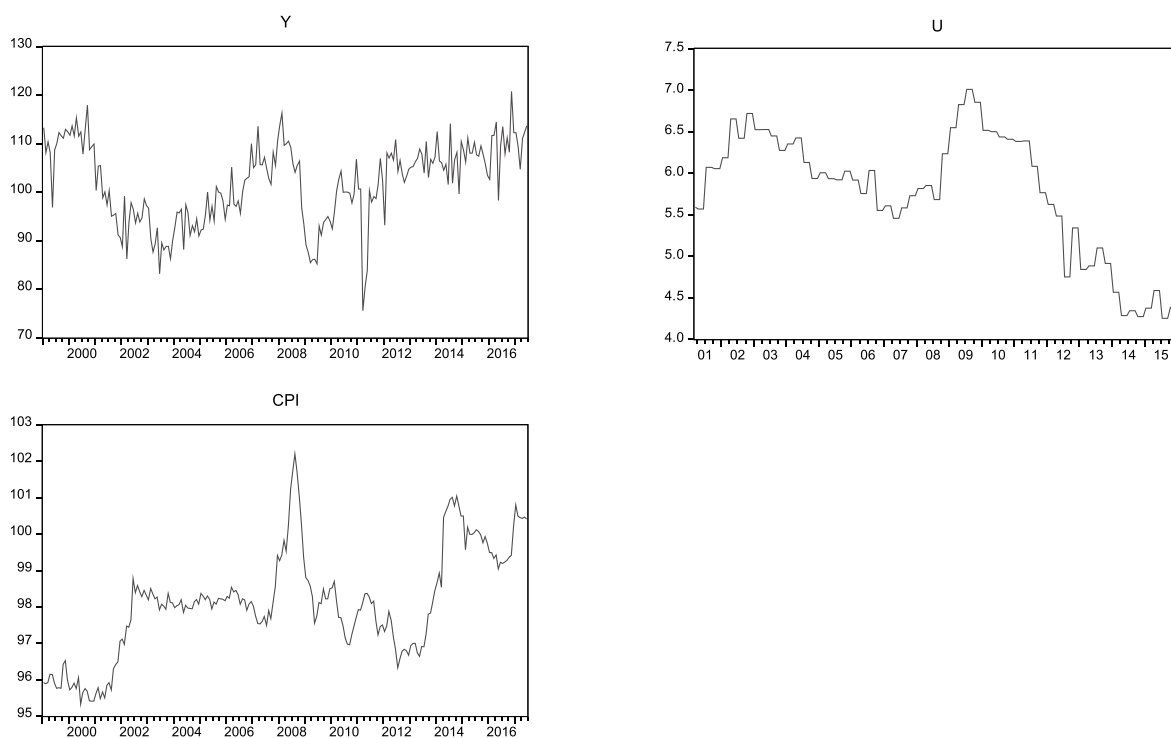


図2：青森県の時系列データ

全国及び青森県の推計にあたり、実体経済の活動量の代理変数として失業率を用いることにする。生産高には鉱工業生産指数を用いているが、第2次産業の日本の名目GDPに占める割合は、2014年には24.9%である⁷。青森県においては、この値より低いと考えられる。日本及び青森県の実産高を捉えるには、宮尾（2016）のように実質GDPを用いるのが理想であるが、全国レベルでのGDPですら月次データではなく、四半期データでしか公表されておらず、青森県においては年データでしか公表されていない。原田・増島（2008）の用いた全産業活動指数も青森県のデータは公表されていない。以上のようなデータ上の制約から、青森県の経済活動水準の代理変数として完全失業率を用いることにした。ただし、この完全失業率は、総務省統計局による推定値であることに注意が必要である。

青森県の推計で用いる金融市場のデータであるマネタリーベース、株価、長期金利は、全国の推計で用いるものと同一である。また、青森県の推計においても鉱工業生産指数と消費者物価指数は対数化し100を乗じて使用している。これは、先行研究と同一の手順である。以後、このような手順を踏んだ生産高はY、物価はCPIと表記する。

⁷ 内閣府経済社会総合研究所 HP、<http://www.esri.go.jp/> 更新日 2015年 12月 25日

3. 実証結果 I : 3 変数VARモデル

まず、最初に、生産（又は失業率）、物価、マネタリーベースからなる3変数VARモデルにおける実証結果を提示する⁸。

3.1 全期間（2001年3月から2017年6月）における実証結果

3.1.1 全国における実証結果（全期間）

まず生産、物価、マネタリーベースのVARモデルの推定を行う。ラグ次数は、AICにより3として推定を行い、インパルス反応は下記となった。

Shock1は、生産ショック、Shock2は、物価ショック、Shock3はマネタリーベース・ショックである。例えば、1行1列目のグラフは、生産ショックが生産に与えるインパルス反応であり、1行3列目のグラフは、マネタリーベース・ショックが生産に与えるインパルス反応である。グラフの横軸は月数である。1行3列目のグラフにおける実線が、マネタリーベース・ショックが生産に与えるインパルス反応の点推定値を表しており、実線を囲む2本の破線は、95%信頼区間の上限値と下

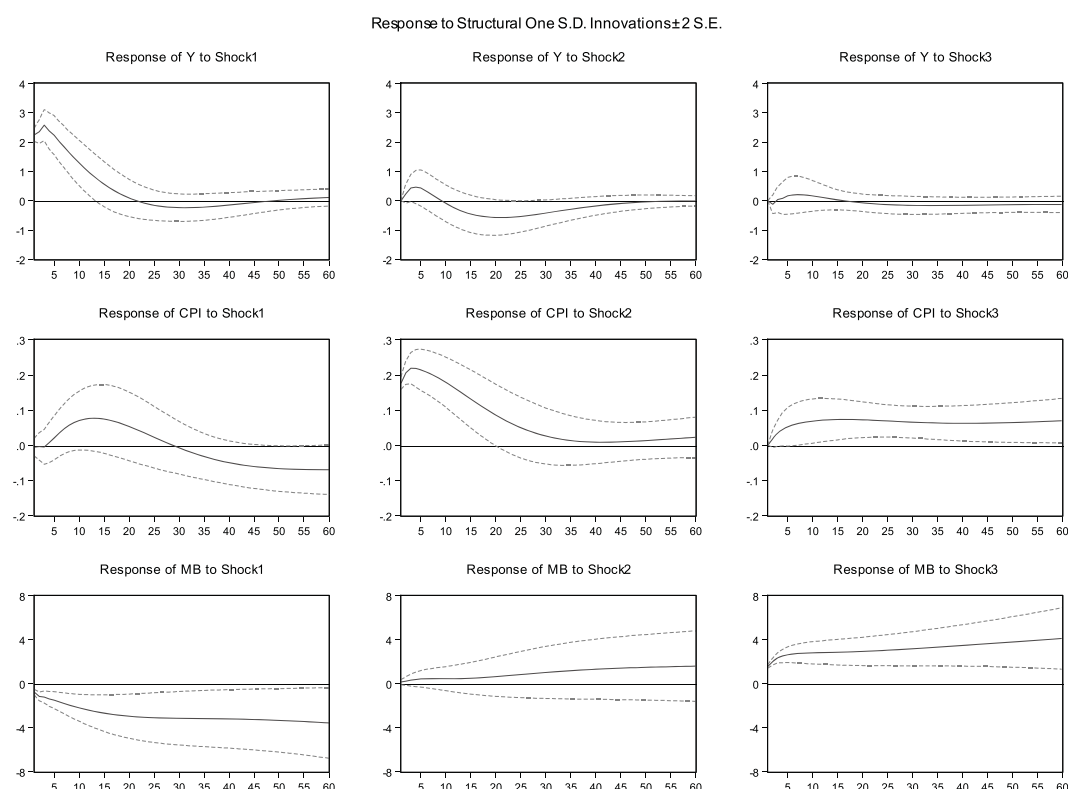


図3：全国の3変数VARモデル（Y、CPI、MB）のインパルス応答関数（全期間）

⁸ 金融政策変数をマネタリーベースではなく、日銀当座預金残高とした分析も行った。ただし、推定期間中、マネタリーベースと日銀当座預金残高は平行に変動しているためか、ほぼ同一の推定結果であったので、マネタリーベースを用いた推定のみ結果を報告する。

限値を表している。インパルス反応が有意であるのは、信頼区間の上限値、下限値の両方が、プラス側、又はマイナス側にある時である。上限値がプラス側に、下限値がマイナス側にあるときには、インパルス反応がプラスかマイナスかは判断できないので、統計的に有意とは言わない。ただし、信頼区間の大半がマイナス側（またはプラス側）にある場合は、弱い有意性があると判断される⁹。

1行3列目のグラフの破線は、信頼区間の上限値と下限値がプラスとマイナスに分かれているので、マネタリーベース・ショックが生産に与えるインパルス反応は有意ではない。2行3列目のグラフは、マネタリーベース・ショックが物価に与えるインパルス反応を表しており、これは5期間後に有意にプラスの反応を示している。全期間におけるマネタリーベース・ショックは日本経済の物価水準を5か月後に有意に上昇させている。よって、このケースでは、量的な金融政策ショックは、生産には統計的に有意な反応を与えていないが、物価はプラスの反応を示したことになる。本多等（2010）では、量的緩和政策中において、量的な金融政策ショックが生産にはプラスの反応を、物価は統計的に有意な反応を示さないという結果を得ているが、本研究の結果は、推定期間の相違からか、本多等（2010）と異なった結果を示している。

次に、失業率、物価、マネタリーベースのVARモデルの推定を行う。ラグ次数は、AICにより2として推定を行い、インパルス反応は下記となった。

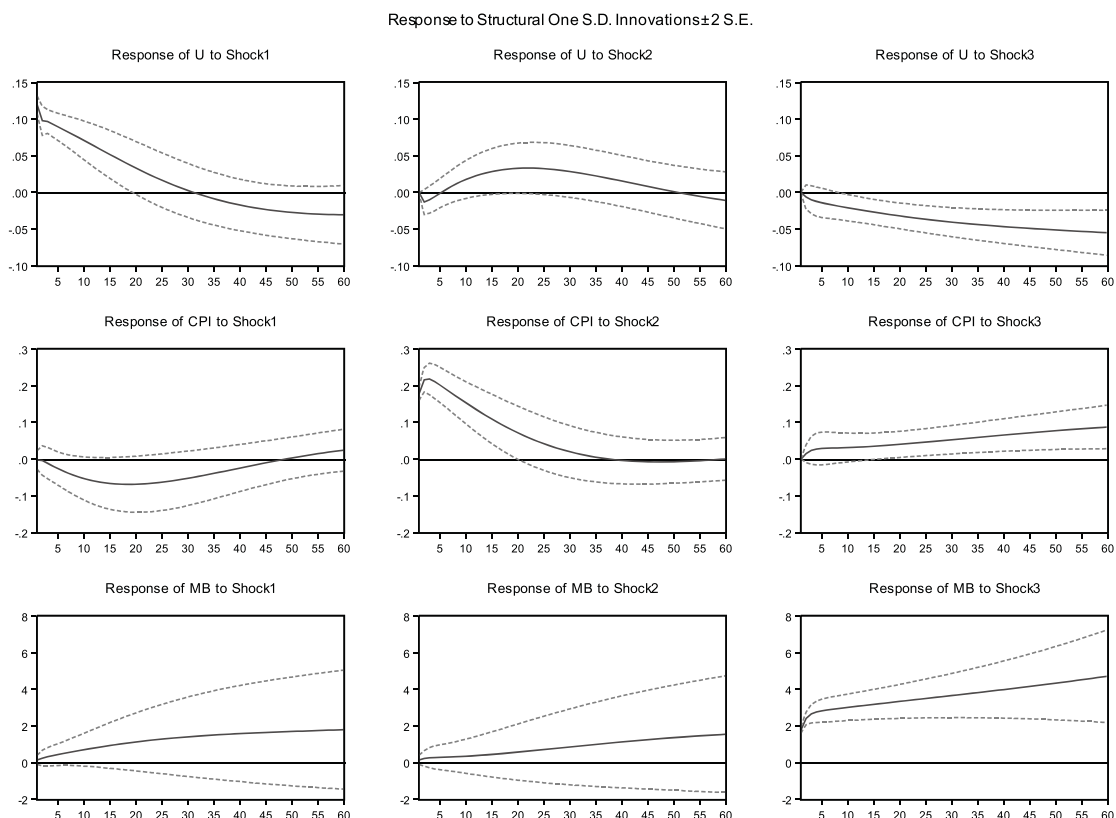


図4：全国の3変数 VARモデル (U、CPI、MB) のインパルス応答関数 (全期間)

⁹ 前川・小村・永田 (2015)

Shock1は、失業率ショック、Shock2は、物価ショック、Shock3はマネタリーベース・ショックである。1行3列目のグラフによれば、マネタリーベースのプラスのショックは、失業率を9か月後に有意に低下させている、これは、上記の鉱工業生産指数を含むVARモデルとは異なり、金融政策ショックが实体经济の活動量を上昇させている可能性を示唆する。ただし生産性が低下していれば、失業率が低下しても生産が上昇していないという可能性はある。

2行3列目のグラフから、金融政策ショックに対して、物価は、15か月後に有意にプラスの反応を示している。このケースにおいても物価に関して、本多等（2010）とは異なる結果を示している。

3.1.2 青森県における実証結果（全期間）

最初に、生産、物価、マネタリーベースのVARモデルの推定を行う。ラグ次数は、AICにより4とした。この3変数VARモデルのインパルス応答関数は下記の図5となった。Shock1、Shock2、Shock3は全国の場合と同一である。

図5の1行3列目のグラフによると、金融政策ショックによって、青森県の鉱工業生産指数は、20か月後に有意にプラスの反応を示している。全国の場合では、生産は有意な反応を示していないのとは、対照的な結果である。物価は、2行3列目のグラフから22か月後にプラスの反応を示し、これは全国の場合よりかなり遅い反応である。

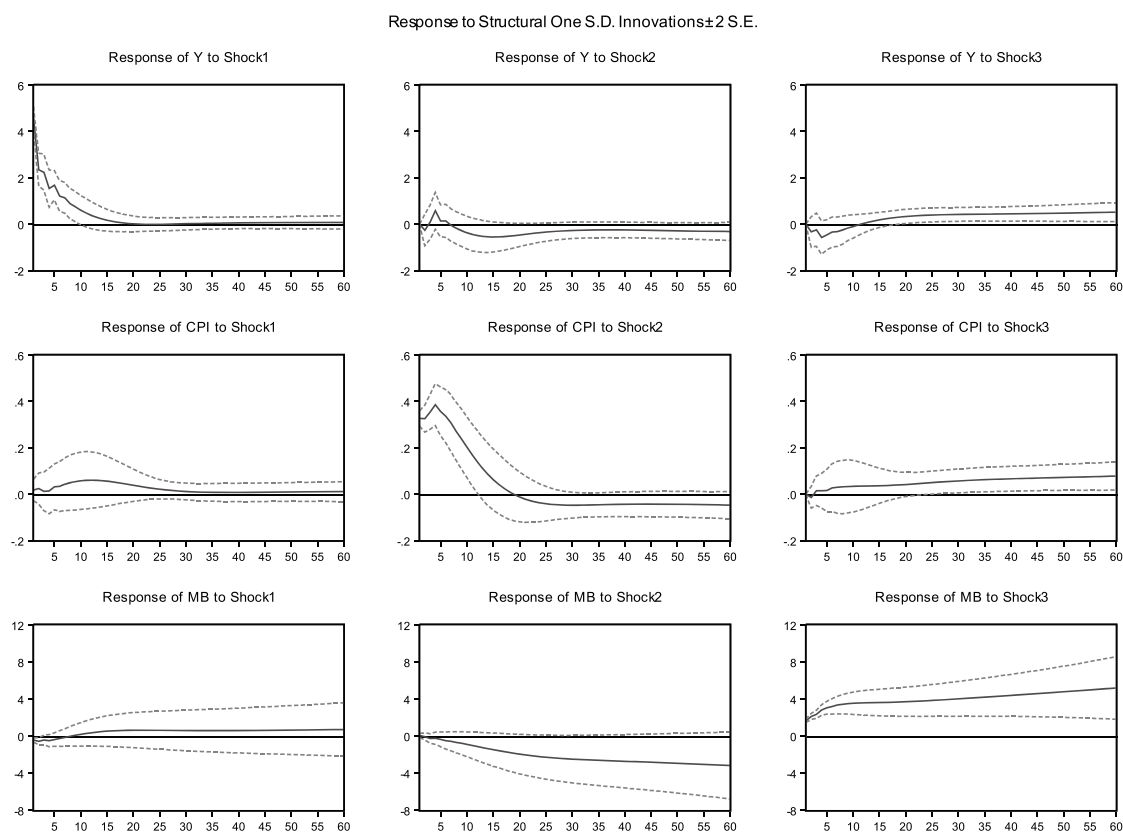


図5：青森県における3変数VARモデル(Y、CPI、MB)のインパルス応答関数(全期間)

次に、失業率、物価、マネタリーベースのVARモデルの推定を行う。ラグ次数は、AICにより4とした。この3変数VARモデルのインパルス応答関数は下記の図6となった。

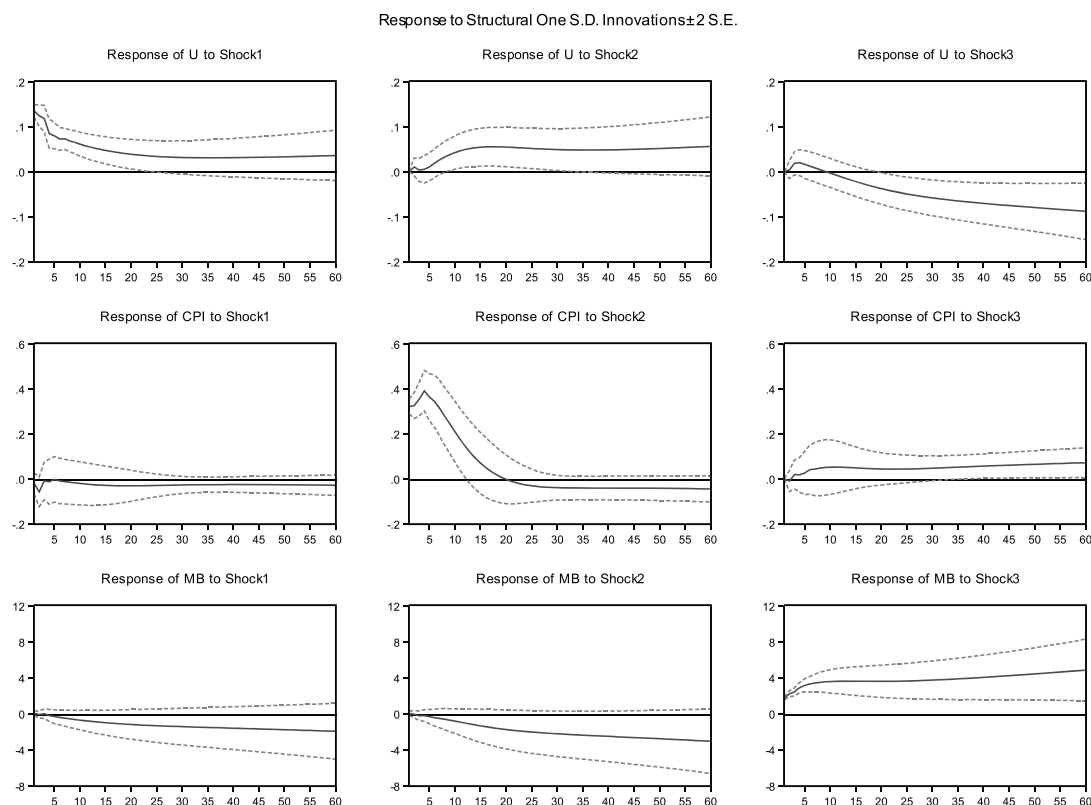


図6：青森県における3変数VARモデル(U、CPI、MB)のインパルス応答関数（全期間）

図6の1行3列目のグラフから、マネタリーベース・ショックに対して、失業率は、まず上昇しているが、これは統計的には有意ではない。その後下落し、20か月後に有意にマイナスの反応を示している。この反応は、全国よりも遅い。2行3列目のグラフから、金融政策ショックに対して、物価は33か月後に有意にプラスの反応を示している。

全期間における推定において、全国と青森県に関する推定を比較すると、金融政策ショックに対して生産は、青森県のみ有意にプラスの反応を示す。量的金融緩和政策は、青森県の実業活動に関して、より有効である。失業率と物価に関しては、マネタリーベースショックに対して、全国と青森において同一方向の反応を示すが、青森県で統計的に有意になるのは、全国と比較して、約1年から1年半ほど遅れている。

3.2 量的緩和政策期（2001年3月から2006年3月）における実証結果

3.2.1 全国における実証結果（量的緩和政策期）

まず生産、物価、マネタリーベースのVARモデルの推定を行う。ラグ次数は、AICにより2として推定を行い、インパルス反応は下記となった。

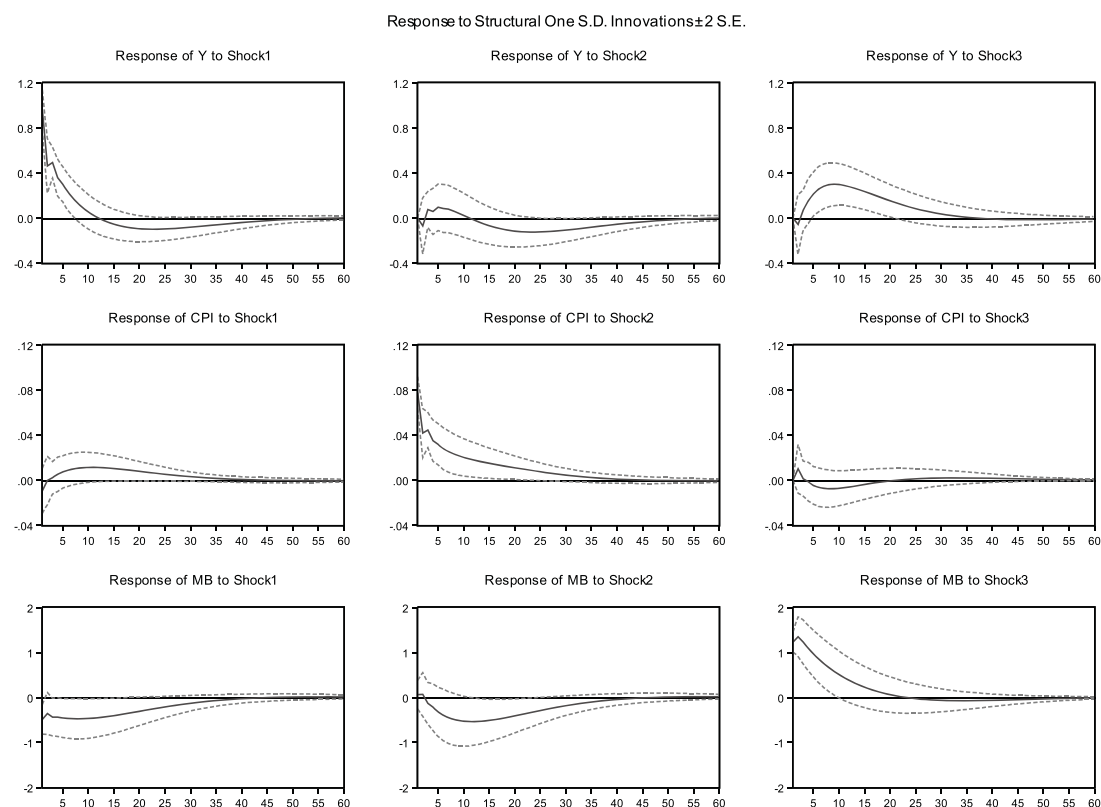


図7：全国の3変数 VARモデル (Y、CPI、MB) のインパルス応答関数 (QE期)

図7の1行3列目は、マネタリーベース・ショックに対する生産の反応であり、5か月から20か月の間は、統計的にプラスの反応を示している。2行3列目のグラフから、物価はマネタリーベース・ショックに、有意に反応していない。その他のグラフも含めて、本多等（2010）と本研究のこのインパルス応答関数は、ほぼ同一のものとなった¹⁰。

また、この結果は、前節で提示した全期間のインパルス応答とは異なった結果となっている。全期間においては、金融政策ショックに対して、生産は有意な反応を示さず、物価はプラスの反応を示している。本多等（2010）の推定結果は、金融政策が純粋な量的緩和政策時にのみ成立する結果なのかもしれない。

次に、経済の活動量を鉱工業生産指数ではなく失業率とした3変数VARモデルのインパルス応答関数を提示する。ラグ次数は、情報量基準によれば1が選択されるが、ラグ次数を1としてレベルでのGrangerの因果性検定を行うことは問題があることが知られている。また、ラグ次数に1を選択したとすると、1か月前までの情報しか考慮しないことになる。月次データによる先行研究においてラグ次数に1を選択したものはない。この様な理由と第4章と5章においてGrangerの因果性検定を実行することを考慮し、情報量基準によるラグ次数が1である場合、本研究においてはラ

¹⁰ ただし、本多等（2010）は、金融政策ショックは、マネタリーベース・ショックではなく、日本銀行当座預金目標額のショックである。

ラグ次数を2と仮定して推定を行う¹¹。

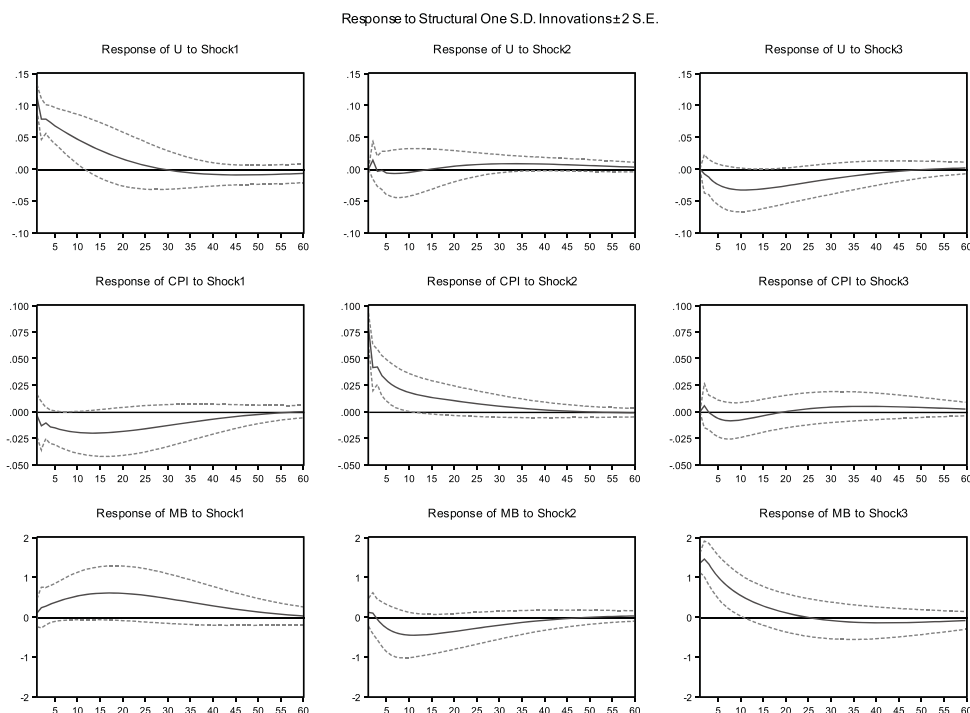


図8：全国の3変数 VARモデル (U、CPI、MB) のインパルス応答関数 (QE 期)

図8の1行3列目のグラフから、失業率はマネタリーベース・ショックに対して、弱い意味で10か月後から18か月後まで、有意にマイナスの反応を示している。物価は、2行3列目のグラフにより有意な反応を示していない。

3.2.2 青森県における実証結果（量的緩和政策期）

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、前項と同じ理由と推定期間が短いので2と仮定した。インパルス応答関数の結果は、下記の図9となる¹²。

図9の1行3列目のグラフは、マネタリーベース・ショックに対する生産のインパルス応答である。青森県の実産は、量的金融緩和政策時の金融政策ショックに、有意な反応を示していない。図9の2行3列目は、物価のマネタリーベース・ショックに対する反応を示しているが、これも統計的に有意な反応を示していない。全国の結果と異なり、この時期のマネタリーベース・ショックが、青森県の実体経済に統計的に有意な影響を与えているとは言えない。

¹¹ ラグ次数を1とした推定結果は、図8のインパルス応答関数と大きな差は認められない。

¹² ラグ次数を SICにより1かつ AICにより4とした推定結果と図9の結果に本質的な差異は認められない。ラグ次数を4とした場合、このケースでは推定期間が短いため、推定すべきパラメータの数が標本数に比較して多すぎるためか、滑らかな形状のインパルス応答関数が得られなかった。

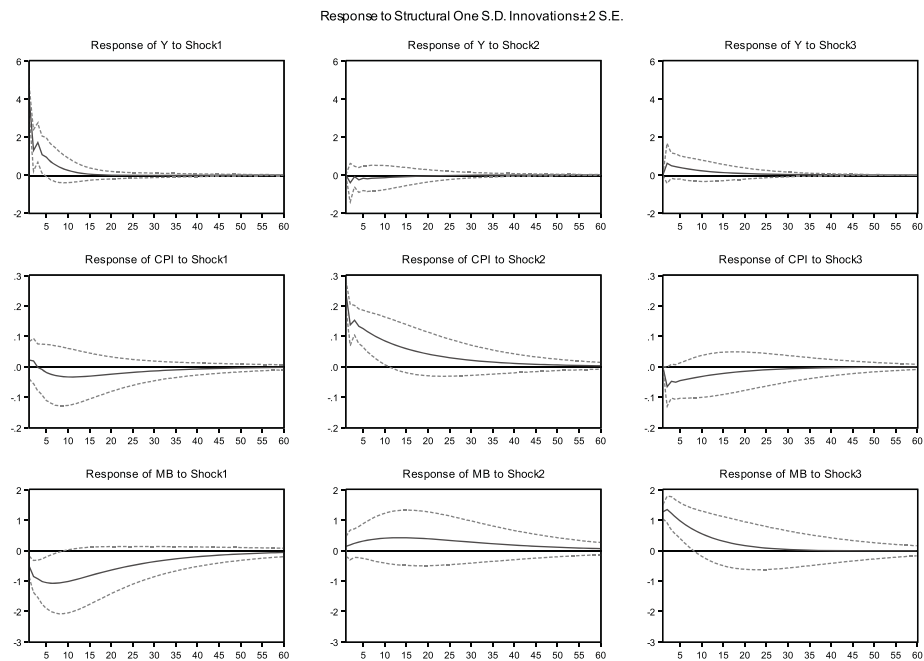


図9：青森県における3変数 VARモデル (Y、CPI、MB) のインパルス応答関数 (QE 期)

次に、失業率、物価、マネタリーベースの3変数VARモデルをラグ次数2として推計し、下記の図10が、そのインパルス応答関数である¹³。

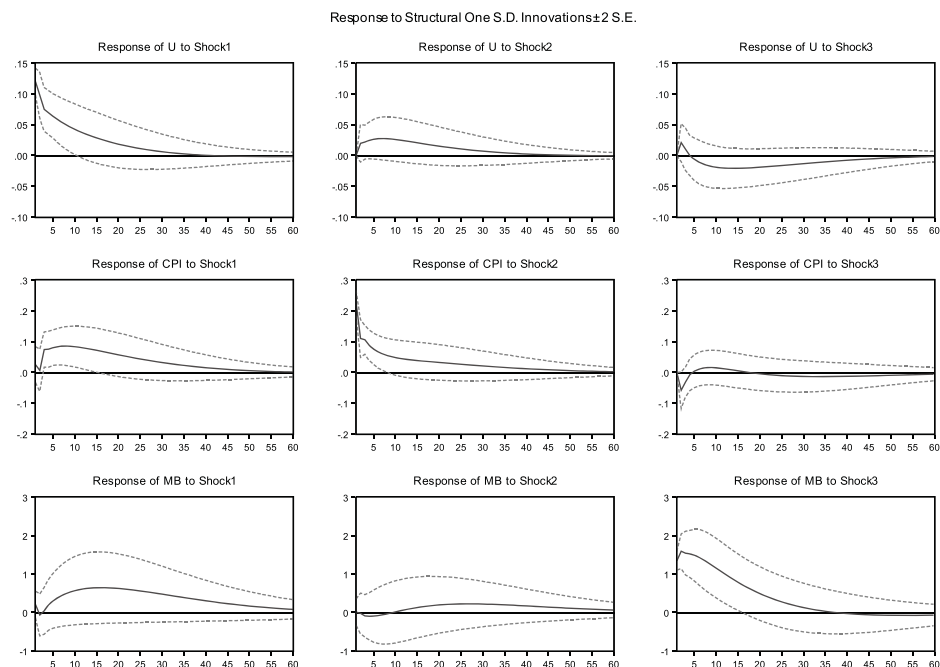


図10：青森県における3変数 VARモデル (U、CPI、MB) のインパルス応答関数 (QE 期)

¹³ ラグ次数は、生産、物価、マネタリーベースの3変数 VARモデルと同一の対応。ラグ次数を AICにより4とした推定結果と図10には本質的には差異が認められない。

図10の1行3列目と2行3列目のグラフによれば、95%の信頼区間の上限値・下限値を表す破線が、プラス領域とマイナス領域にまたがっている。よって、ここでもやはり、この時期の金融政策ショックが、青森県経済の実体経済に有意に影響しているとは、言えない結果となった。

以上から、量的緩和期のマネタリーベース・ショックは、全国レベルの生産と失業率には、有意な影響をもたらすが、全国レベルの物価、及び青森県の実体経済は、この金融政策ショックに有意な反応を示さない結果となった。

3.3 量的・質的金融緩和政策期（2013年4月から2017年6月）における実証結果

3.3.1 全国における実証結果（QQE期）

まず生産、物価、マネタリーベースのVARモデルの推定を行う。ラグ次数は、推定期間が短い
ため、ここでも2と仮定して推定をおこなった¹⁴。ここでは、インパルス反応を明瞭に捉えるため、
インパルス応答関数ではなく、累積インパルス応答関数の結果を提示する。

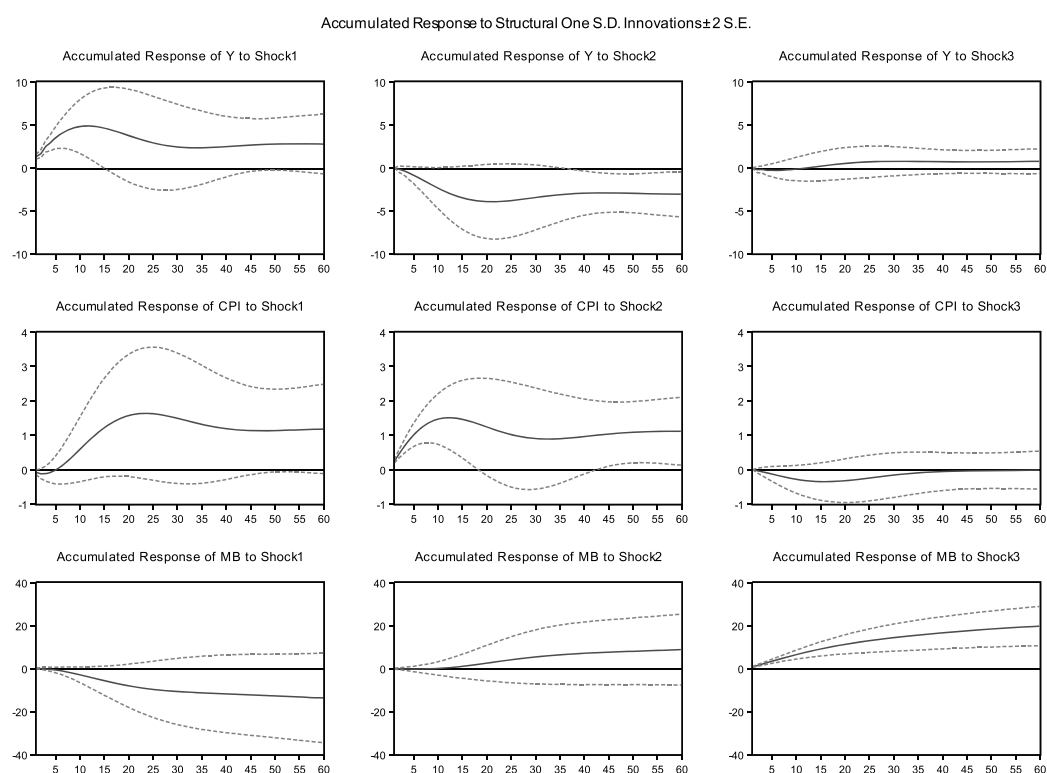


図11：全国の3変数VARモデル（Y、CPI、MB）の累積インパルス応答関数（QQE期）

1行3列目が、マネタリーベース・ショックに対する生産の累積インパルス反応、2行3列目が物価の反応であるが、統計的に有意な反応を示してはいない。

¹⁴ ラグ次数をSICにより1とした推定結果と図11に差異は認められない。

次に、失業率、物価、マネタリーベースのVARモデルをラグ次数2と仮定して、推計する。ここでも、累積インパルス応答関数を提示する。下記の図12の1行3列目が金融政策ショックに対する失業率の累積インパルス応答関数であり、2行3列目が物価の反応である。失業率は、金融政策ショックがあるとすぐにマイナスの反応を示しているが、物価は統計的に有意な反応を示していない¹⁵。

全国レベルの推計では、QQE期の金融政策ショックは、失業率に対してのみ有意な影響を与えているが、物価には有意な影響はない。これは、現在の完全失業率は低下したが、デフレ脱却は不完全である現状と一致している。

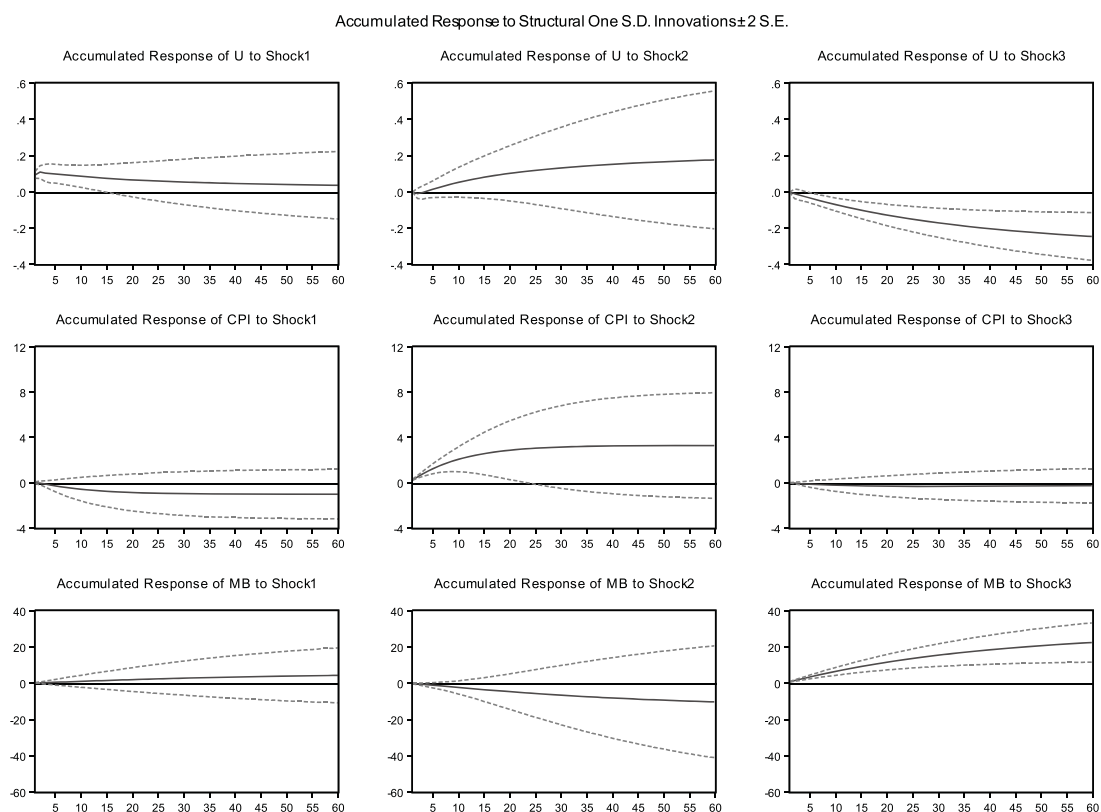


図12：全国の3変数 VARモデル(U、CPI、MB)の累積インパルス応答関数(QQE期)

3.3.2 青森県における実証結果 (QQE期)

まず、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、推定期間が短いので2と仮定した。ここでも反応を明確に捉えるために、累積インパルス応答関数の結果を下記の図13に示す。ラグ次数をAIC、SICに従い1としても結果に大きな差はない。

¹⁵ ラグ次数をSICにより1として推定した結果と図12に大きな差異はない。

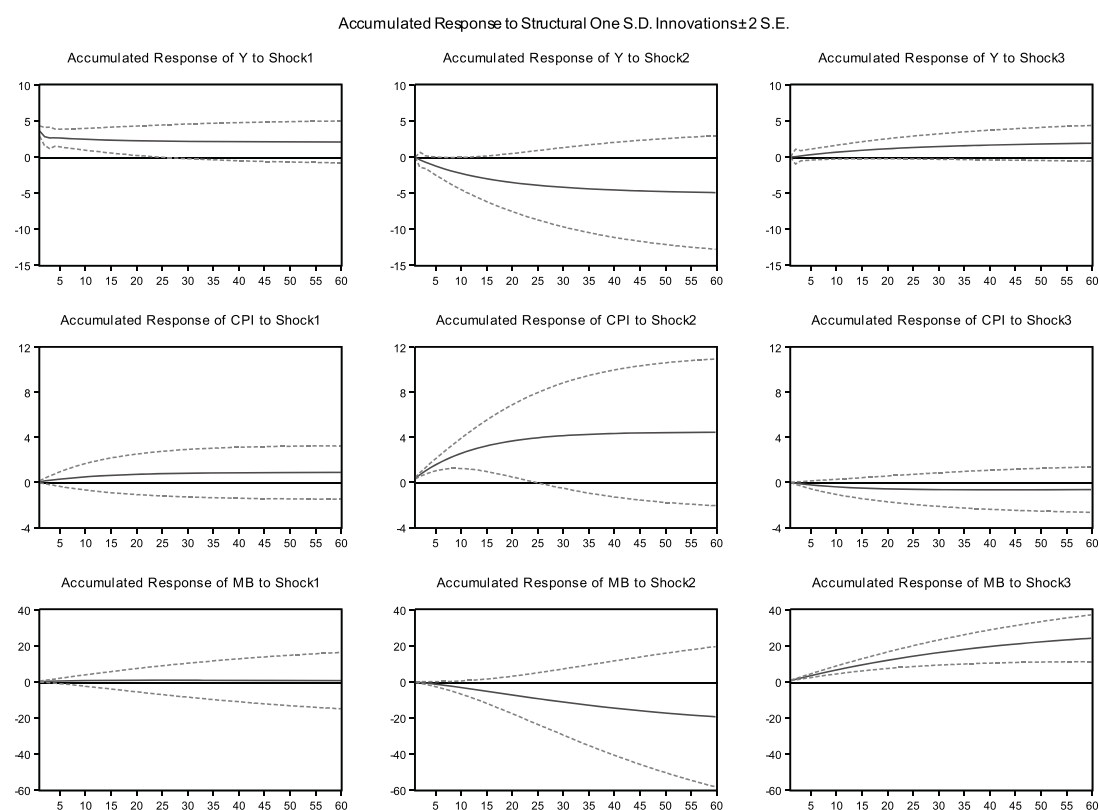


図13：青森県における3変数 VARモデル (Y、CPI、MB) の累積インパルス応答関数 (QQE 期)

1行3列目が、マネタリーベース・ショックに対する生産の累積インパルス反応、2行3列目が物価の反応である。生産にはプラスの効果が生じているが、その有意性は弱い。物価には統計的に有意な効果は出ていない。

次に、失業率、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、推定期間が短期であるので2とした¹⁶。インパルス応答関数の結果は、下記の図14となる。

1行3列目が、マネタリーベース・ショックに対する失業率のインパルス反応、2行3列目が物価の反応である。失業率はいったん上昇しているが、統計的に有意ではない。その後20か月後に有意にマイナスの反応をしている。物価は金融政策ショックに統計的に有意な反応はしていない。

QQEの効果を全国と青森県とで比較すると、失業率に関しては、どちらもマイナスの反応を示すが、生産にプラスの反応を示すのは青森県のみである。これは全期間の推定と同じ結果である。物価に関しては、両者どちらにおいても、有意な結果を示していない。この事がQQE期の特徴である。

¹⁶ ラグ次数を AIC に従い1として推計すると、その累積インパルス反応において失業率は明確にマイナスの有意性を示す。

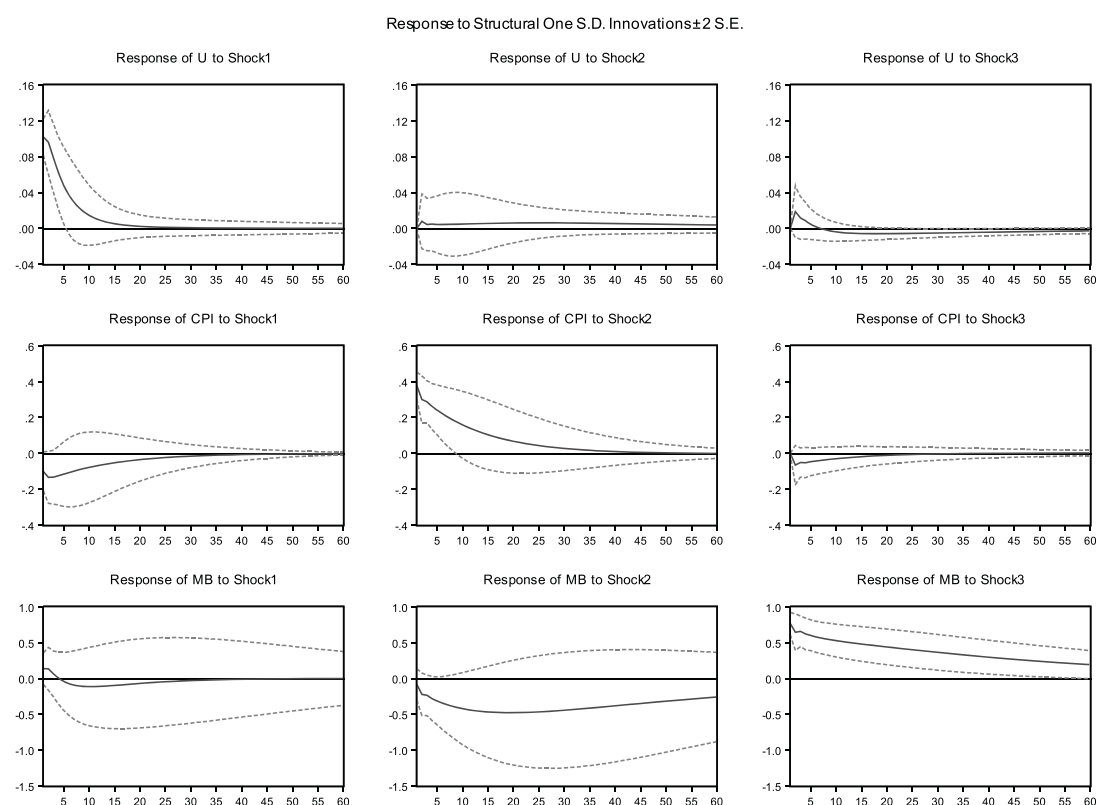


図14：青森県における3変数 VARモデル (U、CPI、MB) のインパルス応答関数 (QQE 期)

以上、3変数VARモデルにおけるインパルス応答は下記の表4となる。表4によれば、失業率を用いるモデルでは、全国と青森県に大きな相違点はないが、生産を用いるモデルにおける生産のインパルス反応は両者で異なっている。青森県では、生産はプラスの反応を示すが、全国では量的緩和政策期のみプラスの反応を示す。非伝統的金融政策は、青森県の生産に関しては、より有効に作用している可能性がある。

表4. 3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反応

期間	全 国			
	Y 生産	CPI 物価	MB 失業率	モデル 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)	×	×	－	×
期間	青森県			
	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)	+	×	－	×

×は統計的に有意でないことを表す。

4. 実証結果Ⅱ：株価を加えた4変数VARモデル

非伝統的金融政策に関する先行研究において、金融政策の有効な波及経路は、株価、長期金利、為替レートとなっている。特に本多等（2010）は株価、原田・増島（2008）においては、不動産も含む資産価格の上昇の役割を強調している。本章では、生産（失業率）、物価、マネタリーベース、株価の4変数VARモデルを推定することで、株価が金融政策の波及経路になっているのかを明らかにする。株価は、季節調整済の日経平均を用いる。株価の表記はSTOCKである。

4.1 全国における推定結果

4.1.1 全期間（2001年3月－2017年6月）の推定結果

まず生産、物価、マネタリーベース、株価のVARモデルを推定する。ラグはAICに従い3とした。このVARモデルのインパルス応答関数は下記の図15である。Shock1は、生産ショック、Shock2は、物価ショック、Shock3はマネタリーベース・ショック、Shock4は株価ショックである。

3列目の4つのグラフは、上から順にY、CPI、MB、STOCKの金融政策ショックに対するインパルス応答である。生産は有意に反応していない。物価は、有意にプラスの反応を示しており、株価も有意にプラスの反応を示す。2行4列目のグラフは、株価ショックが物価に与えるインパルス反応である。物価は、株価ショックに0か月後から24か月後において有意にプラスの反応を示す。株価の金融政策ショックに対する反応（4行3列目のグラフ）と物価が株価に対する反応（2行4

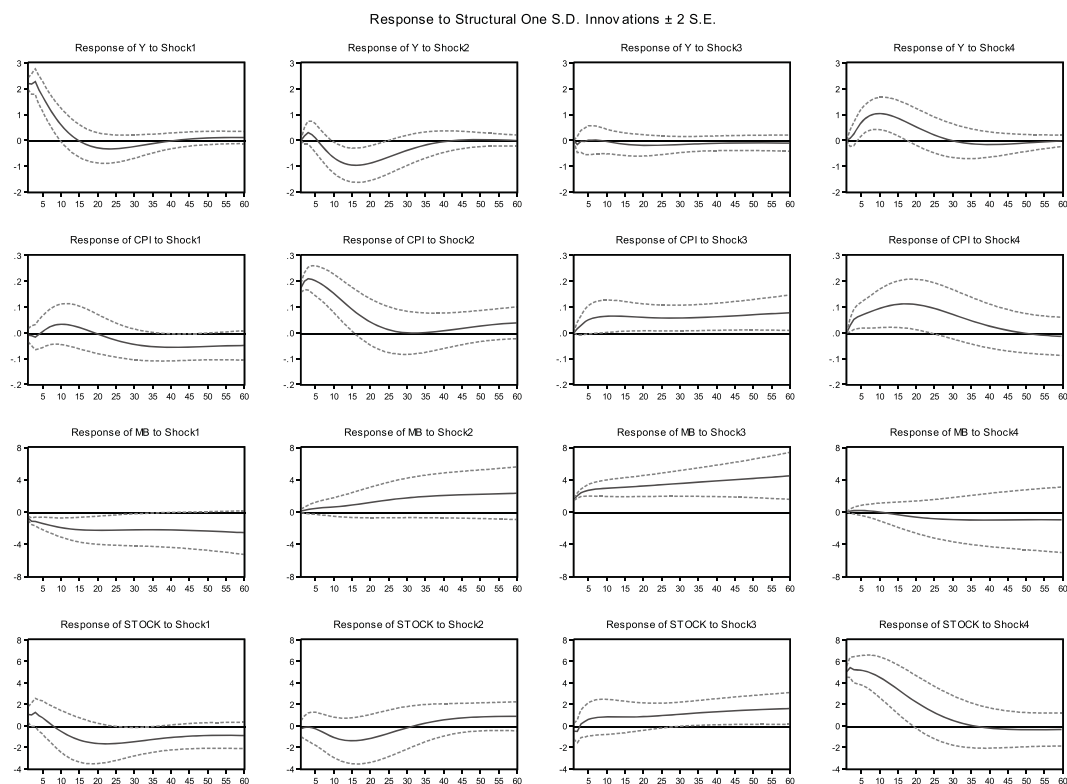


図15：全国の4変数VARモデル(Y、CPI、MB、STOCK)のインパルス応答関数(全期間)

列目のグラフ)を合わせて考えると、金融政策ショックが株価を経由して物価に有意にプラスの効果を与えていることになる。

ここで、Toda and Yamamoto (1995)の方法により、この4変数VARモデルにおけるGrangerの因果性検定を行う¹⁷。インパルス反応分析において、金融政策ショックが实体经济に有意に影響を与えると確認された関係は、「MB→STOCK→CPI」であるので、この結果のみを提示する。MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性ないという帰無仮説は、p値が0.0136より棄却される。STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0879であり、有意水準10%で棄却される。よって、金融政策ショックが株価を通じて物価を上昇させるという関係は支持される。

次に、失業率、物価、マネタリーベース、株価の4変数VARモデルにおけるインパルス応答関数を提示する。ラグ次数は、AICにより2である。Shock1は失業率ショックに変わる。その他は、生産を用いるモデルと同一である。

図16の3列目の4つのグラフは、上から順にU、CPI、MB、STOCKの金融政策ショックに対するインパルス応答である。一番上のグラフから、失業率は、金融政策ショックに負の反応を示して

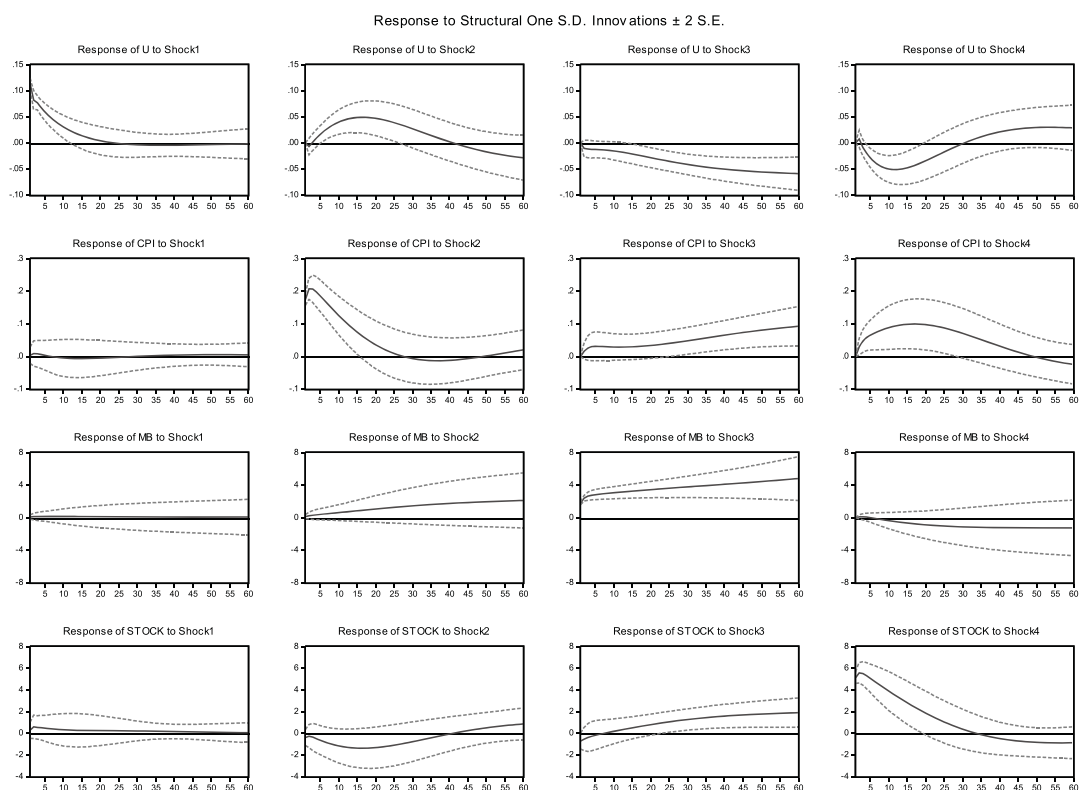


図16：全国の4変数VARモデル(U、CPI、MB、STOCK)のインパルス応答関数(全期間)

¹⁷ 単位根と共和分に関する事前の検定を行わず、レベルのVARモデルによってGrangerの因果性検定を行うには、真のラグがkである場合、変数の最大和分次数dを加えて、k + dのラグを持ったVARモデルを推定する必要がある。ここでは、ラグ次数4としてGrangerの因果性検定を行った。

いる。2 番目のグラフから、物価は金融政策ショックにプラスの反応を示し、4 番目のグラフから株価も金融政策ショックにプラスの反応を示している。

図16の4列目のグラフは、株価ショックに対する4変数のインパルス応答関数である。1番上のグラフは、株価ショックに対する失業率の反応を示しており、失業率は、株価ショックにより、3か月後から20か月の間に有意にマイナスの反応をする。上から2番目のグラフは、株価ショックが、ショック直後から30か月後まで、有意に物価にプラスの影響を与えていることを表している。

以上の分析から、金融政策ショックは、株価を通じて、失業率と物価に有意な影響を与えている。

次にGrangerの因果性検定を行う¹⁸。MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性ないという帰無仮説は、p値が0.0561より有意水準10%で棄却される。STOCKからUへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0であり、棄却される。よって、「MB→STOCK→U」という因果性は支持される。また、STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0412より有意水準5%で棄却される。よって、「MB→STOCK→CPI」という因果性は支持される。

この全期間の推定では、全国レベルでは、株価が、失業率と物価に関してマネタリーベース・ショックの波及経路となっていることがわかる。失業率が实体经济の生産量の代理変数とみなせれば、生産に実質GDPを用いた宮尾(2016)と整合的な結果である。また、4変数モデルにおいても、全期間において、金融政策ショックに対して、生産は、有意にプラスの反応を示していない。

4.1.2 量的緩和政策期(2001年3月－2006年3月)の推定結果

まず、生産、物価、マネタリーベース、株価のVARモデルを推定する。ラグはAICに従い2とした。このVARモデルのインパルス応答関数は下記の図17である。

図17の3列目のグラフは、金融政策ショックが各変数に与えるインパルス反応である。1番上のグラフは、生産の示すインパルス反応であり、生産は、4か月後から15か月後の間に、金融政策ショックにプラスの反応を示している。2番目のグラフから、物価は、量的緩和ショックに対して有意な反応を示していない。4番目のグラフから、株価は、量的緩和ショックに対して、2か月後から11か月後に有意にプラスの反応を示している。

4列目のグラフは、株価ショックに対する、4変数のインパルス反応を示している。1番上のグラフから、生産が、株価ショックに対して、4か月ごから7か月後の間に有意にプラスの反応を示していることがわかる。2番目のグラフは、株価ショックが物価に有意に影響していないことを示している。

3列目、4列目のグラフから、量的緩和政策期には、量的緩和ショックが株価を通じて、生産にプラスの効果を与え、物価には影響を与えなかったことになる。これは、本多等(2010)と同一の

¹⁸ ラグ次数は、脚注17に従いAICの2に1を足して3とした。

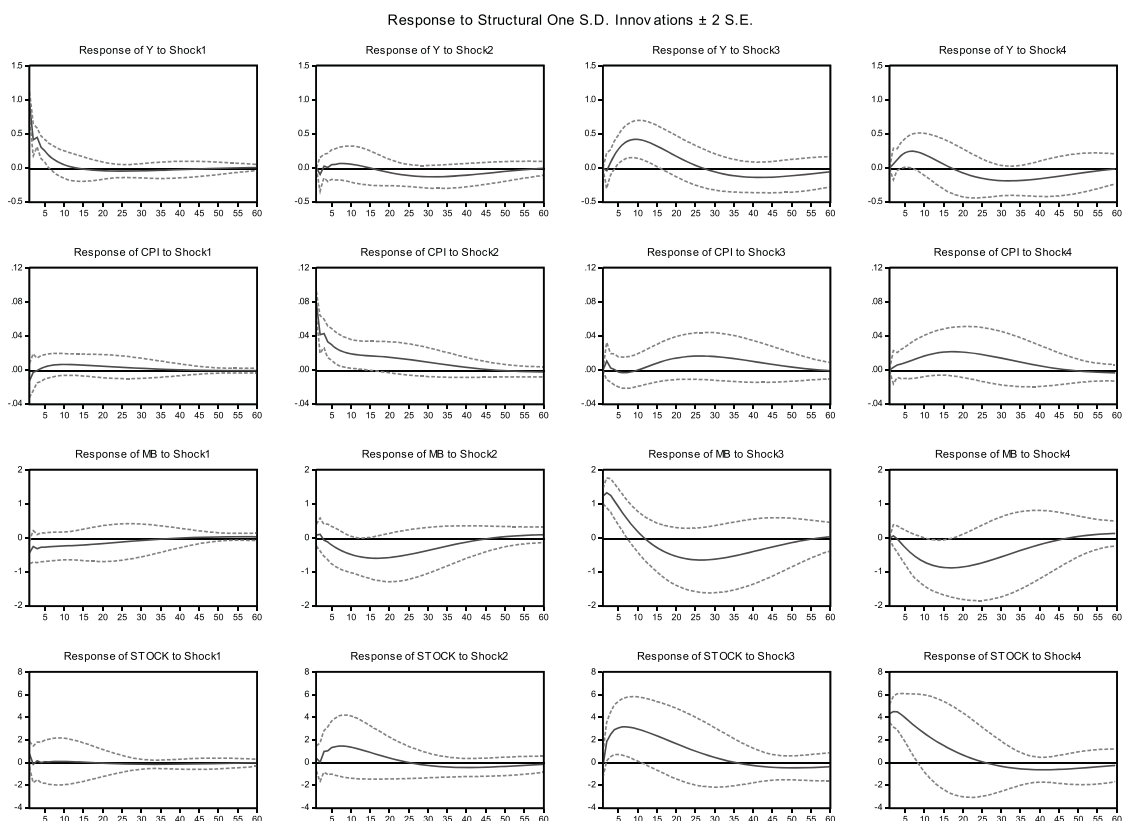


図17：全国の4変数VARモデル(Y、CPI、MB、STOCK)のインパルス応答関数(QE期)

結果である。また、図17の16個のグラフの形状は、本多等（2010）のインパルス応答関数とほぼ同一の形をしている。

この量的緩和政策期の推定結果が、一般性を持ちうるかには疑問が生じる。推定期間を変更すると、生産が金融政策ショックに有意な反応は示さない。本多等（2010）は、Grangerの因果性検定と分散分解によって、量的緩和ショックが株価を通じて生産を引き上げる事を裏付けているが、この関係は、この時期特有の現象かもしれない¹⁹。

ここでもGrangerの因果性検定を行うと、MBからSTOCKへGrangerの意味での因果性ないという帰無仮説は、p値が0.0226より有意水準5%にて棄却される。STOCKからYへGrangerの意味での因果性ないという帰無仮説は、p値が0.3306より採択され、STOCKからCPIへGrangerの意味での因果性ないという帰無仮説もp値が0.5279であり採択される。Yに関しては、本多等（2010）の結果と異なっている²⁰。

¹⁹ 量的緩和政策期（2001年3月－2006年3月）は、サブプライムショック前のアメリカ経済が好調であった時期を含んでいる。2002年1月から、ダウ平均株価が上昇しており、この時期の日経平均の上昇は、ダウ平均株価上昇の影響が含まれている可能性がある。そうであれば、量的緩和政策のみで、日本の鉱工業生産指数が上昇したとは言えないかもしれない。この事は、今後の課題としたい。

²⁰ ここでも脚注17に従いラグ次数を3として検定を行ったが、本多等（2010）とラグ次数が異なっている可能性がある。又、金融政策変数が日銀当預目標額である点も異なっている。

次に、生産を失業率に置き換えた4変数のVARモデルを推計する。ラグ次数は、推定期間が短いので、ここでも2と仮定する²¹。インパルス応答関数は下記の図18となる。

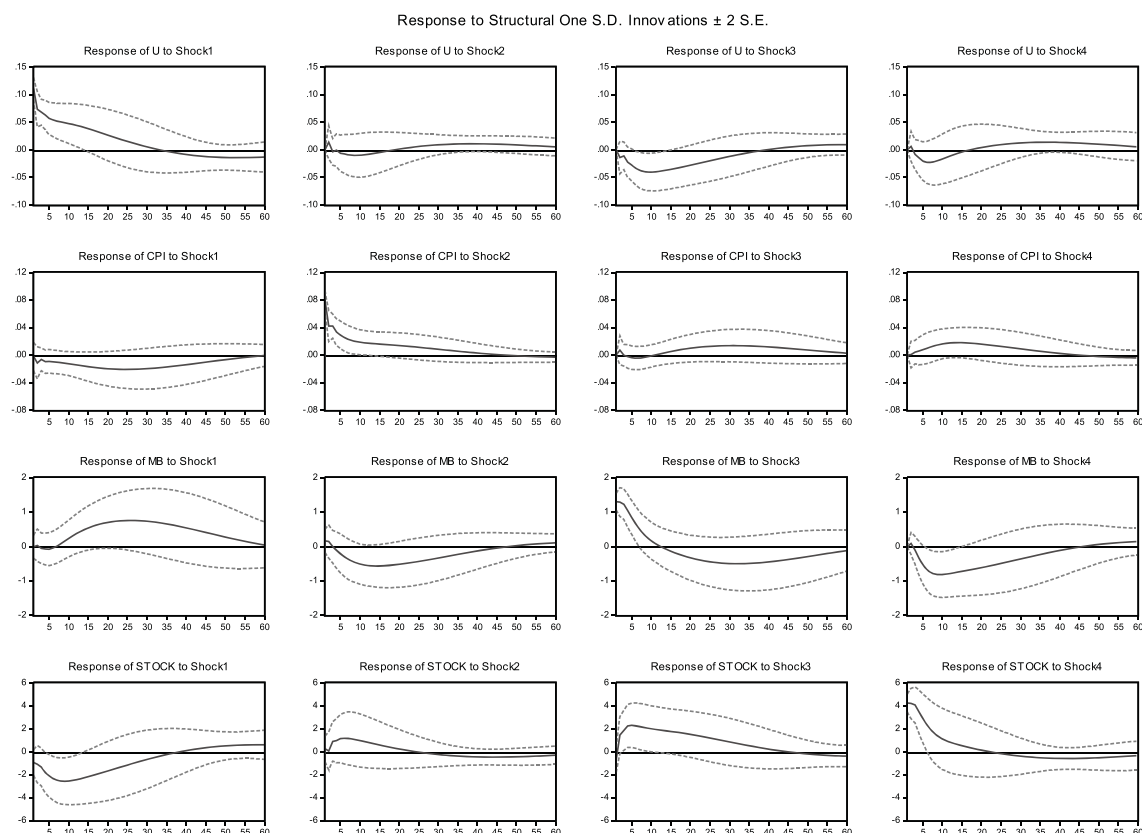


図18：全国の4変数VARモデル(U、CPI、MB、STOCK)のインパルス応答関数(QE期)

図18の3列目のグラフが、量的緩和ショックに対する、失業率、物価、マネタリーベース、株価の反応である。3列目の1番上のグラフは、量的緩和ショックに対する失業率のインパルス応答関数である。ここでは、失業率が量的緩和ショックに対して、5カ月後から16か月後の間、有意にマイナスの反応を示している。量的緩和ショックは、雇用を改善している。2番目のグラフは、物価が、量的緩和ショックに対して有意に反応していないことを示している。4番目のグラフからは、株価が、量的緩和ショックに対して、2カ月後から9か月後の間、有意にプラスの反応を示している。

図18の4列目のグラフは、株価ショックに対する各変数のインパルス反応を示している。4列目の1番上のグラフからは、株価ショックが、有意に失業率に影響を与えないことが読み取れる。以上を総合すると、量的緩和ショックは、雇用状況を改善するが、物価には影響を与えない。ただし、雇用を改善させる経路は株価とは言えない、となる。このケースのGrangerの因果性検定を行った

²¹ Grangerの因果性検定を行う事と推定期間が短いことからラグ次数を2と仮定した。ラグ次数をSICに基づき1とした推定結果と図18の結果に大きな差異はない。

が、株価が失業と物価に因果性があるという結果は得られなかった。

生産を含むモデルと失業率を含むモデルの結果を合わせて考えると、量的緩和政策期の金融政策ショックは、生産を拡大させ失業率を改善させるが、物価には影響を与えていない。インパルス反応分析では、生産を拡大させた金融政策の波及経路は株価の可能性があることが確認できた。しかし、Grangerの因果性検定では、この関係は支持されない。（このGrangerの因果性検定は、本多等（2010）では、支持されている。）

量的・質的金融緩和政策期を推定期間として同様の推計を行った。しかし、変数が増大し、推定期間が短期間であるためか、AICとSICによる最適なラグ次数が乖離するので、ここでは分析を行わない。

全国レベルでの推計では、失業率と物価は、全期間の推計において、株価を通じて、金融政策ショックに有意な反応を示している。生産に関しては、量的緩和政策期に株価を通じて、マネタリーベース・ショックにプラスの反応を示している。よって、全国レベルでは、株価は金融政策の波及経路になっていると考える。これは、先行研究と整合的な結果である。

4.2 青森県における推定結果

青森県においては、量的緩和政策期と量的・質的金融緩和政策期に関する4変数VARモデルの分析は行わない。理由は、推定期間が短く、変数が増大したためか、AICとSICを基準とした最適なラグ次数がかけ離れており、ラグ次数を決定できないからである。

4.2.1 全期間（2001年3月－2017年6月）の推定結果

最初に、生産、物価、マネタリーベース、株価の4変数VARモデルの推計を行う。ラグ次数は、AIC基準により2とした。インパルス応答関数は下記の図19となる。

図19の3列目の4つのグラフは、金融政策ショックに対する4変数のインパルス反応である。1番上のグラフから、生産は、15か月後から金融政策ショックに有意にプラスの反応をしている。上から2番目のグラフでは、物価が、23か月後に金融政策ショックに有意にプラスの反応をしている。4番目のグラフでは、株価が金融政策ショックに16か月後に有意にプラスの反応をしている。

図19の4列目のグラフは、株価ショックが各変数に与えるインパルス反応を示している。

1番上のグラフでは、生産が、株価ショックに対して、5か月後から12か月後にプラスの反応をしている。上から2番目のグラフでは、物価は株価ショックに対して、すぐに上昇し18か月まで有意にプラスの反応をしている。

以上を合わせて考察すると、マネタリーベース・ショックは、株価の上昇を通して、生産と物価を上昇させていると考えられる。

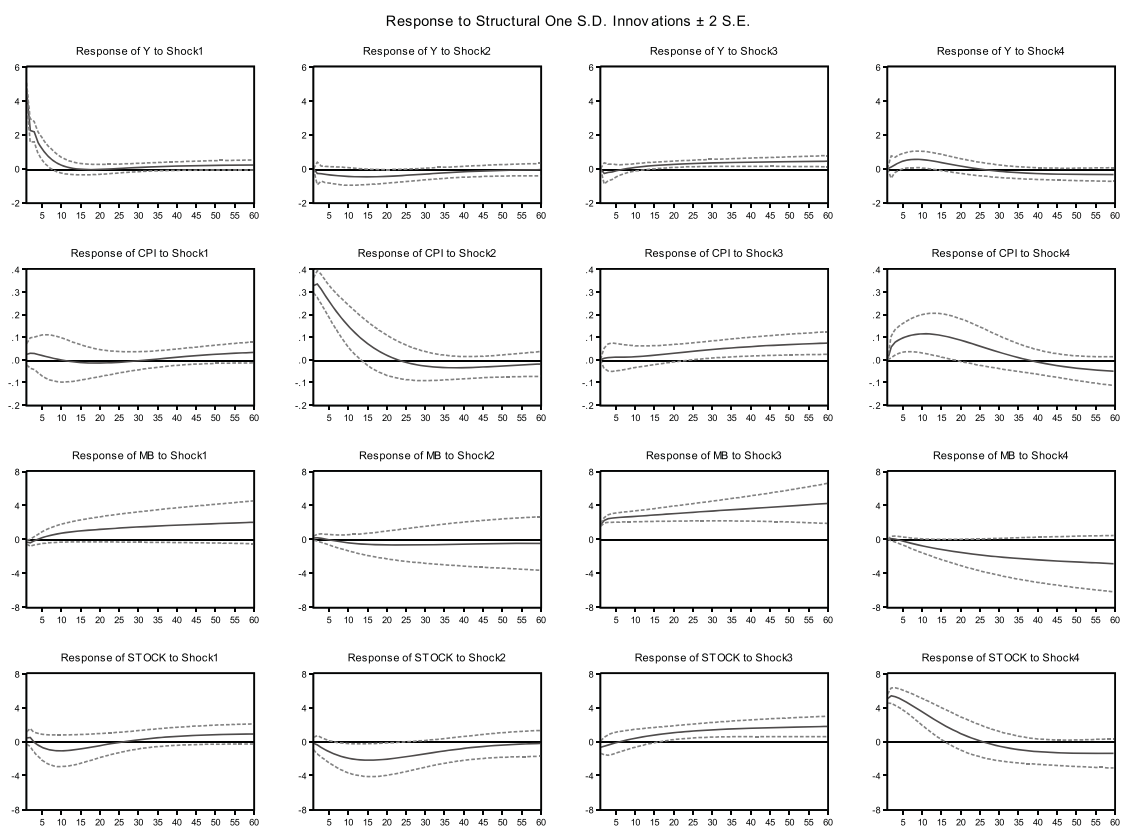


図19：青森県の4変数VARモデル(Y、CPI、MB、STOCK)のインパルス応答関数(全期間)

この4変数VARモデルによりGrangerの因果性検定を行う²²。まず、「MB→STOCK→Y」という因果性を検定する。MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0029であり、1%の有意水準にて棄却される。STOCKからYへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.1199であり、10%水準で採択される。よって、Grangerの因果性検定においては、金融政策ショックが株価を通じて生産を上昇させるという関係は支持されない。次に、「MB→STOCK→CPI」の因果性を検定する。MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性は検定済みである。STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0056であり、棄却される。よって、金融政策ショックが株価を通じて物価を上昇させるという関係は支持される。

次に失業率、物価、マネタリーベース、株価のVARモデルを推計する。ラグ次数は、AICに従い2とした。インパルス応答関数は、下記の図20である。

図20の3列目のグラフは、金融政策ショックに対する各変数のインパルス反応を表している。1番上のグラフは、失業率が、金融政策ショックに対して、12か月後に有意にマイナスの反応を示している。上から2番目のグラフにおいて、物価が、28か月後に有意にプラスの反応を示している。

²² ここでも脚注17と同一の理由により、ラグ次数3としてGrangerの因果性検定を行った。

4 番目のグラフでは、株価が金融政策ショックに対して、23か月後に有意にプラスの反応を示している。

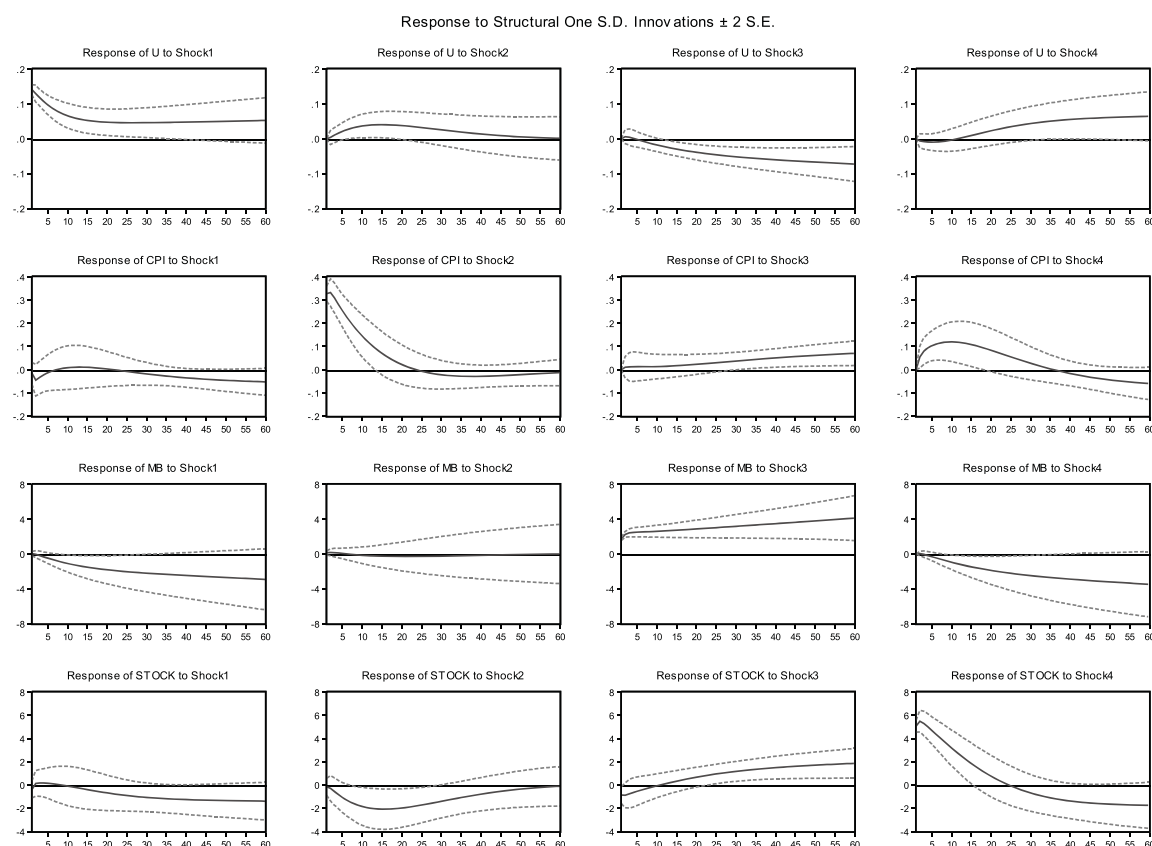


図20：青森県の4変数VARモデル(U、CPI、MB、STOCK)のインパルス応答関数(全期間)

図20、4列目のグラフは、株価ショックに対する各変数のインパルス反応を表している。1番上のグラフは、失業率が、株価ショックに対して、プラスの反応を示している。これは、期待される結果と逆である。ただし、有意性は弱い。上から2番目のグラフでは、物価が株価ショックに対して19か月後まで、有意にプラスに反応している。

この3列目と4列目のグラフから、失業率は、株価を経路として、金融政策により低下しているとは、言えない。物価は、株価を通じて、金融政策ショックにより上昇したと言える。

この物価に関わる「MB→STOCK→CPI」という因果関係をこの4変数VARモデルにてGrangerの因果性検定を行う。まずMBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.1202であり、10%水準で採択される。STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0065であり、棄却される。よって、「MB→STOCK→CPI」という関係は、Grangerの因果性検定では支持されない。

以上の生産を含むモデルと失業を含むモデルにおいて、インパルス反応分析とGrangerの因果性検定の結果により総合的に考察すると、生産と失業という経済活動水準を表す変数においては、非

伝統的金融政策が株価を通じて改善されたという確証は得られなかった。

この意味では、青森県においては、株価は金融政策の波及経路であるとは言えない。これは、全国における推計とは逆の結果であり、全国を分析対象とした先行研究とは異なる結果である。物価に関しては、生産を含むモデルにおいて、金融政策ショックが株価を通じて、プラスの反応を示している。

4章の結果をまとめると表5となる。

表5. 株価を含む4変数VARモデルの推定結果

	全国							
	Y CPI MB STOCKモデル				U CPI MB STOCKモデル			
	MB→STOCK→Y		MB→STOCK→CPI		MB→STOCK→U		MB→STOCK→CPI	
期間	インパルス反応分析	因果性検定	インパルス反応分析	因果性検定	インパルス反応分析	因果性検定	インパルス反応分析	因果性検定
全期間(2001年3月－2017年6月)	×	○	○	○	○	○	○	○
量的緩和期(2001年3月－2006年3月)	○	△	×	×	×	×	×	×
	青森県							
	Y CPI MB STOCKモデル				U CPI MB STOCKモデル			
	MB→STOCK→Y		MB→STOCK→CPI		MB→STOCK→U		MB→STOCK→CPI	
期間	インパルス反応分析	因果性検定	インパルス反応分析	因果性検定	インパルス反応分析	因果性検定	インパルス反応分析	因果性検定
全期間(2001年3月－2017年6月)	○	×	○	○	×	×	○	×

△は本多等（2010）では、Grangerの意味での因果性が満たされていることを表す

5. 実証結果Ⅲ：長期金利・株価を加えた5変数VARモデル

前章において、青森県においては、株価が非伝統的金融政策の波及経路であるという確証は得られなかった。この結果の頑健性を確かめるために、金融変数として、長期金利を加えた5変数VARモデルの推定を行う。変数の順番は、生産、物価、マネタリーベース、長期金利、株価とした。この順番は、宮尾（2016）と同一である。

長期金利は、20016年2月からマイナスになっている。マイナスの値に対しては、季節調整を行えない。よって、推定期間を短縮し、2001年3月から2016年1月を推定期間とする。

5.1 全国における推定結果（推定期間：2001年3月から2016年1月）

最初に、生産、物価、マネタリーベース、長期金利、株価の5変数VARモデルを推定する²³。下記の図21は、累積インパルス応答関数である²⁴。ラグ次数は、LR（sequential modified LR test statistic）に従い2とした²⁵。Shock1は、生産ショック、Shock2は、物価ショック、Shock3はマネ

²³ 長期金利と株価の順序を入れ替えたモデルも推定したが、結果に変化は生じなかった。

²⁴ 反応を明確に捉えるため、累積インパルス応答関数を提示する。

²⁵ このケースの推定で、AIC基準やSIC基準での最適ラグ次数は1であった。しかしながら、Toda and Yamamoto（1995）において、ラグ次数が1で、レベルでのGrangerの因果性検定を行うことには問題があることが示されている。よって、ここではラグ次数の選択にLR基準を使用した。

タリーベース・ショック、Shock4は長期金利ショック、Shock5は株価ショックである。

図21の3列目は、金融政策ショックに対する5変数の累積インパルス反応である。3列の1番上のグラフは、金融政策ショックに生産が有意に反応していないことを示している。上から2番目のグラフでは、金融政策ショックに対して物価が有意にプラスの反応を示す。4番目のグラフにおいては、長期金利が、金融政策ショックに対して統計的に弱く負の反応を示し、5番目のグラフでは、株価が統計的に弱くプラスの反応を示している。4列1行のグラフでは、生産が長期金利の上昇に対してプラスの反応を示しているが、理論とは逆の結果である。4列2行のグラフでは、長期金利の正（負）のショックが物価を引き下げて（引き上げて）いる。ただし、統計的有意性は弱い。5列1行のグラフでは、株価ショックが生産を上昇させ、5列2行のグラフでは、株価ショックが物価を上昇させている。この累積インパルス応答関数からは、物価が長期金利と株価を通じて金融政策にプラスの反応していることが示唆される。

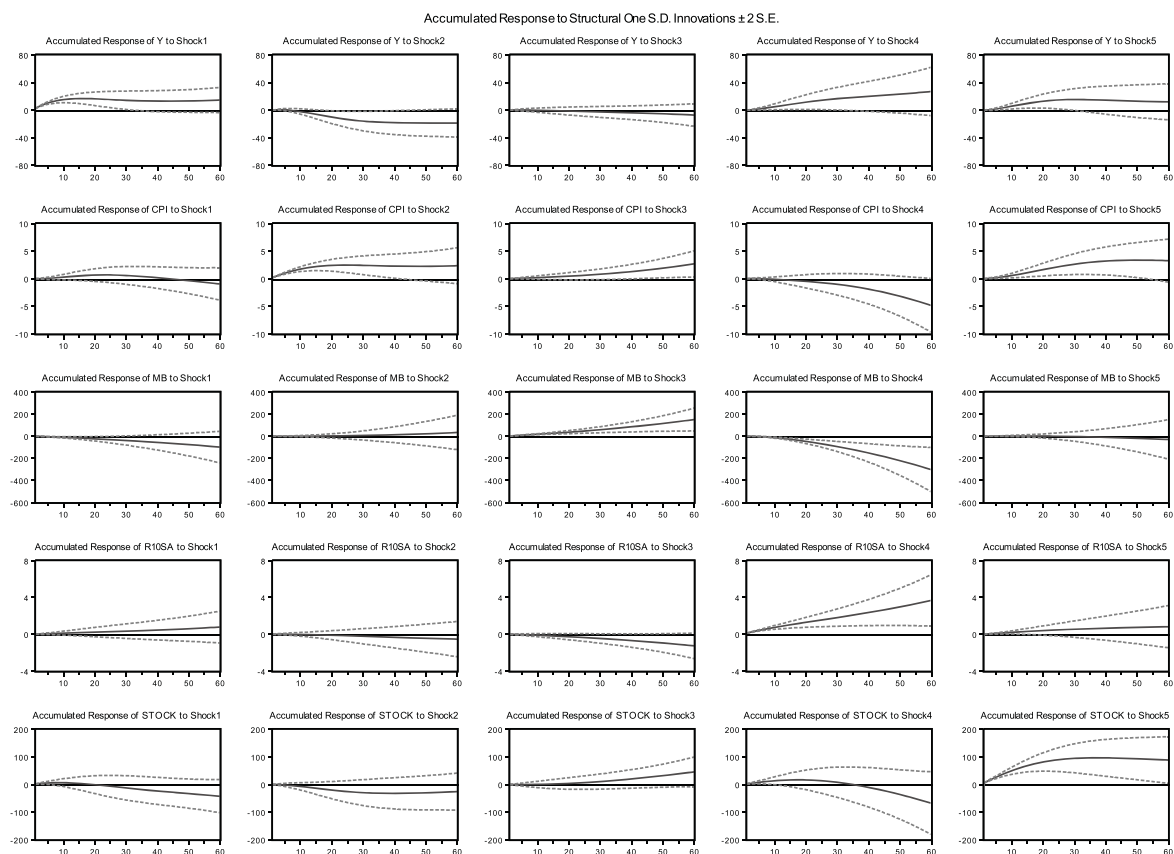


図21：全国の5変数VARモデル（Y、CPI、MB、R10SA、STOCK）の累積インパルス応答関数（全期間）

この二つの関係「MB→R10SA（長期金利）→CPI（物価）」、「MB→STOCK（株価）→CPI（物価）」に対してGrangerの因果性検定を行う。まずMBからR10SAへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.1978であり、採択される。R10SAからCPIへのGrangerの意味

での因果性はないという帰無仮説は、p 値が0.8141であり、採択される。よって、「MB→R10SA→CPI」という関係は、Grangerの意味では因果性を持たない。次に、MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p 値が0.3810であり、採択される。STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p 値が0.1538であり、採択される。よって、「MB→STOCK→CPI」という関係は、Grangerの意味では因果性を有さない。よって、このモデルにおいて、インパルス反応分析においては株価と長期金利を通じて量的金融ショックは物価を上昇させるが、この事はGrangerの因果性検定で裏付けることはできなかった。

次に、失業率、物価、マネタリーベース、長期金利、株価の5変数VARモデルを推定する²⁶。下記の図22は、累積インパルス応答関数である。ラグ次数は、AICに従い2とした。

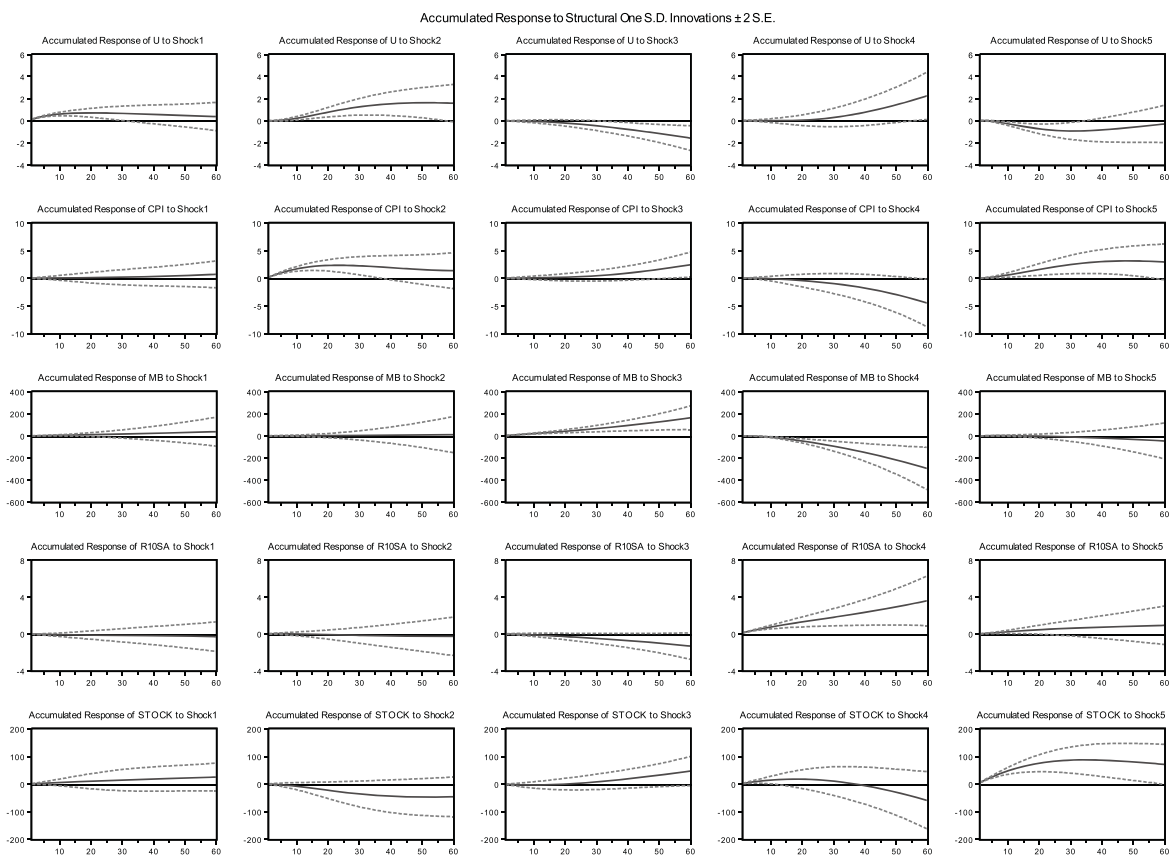


図22：全国の5変数VARモデル(U、CPI、MB、R10SA、STOCK)の累積インパルス応答関数(全期間)

図22の3列目が金融政策ショックが各変数に与える累積インパルス応答関数である。1番上のグラフは、金融政策ショックが失業率に与える効果であり、失業率は有意に低下している。上から2番目のグラフは、物価に与える効果であり、物価は有意にプラスの反応を示している。4番目のグラフからは、長期金利が金融政策ショックにマイナスの反応を示している。5番目のグラフでは、

²⁶ 長期金利と株価の順序を入れ替えたモデルも推定したが、結果に変化は生じなかった。

株価が金融政策ショックに対して、統計的に弱くプラスの反応を示している。4列1行目のグラフでは、長期金利の上昇ショックに対して統計的に弱く失業率が悪化する反応を示し、4列2行目のグラフでは、長期金利の上昇ショックに対して物価が下落する反応を示している。ただし、有意性は弱い。5列1行目のグラフでは、株価の上昇ショックに対して、失業率がマイナスの反応を示している。5列2行目のグラフでは、株価ショックに対して、物価が上昇している。

上記のインパルス反応分析から、「MB→R10SA→U」、「MB→R10SA→CPI」、「MB→STOCK→U」、「MB→STOCK→CPI」という関係が示唆される。これらの関係に対してVARモデルに基づき、Grangerの因果性検定を行う。まず、MBからR10SAへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0759であり、10%水準で棄却される。R10SAからUへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.9069であり、採択される。R10SAからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.8172であり、採択される。よって、「MB→R10SA→U」「MB→R10SA→CPI」という関係は、Grangerの因果性検定では支持されない。

次に、MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.3574であり、採択される。STOCKからUへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0003であり、棄却される。STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.1030であり、棄却される。よって、「MB→STOCK→U」「MB→STOCK→CPI」という関係は、Grangerの因果性検定では支持されない。ただし、この結果は、MBからSTOCKへの関係がGrangerの意味での因果性を持たないことから生じている。STOCKからUとCPIへの関係は因果性を有している。前章における全国・全期間における4変数モデルにおいては、MBからSTOCKへの関係はGrangerの意味での因果性を有しており、ここでのGrangerの因果性検定の結果には一定の留意が必要であると考え²⁷。

以上の生産を含むモデルと失業率を含むモデルのインパルス応答分析から、日本経済における失業率と物価は、株価と長期金利を経由して非伝統的金融政策により改善するが、この事はGrangerの因果性検定では裏付けることはできない。生産に関しては、インパルス反応分析及び因果性検定から、有意な結果は得られていない。生産に関するこの結果は、4章の分析と整合的である。

5.2 青森県における推定結果（推定期間：2001年3月から2016年1月）

最初に、生産、物価、マネタリーベース、長期金利、株価の5変数VARモデルを推定する²⁸。下記の図23は、インパルス応答関数である。ラグ次数は、LRに従い3とした²⁹。

²⁷ 推定期間をゼロ金利政策時に遡って拡大すると、「MB→STOCK→U」、「MB→STOCK→CPI」の関係は、Grangerの意味での因果性を有することを付言する。

²⁸ 長期金利と株価の順番を入れ替えたモデルも推定したが、結果に変化は生じなかった。

²⁹ このケースの推定でも、AIC基準やSIC基準での最適ラグ次数は1であった。よって、ここでもラグ次数の選択にLR基準を使用した。

このケースにおいても3列目が金融政策ショックに対する各変数のインパルス反応である。3列1行のグラフでは、生産が金融政策ショックに対して、20か月後より有意にプラスの反応をしている。2行目のグラフでは、物価が統計的には弱い、25か月よりプラスの反応を示す。3列4行目のグラフでは、金融政策ショックに対して、長期金利が12か月以降に統計的に有意にマイナスの反応をしている。3列5行目のグラフでは、金融政策ショックに対して、22か月以降、株価が有意にプラスの反応を示している。

4列1行目のグラフでは、長期金利の正（負）のショックが、30か月以降、生産高に負（正）の反応を有意にもたらしめている。4列2行目のグラフでは、長期金利のショックは物価に30か月以降、弱く影響を与えている。5列1行目のグラフでは、株価ショックは、3か月から8か月期まで生産高にプラスの影響を与える。5列2行目のグラフからは、株価ショックが、2か月後から15か月後まで、物価が有意にプラスの反応を示すことがわかる。

上記の結果からは、「MB→R10SA→Y」、「MB→R10SA→CPI」「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」という関係が成立する。

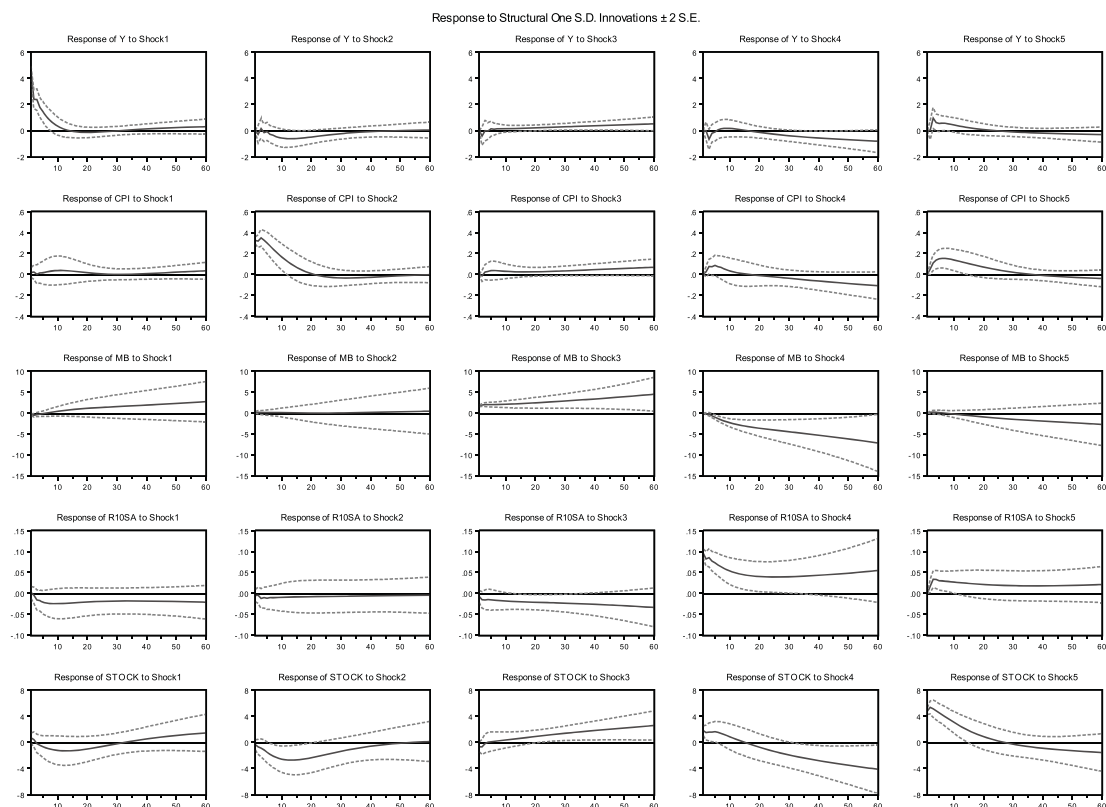


図23：青森県における5変数VARモデル(Y、CPI、MB、R10SA、STOCK)のインパルス応答関数(全期間)

この金融政策の伝播経路に対してGrangerの意味での因果性検定を行う。まず、MBからR10SAへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0528あり、10%水準で棄却される。R10SAからYへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0455であり、5%

水準で棄却される。R10SA からCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p 値が0.6617より採択される。よって、「MB→R10SA→Y」という関係は因果性を有するが、「MB→R10SA→CPI」という関係は因果性を有さない。次に、MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p 値が0.4722であり、採択される。STOCKからYへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p 値が0.0576であり、10%水準で棄却される。STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p 値が0.0667であり、10%水準で棄却される。「MB→STOCK→Y」、「MB→STOCK→CPI」という関係は、Grangerの因果性検定では支持されない。このモデルにおいては、因果性を有するのは、「MB→R10SA→生産高Y」のみである。「MB→STOCK→生産高Y」の関係が因果性を持たないことは、4変数VARモデル(Y、CPI、MB、STOCK)の結果と合わせて考えると妥当かもしれない。

次に、失業率、物価、マネタリーベース、長期金利、株価の5変数VARモデルを推定する³⁰。下記の図24は、インパルス応答関数である。ラグ次数は、2と仮定して推計を行った³¹。

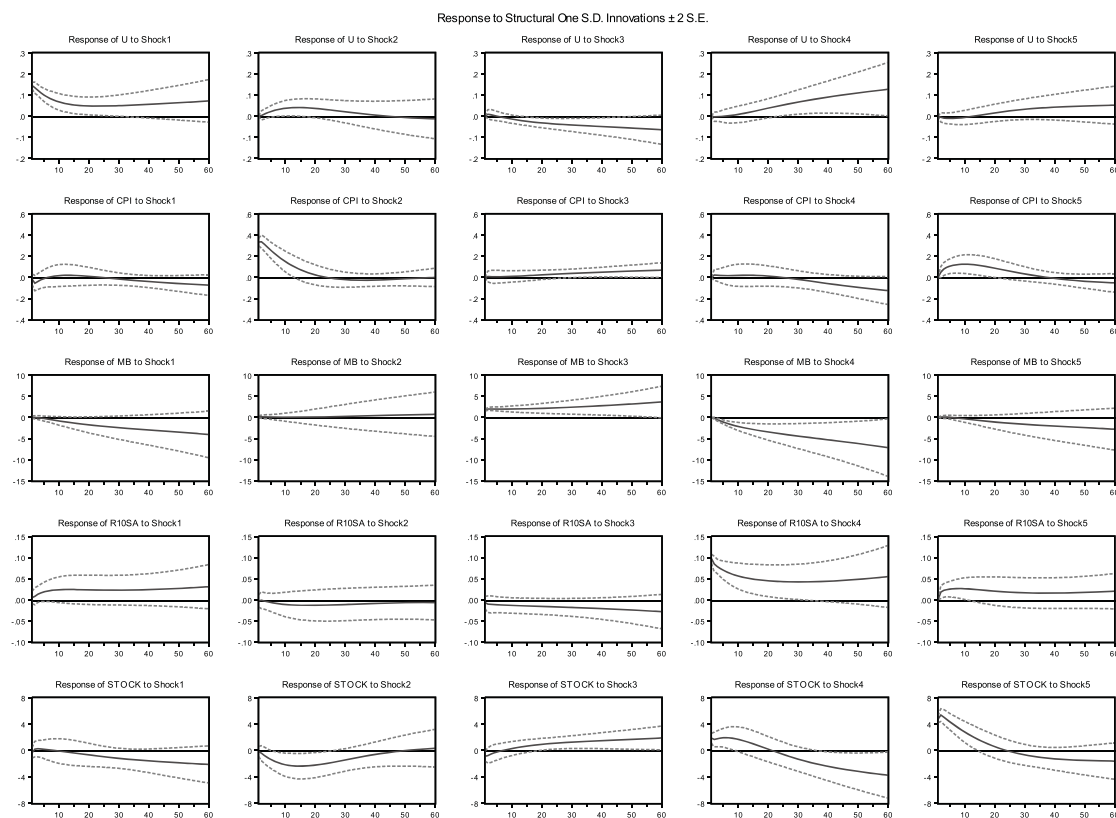


図24: 青森県における5変数VARモデル(U、CPI、MB、R10SA、STOCK)のインパルス応答関数(全期間)

³⁰ 長期金利と株価の順序を入れ替えて推計しても同様の結果が得られた。

³¹ このケースの推定は、LR基準、AIC基準、SIC基準での最適ラグ次数は1であった。ラグ次数を1としたレベルでのGrangerの因果性検定では問題が生じる。よってラグ次数は2と仮定した。ただし、ラグ次数を1とした推定によるインパルス応答関数は図24とほぼ同一であった。

図24の3列目が金融政策ショックに対する各変数のインパルス反応である。1番上のグラフから、失業率が金融政策ショックによって、12か月以降、有意にマイナスの反応をしていることがわかる。3列2行目のグラフでは、物価が金融政策ショックに対して、29か月以降にプラスの反応を示している。3列4行目のグラフでは、長期金利が金融政策ショックに対して、統計的には弱い意味で、20か月から40か月の間にマイナスの反応を示している。3列5行目のグラフでは、株価が、金融政策ショックに対して、20か月以降にプラスの反応を示している。

4列目1行のグラフでは、正（負）の長期金利ショックが、25か月以降、統計的に有意な意味で失業率に対して正（負）の効果を与えている。4列目2行のグラフでは、長期金利の正（負）ショックは、物価に45か月以降、統計的に弱い意味で負（正）の効果を与えている。5列目1行目のグラフでは、株価ショックが失業率にプラスの影響を与えている。これは、期待される結果と逆であるが、統計上の有意性は弱い。5列2行目のグラフでは、物価が、株価ショックに対して2か月後から20か月後にかけて、有意にプラスの反応をしている。

以上の分析から、「MB→R10SA→U」、「MB→R10SA→CPI」、「MB→STOCK→CPI」という関係が成立する。これらをGrangerの因果性検定で検証する。まず、MBからR10SAへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.1271であり、採択される。R10SAからUへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.8734であり採択される。また、R10SAからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.8232であり採択される。よって、「MB→R10SA→U」と「MB→R10SA→CPI」という関係はGrangerの因果性を有さない。

次に、MBからSTOCKへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.1166であり、採択される。STOCKからCPIへのGrangerの意味での因果性はないという帰無仮説は、p値が0.0465であり、5%水準で棄却される。よって、このモデルにおいては、「MB→STOCK→CPI」という関係は、Grangerの因果性検定では支持されない。

5変数VARモデルの推定結果をまとめると下記の表6となる。

表6. 株価と長期金利を含む5変数VARモデルの推定結果

	全 国		青 森	
	インパルス反応分析	因果性検定	インパルス反応分析	因果性検定
生産を含むモデル				
MB→R10SA→Y	×	×	○	○
MB→R10SA→CPI	○	×	○	×
MB→STOCK→Y	×	×	○	×
MB→STOCK→CPI	○	×	○	×
失業率を含むモデル				
MB→R10SA→U	○	×	○	×
MB→R10SA→CPI	○	×	○	×
MB→STOCK→U	○	×	×	×
MB→STOCK→CPI	○	×	○	×

上記の生産を含むVARモデルと失業率を含むVARモデルの青森県におけるインパルス反応分析からは、長期金利は生産、失業率、物価への量的緩和ショックの波及経路となっており、株価は、生産と物価への波及経路となっている。しかしながら、Grangerの因果性検定の結果を合わせて考慮すると、青森県において非伝統的金融政策が波及する経路は、長期金利の低下を通じた生産高の上昇という関係のみ確認された。物価や失業率においては、Grangerの因果性検定の結果から、非伝統的金融政策における波及経路は断定できない結果となった³²。先行研究においては、非伝統的金融政策の波及経路は、株価、長期金利、為替相場などとされている。青森県においては、全国とは異なった波及経路（例えば銀行貸出額）があるのかもしれない。

6. 結論

まず生産又は失業率、物価、マネタリーベースの3変数VARモデルの全期間における推定において、全国レベルでは、量的金融緩和ショックは、生産には有意な影響を与えないが、失業率を改善させ、物価を上昇させるという結果が得られた。同じ期間の青森県に対する推定では、量的金融緩和ショックは、生産、物価を引き上げ、失業率を改善させる。よって、非伝統的金融政策は、全国においても青森県においても实体经济にプラスの影響を与えている³³。ただし、青森県において、その効果が表れるのは、量的金融緩和ショックが生じた後の20か月後から33か月後である。これは、全国と比較すると1年から1年半の遅れが生じている。また、生産に関しては、青森県では、この全期間と量的・質的金融緩和政策時において、金融政策ショックにプラスの反応を示している。全国では、量的緩和政策時の5年間の推定期間のみ、生産が量的緩和ショックにプラスの反応を示している。このことから、非伝統的金融政策は、生産に関して、全国よりも青森県でより有効に作用していると思われる。

非伝統的金融緩和政策の实体经济への波及経路を明確にするために、株価を加えた4変数VARモデル、さらに長期金利を加えた5変数VARモデルの推定を行った。4変数VARモデルの推定結果（表5）と5変数VARモデルの推定結果（表6）から、日本経済への非伝統的金融政策の波及経路を考察すると、4変数VARモデルにおいては、非伝統的金融政策は、株価が波及経路となって、失業率を低下させ、物価を上昇させている。生産に関しては、量的緩和政策期のみ、本多等(2010)の主張通り、株価を通じて量的緩和ショックは生産を増大させている事がインパルス反応分析から

³² 青森県の物価に関しては、株価と生産を含む4変数VARモデルの推定結果により、株価が波及経路になっている可能性はある。

³³ ただし、この事は、失業率の改善が全産業の生産高を上昇させているという前提が必要となる。全国では、推定期間が全期間である場合、量的金融緩和ショックは、失業率を改善させるが鉱工業生産指数(生産)を改善させない。この事が全産業にあてはまるなら、非伝統的金融緩和政策が、国民所得を改善させていないことになる。もし日本経済の生産性が悪化しているのであれば、雇用が増大しても、生産高(所得)が上昇しないという事態が生じている可能性がある。金融政策によって、完全雇用が実現しても経済成長率が上昇しない経済構造になっているのかもしれない。

確認される³⁴。5変数VARモデルのインパルス反応分析においても、株価は失業率と物価への波及経路となっている。よって、非伝統的金融政策の日本経済への波及経路は、主に株価であると考えられる。ただし、この結果は、5変数VARのGrangerの因果性検定では、裏付けることはできないので、頑健性を有してはいない³⁵。

青森県においては、株価を含む4変数VARモデルにおいて、生産と失業率が、株価を通じて、金融政策ショックに有意に反応するという関係は検出されない。物価に関しては、生産を含む4変数VARモデルにおいてのみ、量的金融緩和ショックにより、株価を通じて上昇している。5変数VARモデルでは、インパルス反応分析においてのみ、株価は生産と物価への金融政策の波及経路となっているが、Grangerの因果性検定では、この関係は支持されない。よって、青森県において、株価は、非伝統的金融政策の波及経路であるという確証は得られなかった。青森県経済に対する非伝統的金融政策の波及経路として、5変数VARモデルにおけるインパルス反応分析とGrangerの因果性検定において、支持されたのは、マネタリーベースが長期金利を低下させ、生産を増大させるという関係のみであった。青森県において、非伝統的金融政策の波及経路として確定できたのは、長期金利のみである。非伝統的金融政策に関わる先行研究において、2001年3月の量的緩和以降の金融政策波及経路は、株価、長期金利、為替相場などとされている³⁶。青森県においては、全国とは別の波及経路があるのかもしれない³⁷。青森県の多くの企業は、直接金融市場にアクセスしていない可能性があるので、例えば、銀行貸出額が金融政策の波及経路である可能性がある。

青森県における推定結果をまとめると、非伝統的金融政策の効果は全国より遅れて生じるが、この金融政策の波及経路として確定しているのは、株価ではなく長期金利である、となる。まず、株価が波及経路と確定しないのは、青森県において株式を公開している企業が極端に少ないことが原因であろう。株価が金融政策の波及経路になる一つの要因は、量的金融緩和ショックがTobin's qを上昇させ、設備投資を促すことにあるが、これは、株式を公開している企業にのみ生じる事態である。また、脚注37に記したように為替相場も青森県においては金融政策の波及経路ではない可能性がある。量的金融緩和による株価の上昇と円安の効果は、比較的早く生じると考えられる。長期金利の低下が实体经济に効果をもたらすのは比較的時間を要する。長期金利が低下すれば、企業は設備投資を慎重に計画し、銀行に借入を申し込む。銀行は、企業の財務状況を審査するが、設備資金の返済は長期に及ぶため、短期の運転資金貸出とは異なり、時間を掛けて審査を行うであろう。

³⁴ 本多等(2010)の結論は、推定期間を長期化するか、モデルの枠組みを変更すると支持されなかった。この主張はQE期のみ成立するのかもしれない。

³⁵ 5変数VARモデルのインパルス反応分析においては、長期金利も、全国の失業率と物価への金政策波及経路となっているが、Grangerの因果性検定では、この事は支持されない。

³⁶ 例えば、岩田・日本経済研究センター(2014)など。

³⁷ 予備的に、生産又は失業率、物価、マネタリーベース、名目実効為替相場の4変数VARモデルを青森県を対象に推定してみたが、為替相場が金融政策の波及経路であるという関係は検出できなかった。ただし、より厳密な推定を行う必要があり、これは今後の課題としたい。

この様な要因により、長期金利が低下し、実際に設備投資が行われるには時間が必要である。この設備投資が企業の資本設備として稼働し、生産が上昇するにも一定の時間が必要である。青森県において非伝統的金融政策の効果の発動が全国に遅れて生じるのは、その主要な波及経路が長期金利であるからかもしれない。

次に青森県において、量的緩和ショックが第2次産業の活動量である鉱工業生産指数を引き上げる効果が、全国レベルよりも大きい理由を考察する。青森県の労働者一人当たりの民間資本ストックは、全国平均以下であると予想される³⁸。これは、青森県には限界的に収益性の高い投資案件が存在することを意味しており³⁹、金融政策ショックにより長期金利が低下すると、青森県の製造業において投資が促され、生産を拡大させることにつながる。

金融政策において、中央銀行は、コールレートやマネタリーベースを操作し、マネーストック、銀行貸出額、株価、為替相場、長期金利という中間目標を変動させ、国民所得、物価、失業率、経常収支などの最終目標のコントロールを試みる。本稿においては、非伝統的金融政策の波及経路を株価と長期金利に限定して推定を行った。これは、先行研究の結果を踏まえ、日本国全体と青森県における波及経路を比較し、相違点がないかを検証する事を意図したからである。しかしながら、株価（日経平均）や長期金利（日本国債10年物利回り）などは、全国で一つの市場において決定されるもので、青森県の実体経済との相関は低いのもかもしれない。よって、金融政策の波及経路を、青森県の銀行貸出額、貸出金利、不動産価格などに変更すれば、今回の推定で明らかにできなかった、青森県の失業率への金融政策の波及経路を検出できる可能性がある。また、青森県経済の生産量にいかなるデータを用いるかという問題が存在する。本稿の推定では、鉱工業生産指数と失業率を用いたが、前者は第2次産業しかカバーできず、後者を生産量の代理変数として用いるには、失業率と生産量に安定した関係があるという前提が必要である。今のところ、都道府県別のGDPは、暦年及び年度データでしか公表されていないようである。理想としては、実質GDPを用いたいだが、現状では、鉱工業生産指数と失業率を使用するしかない。しかしながら、産出量を表すより望ましいデータを用いる必要がある。これも今後の課題といたしたい。本研究の推定において、Grangerの因果性検定を行う際に、Toda and Yamamoto (1995)の方法のみを用いて、伝統的な検定方法である変数の階差をとって検定する方法、Error Correction Modelを用いる方法、Toda and Phillipsの方法は用いなかった。また、構造VARにおける変数間に課す制約は、長期制約やSims-Zhaアプローチなど本研究で使用した以外の制約もある。この様な別の分析手法を用いて、より詳細な検討も必要かもしれない。これも今後の課題である。

³⁸ 2009年の県民経済計算により、青森県の労働者一人当たりの資本ストックは、全国平均の約1.5倍である。しかし、内閣府政策統括官（経済社会システム担当）(2012)を用いて、資本ストックを民間と社会資本ストックに分類すると、青森県の労働者一人当たりの民間資本ストックは、全国平均の約60%である。

³⁹ 大越(2011)の図1によれば、1990年度から2007年度において、青森県の実質GDPに占める民間設備投資の割合は、16%であり、比較的高水準である。ちなみに、北海道は12%、岩手は14%、秋田15%、東京は約14%強、神奈川は約14%強、埼玉14%弱である。

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.

岩田一政・日本経済研究センター (2014) 『量的・質的金融緩和—政策の効果とリスクを検証する』

日本経済新聞出版社

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.

白塚重典・寺西勇生・中島上智 (2010) 「金融政策コミットメントの効果：わが国の経験」

『金融研究』 日本銀行金融研究所, Vol.29, No.3, pp.239-266.

原田泰・増島稔 (2008) 「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」

内閣府経済社会総合研究所, Discussion Paper Series, No.204, pp.1-30.

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.

内閣府政策統括官 (経済社会システム担当) (2012) 『日本の社会資本』 内閣府, pp.1-298.

<http://www5.cao.go.jp/keizai2/jmcs/docs/pdf/jmcs2012.pdf>

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.

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.

Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995) "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics*, Vol.66, pp.225-250.